

# REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

---

RIELF 2020, Vol. 5, N°1

Association Internationale  
des Economistes de Langue Française



avec la collaboration de



UNIwersYTET  
EKONOMICZNY  
W POZNANIU

l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań



L'Université Bernardo O'Higgins - Chili

---

## Co-directeurs de la publication

Jean-Christophe POUTINEAU, coordonnateur spécifique du numéro 1/2020 de la RIELF, Université de Rennes 1, France  
Krzysztof MALAGA, rédacteur en chef, USEGP, Pologne

## Comité éditorial

Alastair ALINSATO, Bénin  
Camille BAULANT, France  
Matouk BELATTAF, Algérie  
Francis BISMANS, Belgique  
Horst BREZINSKI, Allemagne  
Abdelaziz CHERABI, Algérie  
Bernard COUPEZ, France  
Jean-Jacques EKOMIE, Gabon  
Jules-Roger FEUDJO, Cameroun  
Camelia FRATILA, Roumanie  
Marian GORYNIA, Pologne  
Driss GUERRAOUI, Maroc  
Juliana HADJITCHONEVA, Bulgarie  
Vidal IBARRA-PUIG, Mexique  
Nafii IBENRISSOUL, Maroc  
Michel LELART, France  
Laura MARCU, Roumanie  
Boniface MBIH, France

Isabel MOCOROA-VEGA, Espagne  
Mbodja MOUGOUE, États-Unis  
Thierry PAIRAULT, France  
Jacques POISAT, France  
Jean-Christophe POUTINEAU, France  
Carlos QUENAN, Argentine  
Marek RATAJCZAK, Pologne  
Alain REDSLOB, France  
Xavier RICHET, France  
Jeannette ROGOWSKI, États-Unis  
Paul ROSELE CHIM, France  
Claudio RUFF ESCOBAR, Chili  
Baiba ŠAVRINA, Lettonie  
Lansana SEYDI, Brésil  
Viatcheslav SHUPER, Russie  
Abdou THIAO, Sénégal  
Roger TSAFACK NANFOSSO, Cameroun  
François VAILLANCOURT, Canada

## Comité de rédaction

Krzysztof MALAGA, rédacteur en chef, USEGP, Pologne  
Małgorzata MACUDA, secrétaire de rédaction, USEGP, Pologne

Eliza SZYBOWICZ, soutien éditorial, USEGP, Pologne  
Marta DOBRECKA, rédactrice technique, USEGP, Pologne

© Copyright by Association Internationale des Economistes de Langue Française, Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań  
Paris, Poznań 2020

La RIELF offre son contenu complet en accès libre sous licence Creative Commons BY NC SA 4.0

ISSN 2551-895X  
e-ISSN 2727-0831

Edition digitale et imprimée  
Editions de l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań  
Projet de couverture : Izabella Jasiczak, Bernard Landais, Krzysztof Malaga, Eduardo Téllez

**TABLE DES MATIÈRES**

<b>Avant-propos (Jean-Christophe Poutineau et Krzysztof Malaga) .....</b>	<b>3</b>
CHRISTIAN BORDES	
<b>La BCE dans l'aventure des taux négatifs : la NIRP .....</b>	<b>9</b>
JEAN-CHRISTOPHE POUTINEAU	
<b>Enseigner la Nouvelle Macroeconomie Internationale à l'aide d'un modèle « jouet » .....</b>	<b>36</b>
JEAN-JACQUES DURAND, GUILLAUME L'CEILLET	
<b>Consolidation budgétaire : quelles différences entre thérapie de choc et ajustement graduel ? .....</b>	<b>58</b>
JEAN-PHILIPPE BOUSSEMART, WALTER BRIEC, ROGER PERMAN, CHRISTOPHE TAVERA	
<b>Influence de la distance technologique sur le coefficient de la Loi d'Okun .....</b>	<b>78</b>
CAROLE HARITCHABALET, LAETITIA LEPETIT, KEVIN SPINASSOU	
<b>Le ratio de levier comme renforcement des fonds propres : une analyse empirique des conséquences sur le risque et le crédit bancaires .....</b>	<b>100</b>
PIERRE-NICOLAS REHAULT, ALAIN SAUVIAT	
<b>L'invention du <i>shadow banking</i> .....</b>	<b>142</b>
ISABELLE CADORET, VÉRONIQUE THELEN	
<b>Précarité énergétique en Europe : existe-t-il une relation de Kuznets ? .....</b>	<b>166</b>
CATHERINE BENJAMIN, ALEJANDRA GIRALDO HURTADO	
<b>Comment économiser la ressource eau en agriculture ? .....</b>	<b>187</b>
MARIE-ESTELLE BINET, DENIS DELGAY-TROISE, JEAN-SÉBASTIEN PENTECÔTE	
<b>Education, fiscalité et inégalités de revenu : quels choix par l'électeur médian ?..</b>	<b>203</b>
THOMAS LE TEXIER, LUDOVIC RAGNI	
<b>Concurrence 'hybride', innovation et régulation : un modèle de duopole .....</b>	<b>222</b>
ÉRIC MALIN	
<b>Dynamique de réseau : hétérogénéité, rationalité et inertie .....</b>	<b>242</b>



## AVANT-PROPOS

Ce numéro 1 du volume 5 de la *Revue Internationale des Economistes de Langue française* est un volume *varia* constitué de 11 articles balayant un spectre très large de recherches tant théoriques qu'empiriques sur des domaines liés à la macroéconomie et à la microéconomie. Il a été réalisé sous la direction du professeur Jean-Christophe Poutineau de l'Université de Rennes 1, à l'invitation du rédacteur en chef Krzysztof Malaga, conformément aux principes éditoriaux du RIELF. La thématique en est très large puisqu'elle couvre des questions de macroéconomie monétaire, financière et réelle, d'économie bancaire, d'économie des ressources naturelles ainsi que des questions d'économie publique ou d'économie industrielle. De fait, de nombreuses questions d'actualité sont traitées à l'aide des développements récents de l'analyse économique : la compréhension de la politique de taux d'intérêt négatifs de la BCE, la consolidation budgétaire des états européens, la précarité énergétique, le « shadow-banking », l'économie numérique, pour ne citer que quelques exemples.

Les quatre premiers articles de ce numéro sont dédiés à des questions macroéconomiques.

L'article de **Christian BORDES** intitulé « **La BCE dans l'aventure des taux négatifs : la NIRP** » revient sur l'expérience récente de la BCE mettant en place la politique de taux négatifs. En effet, la BCE a été la première des banques centrales du G4 à faire entrer, en juin 2014, son taux d'intérêt en territoire négatif (NIRP, Negative Interest Rate Policy). Cette mesure est la plus controversée des mesures non conventionnelles adoptées à la suite de la crise financière de 2008. L'objet de l'article de Christian Bordes est de dresser un panorama des particularités de cette politique. Son adoption marque, fin 2014 – début 2015, le passage de l'action de la BCE à une politique monétaire véritablement non conventionnelle. Elle témoigne d'une nouvelle stratégie d'assouplissement monétaire, bien plus radicale, où la NIRP compose, avec le « guidage prospectif » (i.e. la mise en œuvre de la *forward guidance*) et un programme d'achats d'actifs, un triptyque destiné à stopper une spirale déflationniste. Dans cet article, l'auteur discute les mécanismes de transmission et les effets attendus de cette politique à la lumière de la théorie et des expériences précédentes, en Suède et au Danemark. Il en dresse ensuite un bilan d'étape, au regard de l'objectif poursuivi tout en s'interrogeant sur ses effets controversés, notamment pour le système bancaire de la zone euro. Enfin,

les principaux enseignements de cette véritable aventure en terres inconnues sont tirés et les difficultés pour en sortir évoquées.

Le deuxième article, rédigé par **Jean-Christophe POUTINEAU**, est intitulé « **Enseigner la Nouvelle Macroéconomie Internationale à l'aide d'un modèle jouet** ». Il propose un modèle statique représentatif des développements récents de la macroéconomie ouverte pour traiter des questions de mise en œuvre de la politique monétaire en économie ouverte. Ce cadre permet de présenter de manière simple et dans un cadre contemporain aussi bien des résultats standards de la macroéconomie ouverte (telles que les règles d'affectation des politiques en fonction du système de change adopté) que d'introduire quelques résultats récents concernant la conduite de la politique monétaire (telle la situation de « coïncidence divine » permettant à la banque centrale d'amortir complètement les chocs de demande sur l'équilibre global ou le résultat « NICE » – Near International Cooperative Equilibrium – soulignant l'absence de gain en bien être à coordonner les politiques monétaires).

L'article de **Jean-Jacques DURAND** et **Guillaume l'CEILLET** intitulé « **Consolidation budgétaire : quelles différences entre thérapie de choc et ajustement graduel ?** » revient sur la question de la conduite des politiques budgétaires en situation de contrainte financière. Après avoir conduit des politiques budgétaires expansionnistes durant la crise économique, plusieurs pays, confrontés à une montée de l'endettement public, ont dû mettre en œuvre des plans de consolidation budgétaire afin de rétablir la soutenabilité de leurs finances publiques. Cet article évalue les conséquences de deux stratégies opposées pouvant être suivies pour atteindre cet objectif. La première approche consiste en une « thérapie de choc » qui répondrait à une urgence financière qui conduirait à une possible faillite. Une seconde approche vise à lisser l'ajustement budgétaire pour contenir les effets récessifs d'une telle politique. Dans leur article, Jean-Jacques Durand et Guillaume l'Ceillet comparent les effets macroéconomiques de chaque stratégie à partir d'une base de données identifiant les épisodes de consolidation budgétaires sur une méthode narrative (FMI, 2011) plutôt que statistique (déficit budgétaire ajusté du cycle). Cette approche leur permet d'observer que si les deux types d'approche présentent des effets similaires sur les variables macroéconomiques étudiées, la thérapie de choc conduit à des effets sensiblement plus élevés sur la demande privée.

Dans leur article intitulé « **Influence de la distance technologique sur le coefficient de la Loi d'Okun** », **Jean-Philippe BOUSSEMART**, **Walter BRIEC**, **ROGER PERMAN** et **Christophe TAVERA** présentent une étude du coefficient d'Okun dans un cadre prenant en compte le gap technologique des pays par rapport à la frontière internationale en matière d'efficacité productive. Leur analyse renvoie à une littérature très riche qui s'est développée depuis les années 60 à la suite de la mise en évidence par Arthur Okun d'une corrélation négative de court terme entre l'output et le taux de chômage. L'article figurant dans ce numéro de la RIELF

tente d'examiner la sensibilité du coefficient d'Okun aux caractéristiques de l'offre macroéconomique des pays à partir de son écart à la frontière internationale en matière d'efficacité productive. L'objectif de ce papier est plus précisément d'évaluer le lien entre le niveau du gap technologique des différents pays et l'hétérogénéité des coefficients de la Loi d'Okun entre les pays. Les résultats empiriques obtenus par les auteurs montrent que la corrélation de court terme entre les mouvements du PIB réel et ceux du taux de chômage est positivement corrélée avec la distance technologique des différents pays par rapport à la frontière technologique mondiale.

Les deux articles suivants sont consacrés à des questions d'économie bancaire. Le premier papier est intitulé « **Le ratio de levier comme renforcement des fonds propres : une analyse empirique des conséquences sur le risque et le crédit bancaires** ». Dans cette étude, **Carole HARITCHABALET**, **Laetitia LEPETIT** et **Kevin SPINASSOU** proposent une analyse empirique de l'impact d'un ratio de levier couplé à un ratio de capital pondéré du risque sur l'offre de crédit et la prise de risque des banques suite aux récentes réformes de la réglementation bancaire. Cette analyse couvrant la période 2000-2014 est menée à l'aide d'une base de donnée comprenant 66 pays. Les auteurs trouvent que les banques octroient moins de crédit et optent pour davantage de risque dans les pays où un ratio de levier est appliqué, indépendamment de la qualité de la supervision locale. De plus, un meilleur contrôle des fonds propres ne compense pas ces effets négatifs du ratio de levier.

Le second article consacré à l'économie bancaire est intitulé « **L'invention du shadow banking** ». Dans cet article, **Pierre-Nicolas REHAULT** et **Alain SAUVIAT** reviennent sur la vaste littérature consacrée à l'analyse du phénomène du Shadow Banking, considéré comme le principal responsable de la débâcle bancaire et financière de la crise financière de 2007-2008. L'objectif de cet article est plus particulièrement de présenter les racines du phénomène, préalable indispensable afin d'en établir le rôle dans le financement du crédit. À la lumière de ces éclairages sur les outils de la finance moderne, cet article offre une lecture du phénomène qui mène progressivement à s'interroger sur le basculement du système financier vers une dynamique de collatéralisation intensive.

Deux articles sont ensuite dédiés à la question des ressources naturelles et des matières premières. Le premier article est intitulé, « **Précarité énergétique en Europe : Existe-t-il une relation de Kuznets ?** ». Dans cette étude, **Isabelle CADORET** et **Véronique THELEN** abordent la question de la précarité énergétique, problème récemment identifié en Europe – notamment dans les pays du Sud et de l'Est. Leur article propose d'analyser ce phénomène comme une expression des inégalités environnementales. Il teste la présence d'une relation de Kuznets entre précarité énergétique et PIB par tête en Europe. Les données utilisées couvrent 28 pays européens de 2004 à 2017. Deux indicateurs de précarité sont retenus, le pourcentage de personnes étant dans l'incapacité de maintenir une température suffisamment chaude dans le logement et un indicateur composite. Les auteurs

montrent l'existence d'une relation non linéaire entre précarité énergétique et revenu par tête en forme de U (et non pas en forme de U inversé comme dans la relation de Kuznets). Ce résultat leur permet d'observer qu'en Europe le développement économique a été un facteur important de réduction de la pauvreté énergétique mais qu'il existe un seuil de revenu par tête à partir duquel la croissance économique ne réduit plus la précarité énergétique.

Dans l'article intitulé « **Comment économiser la ressource eau en agriculture ?** », Catherine BENJAMIN et Alejandra GIRALDO HURTADO évaluent comment, dans le cadre de l'irrigation des surfaces cultivables, l'amélioration de l'efficacité de la technologie d'usage d'une ressource peut conduire à l'augmentation de la consommation de cette ressource. L'irrigation représente plus de 70% de l'utilisation d'eau au niveau mondial et l'amélioration de l'efficacité de l'utilisation de l'eau est généralement présentée comme une opportunité pour réaliser des économies d'eau dans le secteur agricole. Un levier d'action est la mise en place de mesures pour inciter les producteurs à investir dans des technologies plus économes en eau. Toutefois, l'amélioration de l'efficacité peut avoir un effet non attendu. En raison de modification des comportements individuels des exploitants agricoles, la demande en eau peut augmenter. En effet, les agriculteurs peuvent avoir une incitation à utiliser plus d'eau soit par exemple en irriguant des surfaces agricoles supplémentaires ou en cultivant d'autres cultures nécessitant plus d'eau. Toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de l'efficacité de l'irrigation augmente la productivité du facteur de production. Cette adaptation de comportement est connue dans la littérature économique sous le nom d'effet rebond ou paradoxe de Jevons.

Les trois derniers articles de ce numéro abordent des questions de nature plus microéconomique.

L'article intitulé « **Education, fiscalité et inégalités de revenu : quels choix par l'électeur médian ?** » s'inscrit dans la continuité des travaux de Meltzer and Richard (1981) consacré au lien entre inégalités et redistribution étudié en retenant le cadre du modèle de l'électeur médian. Dans ce papier, Marie-Estelle BINET, Denis DELGAY-TROISE et Jean-Sébastien PENTECÔTE proposent un cadre théorique original avec choix hétérogènes de qualification par les actifs-électeurs. Dans ce cadre d'analyse ils montrent tout d'abord comment le choix de qualification par l'électeur décisif influe directement sur ses préférences en matière de taxation des revenus, et réciproquement. Toutefois, si une baisse des coûts d'éducation accroît la part de la population éduquée, son effet sur la redistribution est contrasté. Des économies aux coûts d'éducation proches peuvent choisir des taux de redistribution élevés ou faibles, en dépit de fortes inégalités. Ce résultat invalide en partie l'analyse de Meltzer et Richard.

L'article de Thomas LE TEXIER et Ludovic RAGNI intitulé « **Concurrence 'hybride', innovation et régulation : un modèle de duopole** » propose un cadre

---

dans lequel une firme et une communauté se concurrencent en produisant des services numériques tout en ayant la possibilité de partager leurs innovations pour développer leurs propres activités. Dans cet environnement, les auteurs montrent que la firme bénéficie toujours d'un changement de régime 'ouvert' ou 'fermé' d'innovation. L'analyse numérique proposée dans ce papier souligne que, si un 'basculement fermé' est favorable au bien-être social et à l'innovation agrégée, celui-ci n'est pas systématiquement profitable à la firme. Ces observations mettent en évidence une défaillance de marché potentielle, tout en nuancant les vertus du paradigme d'innovation ouverte en matière de maximisation des profits

Le dernier article d'Éric MALIN intitulé « **Dynamique de réseau : hétérogénéité, rationalité et inertie** » revisite les travaux de Farrell et Saloner sur les processus d'adoption technologique, analyse les problèmes liés à la chronologie et à l'effet d'inertie dans ces situations. Dans cet article l'analyse – centrée sur l'interaction des effets de réseau et des externalités informationnelles – montre que la révélation d'information, par ses effets *backward* et *forward*, peut dans certain cas éliminer l'inertie inefficace alors que toute la littérature sur les réseaux a majoritairement mis l'accent sur les effets de *bandwagon* donnant systématiquement lieu à des comportements d'entraînement ou surtout d'inertie excessive.

*Jean-Christophe Poutineau et Krzysztof Malaga*



# LA BCE DANS L'AVENTURE DES TAUX NÉGATIFS : LA NIRP

## The ECB in the adventure of negative rates: The NIRP

**CHRISTIAN BORDES<sup>1</sup>**

Professeur honoraire des Universités, France  
bordes.christian@wanadoo.fr

« Aventure : Entreprise remarquable par le grand nombre de ses difficultés et l'incertitude de son aboutissement »  
(*Dictionnaire du Centre National de Ressources Textuelles et Lexicales*)

**Abstract :** The ECB was the first of the G4 central banks to bring its interest rate into negative territory (NIRP, Negative Interest Rate Policy) in June 2014. In the arsenal used by the ECB, it is undoubtedly the most controversial. The aim of the article is to give an overview of this experience. He underlines that the adoption of the NIRP marks, in late 2014 – early 2015, the transition of ECB action to a truly unconventional monetary policy. It is part of the adoption of a new, much more radical, monetary easing strategy, in which the NIRP composes, with *forward-looking guidance* and an asset purchase program, a triptych intended to fight against triggering a deflationary spiral and bringing inflation close to the target set by the ECB. Its transmission mechanisms and expected effects are then presented along with the main lessons from NIRP previous experiences in Sweden and Denmark. Afterwards, a progress report is proposed, with regard to the objective pursued, where the controversy surrounding its effects is exposed, by questioning in particular its consequences for the situation of the banking system in the euro zone. Finally, the main lessons from this real adventure in unknown lands are learned and the difficulties encountered in leaving the NIRP mentioned.

**Keywords :** monetary policy.

**Résumé :** La BCE a été la première des banques centrales du G4 à faire entrer, en juin 2014, son taux d'intérêt en territoire négatif (NIRP, Negative Interest Rate Policy). Dans l'arsenal utilisé, cette mesure est la plus controversée. Cet article vise à dresser un panorama de la

---

<sup>1</sup> Je tiens à remercier Jean-Christophe Poutineau – qui est à l'origine de cet article – et Jean-Sébastien Pentecôte – dont les remarques et le concours m'ont été précieux lors de sa finalisation. Achevé de rédiger à l'issue de la réunion du Conseil des gouverneurs de la BCE du 12 mars 2020.

NIRP. Son adoption marque, fin 2014 – début 2015, le passage de l'action de la BCE à une politique monétaire véritablement non conventionnelle. Elle témoigne d'une nouvelle stratégie d'assouplissement monétaire, bien plus radicale, où la NIRP compose, avec le « guidage prospectif » et un programme d'achats d'actifs, un triptyque destiné à stopper une spirale déflationniste. Ses mécanismes de transmission et ses effets attendus sont discutés à la lumière de la théorie et des expériences précédentes, en Suède et au Danemark. Puis, un bilan d'étape est proposé, au regard de l'objectif poursuivi tout en s'interrogeant sur ses effets controversés, notamment pour le système bancaire de la zone euro. Enfin, les principaux enseignements de cette véritable aventure en terres inconnues sont tirés et les difficultés pour en sortir évoquées.

**Mots-clés :** politique monétaire, les banques centrales et leurs politiques, études d'épisodes de politique économique particuliers.

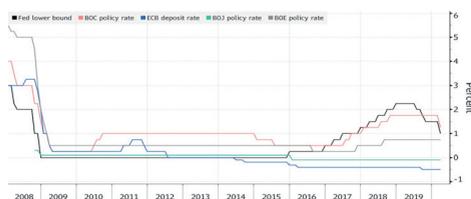
**JEL Classification :** E52, E58, E65.

## Introduction

Au cours de la période qui a suivi la crise financière globale, l'action des banques centrales du G4 – Banque d'Angleterre (BoE) ; Banque Centrale Européenne (BCE) ; Réserve fédérale des États-Uni (Fed) ; Banque du Japon (BoJ) – a connu de profonds bouleversements. Toutes ont abaissé – de manière plus ou moins agressive – leurs taux d'intérêt directeurs pour les amener au voisinage de zéro (graphique 1).

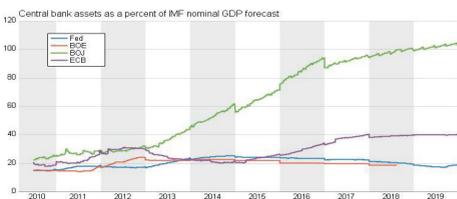
Par ailleurs, des mesures non conventionnelles sont venues prendre le relais de leur action traditionnelle. À un moment ou à un autre, elles ont toutes adopté le « guidage prospectif » (FG, *forward guidance*) et eu recours à l'achat d'actifs à grande échelle (*large scale asset purchase*) ou « assouplissement quantitatif » (QE, *quantitative easing*), cette dernière mesure se traduisant par une explosion sans précédents de leurs bilans (graphique 2).

Leur action non conventionnelle n'a toutefois pas revêtu une parfaite uniformité. De son côté, la BCE, si elle a tardé à mettre en place le QE et la FG, s'est



**Graphique 1. Évolution des taux directeurs des banques centrales du G4**

Source : (Bloomberg).



**Graphique 2. Bilans des banques centrales du G4**

Source : (Reuters).

notamment singularisée en étant la première des « grandes banques centrales » à faire entrer, en juin 2014, son taux d'intérêt en territoire négatif (NIRP, Negative Interest Rate Policy), suivie peu de temps après par la BoJ, alors que la BoE et la Fed ne l'ont jamais fait, sans toutefois écarter définitivement cette éventualité (voir, i.e., Bernanke, 2020). Cette originalité nous amène à nous intéresser ici à cette mesure, d'autant que, dans l'arsenal utilisé par la BCE, elle est sans aucun doute la plus controversée, chez les experts, dans les milieux bancaires et financiers, et aussi, plus largement, dans l'opinion publique, notamment dans les pays du nord de la zone euro.

Son examen sera articulé comme suit. Dans une première section, le contexte dans lequel la NIRP a été adoptée est rappelé ; elle marque une nouvelle approche dans l'assouplissement monétaire, fondée sur un triptyque dont la NIRP est un élément aux côtés du « guidage prospectif » (FG, *forward guidance*) et d'un programme d'achats d'actifs (APP, *asset purchase programme*). Dans une deuxième section, les mécanismes de transmission et les effets attendus de la NIRP selon la théorie économique sont présentés ainsi que les principaux enseignements des expériences précédentes en la matière. Une troisième section propose un bilan d'étape de la NIRP de la BCE et des points de la controverse qui l'entoure, en insistant notamment sur ses effets sur le système bancaire de la zone euro. La conclusion tire les principaux enseignements et évoque les difficultés pour sortir de la NIRP.

## 1. Vers l'adoption de la NIRP et sa justification

### 1.1. Les trois phases de l'assouplissement monétaire (2008-2020)

La période qui va de la crise financière globale à aujourd'hui a été caractérisée par un assouplissement prononcé de l'action monétaire de la BCE, marquée par trois phases.

Au cours de la première (2008 à 2011), où l'incertitude atteint des sommets fin 2008 – début 2009, la BCE cherche à lutter contre le ralentissement de l'activité économique au moyen de ses outils de politique monétaire traditionnels, avec une baisse marquée (300 points de base en l'espace de sept mois) de son principal taux directeur (graphique 1). Simultanément, elle s'attache à remédier aux dysfonctionnements apparus sur certains segments des marchés des capitaux par des programmes non conventionnels destinés à augmenter son offre de liquidités ; en 2009, un premier programme d'achats d'obligations sécurisées (CBPP, *covered bond purchase programme*, CBPP1) émises par les banques est lancé ; en 2010, la BCE s'attache à apaiser les marchés des obligations publiques en achetant des titres émis par la Grèce, l'Irlande et le Portugal dans le cadre de son *Securities Markets Program* (SMP). Les deux séries de mesures – conventionnelles et non conventionnelles

– sont alors nettement séparées, même si les secondes contribuent à renforcer les premières. Cette séparation apparaît dans l'évolution du bilan de l'Eurosystème qui s'inscrit alors dans le prolongement de la tendance observée avant la crise, en dépit d'une irrégularité marquée (graphique 2). Au premier semestre 2011, l'incertitude s'est évanouie, la situation économique s'est améliorée dans la zone euro, à tel point que, au sein même de la BCE ainsi qu'à l'extérieur, les discussions et les réflexions portent sur la stratégie de sortie de crise, notamment l'abandon des mesures non conventionnelles et un retour « à la normale » en matière monétaire. À l'issue de sa réunion du mois d'avril 2011, le Conseil des gouverneurs augmente de 25 points de base le taux de la facilité de dépôt à un jour – en le portant à 0,50% – ainsi que son principal taux directeur – relevé de 1% à 1,25% (graphique 1). S'agissant de ses décisions à suivre, il annonce qu'il agira de manière agressive si nécessaire au cours de l'année pour éviter une hausse prolongée de l'inflation, dopée par la forte croissance des économies émergentes et la flambée des prix du pétrole. Conformément à cette annonce début juillet, la BCE réagit à un dépassement de son objectif de hausse des prix – 2,7% en juin – en relevant le Refi de 25 pbs à 1,5%.

La deuxième phase débute au cours du second semestre de 2011 par une détérioration marquée de la situation économique avec l'intensification de la crise de la dette souveraine européenne, coïncidant avec une forte remontée de l'incertitude, si bien qu'une stratégie de sortie des mesures non conventionnelles n'est plus d'actualité. Bien au contraire, c'est la question de leur approfondissement qui est posée. S'agissant des actions conventionnelles, la BCE reprend le mouvement de baisse de ses taux directeurs interrompu quelque temps (graphique 1). S'agissant des mesures non conventionnelles, en réponse à la vulnérabilité du système bancaire liée à la crise de la dette souveraine, la BCE lance une première tranche d'opérations de refinancement sur trois ans (LTRO, *longer-term refinancing operations*) visant à soutenir les activités de crédit des banques et à améliorer la liquidité du marché monétaire ; ces opérations se traduisent par une forte expansion (près de 600 milliards d'euros) du bilan de l'Eurosystème (graphique 2). Dans le même temps, le programme d'achats d'obligations sécurisées déjà en place est étendu et élargi. Enfin, l'annonce par la BCE de son programme d'opérations monétaires sur titres (OMT, *Outright Monetary Transactions*) contribue également à assouplir les conditions monétaires dans la zone euro.

La troisième phase (de 2014 à aujourd'hui) est marquée par plusieurs changements notables. Tout d'abord, contrairement aux dispositions déjà adoptées, les mesures nouvelles prises par la BCE, en juin 2014 et en janvier 2015, ne s'inscrivent pas dans un contexte de crise et d'une forte montée de l'incertitude. Ensuite, elles se traduisent par une expansion sans précédent du bilan de l'Eurosystème (graphique 2). Plus précisément, la stratégie de la BCE s'articule désormais autour d'un triptyque, explicitement orienté vers un objectif de politique monétaire et destiné à stopper le déclenchement d'une spirale déflationniste, constitué par : 1° la NIRP,

amorcée avec l'abaissement du taux d'intérêt payé sur la facilité de dépôt à - 0,1% en juin 2014 afin de réduire les coûts de l'emprunt pour les gouvernements, les entreprises et les ménages et de soutenir ainsi l'économie réelle ; 2° le « guidage prospectif » – qui opère à la fois en ancrant les anticipations sur le niveau des taux futurs à court terme et en réduisant la volatilité autour de ce niveau – introduit à la suite de la réunion du Conseil des gouverneurs du 4 juillet 2013 ; 3° un programme d'achat d'actifs (APP) impliquant des titres des secteurs privé et public – qui fait passer le montant des actifs détenus par la BCE à des fins de politique monétaire de moins d'un demi milliard d'euros à 2 600 milliards (environ 25% du PIB, graphique 2).

## 1.2. Adoption de la NIRP (juin 2014)

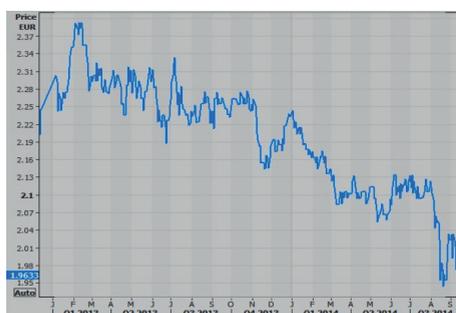
En 2014, l'économie de la zone euro présente les caractéristiques d'une économie plongée dans un équilibre de trappe à liquidité. Le taux directeur – dans ce cas, le taux sur la facilité de dépôt – étant à zéro, le taux d'intérêt réel dépend directement du taux d'inflation anticipé et toute baisse de celui-ci provoque une contraction de la valeur courante de la demande globale. D'où le risque d'un cercle vicieux consistant dans une baisse de l'inflation courante, alimentant une baisse de l'inflation anticipée, une hausse du taux d'intérêt réel, une contraction de la production courante accompagnée d'une nouvelle chute de l'inflation courante, et ainsi de suite.

Au début de l'année 2014, le risque déflationniste, apparu à l'automne 2013, persiste, renforçant la nécessité d'une action renforcée de la part de la BCE. Le taux d'inflation atteint un point bas jamais enregistré auparavant, si ce n'est au moment de la faillite de Lehman Brothers. Ce phénomène est enregistré dans tous les pays de la zone euro, y compris en Allemagne où la croissance est la plus forte ; le taux d'inflation allemand y tombe à 0,9% en mars 2014. L'alerte déflationniste est confirmée par les indicateurs tirés des marchés financiers ; ils laissent présager un risque de désancrage des anticipations, et la possibilité d'une dynamique d'inflation faible, voire de déflation (Le Bihan & Rousseau, 2017). Le taux d'inflation « 5 ans dans 5 ans » issu des *swaps* laisse apparaître un niveau d'inflation anticipée à moyen terme nettement inférieur à l'objectif visé par la BCE et les anticipations à court et à moyen terme sont en nette baisse (graphique 3).

En avril 2014, dans le cadre d'une conférence organisée, à Amsterdam, à l'occasion du 200<sup>e</sup> anniversaire de la banque centrale néerlandaise, Mario Draghi décrit comment la BCE réagirait face à trois « situations imprévues » (Draghi, 2014). L'une d'elles consiste dans une « détérioration des perspectives d'inflation à moyen terme » provoquée par une demande plus faible ou par un « choc d'offre positif ». « Le Conseil des gouverneurs s'est engagé, à l'unanimité, à utiliser à la fois des instruments non conventionnels et des instruments conventionnels pour faire face efficacement aux risques d'une période trop prolongée de faible inflation ».

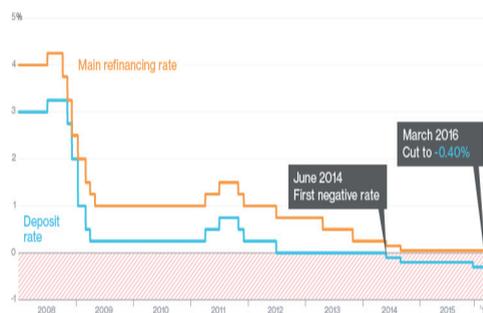
Le scénario envisagé par Mario Draghi devient réalité au cours du deuxième trimestre de 2014 : en juin, la croissance du PIB est presque à l'arrêt et une surabondance de pétrole provoque le début d'une chute abrupte des prix faisant entrer l'inflation dans une « zone dangereuse », moins de 1% en rythme annuel. En outre, la zone euro reste confrontée à une pénurie de crédit. La faiblesse historique des taux d'intérêt peine à se répercuter sur les coûts du crédit bancaire. Ce handicap touche particulièrement les petites et moyennes entreprises, très dépendantes des financements bancaires.

La BCE décide alors de frapper fort. À l'issue de sa réunion du mois de juin 2014, elle annonce un ensemble de mesures destinées à lutter contre la faiblesse de l'inflation, à relancer le crédit et à soutenir la reprise au sein de la zone euro :



**Graphique 3. Désancrage des anticipations inflationnistes (« 5 ans dans 5 ans »)**

Source : (Thomson Reuters).



**Graphique 4. Passage du taux de la facilité de dépôt en territoire négatif**

Source : (Bloomberg).

- Les taux directeurs sont abaissés jusqu'à tester le passage en territoire négatif ; le taux de refinancement est abaissé de 0,10 point à 0,15%, tout comme le taux de la facilité de dépôt qui tombe ainsi à  $-0,10\%$  ; le taux sur la facilité de prêt marginal est abaissé de 0,35 point, à  $0,40\%$  (graphique 4). Dès lors, compte tenu de la forte liquidité excédentaire et des frictions persistantes sur les marchés financiers, il devient difficile de représenter la politique de taux de la BCE par un taux directeur « principal » unique. Pour ce faire, néanmoins, deux possibilités sont offertes : retenir l'Eonia ou, d'un point de vue opérationnel, la borne inférieure correspondant au taux de dépôt auquel on s'attachera par la suite. En abaissant ainsi ce dernier, la BCE est la première des banques centrales du G4 à se lancer dans « l'aventure de taux négatifs » qui reviennent, en pratique, à faire payer aux banques le fait de déposer une partie de leurs liquidités auprès de l'institut d'émission. Par ailleurs, elle annonce aussi que ces taux resteront bas pour une période prolongée, mais sans évoquer, comme elle le faisait régulièrement auparavant, de nouvelles baisses.

- De nouvelles facilités de refinancement à long terme sont offertes aux banques avec un programme de refinancement ciblé (TLTROs, *targeted longer-term refinancing operations*) de 400 milliards d'euros sur quatre ans, destiné à les inciter à augmenter leur offre de crédit au secteur privé non bancaire. À cela s'ajoute une prolongation, au moins jusqu'à la fin 2016, des opérations de refinancement à taux fixes pour des montants illimités et l'injection d'environ 170 milliards de liquidités supplémentaires du fait de l'arrêt de la stérilisation des achats d'obligations souveraines effectués dans le cadre du *Programme pour le marché de titres* (SMP). De plus, la BCE annonce mener des travaux préparatoires pour des achats discrétionnaires de titres adossés à des actifs (ABS) afin de soutenir les prêts aux petites et moyennes entreprises. Enfin, son président souligne l'unanimité du conseil des gouverneurs sur le recours à des instruments non conventionnels « pour faire face au risque d'une période trop prolongée de faible inflation » et n'exclut pas un nouvel assouplissement.

De manière générale, les décisions de politique monétaire doivent être envisagées en tenant compte de la nature et de la durée prévue des chocs qui touchent l'économie, ainsi que du décalage de transmission de leurs effets. S'agissant d'une baisse du taux directeur, elle est généralement plus puissante si elle doit être durable en raison de l'importance du canal des anticipations (voir infra) pour déterminer l'influence du taux directeur à court terme sur l'ensemble de la courbe de rendement (Lane, 2020b). La décision de la BCE de faire entrer *le taux de la facilité de dépôt en territoire négatif* a donc été motivée uniquement par l'objectif d'assouplir davantage la politique monétaire afin de garantir un ancrage solide des anticipations d'inflation à long terme (Praet, 2018). Par la suite, ce taux sera abaissé de 10 pbs supplémentaires en septembre 2014, décembre 2015, mars 2016 et septembre 2019 pour l'amener finalement à -0,5%.

### 1.3. L'adoption de la NIRP à la lumière des taux de référence

#### 1.3.1. Taux d'Orphanides

L'entrée du taux sur la facilité de dépôt en territoire négatif est-elle en accord avec le comportement – la fonction de réaction – de la BCE jusque là ? Ou bien traduit-elle un changement d'attitude de sa part ? Pour surmonter les problèmes liés à la mesure de l'écart de production, Orphanides (2003, 2010) a proposé d'analyser le comportement de la BCE à l'aide de la règle suivante à laquelle son nom est désormais associé :

$$\Delta i = 0,5*(E(\pi_{t+1}) - \pi^*) + 0,5*(E(y_{t+1}) - y^*)$$

Elle relie la variation du principal taux directeur de la BCE ( $\Delta i$ ) – le Refi avant octobre 2008 et, dorénavant, le taux sur la facilité de dépôt – aux écarts

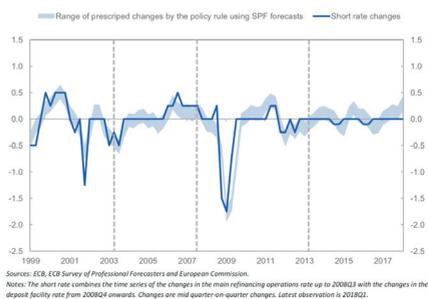
de l'inflation prévue à un horizon d'un an ( $E(\pi_{t+1})$ ) par rapport à l'objectif d'inflation de la BCE ( $\pi^*$ ) ainsi qu'aux écarts du taux de croissance du PIB en volume prévu l'année suivante ( $E(y_{t+1})$ ) par rapport au taux de croissance de la production potentielle ( $y^*$ ).

La règle d'Orphanides possède trois caractéristiques qui expliquent son utilisation fréquente, de préférence à la règle de Taylor, notamment par la BCE : 1° elle ne s'appuie pas sur des grandeurs inobservables tels que l'écart de production et le taux d'intérêt réel naturel, sources d'incertitude ; 2° l'utilisation des différences premières rend cette règle robuste dans un grand nombre de modèles, avec un large éventail de données et une grande incertitude sur les valeurs des paramètres ; 3° elle peut être utilisée sur la base des prévisions de croissance et d'inflation à court terme disponibles au moment de la décision de politique monétaire, moyen facile d'établir une règle en temps réel non contaminée par des informations disponibles *ex post* (Hartmann & Smets, 2018).

Depuis la création de la BCE (1999-2019), la règle d'Orphanides offre une bonne représentation de sa politique de taux (Hartman & Smets, 2018 ; Schubert, 2019) dont l'évolution est représentée sur le graphique 5. La ligne continue y représente les variations du principal taux directeur alors que la zone ombrée coïncide avec les prévisions tirées de la règle présentée. Les limites supérieure et inférieure de la zone ombrée correspondent à une fourchette pour l'objectif d'inflation comprise entre 1,5 et 2,0%.

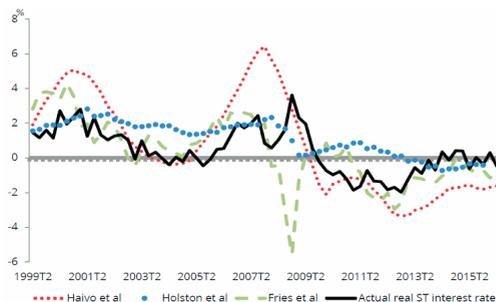
De la crise financière globale à l'entrée en territoire négatif (2008-2014), les deux hausses – très controversées – de taux d'intérêt décidées en 2011 sont en accord avec la règle. Par la suite, le taux d'Orphanides a chuté alors que la BCE est devenue de plus en plus inquiète : tout d'abord, fin juillet 2012, lors d'un discours à Londres, le Président de la BCE a indiqué que ses responsables étaient prêts à « faire tout le nécessaire » (*whatever it takes*) – selon une formule devenue fameuse – pour sauver l'euro et lutter contre la hausse des taux obligataires qui déchirait le bloc monétaire ; puis, à l'issue de sa réunion mensuelle de septembre 2012, la BCE a annoncé que pour « remédier aux graves distorsions sur les marchés des obligations d'État, résultant notamment des craintes infondées des investisseurs quant à la réversibilité de l'euro », elle interviendrait de façon illimitée sur le marché secondaire de la dette publique dans le cadre de l'OMT. Par la suite, en 2013, les prévisions de croissance ont été revues à la hausse, de sorte que le taux d'Orphanides a augmenté ; toutefois, cela ne s'est pas traduit par une hausse des taux directeurs, celles de 2011 ayant été jugées, rétrospectivement et majoritairement au sein du Conseil des gouverneurs, comme une erreur, la sortie d'une politique très expansionniste étant subordonnée à des perspectives de croissance et d'inflation clairement positives à un horizon plus éloigné que celui retenu dans la règle. En revanche, l'entrée en territoire négatif en 2014 ainsi que son accentuation par la suite s'accordent avec la règle. C'est notamment le cas pour la décision prise par le Conseil des gouverneurs à l'issue

de sa réunion du mois de septembre 2014. Les taux directeurs sont alors abaissés à des niveaux sans précédent, afin de prévenir une déflation et de soutenir l'activité : le taux de refinancement est ramené de 0,15% à 0,05% ; le taux de la facilité de dépôt s'enfonce un peu plus en territoire négatif, passant de -0,10% à -0,20%, tandis que le taux sur la facilité de prêt marginal est abaissé à 0,30% contre 0,40% précédemment.



**Graphique 5. Variations effectives du taux directeur et variations déduites de la règle d'Orphanides**

Source : (Hartmann & Smets, 2018).



**Graphique 6. Estimations du taux d'intérêt naturel pour la zone euro**

Source : (Penalver, 2017).

### 1.3.2. Taux d'intérêt naturel

Le taux d'intérêt réel naturel (NRI) est celui qui, au plein emploi, empêcherait l'inflation d'augmenter ou de diminuer si les prix étaient totalement flexibles (Woodford, 2012). Quand l'inflation approche zéro, un taux d'intérêt directeur nul maintient le taux réel au-dessus du NRI, lequel se situe nettement en territoire négatif. Dans ce cas de figure, la politique monétaire reste alors restrictive ; la banque centrale doit faire passer son taux directeur au-dessous de zéro pour rendre sa politique plus expansionniste. Cette situation correspond à la configuration où se trouve la zone euro en 2014 (graphique 6) : le taux d'intérêt réel observé est alors à peu près nul alors que selon toutes les méthodes d'estimation proposées le taux naturel est significativement négatif (Penalver, 2017). Sur cette base, s'aventurer dans la NIRP serait justifié.

Au tournant de 2014/15 et une bonne année plus tard, le taux d'Orphanides étant retombé quelque peu en territoire négatif, la BCE complète et accentue sa nouvelle stratégie en complétant son nouveau triptyque par des achats d'actifs (APP, *asset purchase programmes*) : d'abord deux programmes d'achat d'actifs privés avec des rachats de titres adossés à des actifs et d'obligations sécurisées qui, en janvier 2015, sont élargis aux obligations du secteur public.

## 2. Effets attendus et interrogations initiales sur la NIRP

### 2.1. Canaux de transmission théoriques de la NIRP

Les banques jouent un rôle important dans la transmission de la politique monétaire à l'économie, en particulier dans les systèmes financiers centrés sur elles comme en zone euro. La *littérature* théorique consacrée aux incidences des variations des taux directeurs sur leur comportement est abondante, le plus souvent sous l'hypothèse de taux directeurs en territoire positif. Se pose donc la question de la persistance et de la stabilité de ces mécanismes lorsque les taux directeurs sont amenés au-dessous de zéro.

De manière générale, le principal objectif de la NIRP est d'inciter les banques à redistribuer à l'économie, sous forme de prêts, les liquidités qu'elles ont accumulées auprès de la banque centrale. Mais la mesure n'a pas pour but d'obliger les banques à les « prêter ». En effet, les prêts et investissements de la banque individuelle n'affectent pas le montant du total des dépôts du système bancaire détenus auprès de la banque centrale. Pour autant, une banque peut essayer de se libérer de ce surcoût, par exemple en achetant des titres d'État à court terme dans la limite des dépôts ainsi transférés. Il devrait en être ainsi jusqu'au moment où le taux d'intérêt à court terme sera, tout comme le taux sur la facilité de dépôt, négatif, les banques étant alors indifférentes entre la détention du titre et celle de réserves. Au delà, si le rendement des titres à court terme est négatif, les banques pourraient également faire baisser, par leurs achats, le rendement des obligations d'État à plus long terme ; ou bien être disposées à prêter à leurs clients à des taux inférieurs ou à consentir des prêts à risque plus élevé ; ou encore essayer d'acheter des actifs libellés en devises, entraînant une dépréciation de la monnaie nationale. Au total, sans modifier le montant agrégé des dépôts auprès de la banque centrale, tous les taux devraient donc s'ajuster pour être cohérents avec le nouveau taux sur la facilité de dépôt à l'extrémité courte de la courbe des rendements. La hausse du montant des emprunts, le gonflement de la valeur des actifs et la dépréciation de la monnaie devraient ensuite stimuler la demande globale et finalement aider la banque centrale à atteindre son objectif d'inflation.

Plus précisément, les canaux de transmission de la NIRP sont conceptuellement analogues à ceux de la politique monétaire conventionnelle : taux d'intérêt, crédit, portefeuille, prise de risque et taux de change (Mishkin, Bordes, Lacoue-Labarthe, Leboisne, & Poutineau, 2013). Il est généralement supposé un niveau de risque faible et stable et une capitalisation suffisante des institutions financières.

### 2.1.1. Canal des taux d'intérêt

Les taux directeurs et les taux d'intérêt du marché étant considérés comme les déterminants les plus directs des taux débiteurs des banques de détail, la *littérature* s'est concentrée sur la vitesse et l'ampleur de la répercussion des modifications des premiers sur les seconds, les autres facteurs – risque de crédit ; qualité et montant du capital bancaire ; accès au financement – étant supposés être plus stables et donc avoir moins d'influence sur les taux débiteurs bancaires. À l'instar des baisses de taux directeurs en territoire positif, une baisse en territoire négatif devrait réduire les taux débiteurs et créditeurs pratiqués par les intermédiaires financiers. Un coût supplémentaire sur les réserves induit par la NIRP devrait encourager les banques à les remplacer par d'autres actifs, y compris des prêts. Cela devrait pousser à la baisse les taux d'intérêt de ces actifs et finalement toute la constellation des taux. Les variations du principal taux directeur devraient donc être suivies de variations correspondantes des taux d'intérêt du marché de gros. Suite aux décisions de juin et septembre 2014, la baisse des taux directeurs a ainsi été transmise en douceur sur le marché monétaire (Cœuré, 2015). Comme prévu, les courbes à terme de l'Eonia se sont aplaties et se sont déplacées vers le bas, et la volatilité des taux de l'Eonia a chuté.

Selon la durée prévue, la variation du principal taux directeur devrait se répercuter sur les prix d'autres actifs – dont les obligations, les actions et le taux de change – ainsi que sur les taux d'intérêt de détail des banques. Ces ajustements influencent alors les décisions de dépenses du secteur privé et donc le niveau de la demande globale dans l'économie. En théorie, le mécanisme est donc le même qu'en temps normal. En résumé, on peut s'attendre à ce que les baisses de taux en territoire négatif réduisent les taux du marché monétaire et les rendements obligataires à l'extrémité courte de la courbe des rendements. Cette baisse des taux d'intérêt nominaux à court terme devrait elle-même entraîner une baisse du taux d'intérêt nominal à plus long terme, car les investisseurs arbitrent les différences de rendements attendus, corrigés du risque, entre des titres d'échéances différentes. Ces effets pourraient se combiner à une baisse des taux d'intérêt réels et des coûts d'emprunt, encourageant ainsi les ménages et les entreprises à consommer et investir.

### 2.1.2. Canal du crédit

La politique monétaire devrait affecter le montant du crédit disponible en modifiant la prime de financement externe (canal du bilan ou canal large du crédit) et en modifiant l'offre de prêts des banques (canal des prêts bancaires ou canal étroit du crédit). Le canal du bilan facilite un mécanisme d'amplification – l'accélérateur financier – à côté du canal des taux d'intérêt (Bernanke & Gertler, 1995 ; Bernanke, Gertler, & Gilchrist, 1999). D'après le canal du crédit bancaire, une mesure expansionniste incite les banques à fournir des prêts (Bernanke & Blinder, 1998).

Plusieurs articles soutiennent l'idée que la NIRP laisse intact le canal de prêt bancaire (par exemple Bräuning & Wu, 2017; Basten & Mariathan, 2018). Papadia (2020) illustre l'importance de ce dernier à partir de plusieurs études empiriques sur l'élasticité de la croissance du crédit à une réduction des taux d'intérêt : elle serait comprise entre 1 et 2 à l'horizon de 12 mois. Ce résultat est sujet à caution pour au moins deux raisons : l'élasticité trouvée varie nettement d'une étude à une autre ; elle peut dépendre de l'état de l'économie et du niveau des taux d'intérêt.

### 2.1.3. Canal du portefeuille et canal de la prise de risque

En matière de portefeuille, une baisse des taux d'intérêt à court terme en territoire négatif devrait augmenter la demande d'actifs de maturité plus longue et à rendement plus élevé, ce qui pourrait soutenir l'investissement et éventuellement la croissance (Bottero et al., 2019). L'effet positif pourrait être renforcé par les anticipations d'une croissance plus forte associée à un nouvel assouplissement de la politique monétaire. Le mécanisme de transmission dans le cadre de la NIRP devrait être globalement similaire. En fait, ce rééquilibrage du portefeuille, en encourageant les prêteurs à investir dans des actifs plus risqués lorsque le rendement des actifs plus sûrs diminue, est considéré comme l'un des objectifs recherchés des politiques d'assouplissement quantitatif (Aramonte, Lee, & Stebunovs, 2015 ; Heider, Farzad, & Schepens, 2019). Ce canal devrait être encore renforcé avec la NIRP.

L'échange d'actifs très sûrs, comme les réserves auprès de la banque centrale, contre des actifs plus risqués, comme les prêts et les obligations, peut également être considéré sous l'angle du canal de la prise de risque, qui met l'accent sur le rôle de la perception du risque et de la tolérance au risque (Borio & Zhu, 2008 ; Adrian & Shin, 2009 ; Soares & Bonfim, 2014 ; Dell'Ariccia, Laeven, & Suarez, 2016). L'augmentation des prix des actifs et des valeurs des sûretés, provoquée par la baisse des taux directeurs, peut accroître la capacité des banques à prendre plus de risques et leur volonté de le faire.

Cependant, lorsque la NIRP prévaut, la réticence à facturer des intérêts négatifs aux déposants (voir ci-dessous) se traduit par la perte de valeur nette des banques de dépôts en comparaison avec celles qui se financent par le marché ; un taux directeur négatif réduit le coût du financement pour celles-ci mais pas pour celles-là. Or, lorsque la valeur nette d'une banque augmente, des « initiés » – direction ou actionnaires – ont plus à perdre en cas d'échec d'un projet, d'où une moindre prise de risque. Cela implique également une réduction de l'aléa de moralité et des problèmes d'antisélection, donc de la prime de financement externe, ce qui permet aux banques d'emprunter à moindre coût et de prêter plus. A l'opposé, la perte relative de valeur nette des banques de dépôts incite ces dernières, plus que d'autres, à prendre plus de risques ce qui peut aider à assouplir la contrainte de crédit pesant sur les entreprises (Schepens, 2018).

### 2.1.4. Canal du taux de change

Dans les économies ouvertes, une baisse des taux d'intérêt à court terme irésultant de la politique monétaire a des effets supplémentaires découlant de la variation du taux de change. Lorsque les taux d'intérêt intérieurs baissent par rapport aux taux étrangers, la monnaie nationale devrait se déprécier pour égaliser les rendements anticipés, ajustés du risque, des titres de créance libellés en monnaie nationale et en devises. Les écarts de taux d'intérêt croissants associés à la NIRP devraient contribuer à la dépréciation de la monnaie nationale, décourager les entrées de capitaux et favoriser les exportations nettes.

En résumé, en théorie, la NIRP doit agir par : 1° les mêmes canaux que la politique monétaire conventionnelle, à travers la réduction des taux courts de marché ; 2° en maintenant ouverte la possibilité de nouvelles réductions de taux : la courbe des taux devrait s'aplatir et l'assouplissement monétaire se propager sur toute la structure par terme (BRI, 2019 ; Blot & Hubert, 2016).

## 2.2. Complications

### 2.2.1. Canal des taux

Mais même ses défenseurs reconnaissent que l'on ne savait pas, au départ, quelle serait l'efficacité de la NIRP. Par exemple, la thésaurisation du papier-monnaie pourrait empêcher que l'objectif poursuivi – à savoir la répercussion des taux négatifs sur les marchés et les acteurs économiques – soit atteint, réduisant ainsi l'effet expansionniste de la mesure. Les banques pourraient être réticentes à imposer des taux négatifs aux déposants autres que les grandes entreprises et les collectivités territoriales, pour lesquelles la détention d'espèces est plus coûteuse, de sorte que la politique serait moins efficace que souhaité. Selon Eggertsson, Juelsrud, Summers et Wold (2019), bien que le taux directeur de la Riksbank ait franchi le seuil de zéro, les taux des dépôts en Suède ne l'ont pas suivi en territoire négatif. Par ailleurs, voulant préserver leurs marges, les banques pourraient limiter la répercussion de la mesure sur leurs taux débiteurs, ce qui en atténuerait les effets souhaités sur le volume des prêts. Une borne inférieure à zéro effective sur les dépôts de détail impliquerait qu'une partie importante du financement des banques n'augmenterait pas une fois ce seuil atteint, ce qui pourrait perturber le mécanisme de transmission standard.

Comme on l'a vu, la NIRP crée une certaine hétérogénéité dans le système bancaire. La compression des marges bénéficiaires des banques fortement tributaires des dépôts de détail qui en résulte peut nuire au canal des taux d'intérêt standard, car ces banques pourraient commencer à augmenter leurs taux débiteurs au lieu

de les abaisser en réponse à une politique d'assouplissement. Heider et alii (2019) notent l'absence de preuve d'un tel effet dans la zone euro. En revanche, Basten et Mariathasan (2018) et Eggertsson et alii (2019) mettent en évidence une hausse des frais et des taux débiteurs suite à des baisses de taux en territoire négatif en Suède. Lopez, Rose et Spiegel (2018) constatent que les banques financées par les dépôts sont plus vulnérables aux pertes lorsque les taux d'intérêt sont négatifs parce qu'elles sont moins capables d'augmenter leurs autres revenus.

### **2.2.2. Canal du crédit**

L'offre de crédit pourrait être affectée négativement si les banques pénalisées par des taux d'intérêt négatifs facturent des taux débiteurs plus élevés ou si une rentabilité inférieure et un capital réduit les dissuadent de prêter. Ce canal est moins efficace dans un environnement de taux d'intérêt bas (Borio & Gambacorta, 2017) ou il s'effondre une fois la limite zéro des dépôts atteinte (Eggertsson et al., 2019). À l'inverse, Demiralp, Eisenschmidt et Vlassopoulos (2017) soutiennent que ce canal serait renforcé par la NIRP pour deux raisons. Premièrement, le coût plus élevé des réserves peut inciter les banques à consentir davantage de prêts afin de limiter, voir éviter, cette charge. Deuxièmement, une rémunération des dépôts bornée à zéro en fait baisser le coût d'opportunité, d'où leur demande plus forte par les déposants. Les banques peuvent y réagir en émettant davantage de prêts. Ainsi, alors que la NIRP réduit l'efficacité du canal des taux d'intérêt, elle pourrait amplifier le canal des prêts bancaires.

### **2.2.3. Canal du portefeuille et canal du taux de change**

La NIRP, comme d'autres mesures non conventionnelles, pourrait potentiellement fausser les valorisations des actifs et entraîner des risques de bulles, si elle est maintenue sur une période prolongée. Par ailleurs, si de nombreux pays ont recours simultanément à la NIRP pour promouvoir les exportations, cela pourrait conduire à des dévaluations compétitives.

Si, toutefois, la période de taux d'intérêt négatif devait perdurer, elle pourrait également entraîner des changements de comportement marqués tant par les banques que par leur clientèle. Les banques pourraient décider de convertir leurs réserves en espèces pour éviter les frais. Par ailleurs, elles pourraient être plus enclines à facturer davantage les comptes courants ce qui ferait fuir les déposants, lesquels préféreraient détenir des espèces ; cette augmentation des liquidités pourrait bien accroître les risques liés à la sécurité. Plus important encore, si un volume substantiel de fonds quittait le système bancaire, cela pourrait compromettre la capacité de ce dernier à remplir ses fonctions de base, la transformation des échéances et le transfert sécurisé des paiements (Bean, 2013).

#### 2.2.4. Leçons de l'expérience

Peu après son adoption, la NIRP trouve une première justification dans une évaluation de la BRI, dans le cas de la BCE et des banques centrales danoise, suédoise et suisse (Bech & Malkhozov, 2016). En effet, avant la BCE, les deux premières ont fait entrer certains de leurs taux directeurs en territoire négatif. S'agissant de son taux sur les dépôts, la Banque centrale du Danemark s'y est aventurée en juillet 2012 avec une interruption d'avril à septembre 2014. Cette expérience est tout à fait particulière et ses leçons difficilement transposables à la zone euro. En effet, au Danemark, l'adoption de la NIRP n'a pas été motivée par la volonté de lutter contre des tendances déflationnistes – comme cela a été le cas pour la BCE – mais au maintien de l'ancrage de la couronne danoise à l'euro, son unique mandat, pour limiter les entrées de capitaux.

En Suède, la Riksbank a fixé son taux sur les dépôts à  $-0,25\%$  entre juillet 2009 et septembre 2010, puis de nouveau à partir de juillet 2014 pour l'accentuer en février 2015 en faisant entrer aussi son taux principal de refinancement en territoire négatif. En décembre 2019, elle a mis fin à sa NIRP. A débuts, Svensson (2009) défendait l'idée que la limite inférieure effective du taux directeur était négative, et non nulle, et qu'elle était souple, pas rigide. Jusqu'où peut aller le taux directeur en territoire négatif dépend, selon lui, du niveau auquel les entreprises et le public commenceraient à accumuler du papier-monnaie en grande quantité. Il estimait, alors, que le taux directeur pourrait certainement descendre à  $-25$  pbs et probablement à  $-50$  pbs. La conclusion de l'étude de la BRI est analogue : « Jusqu'à présent l'expérience suggère que des taux directeurs légèrement négatifs sont transmis aux taux du marché monétaire d'une manière très similaire à des taux positifs ». Dans les faits, la NIRP fonctionnerait à l'instar de la politique monétaire conventionnelle, à ceci près que les banques cherchent à la contourner en allongeant les échéances ou en prêtant à des contreparties plus risquées. Toutefois, elle s'interroge si la BCE se hasarderait plus loin : « (...) Néanmoins, il existe une grande incertitude quant au comportement des agents économiques et des institutions si les taux doivent baisser davantage en territoire négatif ou y rester pendant une période prolongée. On ignore si les mécanismes de transmission continueront à fonctionner comme par le passé et ne seront pas soumis à des 'points de basculement' ».

Dix ans plus tard, Erikson et Vestin (2019) tirent ce bilan de l'expérience suédoise : même si l'impact sur les crédits distribués aux ménages semble être resté « modéré », l'effet global de la NIRP a été positif ; des taux d'intérêt légèrement négatifs ont rendu la politique monétaire plus expansionniste. Qu'il s'agisse des taux d'intérêt des titres de marché ou des taux débiteurs bancaires, ses répercussions paraissent avoir été fortes et immédiates, quoique plus faibles sur les taux de crédit aux ménages. Ces auteurs concluent que le canal des taux et celui du taux de change ont pleinement

fonctionné au cours de la NIRP, le canal du crédit étant, lui, légèrement atténué, ce qui vient étayer l'observation faite au départ.

Sans remettre en question les conclusions précédentes, Eggertsson et alii (2019) montrent que l'efficacité de la NIRP s'est affaiblie au fil du temps. Si les deux premières baisses en territoire négatif du taux sur la facilité de dépôt de la Riksbank ont été suivies de diminutions des taux débiteurs sur les prêts hypothécaires, cela ne semble pas avoir été le cas pour les baisses suivantes. Selon eux, arrivés à un certain seuil, les taux négatifs des banques centrales sont « au mieux » non pertinents, mais pourraient même être contre-productifs en raison d'un effet négatif sur les bénéfices des banques : d'après leur étude, un taux directeur de  $-0,5\%$  augmenterait les taux d'emprunt de  $0,15\%$  et réduirait la production de  $0,07\%$ .

### 3. Controverse entourant les effets de la NIRP dans la zone euro

Dans le triptyque de la BCE à partir de 2014 – NIRP, FG et QE –, c'est autour du premier que la controverse est la plus vive. Elle est articulée autour de trois questions : 1° la NIRP a-t-elle eu des effets macro-économiques positifs ? ; 2° quels ont été ses coûts, principalement liés à la détérioration de la situation des banques dans la zone euro ? ; 3° jusqu'où la BCE peut-elle aller en territoire négatif ?

#### 3.1. Quels bénéfices macro-économiques à court terme ?

D'après le graphique 7 infra, la période de juin 2014 – avec l'entrée de la NIRP – à janvier 2015 – avec le lancement du QE – marque, sinon une rupture, du moins l'amorce d'une nouvelle stratégie d'assouplissement monétaire de la BCE. Les TLTRO, privilégiées jusque là, cessent peu de temps après. Dès lors, la FG vient compléter la NIRP – avec une baisse graduelle du taux sur la facilité de dépôt jusqu'à  $-0,5\%$  – et le QE – avec un gonflement du bilan de l'Eurosystème de 2000 à plus de 4600 milliards d'euros.

L'évaluation des conséquences macro-économiques d'une mesure conventionnelle fait l'objet d'une littérature abondante et alimente les controverses. Dès lors, tenter d'en faire autant pour la NIRP – partie d'une stratégie plus globale – est un défi redoutable.

Le taux court fictif (SSR, *shadow short rate*) est un indicateur synthétique de l'orientation de la politique monétaire, qui reflète l'évolution des éléments du triptyque en termes d'annonces et de mise en œuvre. Il est calculé en décomposant la courbe de rendement observée en une courbe fictive et en extrayant le taux court correspondant. En effet, les canaux de transmission des mesures non conventionnelles transitent largement par ce biais (Cœuré, 2017).

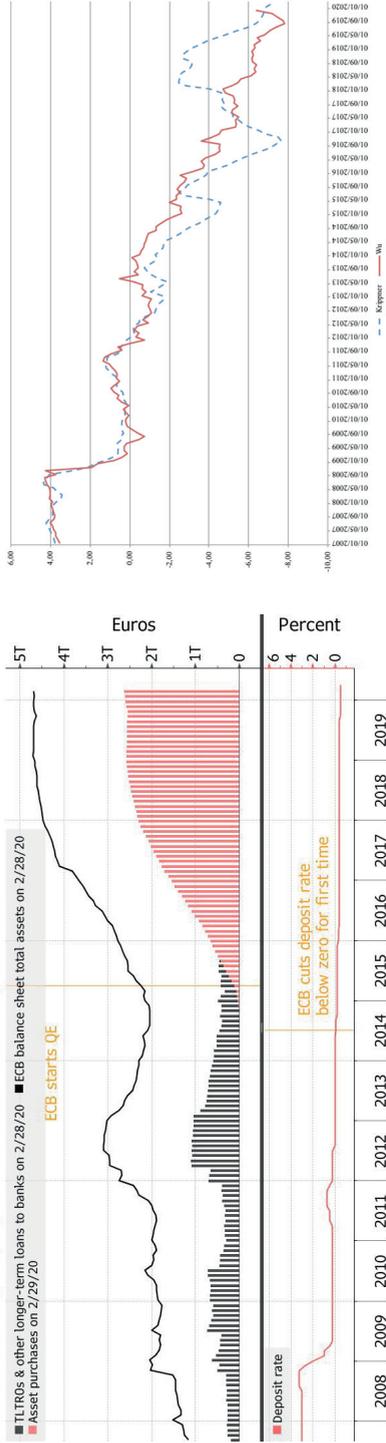
Le SSR peut être interprété comme le taux d'intérêt à court terme qui serait disponible sur le marché sans plancher de taux d'intérêt. Ce taux d'intérêt hypothétique de court terme – correspondant aux taux d'intérêt à plus long terme observés – fait donc l'objet d'estimations dont l'objectif est de convertir l'effet des mesures non conventionnelles de la BCE en un taux d'intérêt à court terme approprié (Lemke & Vladu, 2017). Calculé sur la base de la relation historique entre celui-ci et le reste de la courbe des taux, le SSR équivaut donc à l'extrémité hypothétique de la courbe des taux dans le cas où le taux directeur n'est pas borné. Mais, le SSR n'est pas directement observable, il doit être estimé, donc approché.

Parmi d'autres, deux méthodes d'estimation du SSR sont fréquemment utilisées : l'une de Wu et Xia (2016), l'autre de Krippner (2013, 2015). L'évolution du SSR, estimé avec chacune de ces deux méthodes ( $SSR_{Wu}$  et  $SSR_{Krippner}$ ) est représentée sur le graphique 8 infra. Elle appelle plusieurs remarques : 1° quelle que soit la méthode utilisée, le SSR a chuté sévèrement depuis 2014 pour arriver entre -6% et -7% fin 2019, signe de l'ampleur des mesures prises ; 2° la baisse régulière et continue du  $SSR_{Wu}$  contraste cependant avec celle du  $SSR_{Krippner}$  qui remonte à partir de novembre 2016 à avril 2018.

Selon un rapport (BRI, 2019), les banquiers centraux estiment que, en général, la NIRP a contribué à stimuler la croissance et l'inflation, et que ses bénéfices l'emportent sur ses coûts. Pour la zone euro, cette contribution n'est pas évidente (graphique 9) : depuis sa mise en place, on ne voit ni signe de reprise durable de la croissance, ni retour de l'inflation au voisinage de l'objectif visé – légèrement au-dessous de 2% – et l'on reste loin du compte. Une explication couramment avancée met en avant l'évolution des anticipations inflationnistes après l'introduction de taux négatifs. Elles sont restées stables ou ont même baissé les deux années suivantes, venant limiter la diminution du taux d'intérêt réel et, probablement, les effets expansionnistes de la NIRP (Glover, 2020).

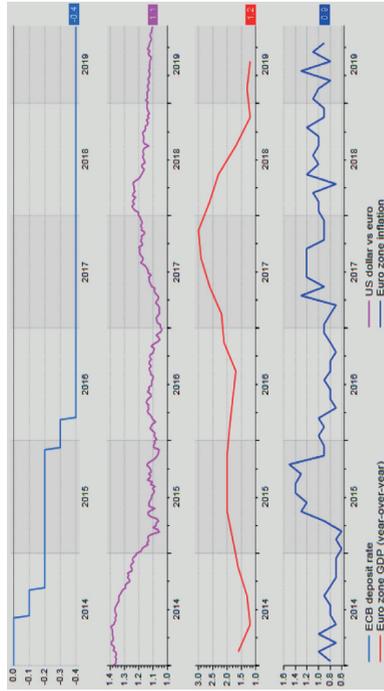
Toutefois, une analyse plus poussée montre que les taux d'intérêt négatifs auraient bien eu l'effet stimulant souhaité à travers plusieurs des canaux présentés. Tout d'abord, la baisse des taux directeurs en territoire négatif se serait diffusée aux taux courts, notamment sur le marché monétaire et sur celui des obligations arrivant prochainement à maturité. Dans le cas de la BCE, Eisenschmidt et Smets (2019) observent que les baisses du taux sur la facilité de dépôt se sont bien transmises à l'Eonia mais que ce processus a pris plus de temps que d'habitude et n'a été achevée qu'en mai 2015, cette lenteur initiale étant probablement liée au délai d'adaptation nécessaire des acteurs des marchés financiers ; par la suite, la répercussion a été immédiate.

D'après la Banque Mondiale (2015), les taux directeurs négatifs dans la zone euro ont été accompagnés de taux négatifs sur les obligations d'État, en particulier aux échéances les plus courtes. Mais, elle ajoute que ce phénomène pourrait avoir d'autres origines que la NIRP – la faible inflation, l'épargne surabondante (*saving*



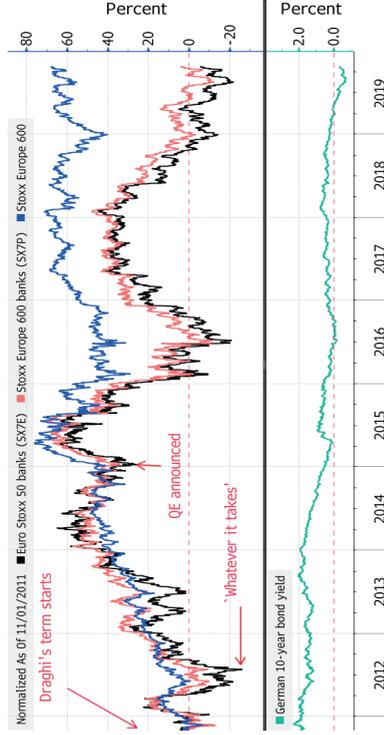
Graphique 7. Mise en œuvre de la NIRP et du QE

Source : (Reuters).



Graphique 9. Évolutions économiques durant la NIRP

Source : (Bloomberg).



Graphique 10. Décrochage des valeurs bancaires depuis 2015

Source : (Bloomberg).

Graphique 8. Évolution du SSR

Source : (Wu & Krippner).

*glut*) au niveau mondial et la fuite vers la sécurité (*flight to safety*), sans parler des effets du QE et de la FG.

Dans le cas de la BCE, deux autres relais de la NIRP sont mis en avant : le canal du crédit, par l'accroissement des prêts bancaires ; le canal du taux de change, avec la dépréciation de l'euro. L'objectif initialement affiché était d'assouplir les conditions de crédit dans l'ensemble de l'UEM, dans l'espoir de stimuler les prêts. Mais un objectif parallèle, fréquemment souligné, aurait été de réduire la valeur de l'euro par rapport aux autres devises ; de fait, elle est tombée de 1,35 \$ pour un euro mi-2014 à environ 1,10 \$ deux ans plus tard (graphique 9). Cette baisse ne saurait être attribuée à la seule NIRP, elle est sans doute liée à l'annonce et à l'exécution du QE ; aussi une analyse approfondie est-elle nécessaire. Pour Eisenschmidt et Smets (2019), abaisser le taux directeur en territoire négatif lève la restriction de non-négativité sur les taux futurs à court terme anticipés ; en conséquence, la courbe des taux devient plus plate qu'elle ne le serait avec la borne à zéro ; cet effet de signal peut agir fortement sur le taux de change. Selon ces deux auteurs, plusieurs études empiriques soulignent cet effet et suggèrent que la NIRP aurait augmenté l'élasticité aux chocs sur le change de l'euro. Toutefois, Hameed et Rose (2016a, 2016b), trouvent que les taux d'intérêt négatifs ont eu un effet négligeable sur l'évolution des taux de change, observée entre 2010 et 2016 dans les économies ayant eu recours à la NIRP.

## 4. Quels coûts à moyen et long terme ?

### 4.1. Inconvénients supposés de la NIRP

La NIRP se voit parfois reprocher, à l'instar du QE, de contribuer à la survie des firmes zombies qui sont un frein pour l'économie, en détournant de la main-d'œuvre et du capital ; en outre, étant souvent des clients fragiles, elles peuvent constituer pour le système financier une source de risques. Toutefois, au Danemark, « le risque de demeurer une firme zombie n'a pas augmenté dans l'environnement de taux bas de l'après-crise (ce qui) indique que des taux d'intérêt plus bas et un financement moins cher n'ont pas entraîné une prévalence plus élevée de telles firmes » (Danmarks Nationalbank, 2019). D'autres facteurs seraient plus importants : le bon fonctionnement de la législation sur la faillite et l'insolvabilité ; la solidité du cadre de protection des chômeurs. Les travaux de la BCE sur cette question arrivent à la même conclusion (i.e., Andrews & Petroulakis, 2019).

Le manque de projets d'investissements fiables peut aussi pousser les banques à alimenter des bulles – notamment dans l'immobilier – ou bien à prêter aux clients à risque, ce qui pourrait gonfler les prêts douteux. Par ailleurs, on attribue aussi

à la NIRP des difficultés pour les investisseurs en obligations (assurance-vie), des sorties de capitaux vers le Reste du Monde et, surtout, un affaiblissement du secteur bancaire. La crainte que les baisses de taux de la part de la BCE ne nuisent à la rentabilité d'un secteur pas encore remis de la crise de la dette aurait motivé des ventes d'actions des banques européennes et expliquerait la chute de leurs cours fin 2015 – début 2016 ainsi que, par la suite, des performances inférieures à celles du marché (graphique 10).

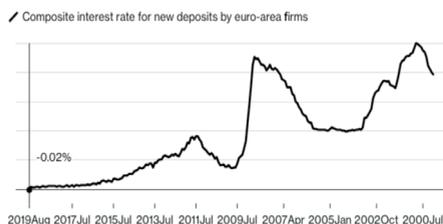
Mais la NIRP agit aussi par d'autres canaux sur la profitabilité des banques (Jobst & Lin, 2016 ; de Sola Perea & Kasongo Kashama, 2017) : 1° la revalorisation des actifs en garantie de prêt limite les pertes en cas de défaut ; 2° l'augmentation des revenus nominaux des emprunteurs facilite le remboursement de leurs emprunts (à taux fixe ou variable), réduisant les taux de défaut et les provisions associées (Blot & Hubert, 2019) ; 3° la reprise économique rend les projets des emprunteurs potentiels plus rentables, ce qui stimule la demande de prêts et revitalise l'intermédiation des banques.

Au total, une baisse du taux directeur en territoire négatif a un effet ambigu sur les résultats des banques, et donc sur leur offre de crédit potentielle (Molyneux, Reghezzab, & Xie, 2019). Elle peut doper leur rentabilité si : 1° la croissance des prêts est importante et les marges conservées ; 2° les revenus des commissions augmentent ; 3° leurs avoirs de titres à revenu fixe progressent ; 4° leurs charges hors intérêts baissent ; 5° la solvabilité des emprunteurs s'améliore, ce qui réduit les provisions bancaires. Ces effets dépendent également des caractéristiques des banques (taille, structure de financement, modèle économique, réévaluation des actifs et spécialisation des gammes de produits) ainsi que des caractéristiques du secteur bancaire d'un pays (degré de concurrence, prévalence des taux débiteurs fixes / flottants).

## 4.2. NIRP et situation des banques de la zone euro

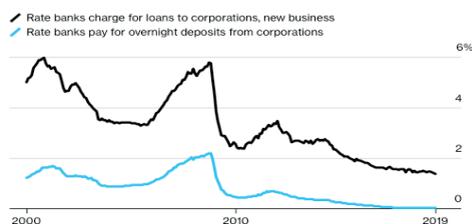
Dans la zone euro, avec la NIRP, les taux d'intérêt payés sur les dépôts bancaires ont affiché une certaine résistance à la baisse (graphique 11). Mais, avec Blot et Hubert (2019), on ne note pas de baisse significative des bénéfices ni de réduction de la marge nette d'intérêt (graphique 12).

La *littérature* sur les effets de la NIRP sur la situation des banques ne débouche pas sur des conclusions claires. Certaines études mettent en évidence des effets négatifs. Molyneux et alii (2019) étudient l'influence de la NIRP sur les marges et la rentabilité de 7 359 banques de 33 pays membres de l'OCDE – y compris de la zone euro – de 2012 à 2016. Marges et rentabilité ont diminué dans les pays ayant adopté la NIRP en comparaison avec les autres. Cet effet négatif de la NIRP dépend des caractéristiques spécifiques des banques. L'efficacité de la répercussion



**Graphique 11. Taux créditeur composite sur les dépôts des entreprises de la zone euro**

Source : (Bloomberg).



**Graphique 12. Marge d'intérêts des banques de la zone euro (Spread taux sur nouveaux prêts / taux JJ sur dépôts)**

Source : (Bloomberg).

(*pass-through*) de la NIRP peut également être affectée par les caractéristiques du système bancaire d'un pays (cf. supra). Selon cette étude, la NIRP aurait eu des effets opposés à ceux recherchés, en particulier quand les banques rencontrent déjà des problèmes de rentabilité, comme dans plusieurs pays de la zone euro.

Mais cette conclusion n'est pas unanimement partagée. Selon Eisenschmidt et Smets (2019), certaines des craintes énoncées ci-dessus ne seraient pas fondées. En effet, ils trouvent que, non seulement, les réductions de taux ont été répercutées sur les taux de crédit, mais aussi que les volumes de prêts ont augmenté. Stráský et Hwang (2019) se sont intéressés à l'effet de la NIRP sur les marges de taux d'intérêt nettes à l'aide de données consolidées trimestrielles pour une cinquantaine de groupes bancaires relevant du mécanisme de surveillance unique. Leurs résultats économétriques confirment l'effet du niveau des taux d'intérêt sur la rentabilité des banques et, dans certaines spécifications, un effet négatif additionnel lors de la NIRP. Cependant, les effets ne sont pas très robustes et dépendent de l'indicateur de rentabilité retenu ; en outre, ils tendent à disparaître lorsqu'ils sont conditionnés à la croissance attendue du PIB réel et aux anticipations d'inflation. Ils en concluent que « le maintien de taux bas pendant une longue période est peu susceptible d'avoir des effets négatifs sur la rentabilité des banques ».

Tout en affirmant partager cette conclusion, la BCE s'est, semble-t-il, montrée réceptive au point de vue opposé. Jusqu'en octobre 2019, les banques commerciales devaient supporter l'intégralité du coût représenté par la valeur négative du taux de la facilité de dépôt sur le montant total de leurs réserves excédentaires, soit 1,8 milliard d'euros. Mais, en vue d'éviter ou d'atténuer la dégradation d'éventuels effets négatifs sur leur rentabilité de la nouvelle baisse de ce taux décidée à cette date, la BCE a instauré un système de « hiérarchisation » (*tiering*), entré en vigueur le 30 octobre. Plus précisément, les réserves représentant jusqu'à six fois le montant minimum qu'une banque doit détenir sont exemptées, avec un taux d'intérêt nul, tandis que, au-delà de ce seuil, les réserves se voient appliquer le taux négatif (-0,5% alors). 800 milliards d'euros de réserves excédentaires sont ainsi sortis du champ de la NIRP.

### 4.3. Jusqu' où aller en territoire négatif ?

Comme on l'a vu, la NIRP est fréquemment justifiée par la valeur négative du taux d'intérêt naturel. Fin 2018 et pour la première fois depuis près d'une décennie, les marchés anticipaient une hausse des taux de la BCE, fin 2019 – début 2020. Contre toute attente, une étude a montré que la plupart des estimations du taux réel neutre pour la zone euro restaient négatives suggérant que la BCE disposait d'une marge de manœuvre très faible pour des hausses de taux dans les années à venir (Brand & Mazelis, 2019). Malgré l'absence de prévisions sur l'évolution de ce taux neutre, elle s'inscrit dans un mouvement de baisse constante depuis des décennies ; la faible croissance de la productivité et des facteurs démographiques pourraient maintenir la pression à cette baisse. La baisse de la population active et la baisse du nombre de travailleurs par rapport aux retraités, en augmentant l'épargne, entraîneraient, toutes choses égales par ailleurs, une nouvelle baisse du taux neutre. Pour autant, ce diagnostic ne fait pas consensus (voir Artus, 2018).

S'agissant de savoir jusqu' où la BCE peut aller en territoire négatif, c'est la valeur du taux d'intérêt de renversement (RIR, *reversal interest rate*) qui est pertinente ; il s'agit du « taux auquel la politique monétaire accommodante s'inverse et exerce un effet restrictif sur le montant des prêts » en raison de préoccupations concernant le niveau du capital des banques ou de l'obligation qui leur est faite de respecter la réglementation sur les fonds propres (Brunnermeier & Koby, 2019). Au-delà de la complexité de ce concept et de l'incertitude qui entoure son estimation, le RIR traduit l'idée que les coûts dépassent les avantages si la Banque centrale s'aventure trop loin en territoire négatif. Selon une enquête effectuée par Bloomberg fin 2019, le niveau du RIR s'établissait  $-0,8\%$ , dans la zone euro, soit au-dessous du niveau fixé au mois de septembre. Cela venait non seulement justifier la baisse décidée en octobre, mais, qui plus est, suggérer que la BCE pourrait aller encore plus loin si la situation économique l'exigeait.

### Conclusion : À quand la sortie de la NIRP ?

Il y aura bientôt six ans, la BCE a fait entrer son principal taux directeur en territoire négatif. Cette adoption de la NIRP s'intégrait dans la mise en place d'une nouvelle stratégie monétaire articulée autour d'un triptyque avec la FG et le QE. Elle était destinée, tout d'abord, à contrecarrer le risque de déclenchement d'une spirale déflationniste, qui menaçait alors la zone euro, puis à ramener la hausse des prix vers l'objectif que s'est fixé la BCE. Étant la première des « grandes banques centrales » à avoir eu recours à cet instrument, elle entraînait largement dans l'inconnu même si la théorie économique ainsi que l'expérience de NIRP dans des « petites » écono-

mies ouvertes lui offraient des repères et quelques garanties quant à son efficacité. S'agissant du premier objectif qui lui était assigné, la stratégie envisagée dans son ensemble s'est révélée efficace, contribuant sans aucun doute à empêcher la spirale tant redoutée. Mais, le second apparaît encore hors d'atteinte, les anticipations d'inflation à long terme restant nettement ancrées sous l'objectif visé.

Il est bien difficile d'isoler la contribution de la NIRP à ce bilan. Les études qui ont cherché à le faire concluent à son efficacité, notamment en relation avec les deux autres instruments : elle aurait renforcé l'effet de signal de la FG ; elle aurait également consolidé le canal de rééquilibrage du portefeuille du QE en encourageant les banques à substituer des actifs plus risqués à la détention de réserves excédentaires. Mais, les six années de NIRP de la BCE sont venues confirmer les deux enseignements principaux des expériences danoise et suédoise : elle a, semble-t-il, contribué à affaiblir la situation des banques européennes déjà structurellement déficientes ; au fil du temps, elle paraît perdre en efficacité, ce qui soulève la question de savoir si, à  $-0,5\%$ , le taux d'intérêt de renversement (RIR) n'est pas été atteint, même si la BCE a pu laisser entendre le contraire (Lane, 2020a), et, au-delà, la question de la sortie de la NIRP. À deux reprises, cette sortie a été anticipée, mais, très vite, elle n'a plus été d'actualité, l'économie de la zone euro enregistrant deux chocs négatifs successifs auxquels les autorités ont réagi par un assouplissement du dispositif en vigueur.

Une première fois, en mars 2018, la BCE a laissé prévoir une stratégie de normalisation en modifiant sa FG avec l'abandon de la référence à un « biais d'assouplissement » qu'elle avait utilisé jusque là. Cet abandon a été perçu comme le prélude à une révision plus vaste de la politique monétaire au cours des mois suivants. Mais, cette stratégie de normalisation avec la fin du QE et, à terme, le relèvement des taux d'intérêt a été compliquée par le ralentissement de l'inflation. Au cours des dernières semaines de 2018, les anticipations de hausse des taux ont été nettement revues à la baisse suite aux statistiques économiques moroses, à l'instabilité des marchés et aux craintes d'une guerre commerciale entre la Chine et les États-Unis. Au printemps 2019, l'évolution du taux d'Orphanides laissait même entrevoir une baisse du taux directeur au cours du troisième trimestre. Celle-ci est devenue effective le 12 septembre quand, dans le but de stimuler l'économie de la zone euro, la BCE a abaissé son taux sur sa facilité de dépôt à  $-0,5\%$  et s'est engagée envers une reprise des achats d'actifs « aussi longtemps que nécessaire », à compter du 1er novembre, au rythme de 20 milliards d'euros par mois.

Par la suite, début 2020, une stabilisation des données a conduit, une nouvelle fois, à penser que la BCE pourrait être encouragée à commencer à relever ses taux à partir de 2021. Mais, très vite, il y a eu un revirement, une augmentation du nombre de cas de Covid-19 dans plusieurs pays venant alimenter la crainte que l'épidémie ne se transforme en pandémie. Dès le mois de février, les investisseurs ont alors revu leurs anticipations et commencé à anticiper une nouvelle baisse des taux à court terme.

Le 12 mars 2020, en qualifiant ce choc de « majeur » mais aussi, à ce stade, de « transitoire », la BCE a réagi en adoptant de nouvelles mesures de relance : LTRO temporaires pour combler les déficits de financement jusqu'au mois de juin ; nouveaux prêts à bon marché aux banques (TLTRO III), avec une éligibilité élargie et un taux d'intérêt de  $-0,75\%$ , inférieur de 25 pbs au taux sur la facilité de dépôt ; augmentation des achats d'obligations pour un total de 120 milliards d'euros avant fin 2020. Mais, tout en déclarant que la riposte à la pandémie relevait en priorité de la politique budgétaire des Etats Membres, elle a laissé inchangé le taux sur la facilité de dépôt, contrairement aux attentes des marchés. Cela a pu donner à penser que les membres du Conseil des gouverneurs estimaient que ce taux pourrait déjà être proche du « taux de renversement ». Toutefois, les dirigeants de la BCE se sont très vite employés à corriger cette interprétation en précisant qu'elle était « dans la position confortable d'avoir un large éventail d'outils, dont aucun n'a été pleinement utilisé » (Schnabel, 2020 ; souligné par nous) et que « le Conseil des gouverneurs conservait la possibilité de réductions futures du taux sur la facilité de dépôt si elles étaient justifiées par un resserrement des conditions financières ou une menace pour l'objectif d'inflation à moyen terme » (Lane, 2020b). La question est donc, alors, de savoir s'il s'agit bien d'un choc transitoire ou si ses conséquences pourraient être durables. Dans ce cas, la marge de manœuvre offerte par la NIRP serait sans doute bien mince. *Extremis malis extrema remedia.*

## References

- Adrian, T., & Shin, H. (2009). Financial intermediaries and monetary economics. *Federal Reserve Bank of New York, Staff Reports*, 398.
- Andrews, D., & Petroulakis, F. (2019). *Breaking the shackles: Zombie firms, weak banks and depressed restructuring in Europe*. (ECB Working Paper Series, No. 2240).
- Aramonte, S., Lee, S. J., & Stebunovs, V. (2015). Risk taking and low longer-term interest rates: Evidence from the U.S. syndicated loan market. *Finance and Economics Discussion Series*, 68.
- Artus, P. (2018, 14 juin). Quel est le niveau du taux d'intérêt neutre dans la zone euro ?. *Natixis, Flash Economie*, 689.
- Banque Mondiale. (2015, juin). Negative interest rates in Europe: A glance at their causes and implications. *Global Economic Perspectives*, chapitre 1, encadré 1.1.
- Basten, Ch., & Mariathasan, M. (2018). *How banks respond to negative interest rates: Evidence from the Swiss exemption threshold*. (CESifo Working Paper Series, No. 6901).
- Bean, C. (2013, mai 16). *Letter from Charles Bean to Andrew Tyrie on negative interest rates*. Bank of England.

- Bech, M., & Malkhozov, A. (2016, mars). How have central banks implemented negative policy rates?. *BIS Quarterly Review*, 31-44.
- Bernanke, B. (2020, 4 janvier). The new tools of monetary policy. Washington: Brookings.
- Bernanke, B., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48.
- Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business framework. In J. B. Taylor, M. Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics* (vol. 1, pp. 1341-1393). Rotterdam: Elsevier Science.
- Blot, C., & Hubert, P. (2016). Causes et conséquences des taux d'intérêt négatifs. *Revue de l'OFCE*, 148, 219-245.
- Blot, C., & Hubert, P. (2019, 16 décembre). Has the ECB lost its mind?. *Policy Brief*.
- Borio, C., & Gambacorta, L. (2017, décembre). Monetary policy and bank lending in a low interest rate environment: Diminishing effectiveness?. *Journal of Macroeconomics*, 54(B), 217-231.
- Bottero, M., Minoiu, C., Peydro, J.-L., Polo, A., Presbitero, A. F., & Sette, E. (2019). *Negative monetary policy rates and portfolio rebalancing: Evidence from credit register data*. (IMF Working Paper, WP/19/44).
- Brand, C., & Mazelis, F. (2019, mars). *Taylor-rule consistent estimates of the natural rate of interest*. (ECB Working Paper Series, No. 2257).
- Bräuning, F., & Wu, B. (2017, mars). ECB monetary policy transmission during normal and negative interest rate periods. Document de travail.
- BRI. (2019, octobre). *Unconventional monetary policy tools: a cross-country analysis*. (CGFS Papers No. 63).
- Brunnermeier, M. K., & Koby, Y. (2018, décembre). *The reversal interest rate*. (NBER Working Paper No. 25406).
- Cœuré, B. (2015, 18 mai). *How binding is the zero lower bound?*. Speech at the conference "Removing the zero lower bound on interest rates", organised by Imperial College Business School / Brevan Howard Centre for Financial Analysis, CEPR and the Swiss National Bank, London.
- Cœuré, B. (2017, 16 mai). Dissecting the yield curve: a central bank perspective. Welcome remarks at the annual meeting of the ECB's Bond Market Contact Group, Frankfurt am Main.
- Danmarks Nationalbank. (2019, 18 décembre). Low prevalence of zombie firms in Denmark. *Analysis*, 29.
- Dell'Ariccia, G., Laeven, L., & Suarez, G. A. (2016, mai). *Bank leverage and monetary policy's risk-taking channel: Evidence from the United States*. (ECB Working Paper Series, No. 1903).
- Demiralp, S., Eisenschmidt, J., & Vlassopoulos, T. (2017). Negative interest rates, excess liquidity and bank business models: Banks' Reaction to Unconventional Monetary Policy in the Euro Area. Document de travail.
- de Sola Perea, M., & Kasongo Kashama, M. (2017, décembre). La politique de taux négatifs dans la zone euro et l'offre de prêts bancaires. *Revue Économique, Banque Nationale de Belgique*, 45-64.
- Draghi, M. (2014). Monetary policy in a prolonged period of low inflation. Speech at the ECB Forum on Central Banking, Sintra.

- Eggertsson, G. B., Juelsrud, R. E., Summers, L. H., & Wold, E. G. (2019, janvier). *Negative nominal interest rates and the bank lending channel*. (NBER Working Paper, No. 25416).
- Eisenschmidt, J., & Smets, F. (2019). Negative interest rates: Lessons from the Euro area. In Á. Aguirre, M. Brunnermeier, & D. Saravia (Eds.), *Monetary policy and financial stability: Transmission mechanisms and policy implications* (pp. 13-42). Central Banking, Analysis, and Economic Policies Book Series, vol. 26.
- Erikson, H., & Vestin, D. (2019, janvier). Pass-through at mildly negative policy rates: The Swedish case. Sveriges Riksbank, *Staff memo*.
- Hameed, A., & Rose, A. K. (2016a). *Exchange rate behavior with negative interest rates: Some early negative observations*. (CEPR Discussion Paper No. 11498).
- Hameed, A., & Rose, A. K. (2016b, octobre). Exchange rate behaviour when interest rates are negative: The evidence. *Vox*, 27.
- Hartmann, P., & Smets, F. (2018, décembre). *The first twenty years of the European Central Bank: monetary policy*. (ECB Working Paper Series, No. 2219).
- Heider, F., Farzad, S., & Schepens, G. (2019). Life below zero: Bank lending under negative policy rates. *Review of Financial Studies*, 32, 3728-3761.
- Jobst, A., & Lin, H. (2016). *Negative interest rate policy (NIRP): Implications for monetary transmission and bank profitability in the Euro area*. (IMF Working Paper, WP/16/72).
- Krippner, L. (2013). Measuring the stance of monetary policy in zero lower bound environments. *Economics Letters*, 118, 135-138.
- Krippner, L. (2015). *Zero lower bound term structure modeling: A practitioner's guide*. London: Palgrave-Macmillan.
- Lane, P. (2020a, 21 février). *The monetary policy toolbox: evidence from the euro area*. Keynote speech at the 2020 US Monetary Policy Forum.
- Lane, P. (2020b, 13 mars). *The monetary policy package: An analytical framework*. The ECB Blog.
- Le Bihan, H., & Rousseau, R. (2017). Les marchés signalent-ils la fin du risque de déflation ? *Bloc-Notes Éco*, Banque de France, Billet No. 24.
- Lemke, W., & Vladu, A. L. (2017, janvier). *Below the zero lower bound: A shadow-rate term structure model for the euro area*. (ECB Working Paper Series, No 1991).
- Lopez, J. A., Rose, A. K., & Spiegel, M. (2018). *Why have negative nominal interest rates had such a small effect on bank performance? Cross country evidence*. (NBER Working Paper, No. 25004).
- Mishkin, F., Bordes, Ch., Lacoue-Labarthe, CH., Leboisne, N., & Poutineau, J.-C. (2013). *Monnaie, banque et marchés financiers* (10e ed.). Montreuil: Pearson.
- Molyneux, P., Reghezzab, A., & Xie, R. (2019). Bank margins and profits in a world of negative rates. *Journal of Banking and Finance*, 107, 1-20.
- Orphanides, A. (2003). Historical monetary policy analysis and the Taylor rule. *Journal of Monetary Economics*, 50(3), 983-1022.
- Orphanides, A. (2010). *Monetary policy lessons from the crisis*. (Working Paper, Banque centrale de Chypre, No. 2010-1).
- Papadia, F. (2020, 23 mars). The ECB March 12th package reconsidered. *Money matters? Perspectives on Monetary Policy*, blog.
- Penalver, A. (2017). Taux d'intérêt naturel : estimations pour la zone euro. *Bloc-Notes Éco*, Banque de France, Billet No. 11.

- Praet, P. (2018, 29 janvier). *Maintaining price stability with unconventional monetary policy*. Speech at the Council of the European Union, Bruxelles.
- Schepens, G. (2018, 13 février). Bank lending under negative policy rates. *ECB Research Bulletin*, No. 43.
- Schnabel, I. (2020, 21 mars). *Interview with Frankfurter Allgemeine Sonntagszeitung*. By P. Bernau, & D. Kremer.
- Schubert, M. (2019, 18 février). ECB: A new rule for the bank. *Economic Insight*.
- Soares, C., & Bonfim, D. (2014). *The risk-taking channel of monetary policy—exploring all avenues*. (Working Papers, Banco de Portugal, w201402).
- Stráský, J., & Hwang, H. (2019). *Negative interest rates in the Euro area: Does it hurt banks?*. (Working Papers, No. 1574). OCDE, Economics Department.
- Svensson, L. E. O. (2009, 17 février). *Monetary policy with a zero interest rate*. Speech at SNS—Centre for Business and Policy Studies, Stockholm.
- Woodford, M. (2012, 16 septembre). *Methods of policy accommodation at the interest-rate lower bound*. Columbia University.
- Wu, J. C., & Xia, F. D. (2016). Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the zero lower bound. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 48(2-3), 253-291.

## ENSEIGNER LA NOUVELLE MACROECONOMIE INTERNATIONALE À L'AIDE D'UN MODELE « JOUET »

### Teaching New Open Macroeconomics with a simple “toy model”

**JEAN-CHRISTOPHE POUTINEAU**<sup>1</sup>

CREM, UMR CNRS 6211, Université de Rennes, France

jean-christophe.poutineau@univ-rennes1.fr

ORCID : 0000-0002-0189-4195

**Abstract :** This article introduces a static model of the New International Macroeconomics to address issues of monetary policy implementation in the open economy. This framework makes it possible to address in a simple fashion standard questions of open macroeconomics such as the effectiveness of economic policy according to the exchange rate. It is extended to analyze dirty floating regimes and the reasons that may justify the lack of coordination of monetary policies in a world characterized by strong commercial and financial spillovers.

**Keywords :** New Keynesian Macroeconomics, international macroeconomics, monetary policy, economic policy.

**Résumé :** Cet article propose un modèle statique de la « nouvelle macroéconomie internationale » pour traiter des questions de mise en œuvre de la politique monétaire en économie ouverte. Ce cadre permet d'aborder simplement des questions standards de la macroéconomie ouverte telles que l'efficacité de la politique économique en fonction du régime de change flexible ou flottant. Il est ensuite étendu pour analyser le cadre de la coordination des politiques monétaires et le fait que celle-ci peut s'avérer neutre malgré un environnement économique caractérisé par de fortes interdépendances commerciales et financières.

**Mots-clés :** Nouvelle Macroéconomie Keynésienne, macroéconomie internationale, politique monétaire, politique économique.

**JEL Classification :** A20, E10, E50, F41.

---

<sup>1</sup> Université de Rennes, 7 place Hoche, 35065 Rennes.

## Introduction

L'intégration réelle et financière internationale qui caractérise les relations économiques actuelles souligne la prégnance de la macroéconomie internationale dans la formation des économistes aujourd'hui. Toutefois, de manière paradoxale, le cadre retenu pour introduire simplement les questions de macroéconomie ouverte actuelles aux étudiants reste le modèle Mundell-Fleming (Fleming, 1962 ; Mundell, 1963), développé dans les années 60 et dont les hypothèses ne reflètent plus réellement l'environnement économique actuel. Les limites de ce cadre sont nombreuses. Ainsi, la conduite de la politique monétaire – fondée sur le contrôle exogène de la contrepartie interne de la masse monétaire – contraste avec la pratique conventionnelle des banques centrales – fondée sur le contrôle du taux d'intérêt. De même, le modèle Mundell-Fleming néglige le fait que les banques centrales sont indépendantes et suivent des règles, il suppose des prix fixes, en dépit du rôle clé de la politique monétaire dans la lutte contre l'inflation, ou il oppose les régimes de change fixe et flexible, sachant que la majorité des systèmes adoptés sont des systèmes de flottement impur...

Ces critiques trouvent d'autant plus d'échos dans le monde académique que les modèles développés depuis 20 ans ont dépassé ces limites analytiques. Les modèles DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium) qui servent de cadre principal à la recherche actuelle (voir Schmitt-Grohe & Uribe, 2017) pour une synthèse récente) semblent très différents de la tradition instaurée par le modèle Mundell-Fleming. Ils introduisent des fondements microéconomiques rigoureux et des préoccupations intertemporelles pour modéliser les relations économiques, nécessitant ainsi une approche plus technique des questions posées par la macroéconomie internationale. Comme le souligne Blanchard (2018), même si l'on adhère à ce cadre, il convient de reconnaître que « les modèles DSGE sont de mauvais outils de communication »<sup>2</sup>. Selon lui, la difficulté à utiliser ce cadre pour communiquer simplement justifie le maintien de « modèles jouets » (*toy models*) tel le cadre Mundell-Fleming qui « permettent une première analyse rapide d'une question, et présentent l'essence de la réponse à partir d'un modèle plus compliqué ou d'une classe de modèles. (...) Ils sont autant de l'art que de la science. Mais l'art a beaucoup de valeur ».

Cet article introduit un modèle statique simple pour traiter des questions de macroéconomie ouverte dans un cadre de Nouvelle Economie Keynésienne. En particulier, on montre qu'il est possible d'approcher ces modèles avec les mêmes outils que la macroéconomie standard (représentation de la composante demande

---

<sup>2</sup> « Un modèle DSGE typique ajoute une distorsion particulière à un noyau existant. Il commence par une dérivation algébrique du modèle, puis passe par l'estimation, et se termine par diverses simulations dynamiques montrant les effets de la distorsion sur les propriétés d'équilibre général du modèle ».

sous la forme d'un équilibre conjoint comparable au modèle Mundell-Fleming, construction d'une relation de demande agrégée affectée par le choix du régime de change, détermination de l'équilibre global de l'économie...). De fait, cet article n'est pas une synthèse de la littérature qui a été développée au cours des deux dernières décennies, mais une présentation simple de la manière dont des questions de macroéconomie internationale peuvent être présentées dans un cadre simple plus proche de la réalité de la recherche actuelle dans le domaine que l'environnement proposé par le modèle Mundell-Fleming.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La section 2 présente un modèle de petite économie ouverte statique reprenant les principales caractéristiques d'un cadre d'analyse correspondant à celui de la Nouvelle Economie Keynésienne. La section 3 revisite la conduite des politiques monétaire et budgétaire en fonction du degré de flexibilité du taux de change nominal. La section 4 étend le cadre d'analyse à un modèle à deux pays pour traiter des questions d'interdépendance structurelle et de coordination des politiques monétaires. La section 5 conclut.

## 1. Un modèle simple de petite économie ouverte

Le cadre d'analyse décrit une petite économie ouverte, intégrée au reste du monde à travers des relations commerciales et financières. Le capital est mobile internationalement, le pays exporte et importe des biens et services. L'économie est petite dans le sens où elle ne peut affecter ni le taux d'intérêt mondial ni les prix étrangers. Ce modèle simple peut être résumé à l'aide de cinq équations décrivant les comportements sur le marché des changes, le marché des biens et services et le marché de la monnaie. Les relations sont présentées sous formes log-linéaires, comme traditionnellement dans la majeure partie des modèles de la Nouvelle Economie Keynésienne.

### 1.1. Le marché des changes (relations TOT et FE)

Dans ce modèle, le taux de change nominal ( $e$ ) est défini à l'incertain comme le nombre d'unités de monnaie domestique pour l'achat d'une unité de monnaie étrangère. En log déviation, le taux de change réel ( $q$ ) est défini par

$$q = e + \pi^* - \pi \quad (1)$$

où,  $\pi(\pi^*)$  représente le taux d'inflation domestique (étranger)<sup>3</sup>. Afin de conserver un modèle léger, on suppose que tous les biens sont parfaitement échangeables.

---

<sup>3</sup> Dans ce cadre statique simple, on utilise le fait que la log déviation d'un prix par rapport à sa valeur d'état stationnaire coïncide avec le taux d'inflation.

De ce fait, le taux de change réel correspond aussi aux termes de l'échange TOT (*Terms Of Trade*), mesurant le degré de compétitivité prix relatif des biens de cette économie à l'exportation.

La situation de parfaite mobilité des capitaux permet de définir l'équilibre du marché des changes à l'aide de la condition de Parité des Taux d'Intérêt (PTI) égalisant le rendement anticipé des placements domestiques et étrangers. Dans le modèle Mundell-Fleming comme dans le cadre IS-LM, l'analyse néglige la dimension intertemporelle des choix financiers des agents. Ainsi, dans le modèle Mundell-Fleming, la condition de PTI ne prend pas en compte la valeur anticipée de la dépréciation de la monnaie entre la période de placement et la période de retrait en monnaie étrangère. Cette condition d'arbitrage est alors simplement représentée par l'égalisation du taux d'intérêt domestique au taux d'intérêt étranger.

Dans notre modèle simplifié on lève cette restriction pour tenir compte de l'évolution espérée du capital placé en monnaie étrangère, via l'anticipation de dépréciation de la monnaie. Afin de conserver une version statique de la PTI tenant compte de cette composante de dépréciation anticipée du taux de change nominal, on combine les deux relations d'arbitrage caractérisant le marché des changes : la PPA et la PTI, en suivant la solution proposée par Gärtner (1993) et Poutineau and Vermandel (2018) :

- A long terme, l'ancrage du taux de change nominal est fixé par la PPA relative c'est à dire qu'il correspond au différentiel d'inflation entre l'économie domestique et l'économie étrangère :  $e = e_{PPA} = \pi - \pi^*$  et donc  $q = 0$ .
- A court terme, le taux de change nominal peut être différent de sa valeur de PPA mais suit la PTI qui correspond à la condition d'équilibre du marché. De manière standard, en réintroduisant des indices de temps cette condition peut être représentée comme  $r_t = r_t^* + E_t(e_{t+1}) - e_t$ , où  $E_t(e_{t+1})$  représente le taux de change anticipé à la période  $t$  (date de placement) pour la période  $t + 1$  (date de retrait).

On combine les deux conditions d'arbitrage (PPA et PTI) afin de présenter une version statique de la PTI représentant l'équilibre du marché des changes. On introduit un mécanisme de formation des anticipations fondé sur la comparaison entre le taux de change observé et le taux de change calculé sur la base de la PPA. Formellement, on suppose que les agents corrigent dans leur anticipation de l'évolution future du taux de change en tenant compte de la vitesse de à la PPA,  $\phi$ . Le paramètre  $\phi$  représente la part de l'écart entre  $e_t$  et  $e_{PPA}$  qui est corrigée au cours d'une période. De ce fait, on peut écrire

$$E_t(e_{t+1}) - e_t = -\phi(e_t - e_{PPA})$$

Ainsi si la monnaie est relativement dépréciée par rapport à sa valeur de PPA ( $e_t - e_{PPA} > 0$ ), les agents anticipent une appréciation dans le temps afin de retrouver cette

valeur de PPA,  $e_{PPA}$ , à la vitesse  $\phi$ . Puisque  $e_{PPA} = \pi - \pi^*$ , il est possible de combiner les conditions de PTI et de PPA en tenant compte de l'équation (1). Si, de plus, on suppose pour simplifier le cadre d'analyse que  $\phi = 1$  et que les variables étrangères (exogènes pour la situation de petite économie ouverte) sont telles que  $\pi^* = r^* = 0$ , l'on peut obtenir une expression statique simple caractérisant l'équilibre du marché des changes en situation de mobilité parfait des capitaux

$$q = -r \quad (2)$$

Cette expression (2) tenant compte de la condition de PTI et de l'ancrage du taux de change sur la PPA relative à long terme permet de définir l'équilibre du marché des changes FE (Foreign Exchange) en reliant le taux d'intérêt domestique aux termes de l'échange. Dans la suite de notre analyse, la composante « marché des changes » du modèle sera résumée par les relations TOT (1) et FE (2).

## 1.2. Le marché des biens et services (relations PC et IS)

Le marché des biens et services est décrit à l'aide de deux relations : la relation de Philips PC (*Philips Curve*) nouvelle keynésienne du côté de l'offre et la relation IS du côté de la demande. De manière standard aux modèles de la Nouvelle Economie Keynésienne, la relation PC décrit le taux d'inflation déterminé par les entreprises sur la base de leurs coûts de production et de l'impossibilité de réajuster en tout point du temps leurs prix de vente, tandis que la relation IS détermine l'output gap sur la base de la demande de biens et services (écart entre le niveau d'activité correspondant aux débouchés de l'économie fixés par les ménages et le niveau d'activité de plein emploi supposé exogène dans ce modèle).

La structure de la relation PC est standard à celle présentée dans la version statique du modèle de la Nouvelle Economie Keynésienne, lorsque les agents économiques anticipent un taux d'inflation futur nul

$$\pi = \beta_1 y + \varepsilon^S \quad (3)$$

Dans cette relation,  $\pi$  représente le taux d'inflation courant,  $y$  l'output gap, et  $\varepsilon^S$  un choc exogène conduisant à une augmentation des coûts de production (une réalisation positive de ce choc décrit, par exemple, une augmentation du prix des matières premières ou de l'énergie et correspond à un choc d'offre négatif). Comme dans le modèle de Bofinger et alii (2006), on suppose que la politique monétaire de la banque centrale est parfaitement crédible et donc que les anticipations inflationnistes sont fondées sur le respect de l'objectif de stabilité des prix (supposée égale à 0% afin de simplifier la relation). Enfin, le paramètre  $\beta_1$  représente l'élasticité de l'inflation à l'output gap. Une valeur élevée de ce paramètre traduit une rigidité

réelle de l'économie : les entreprises ayant du mal à s'ajuster immédiatement à une augmentation de la demande des biens et services au-delà du plein emploi sont conduits à augmenter plus fortement leurs prix.

Dans ce cadre de la Nouvelle Economie Keynésienne, la relation IS relie le niveau de l'output gap aux composantes domestiques (absorption) et internationales (solde du compte courant de l'économie) de la demande finale :

$$y = -\alpha_1 r + \alpha_2 q - \alpha_3 y + \varepsilon^D \quad (4)$$

La structure de la relation IS se décompose de la manière suivante

- Du côté de l'absorption, la relation IS prend en compte l'évolution du taux d'intérêt nominal avec une élasticité  $-\alpha_1$  (argument de lissage intertemporel de la consommation) et l'on suppose que le choc de demande,  $\varepsilon^D$  résume l'ensemble des influences exogènes sur la demande (choc de préférence des ménages, choc de politique budgétaire...).
- La composante internationale de la relation IS est résumée par le solde du compte courant ( $CC = \alpha_2 q - \alpha_3 y$ ) et prend en compte deux éléments. Le premier déterminant est le phénomène d'*expenditure switching* qui fait dépendre les exportations/importations nationales de leur compétitivité prix via le niveau des termes de l'échange avec un signe positif (une augmentation de  $q$  rend les importations plus chères tandis qu'elle réduit le prix relatif des exportations) avec une élasticité  $\alpha_2$ . La valeur du paramètre  $\alpha_2$  mesure la force du phénomène d'*expenditure switching* qui joue un rôle central dans le modèle Mundell-Fleming. La seconde composante (reliée négativement à l'output gap  $y$ ) capture l'influence des fluctuations du revenu national sur le niveau des importations. Une augmentation de l'output gap a un impact négatif sur le solde du compte courant avec une élasticité donnée par le paramètre  $(-\alpha_3)$ .

### 1.3. Le marché de la monnaie (relation MP)

L'équilibre sur le marché de la monnaie est caractérisé par la règle de taux d'intérêt suivie par la banque centrale pour réguler ce marché. De manière standard aux modèles de la Nouvelle Economie Keynésienne, on suppose que la banque centrale contrôle le taux d'intérêt en suivant une règle de Taylor (1993) élargie à une possible intervention sur le marché des changes. Cette relation de politique monétaire (MP, *Monetary Policy*) remplace la relation LM standard du cadre Mundell-Fleming et elle s'écrit

$$r = \gamma_1 \pi + \gamma_2 y + \gamma_3 e + \varepsilon^R \quad (5)$$

Dans cette relation  $\gamma_1$  représente l'élasticité du taux d'intérêt au taux d'inflation. Compte tenu du principe de Taylor  $\gamma_1 > 1$ . Cette réaction du taux d'intérêt plus

que proportionnelle au taux d'inflation est nécessaire pour affecter le taux d'intérêt réel et donc les décisions du secteur privé. Le paramètre  $\gamma_2$  représente l'élasticité du taux d'intérêt à l'output gap. Le choc aléatoire  $\varepsilon^R$  prend en compte la possibilité d'une action discrétionnaire de la banque centrale (une valeur positive traduit un resserrement exogène de la politique monétaire en écart à la règle monétaire suivie).

Dans le cadre d'une économie ouverte, la banque centrale peut décider d'intervenir sur le marché des changes afin de stabiliser le cours de sa monnaie. Cette possibilité est capturée par le terme  $\gamma_3 e$  dans la règle monétaire. En système de change flexible ( $\gamma_3 = 0$ ), la banque centrale n'intervient pas sur le marché des changes et donc ne tient pas compte des fluctuations du taux de change nominal pour déterminer sa politique monétaire.

Ainsi, le modèle de base de la Nouvelle Economie Keynésienne en petite économie ouverte peut être résumé à l'aide des relations (1) à (5) : relations TOT et FE pour le marché des changes, relations PC et IS pour le marché des biens et services et relation MP pour le marché de la monnaie.

## 2. La régulation conjoncturelle en économie ouverte

Cette section étudie la transmission des chocs dans le cas de la petite économie ouverte, selon que la banque centrale décide ou non de réagir aux fluctuations du taux de change nominal dans sa règle monétaire. On distingue ainsi, le système de change flexible et le système de flottement impur.

### 2.1. La régulation conjoncturelle en changes flexibles

Dans un régime de taux de change flexible, la relation MR est définie par (5) avec  $\gamma_3 = 0$ , tandis que la relation IS est décrite par (4) et FE par (2). Ces relations sont représentées dans le cadre inférieur de la figure 1. Elles peuvent être combinées de manière standard pour obtenir la relation AD dans le cadre d'un régime de taux de change flexible,

$$y = -\frac{(\alpha_1 + \alpha_2)\gamma_1}{(1 + \alpha_3) + (\alpha_1 + \alpha_2)\gamma_2} \pi + \frac{\varepsilon^D - (\alpha_1 + \alpha_2)\varepsilon^R}{(1 + \alpha_3) + (\alpha_1 + \alpha_2)\gamma_2} \quad (6)$$

La relation AD est représentée dans la partie supérieure de la figure 1 avec la relation PC définie par l'équation (3). On peut utiliser cette représentation graphique à deux quadrants pour évaluer comme dans le cadre Mundell-Fleming les conséquences d'une politique monétaire expansionniste (i.e., une réalisation négative de  $\varepsilon^R$ ) ou d'une augmentation des dépenses budgétaires (ie, une réalisation

positive de  $\varepsilon^D$ ). L'équivalent de l'analyse effectuée dans un cadre Mundell-Fleming est présenté dans la partie basse du graphique (cadre  $(y, r)$ ), tandis que la partie haute permet de préciser l'équilibre global de l'économie (cadre  $(y, \pi)$ ).

Les conséquences d'une politique monétaire accommodante sont présentées dans la figure 1. L'économie se situe initialement au point A. Le choc entraîne un déplacement de la courbe MP vers la droite dans le cadre inférieur, de MP à MP'. Dans une économie fermée, le nouvel équilibre atteint par l'économie serait le point B, ce qui générerait un déplacement de la relation AD vers AD'. Cependant, dans une petite économie ouverte, la baisse du taux d'intérêt entraîne une dépréciation réelle de la monnaie qui induit, via l'ajustement des termes de l'échange et l'effet d'*expenditure switching*, une augmentation des exportations nettes de l'économie. Graphiquement cet effet est présenté par un déplacement de la relation IS vers la droite en IS', et l'économie atteint un nouvel équilibre au point C. En ce qui

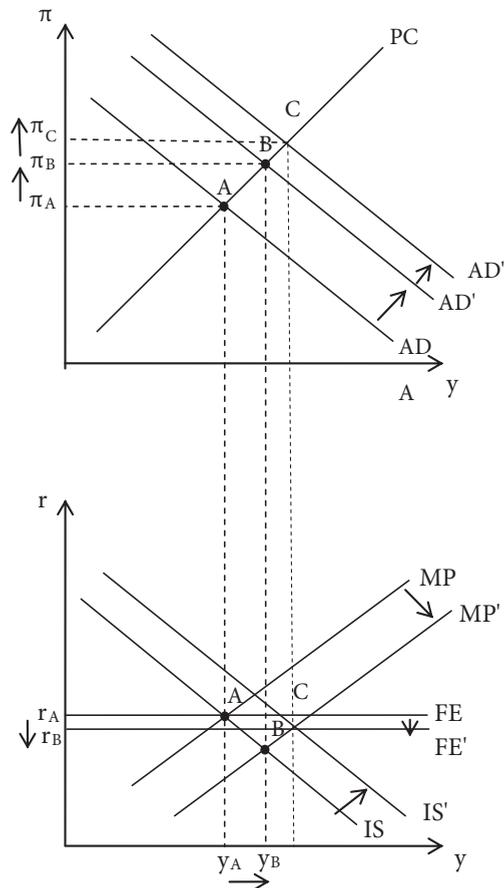


Figure 1. Politique monétaire expansionniste en changes flexibles

concerne l'équilibre global de l'économie dans le cadre supérieur, cet ajustement conduit à un autre déplacement de la courbe AD vers la droite de  $AD'$  à  $AD''$ . L'équilibre final de l'économie repose sur le point C dans les deux cadres. Enfin, dans ce nouvel équilibre, l'ajustement du taux de change nominal – et du taux de change réel – est requis pour satisfaire la condition de PTI, compte tenu d'un taux d'intérêt étranger constant : la monnaie nationale devrait se déprécier en termes réels pour compenser la baisse du taux d'intérêt, ce qui entraîne un glissement de la relation FE vers le bas en  $FE'$ .

Les conséquences d'un choc de demande positif (correspondant par exemple à une expansion budgétaire dans le modèle de Mundell-Fleming) dans l'économie nationale sont illustrées à l'aide de la figure 2. Dans une économie fermée, ce choc entraîne un déplacement proportionnel de la courbe IS vers la droite

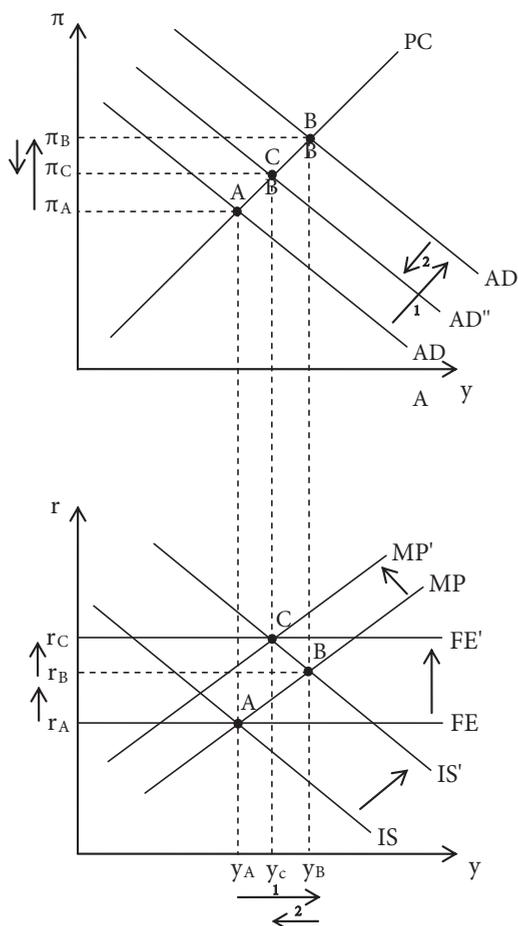


Figure 2. Politique budgétaire expansionniste en changes flexibles

en IS'. Comme ce choc crée de l'inflation, la réaction de la politique monétaire nécessite une augmentation des taux d'intérêt, ce qui déplace la courbe MP vers la gauche de MP à MP'. Dans un contexte d'économie fermée, le pays atteint le point C comme équilibre final. Dans une petite économie ouverte, cependant, les conséquences de l'augmentation du taux d'intérêt fixé par la banque centrale ont un effet supplémentaire sur le taux de change réel. Pour respecter la condition d'équilibre du marché des changes donnée par la PTI et compte tenu du taux d'intérêt étranger constant, la monnaie nationale doit s'apprécier pour compenser l'augmentation du taux d'intérêt domestique. Cette appréciation réelle de la monnaie nationale (correspondant à une baisse de  $q$ ) conduit à un nouveau décalage à gauche de la courbe IS de IS' à IS''. Le cadre supérieur de la figure 2 combine tous ces effets sur la relation AD. Dans une économie fermée, la courbe AD se déplace vers la droite en AD'. Dans une économie ouverte, les conséquences de l'appréciation réelle de l'économie nationale exigent un déplacement supplémentaire vers la gauche de AD' vers AD''. En conséquence, l'équilibre global final de l'économie se fixe au point C (au croisement de PC et AD''). Enfin, la condition d'équilibre du marché de change exige un déplacement de la courbe FE vers le haut en FE', reflétant ainsi l'appréciation réelle de la monnaie nationale. Compte tenu de tous ces effets, l'équilibre final dans le cadre inférieur de la figure 2 se trouve au point C.

## 2.2. La régulation conjoncturelle en flottement impur

Dans les faits, les systèmes de change polaires (flexibles vs fixes) ne concernent qu'une minorité d'économies. Ainsi, pour l'année 2016, le FMI (IMF, 2017), rapporte que la solution de flottement libre avait été adoptée par 31 pays alors que la solution à ancrage conventionnel (système de change fixe) concernait 44 pays. En conséquence, une majorité d'économies (soient 92 pays) avaient adopté un éventail plus large de solutions intermédiaires, la plupart du temps correspondant à des régimes de flottement impur de leur monnaie.

Le modèle présenté dans cet article offre une solution simple pour évaluer l'intérêt pour une petite économie ouverte d'adopter un régime de change intermédiaire pour stabiliser sa conjoncture tout en contrôlant les fluctuations du taux de change de sa monnaie. Les solutions de flottement impur peuvent simplement être représentées en choisissant une valeur intermédiaire pour le paramètre  $\gamma_3$  dans la règle de politique monétaire (5). La relation MP sous ce régime intermédiaire s'écrit :

$$r = \frac{\gamma_1 + \gamma_3}{1 + \gamma_3} \pi + \frac{\gamma_2}{1 + \gamma_3} y + \frac{1}{1 + \gamma_3} \varepsilon^R \quad (7)$$

Comme le résume la règle de taux d'intérêt (7), par rapport à un régime de taux de change flexible, l'adoption d'un régime de flottement impur réduit la sensibilité de la règle de politique aux évolutions macroéconomiques ; les paramètres liant le taux d'intérêt à l'inflation et à l'écart de production sont inférieurs à ceux d'une règle de Taylor « pure » adoptée dans le cadre d'un régime de change flexible.

La résolution du modèle est identique à celle utilisée précédemment pour les systèmes de change polaires. En combinant les relations (7) et (6), la relation AD en flottement impur s'écrit

$$y = -\frac{(\alpha_1 + \alpha_2)(\gamma_1 + \gamma_3)}{(1 + \alpha_3)(1 + \gamma_3) + (\alpha_1 + \alpha_2)\gamma_2} \pi + \frac{\varepsilon^D - (\alpha_1 + \alpha_2)\varepsilon^R}{(1 + \alpha_3)(1 + \gamma_3) + (\alpha_1 + \alpha_2)\gamma_2}, \quad (8)$$

tandis que la relation PC reste définie par (3).

Les conséquences du flottement impur dans le cas d'une petite économie ouverte peuvent être évaluées par rapport à la situation analysée précédemment en système de change flexible et par rapport à l'équilibre qui est atteint dans une économie fermée à l'aide du tableau 1. Sans surprise, le régime de flottement impur amortit les fluctuations des taux de change réels (qui ont un impact négatif sur les fluctuations de l'écart de production) tout en permettant à la banque centrale de conserver un certain pouvoir sur l'utilisation de la politique monétaire en tant qu'instrument de stabilisation de l'économie. Une valeur plus élevée du paramètre de réactivité  $\gamma_3$  rend l'équilibre plus proche d'un système de change fixe.

La situation d'économie fermée est simplement obtenue en imposant  $\alpha_2 = \alpha_3 = \gamma_3 = 0$ . On voit ainsi qu'une politique budgétaire expansionniste a de meilleurs résultats en économie fermée car elle n'implique pas l'appréciation des termes de l'échange qui a un effet négatif sur les débouchés à l'exportation. En revanche, la politique monétaire dans le cas du taux de change flexible a un effet plus important sur l'activité, car elle bénéficie d'un effet clairement positif lié à la dépréciation réelle de la monnaie, qui améliore la compétitivité nationale et les exportations nettes. Formellement, la politique monétaire a un impact plus important sur l'activité sous un taux de change flexible. Comme les politiques affectent la demande agrégée de l'économie, elles affectent les taux d'inflation en conséquence : les politiques ayant un impact plus important sur l'écart de production aboutissent au même classement en termes de taux d'inflation. Ce résultat est cohérent avec les principales caractéristiques d'un choc de demande dans les modèles néo-keynésiens.

Les fluctuations des termes de l'échange agissent comme un canal essentiel pour la transmission des politiques économiques : une politique monétaire plus souple qui déprécie la monnaie nationale en termes réels a un effet plus important sur l'activité qu'une politique budgétaire expansionniste qui implique une appréciation du taux de change réel. En revanche, l'appréciation réelle de la monnaie provenant

Tableau 1. Multiplicateurs de politique économique

Politique	Changes flexibles		Flottement impur		Économie fermée	
	monétaire	budgétaire	monétaire	budgétaire	monétaire	budgétaire
$y$	$\frac{(\alpha_1 + \alpha_2)}{A}$	$\frac{1}{A}$	$\frac{(\alpha_1 + \alpha_2)}{D}$	$\frac{1}{D}$	$\frac{\alpha_1}{C}$	$\frac{1}{C}$
$\pi$	$\frac{\beta_1(\alpha_1 + \alpha_2)}{A}$	$\frac{\beta_1}{A}$	$\frac{(\alpha_1 + \alpha_2)\beta_1}{D}$	$\frac{\beta_1}{D}$	$\frac{\alpha_1\beta_1}{C}$	$\frac{\beta_1}{C}$
$r$	$\frac{-(1 + \alpha_3)}{A}$	$\frac{(\gamma_1\beta_1 + \gamma_2)}{A}$	$\frac{-[(1 + \alpha_3) + (\alpha_1 + \alpha_2)\beta_1\gamma_3]}{D}$	$\frac{(\gamma_1\beta_1 + \gamma_2)\varepsilon^D}{D}$	$\frac{-1}{C}$	$\frac{(\gamma_1\beta_1 + \gamma_2)}{C}$

avec:  $A = (1 + \alpha_3) + (\alpha_1 + \alpha_2)(\beta_1\gamma_1 + \gamma_2)$ ,

$B = (1 + \alpha_3) + (\alpha_1 + \alpha_2)\beta_1\gamma_1$ ,

$C = 1 + \alpha_1(\beta_1\gamma_1 + \gamma_2)$ ,

$D = (1 + \alpha_3) + (\alpha_1 + \alpha_2)(\beta_1(\gamma_1 + \gamma_3) + \gamma_2)$ .

de la hausse du taux d'intérêt qui suit le choc de demande sous un taux de change flexible a un effet de contraction marginal sur l'activité, qui réduit les conséquences positives d'une hausse des dépenses budgétaires en économie fermée.

### 3. La coordination des politiques monétaires

Le cadre d'une petite économie ouverte retenu jusqu'à présent néglige les effets liés à la transmission des mesures de politique économique entre économies interdépendantes : l'augmentation du commerce transfrontalier et des flux financiers a rendu les décisions politiques plus sensibles aux développements internationaux, tout en augmentant leurs retombées mondiales. Cette question est importante pour la politique monétaire, car la taille des effets transfrontaliers canalisés par le marché des taux de change peut inciter les banques centrales à coordonner leurs décisions de taux d'intérêt.

L'intérêt à coordonner des décisions de politique monétaire peut se comprendre simplement dans une version à deux pays du modèle Mundell-Fleming : une banque centrale augmente sa masse monétaire, ce qui déprécie les termes de l'échange nationaux. À mesure que les exportations deviennent plus compétitives, le compte courant s'améliore et l'activité nationale augmente grâce à l'effet d'*expenditure switching*. À l'inverse, le pays étranger souffre d'une situation d'appauvrissement, puisque l'augmentation du prix relatif de ses biens diminue ses exportations et son activité. Comme cette externalité négative des termes de l'échange peut mener à une guerre des monnaies, la coordination des décisions monétaires peut être la meilleure solution puisque les réactions mutuelles des états neutralisent tout effet net sur les termes de l'échange.

Cette approche traditionnelle de l'interdépendance entre économies milite pour la coordination des politiques monétaires. Toutefois, elle apparaît en contradiction avec les faits stylisés. Comme souligné par Blanchard, Ostry et Gosh (2013), « les exemples de coordination des politiques macroéconomiques internationales ont été peu nombreux. Les cas les plus réussis ont été observés lorsque l'économie mondiale semblait sur le point de s'effondrer. En temps normal, malgré de solides arguments théoriques et des tensions systémiques évidentes, l'élaboration des politiques adopte une perspective nationale plutôt que multilatérale ».

Pour comprendre l'absence d'incitation à coordonner les décisions de politique monétaire, plusieurs résultats issus des modèles développés par la Nouvelle Économie Keynésienne montrent que sous des règles optimales de taux d'intérêt les solutions non coopératives et coopératives sont isomorphes. Ce résultat – qui contraste avec celui observé dans le modèle Mundell-Fleming – correspond à la situation décrite par Taylor (2013) et fournit une raison simple pour comprendre

pourquoi « La coordination politique internationale est comme le monstre du Loch Ness : beaucoup discuté mais rarement vu » (Blanchard, Ostry, & Gosh, 2013).

Cette question peut être abordée dans le cadre simplifié de la Nouvelle Economie Keynésienne au prix de deux ajustements du modèle de petite économie ouverte utilisé jusqu'à présent :

- l'extension du modèle à un cadre à deux pays afin de tenir compte du comportement de l'économie étrangère ;
- une modification de la manière dont la politique monétaire est conduite puisque la littérature consacrée à la coordination des décisions de politique monétaire analyse cette décision comme le résultat d'un choix fondé sur l'optimisation d'un critère de bien-être social.

Pour comprendre l'absence d'incitation à coordonner les décisions de politique monétaires, plusieurs résultats issus des modèles développés par la Nouvelle Economie Keynésienne montrent que sous des règles optimales de taux d'intérêt les solutions non coopératives et coopératives sont isomorphes. Ce résultat – qui contraste avec celui observé dans le modèle Mundell-Fleming – correspond à la situation décrite par Taylor (2013) et fournit une raison simple pour comprendre pourquoi « La coordination politique internationale est comme le monstre du Loch Ness : beaucoup discuté mais rarement vu » (Blanchard et al., 2013).

### 3.1. Un modèle à deux pays avec politique monétaire optimale

Les arguments en faveur de la coordination des politiques reposent sur les principes de l'économie du bien-être : en prenant en compte les externalités transfrontalières provenant de la transmission de chocs asymétriques, la coordination des politiques monétaires peut surmonter les conséquences – inefficaces au sens de Pareto – de décisions unilatérales prises par les autorités nationales afin d'amortir les conséquences nationales de ces chocs. Une décision unilatérale a des effets de débordement sur les autres économies, qu'ils passent via la présence d'externalités pécuniaires (à travers l'effet de cette décision sur le taux de change nominal) ou non pécuniaires (via l'impact sur le revenu national sur les exportations de l'autre pays).

Pour traiter de cette question, on retient le cadre d'analyse résumé dans le tableau 2. L'extension du modèle à un cadre à deux pays (dont on suppose les structures symétriques) a les conséquences suivantes :

- Sur le marché des biens et services : on prend en compte des interdépendances structurelles entre les deux économies à travers l'influence des écarts d'output gaps sur le solde des comptes courants ; de plus on suppose désormais que l'inflation étrangère est déterminée de manière endogène (et n'est plus fixée à 0 comme dans le cadre de la petite économie ouverte) ; les termes de l'échange sont cotés à l'incertain pour l'économie domestique et donc affectent l'activité

étrangère en sens opposé en log déviation. Pour simplifier la résolution du modèle on suppose enfin que les deux économies ont des structures symétriques

Sur le marché des changes : on suppose que le taux d'intérêt étranger est endogène et, comme précédemment, que l'équilibre du marché des changes est fondé sur une simplification de la condition de parité de taux d'intérêt avec  $\phi = 1$ .

**Tableau 2. Modèle à deux pays**

Economie domestique	Economie étrangère
$y = -\alpha_1 r + \alpha_2 q - \alpha_3 (y - y^*) + \varepsilon^D$ $L = \frac{1}{2} y^2 + \frac{\chi}{2} \pi^2$ $\pi = \beta_1 y + \varepsilon^S$	$y^* = -\alpha_1 r^* - \alpha_2 q + \alpha_3 (y - y^*) + \varepsilon^{D^*}$ $L^* = \frac{1}{2} y^{*2} + \frac{\chi}{2} \pi^{*2}$ $\pi^* = \beta_1 y^* + \varepsilon^{S^*}$
Variables internationales	
$q = -(r - r^*)$ $q = e + \pi^* - \pi$	

Concernant la partie monétaire du modèle, la règle de Taylor (MP) est remplacée par une fonction de perte ( $L$ ) représentant la perte sociale provenant d'un écart entre l'équilibre macroéconomique réalisé et la situation optimale pour la société caractérisée par la stabilité des prix ( $\pi = 0$ ) et le plein emploi ( $y = 0$ ). Une telle fonction de perte est une manière standard et parcimonieuse de présenter la nature du choix auquel est confrontée la banque centrale qui met en œuvre une politique monétaire pour maximiser le bien-être social. Les autorités de politique monétaire doivent choisir une valeur de taux d'intérêt qui minimise la perte sociale compte tenu de l'arbitrage entre l'inflation et l'output gap (les deux variables apparaissant dans la fonction de perte étant interdépendante au niveau macroéconomique via le comportement d'ajustement des prix des entreprises.

La minimisation d'une fonction de perte sous contrainte de la relation de Phillips permet à la banque centrale de définir une règle d'objectif, c'est-à-dire une combinaison de valeurs d'inflation et d'output gap lui permettant de minimiser sa perte. Cette règle d'objectif peut être définie comme le taux marginal de substitution entre l'inflation et l'output gap que la banque centrale accepte pour minimiser sa perte sociale compte tenu des caractéristiques technologiques de l'économie. Une fois cet arbitrage optimal défini, elle communique sa décision de politique monétaire au secteur privé à l'aide d'une règle d'instrument. Cette règle d'instrument permet de définir le niveau du taux d'intérêt correspondant à la réaction optimale de la banque centrale compte tenu des chocs subis par l'économie et de la règle d'objectif qu'elle s'est fixée.

Pour apprécier l'intérêt que des banques centrales peuvent avoir à coopérer dans ce cadre, il convient de comparer l'équilibre de Nash et l'équilibre coopératif du modèle, en respectant les étapes nécessaires à la définition d'une politique monétaire

optimale sous chacun des deux scénarios. Nous évaluons l'intérêt d'adopter des mesures politiques coordonnées après des chocs asymétriques en opposant l'équilibre non coopératif – où les banques centrales minimisent unilatéralement leur fonction de perte – et la situation coopérative – où les deux banques centrales minimisent une fonction de perte conjointe qui prend en compte poids de chaque pays.

### 3.2. La conduite unilatérale de la politique monétaire

Si les pays fixent unilatéralement des décisions de politique monétaire, ils minimisent leur fonction de perte  $L$  (resp.  $L^*$ ) sous contrainte de leur courbe de Philips nationale PC (resp. PC\*), en choisissant le taux d'inflation et l'écart de production optimaux. En combinant les conditions de premier ordre qui résolvent ce problème, la politique monétaire optimale peut être présentée comme une règle de ciblage mesurant l'arbitrage social entre la stabilité des prix et le plein emploi. Pour l'économie domestique, cette règle est

$$\pi = -\frac{1}{\chi\beta_1}y \quad (9)$$

Cette règle de ciblage (9) tient compte à la fois de la réticence de la banque centrale vis-à-vis de l'inflation ( $\chi$ ) et de l'élasticité du taux d'inflation à l'écart de production de la courbe de Philips ( $\beta_1$ ). Le taux marginal de substitution social est déterminé par,  $\frac{\partial}{-\partial y} = (\chi\beta_1)^{-1}$ , c'est-à-dire quela banque centrale accepte donc une hausse plus élevée de l'inflation ( $\partial\pi$ ) suite à une réduction de 1% de l'écart de production ( $-\partial y$ ) lorsque le poids associé à l'objectif de la stabilité des prix ( $\chi$ ) est plus faible ou pour une plus faible élasticité du taux d'inflation par rapport à l'écart de production ( $\beta_1$ ).

Une fois cette relation précisée, la banque centrale communique ses choix de politique monétaire au secteur privé en suivant une règle d'instrument exprimée en termes de taux d'intérêt. Pour l'obtenir, il suffit d'introduire (9) dans la relation PC nationale, d'exprimer l'évolution de l'output gap ainsi obtenue en termes du choc d'offre et de réintroduire cette valeur de dans la relation IS. Si la banque centrale suit cette règle de politique monétaire, l'économie atteint un équilibre qui présente une situation de « coïncidence divine » (Blanchard & Galí, 2007). Cette situation – présentée dans le tableau 3 – est telle qu'à l'équilibre, une fois la politique monétaire mise en œuvre, l'inflation et l'écart de production ne sont affectés que par les chocs d'offre. Ainsi, la conduite de la politique monétaire optimale est capable d'amortir totalement l'effet des chocs de demande sur ces deux variables.

Ce résultat est discuté graphiquement dans la figure 3 (pour un choc de demande asymétrique) et dans la figure 4 (pour un choc d'inflation asymétrique). Dans ces

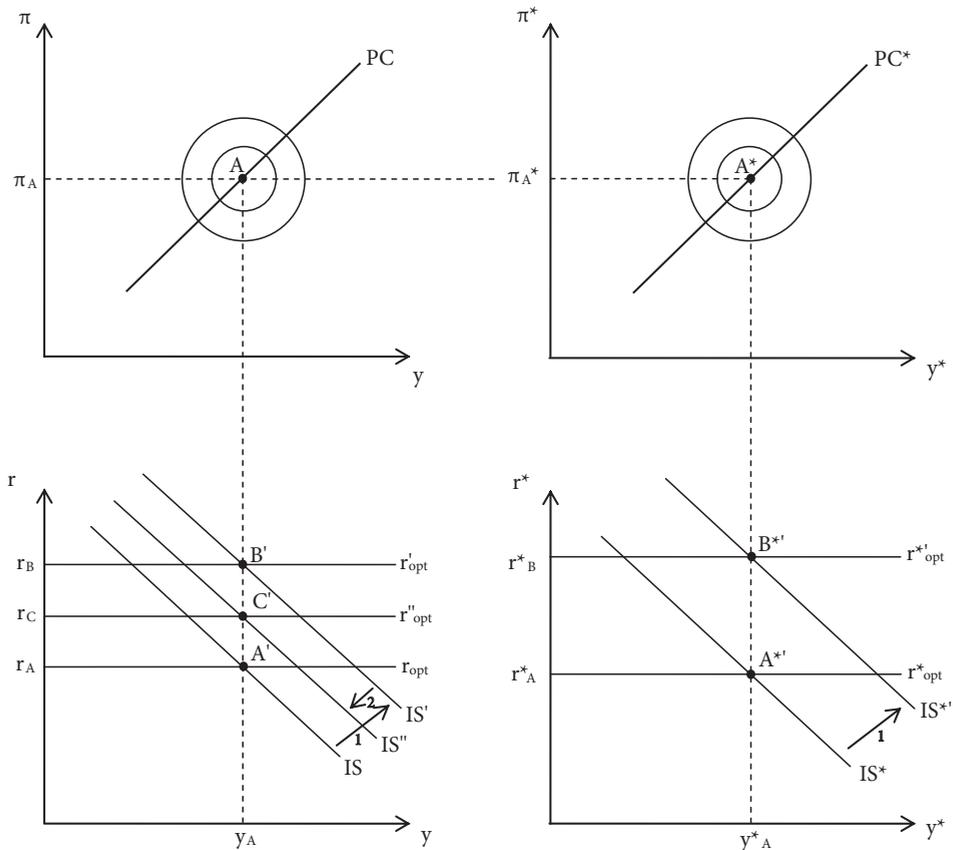
**Tableau 3. Multiplicateurs de politique budgétaire dans le cas d'une politique monétaire optimale**

	Multiplicateur direct	Multiplicateur croisé
Activité	$\frac{\partial y}{\partial \varepsilon^D} = \frac{\partial y^*}{\partial \varepsilon^{D^*}} = 0$	$\frac{\partial y}{\partial \varepsilon^{D^*}} = \frac{\partial y^*}{\partial \varepsilon^D} = 0$
Inflation	$\frac{\partial \pi}{\partial \varepsilon^D} = \frac{\partial \pi^*}{\partial \varepsilon^{D^*}} = 0$	$\frac{\partial \pi}{\partial \varepsilon^{D^*}} = \frac{\partial \pi^*}{\partial \varepsilon^D} = 0$
Taux d'intérêt	$\frac{\partial r}{\partial \varepsilon^D} = \frac{\partial r^*}{\partial \varepsilon^{D^*}} = \frac{\alpha_1 + \alpha_2}{\alpha_1(\alpha_1 + 2\alpha_2)}$	$\frac{\partial r}{\partial \varepsilon^{D^*}} = \frac{\partial r^*}{\partial \varepsilon^D} = -\frac{\alpha_2}{\alpha_1(\alpha_1 + 2\alpha_2)}$
Termes de l'échange	$\frac{\partial q}{\partial \varepsilon^D} = -\frac{\partial q^*}{\partial \varepsilon^{D^*}} = \frac{1}{\alpha_1}$	

figures, la courbe AD est remplacée par la fonction de perte de la banque centrale. Cette présentation est similaire à la représentation d'une droite AD calculée sur la base de la règle de ciblage (dans ce cas, la relation AD est définie comme  $y = -\chi\beta_1\pi$  compte tenu de la règle d'objectif de la banque centrale). En effet, la courbe AD croise la courbe PC initiale au point A, qui est aussi le point de tangence entre la fonction de perte et la droite PC (le point B sur la figure 3 présente exactement la même caractéristique).

Les conséquences d'un choc de demande positif (correspondant par exemple à une expansion budgétaire) dans l'économie nationale sont illustrées dans la figure 3. Ce choc entraîne un déplacement proportionnel de la courbe IS vers la droite en IS'. Pour éviter l'inflation dans l'économie nationale, la réaction optimale de la politique monétaire induit une augmentation des taux d'intérêt qui comble l'écart de production interne (le taux d'intérêt dans l'économie domestique passe de  $r_{opt}$  à  $r'_{opt}$ ). Dans cette situation, les autorités monétaires sont en mesure de stabiliser parfaitement le taux d'inflation, et nous obtenons le résultat de la « coïncidence divine » : avec un seul instrument, les autorités monétaires peuvent stabiliser à la fois l'écart de production et le taux d'inflation.

Compte tenu des interdépendances structurelles, ce choc positif de la demande intérieure se transmet à l'économie étrangère par l'ajustement des termes de l'échange (puisque les conséquences sur le revenu du choc sont entièrement neutralisées par la réaction optimale des taux d'intérêt de la banque centrale nationale). Suite à l'augmentation du taux d'intérêt domestique, le taux de change réel diminue (la monnaie domestique s'apprécie en termes réels). Cet effet joue sur le mécanisme d'*expenditure switching*, ce qui implique un déplacement de la courbe IS\* vers la droite en IS\*). Ce choc positif de la demande conduit à un resserrement de la politique monétaire dans l'économie étrangère, ce qui permet de combler l'écart de production. Enfin, l'activité et le taux d'inflation de l'économie étrangère ne sont pas affectés par le choc de la demande intérieure. L'ajustement des termes



**Figure 3. Politique monétaire expansionniste en changes flexibles (règle de taux d'intérêt optimale)**

de l'échange qui tient compte de l'ajustement des taux d'intérêt dans les deux économies est en mesure de neutraliser la transmission internationale des chocs asymétriques de la demande.

L'effet de l'ajustement des taux d'intérêt sur les termes de l'échange a un impact supplémentaire sur l'économie nationale. Comme le choc de demande conduit à une appréciation réelle de la monnaie nationale, la courbe IS se déplace vers la gauche (de  $IS'$  à  $IS''$ ), créant un output gap transitoire automatiquement fermé par une baisse du taux d'intérêt optimal (le taux d'intérêt horizontal relation dans les mouvements économiques domestiques de  $r'_{opt}$  à  $r''_{opt}$ ). L'équilibre final de l'économie domestique se situe finalement au point C. Dans cette situation – comme pour une économie fermée – la réaction optimale de la banque centrale est capable de combler l'écart de production et de maintenir un taux d'inflation stable. La principale différence entre l'équilibre de l'économie fermée (au point B) et de l'économie ouverte (au point C) réside dans la valeur du taux d'intérêt d'équilibre, plus faible

dans le second cas, pour atténuer les conséquences négatives de l'appréciation réelle de la monnaie domestique sur l'activité de ce pays.

Les conséquences d'un choc inflationniste positif dans l'économie domestique sont illustrées à la figure 4. Dans une économie fermée, le choc inflationniste induit un déplacement proportionnel vers la gauche de la courbe PC (de PC à PC'). Comme cela crée de l'inflation dans l'économie domestique, la réaction de la politique monétaire permet d'atteindre B, qui est le point de tangence entre la valeur de la fonction de perte la plus faible et la nouvelle courbe PC'. Cet ajustement du taux d'intérêt induit un output gap négatif qui permet de réduire la hausse de l'inflation. Le nouvel équilibre global de l'économie est atteint en ce point. Cette situation de politique monétaire peut être convertie en termes d'instrument (graphique du bas) et correspond à une augmentation du taux d'intérêt domestique de  $r_{opt}$  à  $r'_{opt}$ . Cette réaction de la banque centrale conduit à une appréciation réelle de la monnaie domestique qui dégrade la compétitivité prix de ses exportations.

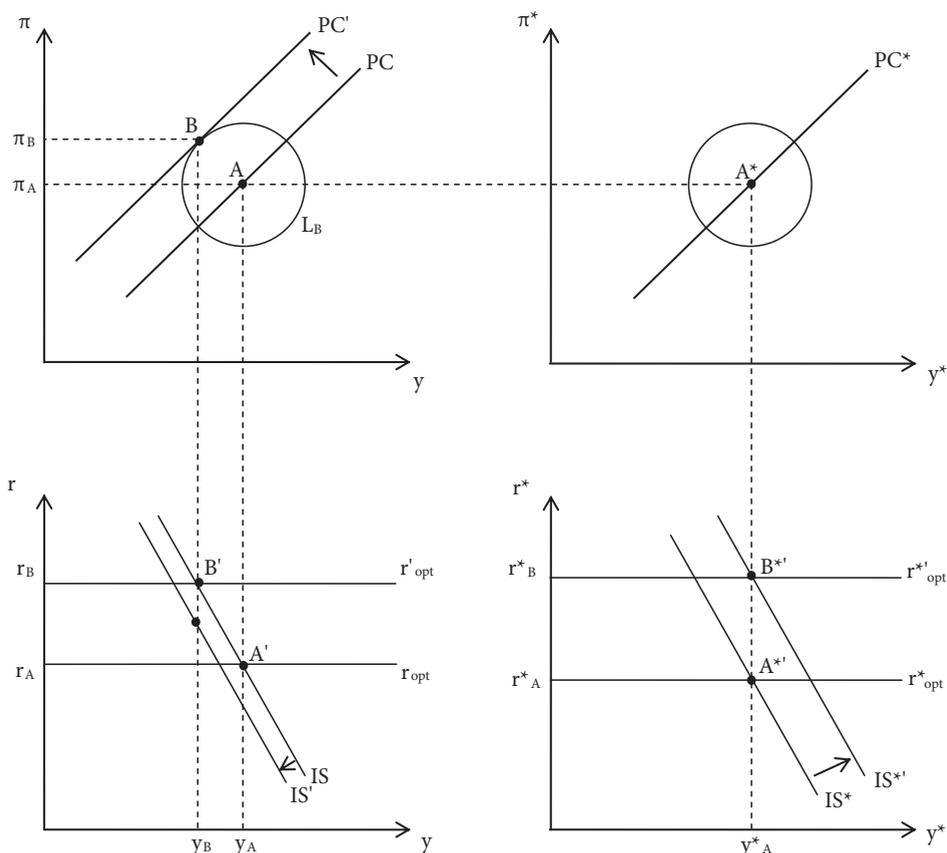


Figure 4. Politique monétaire optimale en changes flexibles en cas de choc inflationniste

Ce phénomène conduit à un déplacement de la relation IS vers la droite en IS' et l'équilibre conjoint se fixe au point B' dans le graphique du bas.

Comme précédemment, ce choc domestique se transmet à l'économie étrangère comme un choc de demande. En effet, il est canalisé vers l'économie étrangère à travers l'ajustement des termes de l'échange et affecte le compte courant entre les deux pays. Suite à l'augmentation du taux d'intérêt domestique, le taux de change réel diminue (la monnaie nationale s'apprécie en termes réels), tandis que l'écart de production devient négatif. En supposant que l'effet d'*expenditure switching* domine l'impact de la baisse du revenu domestique sur les exportations étrangères, la courbe IS\* se déplace vers la droite en IS<sup>\*</sup>. Ce choc de demande positif (canalisé par le compte courant) entraîne une hausse du taux d'intérêt étranger optimal qui neutralise totalement l'effet du choc de l'offre domestique sur l'activité de l'économie étrangère (situation de « coïncidence divine »).

### 3.3. La coordination des politiques monétaires

Si les autorités monétaires nationales et étrangères coordonnent leur politique monétaire, elles minimisent la fonction de perte conjointe

$$L^W = \frac{1}{2}(L + L^*) = \frac{1}{4}(y)^2 + \frac{\chi}{4}(\pi)^2 + \frac{1}{4}(y^*)^2 + \frac{\chi}{4}(\pi^*)^2 \quad (10)$$

sous contrainte des deux courbes Philips nationales PC et PC\*. En coordonnant leurs décisions de politique monétaire, elles sont en mesure de prendre en compte l'impact de leurs fluctuations d'activité nationale sur l'activité de l'autre pays.

La combinaison des conditions de premier ordre de cette fonction de perte conduit aux règles cibles suivantes, qui tiennent compte des externalités non pécuniaires qui agissent à travers le canal des revenus des comptes courants:

$$[y - \chi\beta\pi] = -[y^* - \chi\beta\pi^*] \frac{\partial y^*}{\partial y} \quad (11)$$

$$[y^* - \chi\beta\pi^*] = -[y - \chi\beta\pi] \frac{\partial y}{\partial y^*} \quad (12)$$

Compte tenu des relations IS et IS\* présentées dans le tableau 2, on obtient  $\frac{\partial y^*}{\partial y} = \frac{\partial y}{\partial y^*} = \frac{\alpha_3}{1 + \alpha_3}$ . En combinant cette expression avec les règles de ciblage nationales (11) et (12) on obtient la règle d'objectif

$$[y - \chi\beta\pi] \left[ 1 - \left( \frac{\alpha_3}{1 + \alpha_3} \right)^2 \right] = 0 \quad (13)$$

Après simplification, la règle d'objectif (13) est identique à l'expression (9) obtenue pour l'équilibre non coopératif. Il n'y a donc pas lieu de s'attendre à un gain de bien-être supplémentaire en prenant des décisions coordonnées sur les taux d'intérêt en ce qui concerne une politique de taux d'intérêt optimale unilatérale. En effet, tous les gains pouvant être obtenus par la politique monétaire suite à des chocs asymétriques de demande ou d'offre ont déjà été obtenus. Ainsi, la coopération monétaire est redondante dans ce contexte.

## Conclusion

Cet article a présenté un modèle d'économie ouverte simple reprenant le cadre de la « nouvelle macroéconomie internationale » développée à la suite des travaux d'Obstfeld et Rogoff (1995). L'objectif était d'abord de fournir une présentation « modernisée » de la conduite de la politique monétaire conventionnelle fondée sur le contrôle d'un taux d'intérêt pour traiter de l'efficacité des politiques macroéconomiques en changes flexibles ou en flottement impur. Nous avons ensuite introduit une version à deux pays afin de traiter des questions associées à l'interdépendance structurelle et à l'intérêt de coordonner les décisions de politique monétaire au niveau international.

Ce modèle offre de nombreuses autres possibilités d'extensions. Comme indiqué dans l'introduction les questions abordées ont concerné des problèmes standards d'ajustement international et de politique macroéconomique relevant des conséquences de l'ouverture de l'économie. Parmi les domaines que nous n'avons pas abordés, on trouve notamment l'introduction des frictions financières (Poutineau & Vermandel, 2015) ou la question du « Zéro Lower Bound » (Buttet & Roy, 2014), pour traiter de la conduite des politiques monétaires non conventionnelles mises en œuvre depuis le déclenchement de la crise financière de 2007.

## References

- Blanchard, O. (2018). On the future of macroeconomic models. *Oxford Review of Economic Policy*, 34(1-2), 43-54.
- Blanchard, O., & Galí, J. (2007). Real wage rigidities and the New Keynesian Model. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 39(1), 35-65.

- Blanchard, O., Ostry, J., & Gosh, A. (2013, décembre). *Overcoming the obstacles to international macro policy coordination is hard*. Retrieved from <http://voxeu.org/article/obstacles-international-macro-policy-coordination>
- Buttet, S., & Roy, U. (2014). A simple treatment of the liquidity trap for intermediate macroeconomics courses. *Journal of Economic Education*, 45(1), 36-55.
- Fleming, J. M. (1962, novembre). *Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates*. (International Monetary Fund, Staff Papers), 369-379.
- Gärtner, M. (1993). *Macroeconomics under flexible exchange rates*. New York: Harvester Wheatsheaf, LSE Handbooks in Economics.
- International Monetary Fund (IMF). (2016, octobre). *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions*. Washington.
- Mundell, R. A. (1963, novembre). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29, 475-485.
- Poutineau, J. C., & Vermandel, G. (2015). A primer on macro prudential policy. *Journal of Economic Education*, 46(1), 68-82.
- Poutineau, J. C., & Vermandel, G. (2018). International monetary policy coordination in a New Keynesian Model with NICE features. *Journal of Economic Education*, 49(2), 151-166.
- Schmitt-Grohe, S., & Uribe, M. (2017). *Open economy macroeconomics*. Princeton: Princeton University Press.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. Carnegie-Rochester Conference Series on *Public Policy*, 39, 195-214.
- Taylor J. B. (2013, décembre). *International monetary policy coordination: Past, present and future*. (BIS Working Papers No. 437).

## CONSOLIDATION BUDGETAIRE : QUELLES DIFFERENCES ENTRE THERAPIE DE CHOC ET AJUSTEMENT GRADUEL ?

### Fiscal consolidation : What differences between shock therapy and soft adjustment ?

**JEAN-JACQUES DURAND**<sup>1</sup>

Université de Rennes, Faculté de sciences économiques, France

**GUILLAUME L'CEILLET**<sup>1</sup>

Université de Rennes, Faculté de sciences économiques, France

guillaume.loeillet@univ-rennes1.fr

ORCID : 0000-0002-1996-9204

**Abstract :** After easing fiscal policies during the economic crisis, many countries faced a rising public debt and most of them have launched fiscal consolidation plans to stabilize and reduce the public indebtedness in order to restore the sustainability of the public finances. Two different strategies can be followed by policymakers to achieve this goal. The first approach is a shock therapy that would response to a financial emergency keeping away a potential default. A second approach smoothes the fiscal adjustment to limit contractionary effects. In this paper, we compare the macroeconomic effects of each strategy based on the narrative approach of the fiscal consolidations developed by the IMF rather than the conventional statistical measure (cyclically-adjusted primary balance: CAPB) measure. Both strategies show similar effects on the macroeconomic variables, but private demand would react stronger to the shock therapy strategy.

**Keywords :** fiscal consolidation, macroeconomics, narrative approach.

**Résumé :** Après avoir conduit des politiques budgétaires expansionnistes durant la crise économique, plusieurs pays, confrontés à une montée de l'endettement public, ont dû mettre en œuvre des plans de consolidation budgétaire afin de rétablir la soutenabilité de leurs finances publiques. Deux stratégies opposées peuvent être suivies pour atteindre cet

---

<sup>1</sup> Université de Rennes, 7 place Hoche, 35065 Rennes.

objectif. La première approche consiste en une « thérapie de choc » qui répondrait à une urgence financière qui conduirait à une possible faillite. Une seconde approche vise à lisser l'ajustement budgétaire pour contenir les effets récessifs d'une telle politique. Dans cet article, nous comparons les effets macroéconomiques de chaque stratégie à partir d'une base de données identifiant les épisodes de consolidation budgétaires sur une méthode narrative (FMI) plutôt que statistique (déficit budgétaire ajusté du cycle). Nous observons que si les deux types d'approche présentent des effets similaires sur les variables macroéconomiques étudiées, la thérapie de choc détiendrait des effets sensiblement plus élevés sur la demande privée.

**Mots-clés :** consolidation budgétaire, macroéconomie, approche narrative.

**JEL Classification :** E62, H5, H6, H11.

## Introduction

La persistance des déficits budgétaires dans les pays de l'OCDE depuis le début des années 1970 s'est traduite par une augmentation régulière des dettes publiques et la crainte que ces dernières ne deviennent plus soutenables dès lors que le taux d'intérêt des titres publics dépasse le taux de croissance de l'économie. L'effet « boule de neige » qui peut en résulter avec le maintien des déficits a conduit à s'interroger sur la nécessité d'une consolidation fiscale consistant à dégager un solde budgétaire primaire (hors charges de la dette) positif et devant être d'autant plus élevé que le rapport dette/PIB et la différence taux d'intérêt-taux de croissance sont élevés.

La mise en œuvre d'une consolidation fiscale repose alors sur une baisse des dépenses publiques et, où, une augmentation des impôts. Les effets attendus de telles mesures ont donné naissance à un vaste débat.

Les effets négatifs d'une contraction budgétaire sur la demande illustrés par les multiplicateurs peuvent être de nature à rendre très coûteuse une telle politique. En ralentissant l'activité économique, ils peuvent en plus, via les stabilisateurs automatiques, réduire les recettes fiscales et limiter l'impact attendu sur le solde budgétaire.

A cette vision traditionnelle, s'oppose un point de vue selon lequel ces effets keynésiens de court terme négatifs négligent des effets « non keynésiens » positifs. D'une part un effet d'éviction « à l'envers » : la réduction du déficit budgétaire s'accompagnant d'une baisse des taux d'intérêt peut augmenter l'investissement privé. D'autre part, un effet « ricardien » : l'allègement attendu de la dette publique synonyme de réduction future des impôts peut générer des anticipations positives des agents et donc une augmentation de l'investissement, une réduction de l'épargne et une augmentation de la consommation.

La crise financière qui a détérioré la situation budgétaire des pays membres de la zone euro a conduit directement à la crise des dettes souveraines de 2011 et a relancé le débat: s'il est admis aujourd'hui qu'une réduction des dettes publiques est un impératif, les discussions ont principalement porté sur les effets de la consolidation sur l'activité économique (à travers la taille des multiplicateurs) et sur les conditions nécessaires pour la mise en œuvre d'une telle politique, l'ajustement pouvant se révéler pro-cyclique s'il est entamé dans une phase défavorable du cycle. Au-delà de ces questions, un point est curieusement peu pris en compte<sup>2</sup>: faut-il conduire une consolidation budgétaire graduellement afin de minimiser ses effets négatifs sur la demande et la conjoncture ou faut-il au contraire concentrer l'ajustement sur un temps beaucoup plus court afin de se mettre à l'abri d'une possible augmentation de la prime de risque et d'une détérioration de la liquidité de la dette souveraine en envoyant un message clair aux marchés financiers? Gradualisme ou thérapie de choc?

L'objet de cet article est de comparer les effets macroéconomiques de ces deux stratégies à travers les expériences menées par différents pays de l'OCDE avant la crise. Une originalité de cette contribution réside dans l'utilisation de données de consolidations budgétaires identifiées à partir d'une analyse narrative (Devries, Guajardo, Leigh, & Pescatori, 2011) afin de mieux capturer le caractère discrétionnaire de la politique budgétaire. Les deux stratégies présentent des similitudes quant aux effets « classiques » des consolidations. Toutefois, les performances associées à la thérapie de choc seraient supérieures à celle du gradualisme concernant la croissance du PIB et la demande privée suggérant une plus grande crédibilité.

La seconde section analyse les effets économiques de ces deux stratégies. La troisième section décrit la méthode choisie pour déterminer les épisodes de consolidation fiscale selon les deux stratégies possibles. La quatrième section présente les résultats obtenus à partir d'une analyse graphique. La cinquième section conclut.

## **1. Les effets de la consolidation fiscale**

Si les deux stratégies qui s'offrent à un gouvernement ont le même but, elles reposent implicitement sur des analyses qui n'accordent pas la même importance aux différents canaux de transmission des impulsions budgétaires.

---

<sup>2</sup> La Commission Européenne a distingué ces deux stratégies en examinant leurs déterminants à partir d'un ensemble d'épisodes de consolidation en Europe. Un ajustement graduel est ainsi préféré à une « douche froide » lorsqu'un épisode de consolidation a déjà été mené au moins trois ans auparavant, lorsqu'il porte sur les dépenses publiques associées aux infrastructures.

## 1.1. Effets keynésiens et gradualisme

Le gradualisme peut se justifier en cherchant à limiter les effets négatifs d'une réduction des dépenses ou d'une augmentation des impôts sur la demande et donc sur la production. L'effet dépressif est d'autant plus fort que le multiplicateur est lui-même élevé. Le débat sur la taille des multiplicateurs trouve ici toute son importance. Le FMI (2010) considère ces multiplicateurs comme élevés : une consolidation équivalente à 1% du PIB réduirait ce dernier de 0,5 points et augmenterait le chômage de 0,3 points à un horizon de 3 ans. Blanchard et Leigh (2013) confirment ce résultat en montrant que les erreurs de prévision concernant le PIB (croissance observée/croissance prévue) sont corrélées significativement et négativement aux variations du solde budgétaire. Ce résultat confirmerait que les politiques de consolidation fiscale ont provoqué une contraction du PIB, sous-estimant les tailles des multiplicateurs et confirmant ainsi les effets keynésiens traditionnels sur la demande globale à court terme.

Le débat sur la taille des multiplicateurs est cependant loin d'être clos et de très nombreuses études ont montré que plusieurs facteurs pouvaient modifier son montant, en particulier la position de l'économie dans le cycle<sup>3</sup>, la politique monétaire suivie<sup>4</sup>, ou l'instrument budgétaire choisi (dépenses publiques ou impôts)<sup>5</sup>. L'estimation empirique de ces multiplicateurs fait état de résultats très contrastés quant à leur niveau mais aussi quant à leur signe, positif selon l'effet keynésien ou négatif à travers des effets non keynésiens et ceci en fonction des modèles utilisés et des échantillons retenus.

Quoiqu'il en soit, l'importance attribuée à ces effets keynésiens, même s'ils ne se produisent qu'à court terme, pèse dans le débat. Stehn, Hatzius, Wilson et Carlson (2011) évoquent une relation non linéaire entre l'effort fourni par les autorités en termes de taille de la consolidation et l'évolution du solde budgétaire primaire : au-delà d'un certain montant (autour de 2% de PIB), l'ajustement budgétaire deviendrait contre-productif pour retrouver un solde équilibré compte tenu

---

<sup>3</sup> Batini, Callegari et Melina (2012), Corsetti, Meier et Müller (2012) et Auerbach et Gorodnichenko (2012a, 2012b) montrent que les multiplicateurs sont plus élevés en récession qu'en expansion. L'explication reposerait sur le fait que les contraintes de liquidité plus élevées en période de récession obèrent le bon fonctionnement de la politique monétaire.

<sup>4</sup> En liaison avec la situation conjoncturelle, Hall (2009) et Erceg et Lindé (2012) trouvent que les multiplicateurs sont plus élevés quand la Banque Centrale fait face à une situation de taux d'intérêt zéro : la politique monétaire est alors incapable de lutter contre la récession alors que la politique budgétaire ne peut pas être restrictive.

<sup>5</sup> Alors qu'Alesina et Ardagna (2010) trouvent qu'une baisse des dépenses publiques est préférable à une hausse des impôts pour avoir une consolidation réussie car expansive, Coenen et alii (2012) et la Commission Européenne (2012) suggèrent que le multiplicateur est plus élevé pour les dépenses publiques que pour les impôts. Coenen et alii (2012) estiment le premier autour de 1,5 et le second entre 0,2 et 0,7. Fazzari, Morley et Panovska (2011) trouvent le même résultat mais uniquement en récession.

des effets récessifs qu'il susciterait alors. Il existerait ainsi un « effort limite » à ne pas dépasser pouvant être interprété comme un arbitrage que doivent réaliser les autorités en fonction de leurs objectifs économiques<sup>6</sup>. Au-delà de ceux-ci, une telle consolidation budgétaire nécessiterait une certaine faisabilité politique, l'ensemble poussant les décideurs publics à lisser l'effort consenti dans le temps. Batini et alii (2012) concluent dans le même sens en soutenant une consolidation budgétaire graduelle plutôt qu'agressive afin de préserver la croissance tout en réduisant la dette.

## 1.2. Effets non keynésiens et arbitrage gradualisme-thérapie de choc

Les effets keynésiens d'une consolidation fiscale s'inscrivent à court terme et ne traitent qu'une partie des effets possibles sur la demande et passent sous silence d'éventuels effets d'offre. Or ces effets non pris en compte sont de nature à minimiser les effets négatifs d'une consolidation fiscale, voire à les annuler, voire même à les rendre positifs. Giavazzi et Pagano (1990) ont été parmi les premiers à montrer qu'un épisode de réduction massive des déficits (en utilisant la baisse des dépenses plutôt qu'une augmentation des impôts) pouvait conduire à un effet expansif et non récessif en étudiant les cas de l'Irlande et du Danemark dans les années 1980. De nombreux papiers ont suivi, Alesina, Ardagna et Gali (1998), Alesina et Ardagna (2010, 2013), Alesina et Perotti (1996) pour ne citer qu'eux, avec des échantillons de consolidations fiscales très variés et ont pu conclure que sous certaines conditions, en particulier en privilégiant la baisse des dépenses publiques par rapport à une augmentation des impôts, de telles politiques avaient des effets négatifs beaucoup plus faibles voire dans certains cas positifs.

D'un point de vue analytique, Alesina et Perotti (1996) expliquent que de tels effets expansifs peuvent venir à la fois du côté de la demande et du côté de l'offre. Du côté de la demande, un ajustement budgétaire peut être expansif s'il provoque des anticipations optimistes des agents à deux niveaux :

- Un ajustement suffisamment important, s'il est considéré comme représentant un changement durable de politique budgétaire évitant tout ajustement nécessairement plus coûteux dans le futur du fait de l'augmentation continue de la dette peut générer un effet richesse positif : les agents anticipant une augmentation de leur revenu (baisse des impôts dans le futur) vont réduire leur épargne, augmenter leur consommation et leur investissement, provoquant une augmentation de la demande.
- Si les agents et les marchés considèrent cette stabilisation comme crédible, c'est-à-dire se traduisant par une stabilisation puis une baisse durable de l'endettement public, la diminution de la prime de risque sur les titres publics

---

<sup>6</sup> Cet « effort limite » serait plus faible pour de grandes économies fermées ou pour des économies en changes fixes.

se traduira par une baisse des taux d'intérêt sur les titres publics favorisant le désendettement de l'Etat et ensuite sur les titres privés. Il en résulte une augmentation de la valeur des actifs (effet richesse), de la consommation et de l'investissement.

Du côté de l'offre, un ajustement budgétaire via une baisse des dépenses publiques peut avoir deux effets opposés sur le marché du travail : un effet richesse qui tend à diminuer l'offre de travail, un effet substitution entre le loisir et le travail qui tend à l'augmenter. Le premier devrait l'emporter avec une diminution permanente des dépenses publiques, le second devrait l'emporter avec une diminution temporaire des dépenses publiques. Empiriquement toutefois, ces effets sont faibles et n'obèrent pas l'effet richesse du côté de la demande. Il faut toutefois souligner qu'à moyen terme cette fois, la baisse des taux d'intérêt en stimulant l'investissement aboutit à une augmentation du stock de capital de nature à augmenter la productivité et le niveau de la croissance potentielle.

Dans quelle mesure la prise en compte de ces effets non keynésiens peut-elle aider à éclairer cette question du choix de la meilleure stratégie ? Un élément de réponse peut être trouvé dans le rôle joué par les anticipations des agents face aux annonces du gouvernement. Or, ces anticipations dépendent du degré de crédibilité de ce dernier. En ce sens, un ajustement budgétaire important et sur une courte durée peut renforcer cette crédibilité : face à la détermination du gouvernement, les agents, anticipant pleinement une amélioration future de leur richesse, diminueront d'autant plus leur épargne et augmenteront de manière significative les dépenses de consommation et d'investissement<sup>7</sup>. Au contraire, une politique graduelle peut laisser planer un doute sur la volonté réelle du gouvernement de stabiliser puis de diminuer la dette empêchant ainsi les mécanismes expansifs de jouer. En ce sens, plus l'horizon temporel affiché de l'ajustement budgétaire est éloigné dans le temps, plus l'incertitude vis-à-vis de sa réalité et de ses résultats sera grande.

Toutefois, la variable déterminante semble bien être le degré de crédibilité ex-ante du gouvernement lors de l'annonce de la consolidation fiscale. Quelle est la marge de manœuvre d'un gouvernement qui a laissé dériver les déficits et la dette dans

---

<sup>7</sup> Alesina et Perotti (1996), Alesina et alii (1998) et Alesina et Ardagna (2010) recommandent une baisse des dépenses publiques plutôt qu'une augmentation des impôts car l'effet sur les anticipations des agents est très différent selon l'instrument employé : la première solution, plus « risquée » politiquement est de nature à envoyer un message crédible aux agents, alors que la seconde solution peut être considérée comme une solution de facilité : l'augmentation de la taxation serait plus récessive car en diminuant directement le revenu disponible, elle annule toute augmentation des dépenses de consommation. Faut-il ajouter également, qu'au-delà d'un certain seuil de taxation, les incitations à produire diminuent, renforçant ce mécanisme récessif. Au contraire, une baisse des dépenses publiques (surtout de fonctionnement) conduit à long terme à un niveau de PIB potentiel plus élevé.

le passé ? Son annonce d'une thérapie de choc risque fort de ne pas être intégrée dans les anticipations des agents, empêchant alors les ajustements expansifs de jouer et rendant la consolidation trop coûteuse. Dans ce cas, pour minimiser ces effets négatifs, il est impératif à ce gouvernement « d'investir » en crédibilité et de choisir pour ce faire une politique graduelle seule à même de minimiser les aspects potentiellement récessifs de sa politique.

Le débat reste donc largement ouvert et l'analyse empirique des ajustements budgétaires distinguant ces deux stratégies revêt un intérêt tout particulier.

## 2. Identification et classification des épisodes de consolidation budgétaire

Comme précisé en introduction, nous n'utilisons pas la mesure statistique habituelle consistant à prendre le solde budgétaire primaire corrigé des variations cycliques (CAPB, *Cyclically-Adjusted Primary Balance*) censée refléter la composante discrétionnaire de la politique budgétaire. Nous lui préférons une mesure alternative basée sur une approche narrative de la consolidation fiscale développée par des économistes du Fonds Monétaire International (FMI), Devries et alii (2011). Cette démarche a permis à ces auteurs de constituer une base de données originale (*New action-based dataset of fiscal consolidations*) d'épisodes de consolidation budgétaire véritablement discrétionnaires. En effet, cette approche historique déjà utilisée par Ramey et Shapiro (1998) puis par Romer et Romer (2010) repose sur l'analyse de documents officiels (discours, rapports) renseignant les orientations budgétaires annoncées et votées par les majorités gouvernementales. Elle présente l'avantage d'éviter de potentiels biais statistiques comme la mesure statistique habituellement utilisée et initiée par Blanchard (1993)<sup>8</sup>. Un premier biais est lié aux conséquences budgétaires des importantes fluctuations des prix d'actifs (en cas de bulles immobilières ou financières), ou de matières premières qui ne seraient pas totalement effacées à l'aide de la technique de filtrage (voir Morris & Schucknecht, 2007). Un second biais peut intervenir lorsqu'un gouvernement effectue une opération comptable unique particulière modifiant substantiellement les comptes d'une période à l'autre<sup>9</sup>. Ensuite, la méthode standard peut se révéler imprécise pour appréhen-

---

<sup>8</sup> Cette technique consiste à mesurer l'élasticité du solde budgétaire au taux de chômage afin de capturer la dimension cyclique des finances publiques. En retirant cette composante au solde budgétaire effectivement réalisé, on obtient un solde corrigé des variations cycliques du revenu.

<sup>9</sup> A titre d'exemple, la méthode conventionnelle conduit à identifier une consolidation budgétaire en Allemagne en 1996 équivalente à 6,4% du PIB. Il apparaît que cette variation du solde budgétaire corrigé des variations cycliques est simplement due à une opération exceptionnelle ayant eu lieu en 1995 à savoir l'intégration de la *Treuhand* et de la dette du logement est-allemande dans les comptes

der précisément les motivations sous-jacentes à l'ajustement. C'est notamment le cas lorsqu'une mesure discrétionnaire visant à rééquilibrer le solde budgétaire est compensée voire annulée par un stimulus en cas de choc négatif au cours de la même période<sup>10</sup>.

La base de données *The new action-based dataset of fiscal consolidation* élaborée par des économistes du FMI en 2012 répertorie les ajustements budgétaires discrétionnaires décidés par les gouvernements de 17 pays<sup>11</sup> entre 1978 et 2009. Cette approche reposant sur les documents officiels (discours, rapports, programmes de stabilité) permet ainsi de refléter scrupuleusement les souhaits des gouvernements de débiter une phase de consolidation fiscale et n'est sujette à aucune approximation statistique. Les baisses de dépenses publiques ou les hausses de taxes sont parfaitement motivées par la volonté d'un assainissement des finances publiques et ne correspondent pas à une gestion contra-cyclique visant à limiter une surchauffe de l'économie. Chaque épisode de consolidation budgétaire est

**Tableau 1. Consolidation budgétaire selon l'approche narrative du FMI**

	Nombre d'ajustements	Ajustement moyen (en% du PIB)	Ajustement conduit par
Allemagne	16	0,684	Dépense
Australie	10	0,495	Dépense
Autriche	7	1,420	Dépense
Belgique	11	1,356	Dépense
Canada	14	0,566	Dépense
Danemark	5	1,254	Dépense
Espagne	10	1,048	Dépense
Finlande	6	1,905	Dépense
France	10	0,287	Dépense
Royaume-Uni	10	0,508	Taxe
Irlande	8	1,849	Taxe
Italie	12	1,996	Dépense
Japon	12	0,506	Taxe
Pays-Bas	13	1,301	Dépense
Portugal	7	1,043	Dépense
Suède	7	1,641	Dépense
Etats-Unis	15	0,367	Taxe

nationaux. Plus récemment, l'Irlande a vu son déficit budgétaire s'envoler à 32% en 2010 suite au soutien apporté par le gouvernement aux banques Anglo Irish Bank et Allied Irish Bank en grande difficulté.

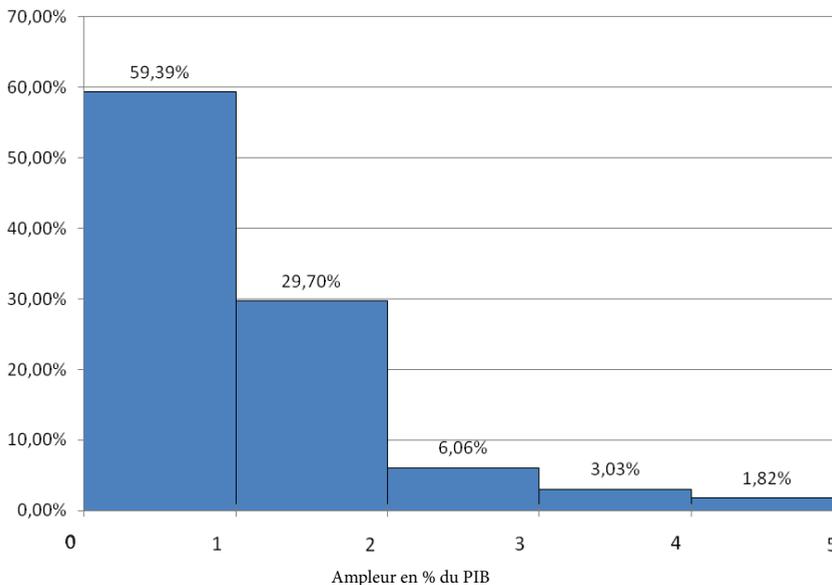
<sup>10</sup> Le numéro d'octobre du World Economic Outlook du FMI (2010) offre une discussion approfondie sur le sujet.

<sup>11</sup> Allemagne, Australie, Autriche, Belgique, Canada, Danemark, Espagne, Finlande, France, Royaume-Uni, Irlande, Italie, Japon, Pays-Bas, Portugal, Suède, Etats-Unis.

quantifié (en% du PIB) à partir des informations contenues dans les documents<sup>12</sup>. L'article du FMI a identifié 173 épisodes de consolidation répertoriés dans le tableau 1 ci-dessous.

Les ajustements budgétaires sont essentiellement guidés par des baisses de dépenses publiques. Le montant moyen des consolidations varie selon les pays : des ajustements limités (moins de 0,5% du PIB par an) ont été conduits en Australie, au Canada, en France, au Japon et aux Etats-Unis tandis que la Finlande, l'Irlande, l'Italie ou la Suède n'ont pas hésité à mener des ajustements plus ambitieux en termes de taille (entre 1,5 et 2 points de PIB par an). La figure 1 indique que près de 60% des consolidations budgétaires sont inférieures à 1% du PIB quand seulement un tiers ont excédé 1%.

La distinction entre ajustement graduel et thérapie de choc constitue le point sensible de notre analyse. Dans son article de 2007, la Commission Européenne définit un épisode de consolidation comme une amélioration du solde budgétaire



**Figure 1. Répartition des ajustements budgétaires identifiés (% du PIB par an)**

<sup>12</sup> Guajardo, Leigh et Pescatori (2014) comparent ces épisodes avec ceux mesurés à partir de la méthode statistique conventionnelle. Ils notent une différence substantielle (plus de 3% du PIB d'écart) entre les deux méthodes dans treize cas. Dans huit cas la méthode statistique identifierait des variations importantes du solde budgétaire corrigé des variations cycliques, quand l'approche narrative ne percevrait aucune volonté notable de la part des gouvernements de rééquilibrer les comptes publics. Au final, dans douze cas la méthode standard aurait conduit à une appréciation erronée du caractère discrétionnaire de l'ajustement budgétaire en réalité dirigé par des facteurs économiques spécifiques. Les auteurs estiment par ailleurs que ces divergences de mesure peuvent avoir une incidence sur le caractère expansionniste des ajustements budgétaires obtenus dans les travaux d'Alesina.

corrige des variations cycliques d'au moins 1,5% du PIB. La stratégie thérapie de choc est validée lorsque cet ajustement intervient sur une seule année tandis que l'ajustement graduel s'étale sur une période de trois ans au maximum avec une variation minimale de 0,5% du PIB entre chaque année<sup>13</sup>. Cette contribution qui s'intéresse uniquement au cas Européen entre 1970 et 2006 identifie 146 épisodes (années) de consolidation, se répartissant entre 99 années de thérapies de choc et 47 d'ajustement graduel. Nous utilisons ici le même critère de répartition en l'appliquant à la base de données produite par le FMI qui incorpore des pays non-européens. Les ajustements graduels ne dépassent pas trois ans, mais nous pouvons inclure des épisodes plus courts de 2 ans lorsque le seuil est atteint. La borne inférieure d'ajustement correspond à 20% de l'ajustement total et ne peut être inférieure à 0,3% du PIB<sup>14</sup>. Nous obtenons 44 épisodes de thérapie de choc et 21 épisodes d'ajustement budgétaire progressif pour un total de 52 ans. 70 années d'ajustement budgétaire identifiées par le FMI sont écartées de notre étude car elles ne répondent pas à nos critères : un ajustement « isolé » dans le temps trop faible

**Tableau 2. Épisodes de consolidation budgétaire graduelle (en % du PIB)**

	Date	Ampleur
Australie	1985-1987	2,37
	1995-1997	1,82
Autriche	2001-2002	1,57
Belgique	1993-1994	2,07
	1996-1997	1,91
Canada	1984-1986	2,30
	1988-1990	1,50
	1993-1995	1,84
France	1995-1997	2,11
Allemagne	1982-1983	2,05
	1991-1992	1,57
	1994-1995	2,00
Italie	2004-2005	2,30
	2006-2007	2,42
Japon	1981-1983	1,56
	1997-1998	1,91
	2004-2006	1,64
Pays-Bas	1991-1992	1,61
Espagne	1992-1993	1,80
	1995-1997	3,24
Etats-Unis	1994-1996	1,72

<sup>13</sup> Une spécification alternative est adoptée par l'OCDE qui fixe le seuil d'amélioration à 1% du PIB potentiel. La thérapie de choc se déroulerait sur un an quand l'ajustement graduel s'étalerait sur deux ans.

<sup>14</sup> 20% est le ratio entre le montant minimum d'ajustement et le montant de consolidation critique (1,5%).

**Tableau 3. Épisodes de consolidation budgétaire suivant la thérapie de choc**

	Date	Ampleur		Date	Ampleur
Autriche	1981	1,56	Italie	1991	2,77
	1984	2,04		1992	3,50
	1996	2,41		1993	4,49
	1997	1,56		1995	4,20
				1997	1,82
Belgique	1982	1,66	Pays-Bas	1981	1,75
	1983	1,79		1982	1,71
	1985	1,61		1983	3,24
	1987	2,80		1984	1,76
	1992	1,79		1986	1,74
Danemark	1983	2,77	1987	1,50	
	1984	2,38	2004	1,70	
	1985	1,54	Portugal	1983	2,30
				2002	1,60
		2006		1,65	
Finlande	1993	3,71	Espagne	1983	1,90
	1994	3,46		1994	1,60
	1995	1,65	Suède	1993	1,81
	1996	1,47		1995	3,50
Allemagne	1997	1,60		1996	2,00
				1997	1,50
Irlande	1982	2,80	Royaume-Uni	1981	1,58
	1983	2,50			
	1987	1,65			
	1988	1,95			
	2009	4,74			

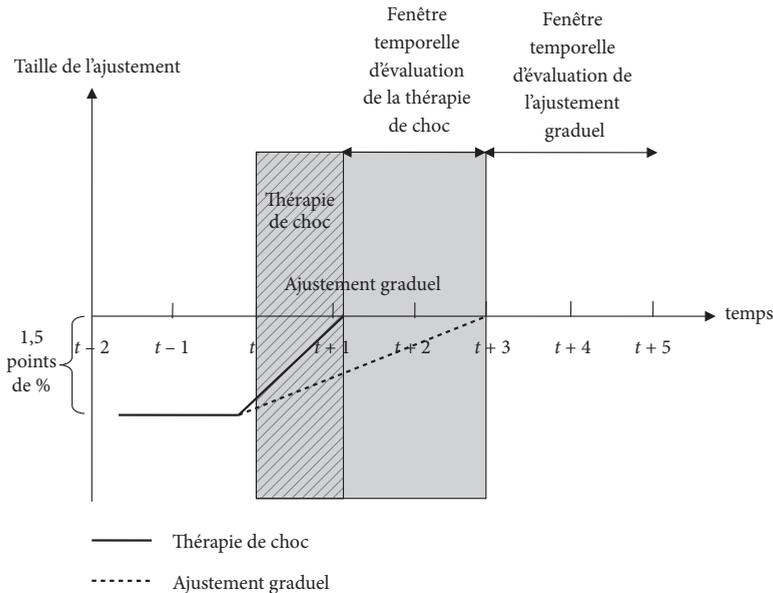
ou un ajustement pluri-annuel limité. Les tableaux 2 et 3 ci-dessous présentent l'ampleur et la localisation de ces ajustements.

On note que la Finlande, le Danemark, l'Irlande, le Portugal et la Suède ont adopté exclusivement des stratégies de type thérapies de choc alors que l'Australie, les Etats-Unis, la France et le Japon ont privilégié la stratégie inverse. La plupart des pays ont en revanche suivi les deux types de stratégie. Notons que la Belgique, l'Italie, les Pays-Bas et l'Espagne ont préféré poursuivre une stratégie gradualiste après avoir conduit des thérapies de choc. L'ampleur moyenne des ajustements budgétaires pluri-annuels est significativement moins élevée que celle associée aux thérapies de choc : 1,97% contre 2,25%.

### 3. Analyse comparative des trajectoires macroéconomiques

Notre objectif est de comparer les performances macroéconomiques associées aux des deux stratégies désormais identifiées parmi les épisodes de la base de données. Nous analysons les trajectoires de la croissance du PIB, le taux de chômage, le taux

d'intérêt de long terme (à 10 ans, la croissance de la consommation finale privée en volume et de l'investissement privé (FBCF) en volume, le compte courant exprimé en % du PIB, ainsi que le déficit et dette publics en % du PIB pour chaque stratégie<sup>15</sup>. Les données sont étudiées à une fréquence annuelle correspondante à la modification de la position budgétaire. Pour obtenir une image synthétique, nous proposons une analyse graphique reportant les valeurs des premier, deuxième et troisième quartiles de ces variables macroéconomiques à différentes échéances sur la base des épisodes de consolidation sélectionnés pour chaque stratégie. Pour mieux apprécier le contexte économique dans lequel la consolidation budgétaire est initiée, la période d'observation débute deux périodes ( $t - 2$ ) avant son lancement ( $t$ ). Cette période s'étale jusqu'à cinq années après l'ajustement budgétaire ( $t + 5$ ) pour en apprécier les conséquences. Nous nous concentrons sur les périodes  $t + 2$  et  $t + 3$  pour évaluer l'impact dans le cas de la thérapie de choc, et  $t + 4$  et  $t + 5$  dans le cas de l'ajustement graduel. Ainsi, pour chaque variable macroéconomique retenue et à chaque échéance, nous calculons la valeur des trois quartiles à partir de l'échantillon d'épisodes préalablement défini. Tous ces éléments sont résumés dans une représentation schématique dans la figure 2. Nous présentons conjointement



**Figure 2. Deux stratégies deux fenêtres temporelles d'évaluation**

<sup>15</sup> Toutes les données macroéconomiques sont obtenues à partir de la base de données de l'OCDE « Perspectives économiques de l'OCDE : Perspectives économiques de l'OCDE No. 97 (Édition 2015/1). Nous transformons en taux de croissance les montants de consommation finale et FBCF privés exprimés en volume afin de rendre compte de la dynamique. Les autres variables sont utilisées sans aucune modification apportée par nos soins.

les trajectoires de chaque variable macroéconomique en plaçant le graphique de la stratégie de thérapie de choc à gauche et celle du gradualisme à droite.

Nous débutons notre analyse par le taux de croissance du PIB présenté dans la figure 3. Les économies se lançant dans une consolidation se situent autour de leur potentiel de croissance, c'est-à-dire autour de 2-2,5% (lorsqu'on se réfère à la médiane). Nous remarquons que l'évolution de cette variable diffère immédiatement selon la stratégie : la thérapie de choc est suivie d'une hausse du PIB quand la stratégie gradualiste engendre une réduction du taux de croissance à la fin de la première période de consolidation avant de remonter ensuite. Ainsi les deux stratégies semblent à terme d'une efficacité similaire mais les effets expansionnistes sont immédiats dans le cas de la thérapie de choc suggérant vraisemblablement une plus grande crédibilité. Le taux de chômage (figure 4) ne présente pas de différences évidentes. Il demeure quasiment inchangé lorsqu'un gouvernement met en place une stratégie gradualiste tandis que la thérapie de choc provoquerait une légère hausse corrigée ensuite. Nous notons toutefois que le taux de chômage décroît tendanciellement lorsque l'on se réfère au troisième quartile de l'échantillon.

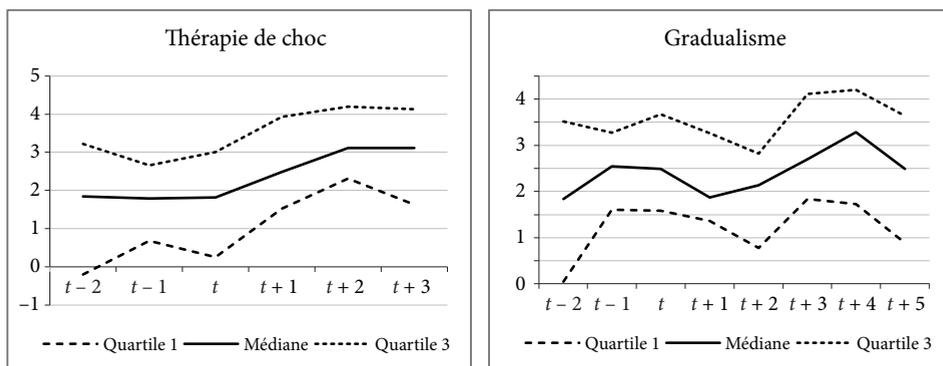


Figure 3. Croissance annuelle du PIB (en %)

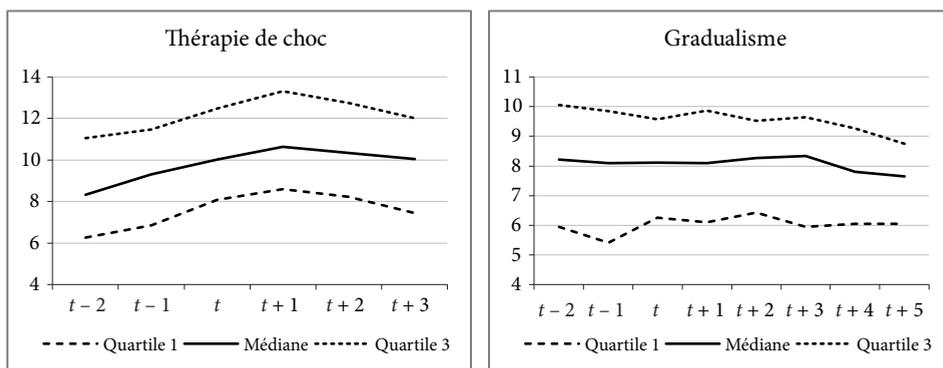


Figure 4. Taux de chômage (en %)

Le taux d'intérêt de long terme constitué une variable décisive dans la transmission des politiques de consolidation budgétaire. Sa réaction à l'ajustement budgétaire détermine grandement les effets potentiellement expansionnistes présentés dans la section 2 de cet article à travers l'effet ricardien inversé notamment. On s'attend donc à une réduction de la prime de risque sur la dette publique si l'engagement du gouvernement est perçu comme crédible par les marchés. En revanche, on ne sait pas si une stratégie est plus appropriée pour atteindre cet objectif. A priori, on peut penser qu'une thérapie de choc peut bénéficier d'une plus grande crédibilité, étant données les difficultés politiques qui peuvent lui être associées. C'est effectivement ce que l'on observe dans nos données (figure 5) du point de vue médian puisque le taux souverain à 10 ans baisse de manière continue dans le cas d'une thérapie de choc quand il remonte légèrement durant la première période qui suit l'ajustement budgétaire sur un mode gradualiste. La poursuite de l'effort budgétaire dans ce dernier cas contribue à offrir le caractère crédible de l'ajustement puisque le taux baisse sur les périodes suivantes. On peut donc conclure qu'un ajustement conséquent renforce la crédibilité de l'engagement qui peut paraître plus timide dans la stratégie pluri-annuelle. On note que la thérapie de choc est adoptée dans un contexte financier relativement plus tendu que dans le cas gradualiste avec une prime de risque a priori plus élevée (près de 180 points de base en t-1 pour la médiane de l'échantillon).

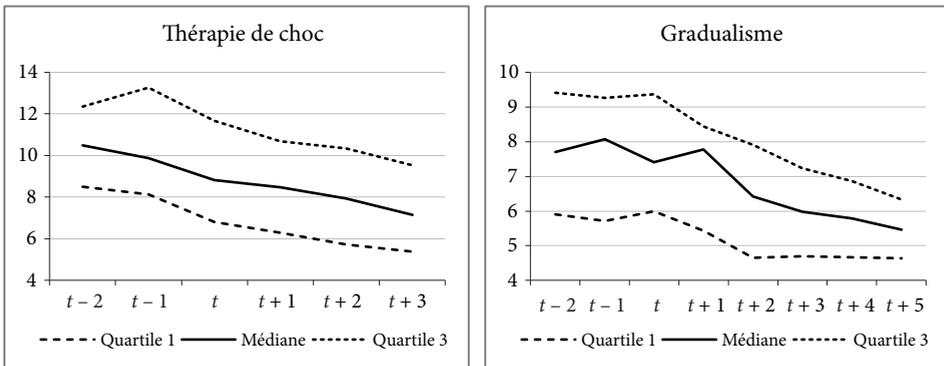


Figure 5. Taux d'intérêt de long terme (10 ans)

Les figures 6 and 7 font le lien entre le taux d'intérêt et les variables réelles analysées plus haut. Elles montrent les trajectoires de la variation de la consommation et de l'investissement privé au sein des économies. Comme dans le cas de la croissance du PIB, les effets keynésiens ne semblent pas dominer puisque le taux de variation des deux indicateurs de demande augmente durant la période d'observation, même si, à nouveau, les épisodes de consolidation interviennent à des moments où la demande privée est déjà repartie à la hausse. Toutefois nous

notons une différence importante entre les deux stratégies concernant le rythme de progression. Dans le cas de la stratégie gradualiste, nous notons que le taux de variation de la consommation privée fléchit et que l'investissement reste stable deux ans après le début de la consolidation. Au contraire, avec la thérapie de choc, les taux de variations de la demande privée augmentent suite à un ajustement plus vigoureux. Ces observations sont encore plus marquées pour les valeurs associées au premier quartile de la distribution. Ce résultat peut suggérer à nouveau que la thérapie de choc contient des signaux de crédibilité ainsi que des effets de richesse plus importants poussant les agents à se comporter de manière ricardienne. La trajectoire de l'investissement semble cohérente avec celle des taux de long terme. La baisse des taux souverains via la réduction de la prime de risque constitue une aubaine pour les investisseurs qui voient le prix de l'argent baisser sur des maturités équivalentes. Le taux de croissance de l'investissement médian passe de 1,2% lors de la période de l'ajustement à 3,16% à la période suivante pour finir autour de 4,5% lors des deux dernières périodes d'observation.

Nous constatons des trajectoires plus différenciées entre les stratégies lorsque nous regardons le compte courant des économies (figure 8). La thérapie de choc

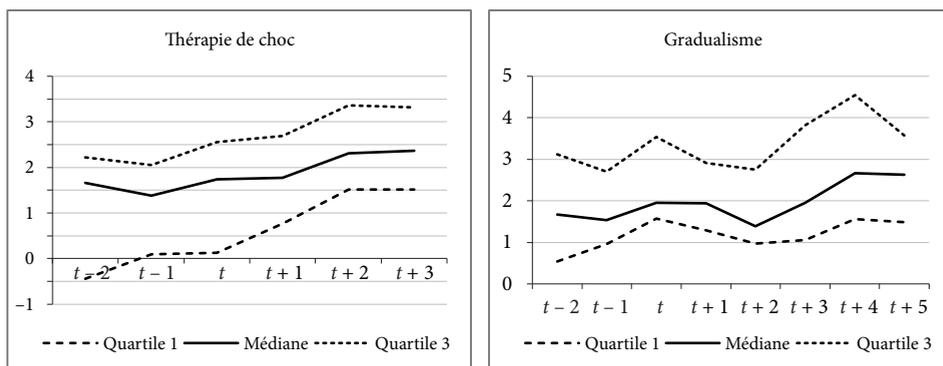


Figure 6. Variation annuelle de la consommation privée (en %)

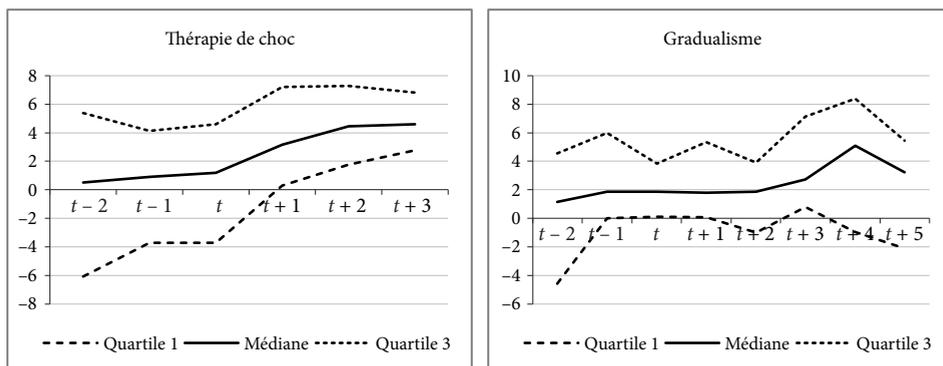


Figure 7. Variation annuelle de l'investissement (en %)

coïncide clairement avec un redressement du compte courant, entamé toutefois avant la période de consolidation. En revanche, le compte courant n'est pas du tout affecté par une consolidation budgétaire progressive, lorsqu'on s'intéresse à la médiane. On constate néanmoins une amélioration pour les 75% des épisodes graduels considérés. Ce résultat peut s'expliquer par la capacité d'épargne domestique restaurée suite à la consolidation budgétaire. Le rétablissement des comptes publics irait alors de pair avec une amélioration du compte courant attestant l'hypothèse du couplage entre déficit public et déficit courant, même si nos données ne permettent pas de le démontrer avec certitude. Un ajustement lissé n'aurait qu'un effet limité sur le compte courant d'après les valeurs médianes, mais plus important dans le cas où les pays connaissent déjà des excédents courants (quartile 3).

Enfin, nous regardons les évolutions des comptes publics dans les figures 9 et 10 (solde budgétaire primaire et dette publique en % du PIB). En ce qui concerne le solde primaire, les dynamiques des deux stratégies sont relativement identiques même si le gradualisme subit une inflexion sur la première période d'ajustement. Cette observation est à rapprocher de l'analyse du PIB dont la croissance fléchit elle aussi au même moment, ce qui mécaniquement entraîne un mouvement similaire du ratio solde/PIB si le numérateur reste inchangé, ce qui est approximativement le cas lorsque l'ajustement budgétaire est limité. De manière plus surprenante, la trajectoire de la dette publique n'est pas modifiée par les ajustements budgétaires quelle que soit la stratégie employée par le gouvernement. Il semblerait que la consolidation parvienne tout au plus à stopper la progression du ratio de dette publique/PIB sans l'infléchir. Pourtant la combinaison de l'amélioration du solde budgétaire primaire et de la réduction de l'écart entre le taux d'intérêt souverain<sup>16</sup>

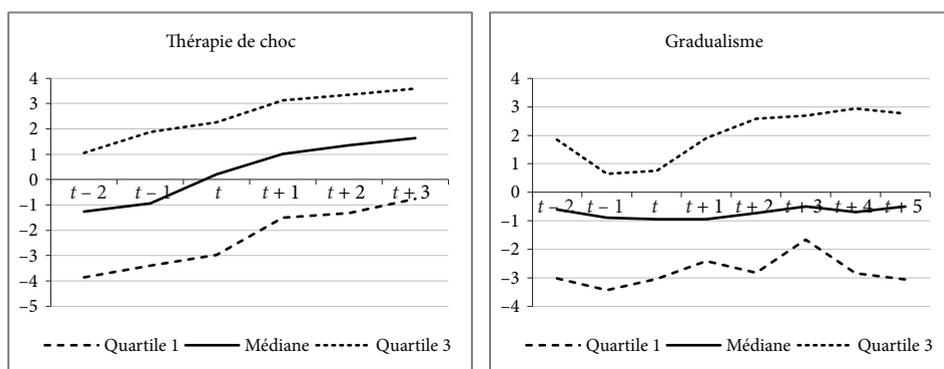


Figure 8. Compte courant (en % du PIB)

<sup>16</sup> Il faut préciser toutefois que la baisse des taux ne s'applique immédiatement que sur la nouvelle dette émise. En ce qui concerne le service de la dette, la baisse des taux ne portera ses fruits qu'au fur et à mesure que l'ancienne dette sur laquelle s'applique des taux élevés arrivera à échéance étant remplacée par une nouvelle dette moins onéreuse.

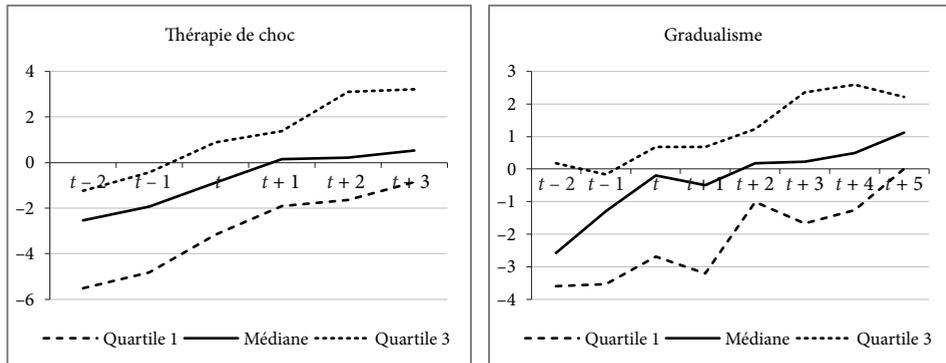


Figure 9. Solde budgétaire primaire (en % du PIB)

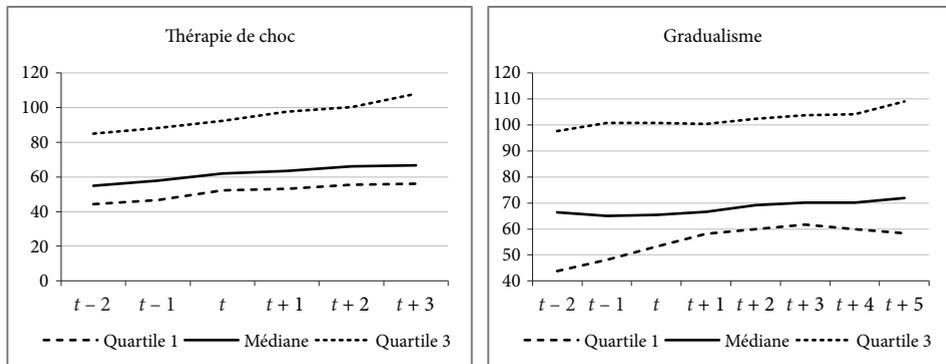


Figure 10. Dette publique (en % du PIB)

et le taux de croissance pourrait contribuer à faire décroître l'endettement public exprimé en pourcentage du PIB. Toutefois, cet effort de consolidation peut s'avérer insuffisant pour inverser la trajectoire de la dette publique si « l'effet boule de neige » domine, autrement dit si l'ajustement budgétaire ne compense pas la dynamique de la dette existante influencée par des taux d'intérêt encore trop élevé par rapport au taux de croissance du revenu.

Nous résumons nos analyses graphiques par le tableau 4 qui reporte les valeurs moyennes des variables étudiées avant ( $t - 1$ ) et après l'ajustement ( $t + 1$  et  $t + 3$ ), ainsi que l'ampleur des changements entre le lancement de la consolidation ( $t$ ) et la fin de la période d'observation ( $t + 3$  et  $t + 5$ ). Nous pouvons ainsi évaluer la différence d'ajustement macroéconomique selon les stratégies menées par les gouvernements à l'aide d'un test de différence des moyennes. Nous constatons tout d'abord que les indicateurs macroéconomiques vont dans une direction suggérant que les effets keynésiens associés à la consolidation budgétaire sont compensés par des effets classiques: le PIB et la demande privée ne diminuent pas suite à la consolidation, pas plus que le chômage ne remonte. La théorie de la nouvelle macroéconomie classique semble confirmée à travers la baisse de la prime de risque qui diminuerait

les taux de long terme. Le solde primaire s'améliore sous l'effet de la volonté des gouvernements de réduire le déficit public. En revanche la dette publique augmente très légèrement, ce qui n'est pas conforme à nos attentes. Nous observons enfin que les stratégies se différencient significativement du point de vue de la croissance du revenu, de la consommation et de l'investissement. La thérapie de choc aurait ainsi des effets plus prononcés sur ces variables alors que la théorie keynésienne s'attend à des effets détériorant justement ces deux composantes de la demande globale et in fine le revenu. Nous ne trouvons pas de différences significatives pour les autres variables. La ligne « dure » présente ainsi l'intérêt de contenir les effets de signaux et de crédibilité nécessaires pour espérer atteindre les effets expansionnistes d'une telle politique. Ces effets semblent moins évidents dans l'immédiat dans le cadre d'une stratégie plus progressive. L'ajustement pourrait alors être perçu comme trop modeste et pourrait, l'année suivante, être contrebalancé par un laxisme budgétaire. C'est la poursuite de l'effort budgétaire qui apporterait la crédibilité à l'ajustement graduel afin qu'ils parviennent aux mêmes fins sur un horizon temporel plus long. Une explication que nos données ne permettent pas d'explorer plus rigoureusement est le positionnement de l'économie dans le cycle. On voit par exemple que les consolidations sont conduites lorsque les économies sont en moyenne autour de leur croissance potentielle<sup>17</sup>. Notons toutefois que le gradualisme se met en place lorsque la croissance est en moyenne plus élevée que dans le cas de la thérapie de choc.

**Tableau 4. Valeurs moyennes et effets cumulés**

	Niveau de la variable				Evolution		
	thérapie de choc		ajustement graduel		thérapie de choc	ajustement graduel	<i>p</i> -value ( <i>t</i> -test)
	<i>t</i> - 1	<i>t</i> + 1	<i>t</i> - 1	<i>t</i> + 3	<i>t</i> to <i>t</i> + 3	<i>t</i> to <i>t</i> + 5	
Var. PIB	1,52	2,39	2,52	2,43	1,20	-0,78	<b>0,013</b>
Taux de chômage	9,75	10,71	8,23	8,43	-0,44	-0,39	0,955
Taux de long terme	10,41	9,06	7,60	6,29	-2,02	-1,82	0,747
Var. consommation	1,08	1,71	1,97	2,15	1,34	0,18	<b>0,061</b>
Var. investissement	-0,15	2,80	3,49	1,54	4,85	-1,14	<b>0,010</b>
Compte courant	-1,43	0,24	-1,37	-0,48	1,43	0,99	0,697
Solde primaire	-2,55	-0,99	-1,69	-1,10	2,56	1,58	0,280
Dette publique	75,84	81,88	80,44	86,11	4,00	7,82	0,602

<sup>17</sup> Il est difficile d'avoir la même évaluation à partir du taux de chômage qui est plus hétérogène entre ces économies.

## Conclusion

Cet article s'intéresse aux stratégies de consolidation budgétaire. La littérature a mis en avant des effets expansionnistes à côté des effets keynésiens traditionnels. Nous nous demandons si la stratégie choisie peut avoir une incidence quelconque sur ses effets. Nous regardons les conséquences macroéconomiques de ces deux stratégies en utilisant une base de données originale de consolidations budgétaires discrétionnaires identifiées à partir d'une approche narrative (Devries et al., 2011). Les trajectoires analysées essentiellement sous une forme graphique ne diffèrent pas fondamentalement lorsqu'on les évalue à moyen terme (entre 3 et 5 ans) : les consolidations budgétaires ne sont pas systématiquement récessives ou défavorables à la demande. On note toutefois une différence significative entre les deux stratégies sur la moyenne de la croissance du PIB, de la consommation privée et de l'investissement en faveur d'une thérapie de choc. En outre, il est intéressant de constater des écarts à très court terme (la période suivant la mise en œuvre) dans la réaction des variables macroéconomiques qui soutiendraient la ligne « dure ». Ces résultats démontrent que le signalement et la crédibilité qui pourraient être associés à cette stratégie jouent favorablement dans la capacité des gouvernements à réussir leurs consolidations budgétaires. La dette publique n'est toutefois pas affectée par ces ajustements budgétaires, les effets de la consolidation se faisant sentir à plus long terme.

## References

- Alesina, A., & Ardagna, S. (2010). *Large changes in fiscal policy: Taxes versus spending*. (NBER Tax Policy and the Economy, 24, 35-68).
- Alesina, A., & Ardagna, S. (2013). *The design of fiscal adjustments*. (NBER Tax Policy and the Economy, 27, 19-67).
- Alesina, A., Ardagna, S., & Gali, J. (1998). Tales of fiscal adjustments. *Economic Policy*, 13(27), 487-545.
- Alesina, A., & Perotti, R. (1996). *Fiscal adjustments in OECD countries: Composition and macroeconomic effects*. (NBER Working Papers No. 5730, National Bureau of Economic Research, Inc.).
- Auerbach A. J., & Gorodnichenko, Y. (2012a). *Fiscal multipliers in recession and expansion*. (NBER Working Paper No. 17447).
- Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2012b, mai). Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 1-27.
- Batini, N., Callegari, G., & Melina, G. (2012). *Successful austerity in the United States, Europe and Japan*. (IMF Working Paper No. 12/190).

- Blanchard, O. (1993). *Suggestions for a new set of fiscal indicators*. Mimeo. doi: <https://econpapers.repec.org/scripts/redir.pf?u=https%3A%2F%2Fdoi.org%2F10.1787%2F435618162862;h=repec:oec:ecoaaa:79-en>
- Blanchard, O., & Leigh, D. (2013). Growth forecast errors and fiscal multipliers. *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 103(3), 117-120.
- Coenen, G., Freedman, C., Furceri, D., Kumhof, M., Lalonde, R., Laxton, D., ... Veld, J. (2012). Effects of fiscal stimulus in structural models. *American Economic Journal*, 4(1), 22-68.
- Commission Européenne. (2007). Part IV - Lessons from successful fiscal consolidations. *European Economy Public Finances in EMU*, 3, 203-238.
- Commission Européenne. (2012). Part III - Consolidation and dynamics of the multipliers. Are there counter-intuitive effects?. *European Economy Public Finances in EMU*, 4, 113-162.
- Corsetti, G., Meier, A., & Müller, G. (2012). *What determines government spending multipliers?*. (CEPR Discussion Papers No. 9010).
- Devries, P., Guajardo, J., Leigh, D., & Pescatori, A. (2011). *A new action-based dataset of fiscal consolidation*. (IMF Working Paper, No. 11/128).
- Erceg Ch. J., & Lindé, J. (2012). *Fiscal consolidation in an open economy*. (Working paper Federal Reserve in International Finance Discussion Papers, No. 1046).
- Fazzari, S., Morley, J., & Panovska, I. (2015). State-dependent effects of fiscal policy. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 19(3), 285-215.
- Fonds Monétaire International (FMI). (2010, octobre). *World Economic Outlook*, chapitre 3.
- Giavazzi, F., & Pagano, M. (1990). Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small European countries. In *NBER Macroeconomics Annual 1990* (Vol. 5, pp. 75-122). National Bureau of Economic Research, Inc.
- Guajardo, J., Leigh, D., & Pescatori, A. (2014). Expansionary austerity: New international evidence. *Journal of European Economic Association*, 12(4), 949-968,
- Hall, R. E. (2009). *By how much does GDP rise if the government buys more output?*. (NBER Working Papers, No. 1549).
- Morris, R., & Schucknecht, L. (2007). *Structural balances and revenue windfalls: The role of asset prices revisited*. (ECB Working Paper, No. 737).
- Ramey, V. A., & Shapiro, M. D. (1998). Costly capital reallocation and the effects of government spending. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 48(1), 145-194.
- Romer, C. D., & Romer, D. H. (2010). The macroeconomic effects of tax changes: Estimates based on a new measure of fiscal shocks. *American Economic Review*, 100(3), 763-801.
- Stehn, S. J., Hatzius J., Wilson, D., & Carlson, S. (2011, 19 août). *The speed limit of fiscal consolidation*. (Goldman Sachs Global Economic Paper, No. 207).

# INFLUENCE DE LA DISTANCE TECHNOLOGIQUE SUR LE COEFFICIENT DE LA LOI D'OKUN

## Heterogeneity of the Okun's Law Coefficients across developed countries : Empirical evidence on nonlinear influence of the technological gap

**JEAN-PHILLIPPE BOUSSEMART<sup>1</sup>**

Université de Lille, CNRS, IÉSEG School of Management, France  
jp.boussemart@ieseg.fr  
ORCID : 0000-0001-7932-6940

**WALTER BRIEC<sup>2</sup>**

Université de Perpignan, France  
ORCID : 0000-0001-8411-2146

**ROGER PERMAN<sup>3</sup>**

University of Strathclyde, Department of Economics, United Kingdom  
ORCID : 0000-0002-6862-7462

**CHRISTOPHE TAVERA<sup>4</sup>**

Université de Rennes 1, Faculté des sciences économiques, France  
ORCID : 0000-0002-3774-0892

**Abstract :** The magnitude of short run variations in unemployment induced by output shocks is influenced, interalia, by a variety of supply-side characteristics of the economy in question. This paper argues that one important element of those characteristics is a country's 'distance' from the technological frontier. Using both, a panel interaction model and a panel threshold model, we show that the value of the coefficient linking short run variations in unemployment to output changes (often known as the Okun's Law Coefficient) is influenced by the technological distance of a country to the world efficiency frontier. Specifically, the larger the distance to the frontier, the larger the impact of real GDP move-

<sup>1</sup> UMR 9221 – LEM, F-59000 Lille, France.

<sup>2</sup> Via Domitia, 52 avenue Paul Alduy, 66860 Perpignan.

<sup>3</sup> Duncan Wing, Room 5.10, 130 Rottenrow, Glasgow G4 OGE.

<sup>4</sup> Université de Rennes, 7 place Hoche, 35065 Rennes.

ments on unemployment rate variations. Moreover, the magnitude of this impact is both considerable and exhibits wide variation between countries; decomposition of the total derivatives of unemployment with respect to GDP shows that the technology-induced share of this derivative is around 20% for Norway and Denmark countries (close to the frontier) and around 40% for Greece (which has the largest technological gap). Traditional growth enhancing demand side policies should thus go in hand with adequate supply side policies in order to stabilise or reduce the unemployment rate in technologically advanced countries.

**Keywords :** unemployment rate, Okun's Law, technological gap, labour hoarding, interaction model, threshold model.

**Résumé :** Nous utilisons deux techniques de modélisation complémentaires pour analyser l'influence de la distance technologique des pays sur la force de la relation entre les fluctuations de court terme de l'activité et celles du taux de chômage dans la Loi d'Okun. Il apparaît que le coefficient d'Okun est positivement corrélé avec la distance technologique des pays. Plus la distance technologique d'un pays par rapport à la frontière mondiale est grande, plus l'impact des variations de court terme du PIB sur les mouvements conjoncturels du taux de chômage est important. La décomposition de cet impact pour chaque pays de l'échantillon montre que l'effet de l'écart technologique sur corrélation entre les mouvements du PIB réel et de ceux du taux de chômage varie entre les différents pays. Cet effet est par exemple proche de 20% pour le Danemark et la Norvège mais plutôt de l'ordre de 40% pour la Grèce.

**Mots-clés :** taux de chômage, Loi d'Okun, frontière technologique, écart technologique, modèle d'interaction, modèle à seuil, politique macroéconomique.

**JEL Classification :** B22, E60, E32, E24, B23.

## Introduction

A la suite de la mise en évidence par Arthur Okun (1962) dans les années 60s d'une corrélation négative de court terme entre l'output et le taux de chômage, de nombreux travaux ont examiné et ré examiné différents aspects de cette corrélation, généralement connue comme le Coefficient de la Loi d'Okun (CLO par la suite). Ces différents aspects du CLO concernent notamment sa valeur (Moosa, 1997 ; Freeman, 2001), sa variabilité entre les différents pays (Moosa, 1997 ; Lee, 2000 ; Freeman, 2001 ; IMF, 2010 ; Herwartz & Niebuhr, 2011 ; Ball, Leigh, & Loungani, 2012) ou entre les régions d'un pays particulier (Kaufman, 1988 ; Freeman, 2000 ; Villaverde & Maza, 2009), son degré de stabilité temporelle (Weber, 1995 ; Lee, 2000 ; Tavera & Perman, 2005) et ses caractéristiques en termes d'asymétrie et de non linéarité (Crespo-Cuaresma, 2003 ; Silvapulle, Moosa, & Silvapulle, 2004 ; Harris & Silverstone, 2001 ; Knotek, 2007). D'autres travaux ont essayé de raffiner l'analyse de la variabilité du CLO entre les pays en prenant en compte des

variables représentatives du degré de protection sociale, du montant des allocations chômage, de la part du travail temporaire (IMF, 2010), des institutions locales du marché du travail (Herwartz & Niebuhr, 2011) ou de la part du chômage des jeunes et du chômage de longue durée dans le taux de chômage total (Ball et al., 2012). Malgré la diversité et l'importance de ces travaux pour la compréhension de la Loi d'Okun il est important de souligner qu'une de leurs principales limitations est de ne pas fournir de tests statistiques quant à la significativité des variables additionnelles du modèle d'Okun (voir par exemple Adanu, 2005 ; Owyang, Sekhposyan, & Vermann, 2013 ; Ball et al., 2013) ou d'utiliser systématiquement une stratégie empirique en deux étapes qui revient à estimer préalablement la valeur du CLO pour différents pays puis à régresser dans un second temps, les CLO estimés sur un ensemble de variables de conditionnement (voir par exemple Guisinger, Hernández-Murillo, Owyang, & Sinclair, 2015). Bien que cette stratégie en deux étapes possède l'avantage de la simplicité, elle nécessite de faire l'hypothèse statistique que le CLO estimé dans la première étape converge systématiquement vers sa vraie valeur. Or les résidus de la régression effectuée dans la seconde étape de la procédure peuvent être logiquement supposés hétéroscédastiques puisque les variances des CLO estimées pour chaque pays séparément peuvent être hétérogènes. Or dans ce cas, les estimateurs des moindres carrés associés aux variables de conditionnement sont inefficaces.

La présent article se situe dans la veine des travaux précités et tente d'examiner la sensibilité du CLO aux caractéristiques de l'offre macroéconomique des pays et plus précisément au niveau du gap technologique de chaque pays par rapport à la frontière internationale en matière d'efficacité productive.

Par contre, contrairement aux travaux précédents, nous utilisons systématiquement une stratégie empirique en une seule étape consistant à estimer simultanément la valeur du CLO et les coefficients associés aux variables de conditionnement.

La littérature présente de nombreuses preuves empiriques du retard de certains pays par rapport aux Etats-Unis en matière d'adoption des avancées technologiques (voir par exemple Oliner & Sichel, 2000 ; Jorgenson & Stiroh, 2000 ; Van Ark, Inklaar, & McGuckin, 2002). Ce retard crée un écart technologique entre ces pays et le pays leader en matière de technologie et cet écart est généralement mesuré par l'écart de Productivité Totale des Facteurs entre ces pays et le pays leader. L'objectif de ce papier est d'évaluer le lien entre le niveau du gap technologique des différents pays et l'hétérogénéité des CLO entre les pays. En effet, l'utilisation d'une technologie productive est basée sur l'existence de compétences et de qualifications partiellement transférables entre les technologies. Les pays caractérisés par un large écart technologique par rapport à la frontière technologique mondiale ne peuvent qu'adopter progressivement les avancées techniques à travers un processus essentiellement d'imitation. Dans ce cas, le progrès technique incorporé au capital croît lentement de sorte que les salariés peuvent transférer une part importante

de leurs compétences et de leur savoir-faire lorsqu'ils changent d'employeur à la suite d'un licenciement.

Les couts en formation nécessaires pour adapter les compétences d'un nouvel employé à son niveau optimal sont alors relativement faibles de sorte que les incitations à conserver les employés en cas de réduction d'activité sont relativement limitées : l'emploi peut rapidement décroître en situation de réduction d'activité et augmenter rapidement en situation de reprise économique. Les fluctuations du taux de chômage autour de son niveau d'équilibre sont donc fortement corrélées avec les variations du PIB réel autour de son niveau potentiel.

A l'opposé, dans les pays caractérisés par un faible écart technologique, les firmes font fréquemment évoluer leur technologie productive essentiellement via un processus d'innovation. Le taux de croissance du progrès technique incorporé est alors élevé mais la transférabilité des capacités productives des employés entre les entreprises est partiellement limitée par les effets de génération du capital. Dans ce cas, les firmes ont intérêt à investir massivement dans la formation des salariés afin d'adapter leur degré de compétences aux exigences technologiques nouvelles. Ces coûts en formation étant élevés, on peut s'attendre à un effet de labour hoarding significatif en cas de réduction de l'activité. La corrélation entre les fluctuations du taux de chômage et de l'activité est alors plus faible dans ces pays leaders que dans les autres pays.

Ce travail est donc directement relié à plusieurs travaux récents qui montrent que la capacité d'absorption technologique peut distordre la relation entre la croissance du PIB et le chômage (Hoon & Ho, 2007 ; Vandebussche, Aghion, & Meghir, 2006 ; Duernecker, 2008). De plus, nous utilisons un modèle dans lequel les différences internationales dans la capacité d'adoption technologique expliquent une part des divergences internationales du CLO. Une méthode non paramétrique est utilisée pour évaluer la distance technologique des différents pays par rapport à la frontière efficace. Nous estimons ensuite deux versions complémentaires d'un modèle non linéaire de la Loi d'Okun augmentée de cette variable de gap technologique. Les résultats empiriques montrent que la corrélation de court terme entre les mouvements de court terme du PIB réel et ceux du taux de chômage est positivement corrélée avec la distance technologique des différents pays par rapport à la frontière technologique mondiale.

Par la suite, la section 2 présente le modèle théorique sous-jacent alors que la Section 3 présente les méthodes empiriques retenues. Les résultats empiriques sont exposés dans la Section 4 et la Section 5 conclut.

## 1. Cadre théorique sous-jacent

La littérature présente deux versions distinctes de la Loi d'Okun : la version gap et la version en différence. La version gap peut être écrite sous la forme :

$$ug_t = \gamma \cdot yg_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

où  $ug_t = u_t - u_t^*$  est le gap du taux de chômage défini comme l'écart entre le taux de chômage actuel et le taux de chômage d'équilibre ( $u_t^*$ ),  $yg_t = y_t - y_t^*$  est le gap d'output défini comme l'écart entre le logarithme du niveau actuel de PIB et le logarithme du PIB potentiel ( $y_t^*$ ),  $\varepsilon$  est un terme de résidu et  $\gamma$  (avec  $\gamma < 0$ ) est le coefficient de la Loi d'Okun (CLO).

La version en différence première de la Loi d'Okun relie les variations du taux de chômage au taux de croissance du PIB et peut être écrite selon :

$$\Delta u_t = \alpha + \beta \Delta y_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Si  $u_t^*$  et  $y_t^*$  sont constants dans l'équation (1), l'équation (2) peut être simplement écrite à partir de l'équation 1 avec un passage en différence première. Cependant, si  $u_t^*$  et  $y_t^*$  varient dans le temps, l'équation 2 conduit à des estimateurs biaisés du CLO. Comme suggéré par Ball et alii (2012), nous ne retiendrons que la version gap de la Loi d'Okun dans ce papier.

Afin d'examiner l'incidence du gap technologique sur le CLO, nous considérons que le monde peut être décomposé en deux groupes de pays. Le premier groupe est constitué des pays de type leaders technologique et qui sont relativement proche de la frontière technologique mondiale. Le second groupe est constitué des pays «suiveurs» qui sont très clairement situés en dessous de la frontière technologique mais qui ont la capacité de récupérer partiellement les avancées technologiques des pays leaders. Les avancées technologiques sont donc essentiellement induites par un processus d'innovation dans les pays leaders et par un processus d'imitations dans les pays «suiveurs».

Comme dans Acemoglu, Aghion et Zilibotti (2006), nous supposons que même si de nombreuses firmes sont engagées à la fois dans un processus d'innovation et d'imitation, c'est le dosage de ce mix innovations-imitations qui peut influencer l'impact des fluctuations du PIB sur les mouvements de courte période du taux de chômage et sur la taille du CLO. Plus précisément les firmes très nettement engagées dans un processus d'innovations emploient d'une part une large proportion de travailleurs qualifiés et spécialisés et d'autre part un stock de capital à haute teneur technologique (via un processus d'investissement en R&D) qui se comportent essentiellement comme des inputs complémentaires dans le processus productif. Les salaires payés aux employés à forte teneur en capital humain sont

donc considérés comme des investissements de long terme en capacité d'innovation, de sorte que le cout d'opportunité moyen des emplois n'augmente que marginalement pendant une phase de récession conjoncturelle. Le processus de *labour hoarding* devrait donc être relativement élevé dans ces pays leaders de sorte que le CLO pourrait être relativement faible (en valeurs absolue). A l'opposé, dans les pays «suiveurs» et situés en dessous de la frontière technologique mondiale, la croissance de la productivité est essentiellement induite par un processus d'imitation et de récupération technologique avec des emplois à teneur en capital humain plus faible que dans les pays leaders. Le travail et le capital humain sont de ce fait davantage substituables au capital. Le niveau du labour hoarding devrait donc être plus faible, ce qui correspond à un CLO plus élevé (en valeur absolue).

## 2. Modélisation économétrique

Nous retenons deux variantes non linéaires complémentaires de la version gap du modèle d'Okun.

La première modélisation est basée sur un développement de Taylor au second ordre du modèle d'Okun :

$$ug_{it} = \beta_1 yg_{it} + \beta_2 tg_{it} + \beta_3 yg_{it}^2 + \beta_4 tg_{it-k}^2 + \beta_5 (yg_{it} \cdot tg_{it-k}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

où  $tg_{it}$  est le gap technologique du pays  $i$  à la date  $t$ . L'influence de ce retard technologique peut se faire ressentir avec un décalage  $k$  sur la corrélation PIB-chômage. Le modèle (3) possède l'avantage d'être assez général pour englober différentes versions alternatives de modélisations non linéaires et est donc particulièrement adapté quand la forme non linéaire précise de la relation analysée est inconnue.

Avec ce type de modélisation l'impact total du gap conjoncturel d'activité sur le gap de chômage est simplement égal à la dérivée totale du gap de chômage par rapport au gap d'output :

$$\frac{\partial ug_{it}}{\partial yg_{it}} = \beta_1 + 2\beta_3 yg_{it} + \beta_5 tg_{it-k} \quad (4)$$

La somme des deux premiers termes correspond alors à la valeur « standard » du CLO mise en avant dans la littérature à l'aide de modélisations linéaires et peut être interprétée comme l'effet « autonome » du gap d'output sur le gap de chômage. Le troisième terme capture l'influence du gap technologique sur la sensibilité du taux de chômage aux fluctuations du PIB et peut être interprété comme l'effet indirect du gap d'output sur les variations du gap de chômage via l'influence du

gap technologique<sup>5</sup>. Pour chaque pays  $i$ , ces dérivées peuvent être évaluées à une date  $t$  quelconque et pour des valeurs particulières du gap de PIB et de la distance technologique.

La seconde modélisation non linéaire retenue correspond à une relation d'Okun avec seuil. Cette spécification est particulièrement adaptée si l'influence de la distance technologique sur la Loi d'Okun est significative au-delà d'un seuil particulier. Même si plusieurs auteurs ont déjà avancé l'idée que des effets de seuil peuvent être présents dans la Loi d'Okun, ces travaux retiennent uniquement l'état du gap de chômage et/ou l'état du gap d'output comme variable de seuil (voir i.e. Harris & Silverstone, 2001 ; Silvapulle et al., 2004 ; Knotek, 2007 ; Virèn, 2001 ; Malley & Molana, 2008). Le modèle de seuil retenu est ici écrit selon :

$$ug_{it} = \tau_1 y g_{it} \cdot I(tg_{it-k} \leq \pi) + \tau_2 y g_{it} \cdot I(tg_{it-k} > \pi) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

où  $\pi$  est la valeur de seuil pour la variable de gap technologique  $tg_{it-k}$ ,  $I(tg_{it-k} \leq \pi) = 1$  si  $tg_{it-k} \leq \pi$  et 0 sinon, et  $I(tg_{it-k} > \pi) = 1$  si  $tg_{it-k} > \pi$  et 0 sinon.

Les tests de seuil sont effectués sur la base de l'équation (5) selon la procédure proposée par Hansen (1999) pour les modèles de panel non dynamiques. L'équation (5) est alors estimée pour un ensemble de valeurs de la variable de seuil  $\pi$  et la somme des carrés des résidus (SCR) est systématiquement calculée pour chaque estimation. Les valeurs de la SCR obtenues sont notées  $S(\pi)$ . L'estimateur des moindres carrés du seuil est finalement obtenu selon  $\hat{\pi} = \frac{Argmin}{\pi} S_1(\pi)$ . Hansen suggère d'utiliser une technique de bootstrap pour simuler la distribution asymptotique du test du rapport de  $LR = (S_0 - S_1)/\hat{v}$  où est la SCR obtenue sous l'hypothèse nulle d'absence de seuil et  $\hat{v}$  est la variance résiduelle sous l'hypothèse alternative.

### 3. Données et résultats empiriques

Les données sont extraites de la base AMECO de la Commission Européenne et couvre vingt pays de l'OCDE : Australie, Autriche, Belgique, Canada, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Grèce, Irlande, Italie, Japon, Pays-Bas, Norvège, Portugal, Espagne, Suède, Suisse, Royaume Uni, Etats-Unis. Les données sont annuelles et couvrent la période 1970-2015 (soit 920 observations pour chaque variable).

<sup>5</sup> Ces deux composantes du coefficient de la Loi d'Okun peuvent être exprimées en part de l'effet total du gap d'output sur le gap de chômage selon  $(\beta_1 + 2\beta_3 y g_{it}) / (\beta_1 + 2\beta_3 y g_{it} + \beta_5 t g_{it-k})$  et  $(\beta_5 t g_{it-k}) / (\beta_1 + 2\beta_3 y g_{it} + \beta_5 t g_{it-k})$  respectivement. Dans ce cas ces parts sont interprétables en pourcentage du coefficient total de la Loi d'Okun.

La variable de distance par rapport à la frontière technologique est non observable pour les différents pays et pour les différentes années. Elle est ici calculée à partir de la procédure de Färe, Grosskopf, Norris et Zhang (1994) à l'aide d'une méthode de programmation on paramétrique. Il est ainsi possible de calculer une frontière d'efficience mondiale en utilisant les données relatives aux inputs et à l'output de chaque pays dans sa fonction de production macroéconomique. Cette technique possède l'avantage de n'imposer que très peu de contraintes sur l'ensemble de production. Pour chaque période  $t$ , nous considérons un ensemble de production défini par  $F_t = \{(x_t, y_t) \in R_+^{n+p} : x_t \text{ peut produire } y_t\}$ , où  $y_t$  est un vecteur d'output de dimension  $p$  et  $x_t$  est un vecteur d'inputs de dimension  $n$ . L'ensemble  $F_t$  est supposé fermé et vérifie les hypothèses de disponibilité et de convexité fortes (Färe, Grosskopf, & Lovell, 1985).

Le gap technologique d'un pays (par rapport à la frontière mondiale) est mesuré par la fonction de distance d'output de Shephard :

$$D_t^o(x_t, y_t) = \min \left\{ \theta > 0 : \left( x_t, \frac{y_t}{\theta} \right) \in F_t \right\} \quad (7)$$

Et la variation temporelle du gap est calculée selon :

$$\Delta \hat{q}(t) = \frac{D_{t+1}^o(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_t^o(x_t, y_t)} \quad (8)$$

La variation du gap technologique entre deux périodes  $t$  et  $t + 1$  est alors équivalente à la variation de l'indice d'efficacité technique ( $\Delta \hat{q}$ ).

Enfin l'estimation de la version gap de la Loi d'Okun nécessite le calcul préalable du niveau d'équilibre (ou potentiel) du PIB réel et le niveau d'équilibre (ou naturel) du taux de chômage pour chaque pays. Etant donné que la littérature économique propose une diversité de techniques de calcul de ces niveaux inobservables des variables d'activité et de chômage, retenons ici deux méthodes complémentaires d'évaluation de ces niveaux d'équilibre : un filtre d'Hodrick et Prescott et un trend quadratique. L'utilisation de deux méthodes permet en effet d'évaluer le degré de stabilité des résultats empiriques par rapport à la stratégie de mesure de ces niveaux d'équilibre du PIB et du taux de chômage.

La figure 1 présente les diagrammes croisés du gap de taux de chômage sur l'axe vertical et du gap d'output sur l'axe horizontal avec les deux techniques alternatives d'évaluation du niveau d'équilibre du PIB et du taux de chômage.

Il apparaît clairement que la corrélation négative suggérée par Okun entre ces deux variables est clairement présente avec les deux mesures alternatives des niveaux d'équilibre du PIB et du taux de chômage. Le tableau 1 complète cette représentation graphique en présentant les coefficients estimés de la Loi d'Okun avec ces

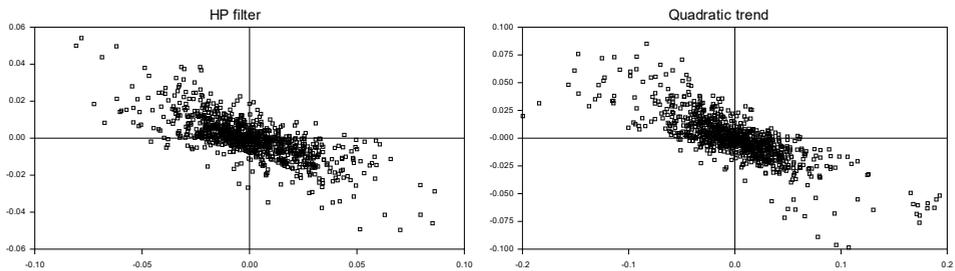


Figure 1. Corrélation du gap d'output et du gap de chômage

Tableau 1. Estimation préliminaire de l'équation d'Okun sur données de panel<sup>(a)</sup>

Méthode de filtrage et d'estimation	P values associées avec les tests		$\hat{\beta}_1^{(b)}$	$R^2$
	effets fixes individuels	effets fixes temporels		
MCO avec effets fixes				
Filtre HP	1,000	0,000*	-0,353 (-24,85)*	0,601
Trend quadratique	0,999	0,000*	-0,349 (-29,84)*	0,647
Quasi différences				
Filtre HP	1,000	0,002*	-0,323 (-26,51)*	0,432
Trend quadratique	0,998	0,000*	-0,456 (-27,75)*	0,456

(a): L'équation estimée est  $ug_{it} = \beta \cdot yg_{it} + \rho_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$ , (b):  $t$ -statistiques indiquées entre parenthèses.

\* significative au seuil de 5%.

deux mesures. Les modèles sont estimés par la méthode Moindres Carrés avec effets fixes temporels et individuels et par la méthode des estimateurs en quasi-différence qui permet de corriger une éventuelle auto corrélation des résidus d'ordre 1. Cette technique d'estimation permet de tenir compte d'un éventuel effet d'ajustement progressif du gap de chômage à la suite d'une variation du gap d'output (Greene, 2012).

Les deux techniques d'estimation conduisent à des corrélations négatives et significatives entre le gap d'output et le gap de taux de chômage, conformément à la Loi d'Okun. D'autre part les valeurs estimées des coefficients sont conformes aux valeurs généralement retenues dans la littérature (voir i.e. Freeman, 2001). Les colonnes 2 et 3 du tableau 1 montrent de plus que si l'hypothèse nulle d'absence d'effets fixes individuels (donc ici d'effets pays) n'est pas rejetée par les données au seuil usuel de 5%, l'hypothèse nulle d'absence d'effets fixes temporels est systématiquement rejetée. L'omission d'effets fixes temporels peut donc biaiser les estimateurs de la Loi d'Okun dans ce jeu de données. L'absence d'effets fixes individuels

peut être expliquée par le fait que la mesure du taux de chômage d'équilibre et du niveau d'output est calculé séparément pour chaque pays. Ces valeurs d'équilibre sont donc directement dépendantes des structures particulières de chaque pays sur le marché des biens et le marché du travail (degré de centralisation des négociations salariales, mobilité du travail, etc.). Les effets fixes de pays deviennent donc dans ce cas non significatif. Sur la base de ces résultats empiriques préliminaires, les modèles suivants seront systématiquement estimés avec des effets fixes temporels mais sans effets fixes individuels.

### 3.1. Le modèle d'Okun avec interactions

Le modèle d'Okun avec effets d'interaction (équation 3) est estimé avec la méthode des Moindres Carrés et avec la technique des Quasi Différences. Dans chaque cas, la sélection des variables finalement retenues est effectuée à l'aide d'une procédure séquentielle de type stepwise (au seuil de 5%).

Les coefficients d'Okun du premier ordre sont toujours négatifs et significatifs. Les valeurs estimées varient à la marge avec les différentes techniques de filtrage mais elles restent très proches de la valeur du coefficient d'Okun de 0,3. L'effet quadratique du gap d'output n'est significatif qu'avec le filtre de Hodrick-Precott et les coefficients associés sont systématiquement positifs. Cet effet du second ordre entre donc dans la Loi d'Okun en modérant l'effet du premier ordre des variations de l'activité sur les variations du taux de chômage. Les variations importantes d'activité entraînent donc des variations de court terme du taux de chômage moins importantes que celles qui sont évaluées avec une Loi d'Okun linéaire. La significativité des effets du premier ordre et du deuxième ordre du gap technologique dépend également de la nature du processus de filtrage retenu. Néanmoins, les coefficients significatifs sont toujours négatifs. Il est finalement important de noter que les coefficients associés aux effets d'interaction du gap technologique et du gap d'output sont toujours négatifs et significatifs au seuil usuel de 5%. De plus, ce résultat est invariant avec la technique de filtrage choisie et avec la technique d'estimation retenue. Ces estimateurs suggèrent donc que l'impact du gap d'output sur les variations du taux de chômage sont plus importants dans les pays où la distance technologique par rapport à la frontière efficace est importante. Les pays situés le plus loin de l'efficacité technique mondiale sont donc ceux dans lesquels les variations de l'output se répercutent le plus fortement sur les variations de court terme du taux de chômage. Les résultats contenus dans les tableaux 2a et 2b permettent d'évaluer la dérivée totale de la variation du taux de chômage par rapport à la variation du gap de PIB (voir équation 4) et de différencier les contributions de l'effet autonome du gap d'output des effets induits par le gap technologique.

**Tableau 2a. Estimation du modèle d'Okun avec effet d'interaction par une méthode de type MCO avec effets fixes temporels**

	Estimations après application d'une procédure stepwise à 5% <sup>(a)</sup>			
	filtre HP		trend quadratique	
	(k = 0)	(k = 1)	(k = 0)	(k = 1)
Regressors				
$\gamma g_{it}$	-0,331 (-22,13)	-0,336 (-22,06)	-0,326 (-25,74)	-0,329 (-25,78)
$tg_{it}$				
$\gamma g_{it}^2$	0,578 (2,04)	0,634 (2,10)		
$tg_{it}^2$	-0,011 (-2,05)		-0,023 (-2,38)	
$(\gamma g_{it} \cdot tg_{it})$	-0,317 (-4,66)	-0,292 (-4,32)	-0,268 (-4,93)	-0,239 (-4,46)
p-value F test <sup>(b)</sup>	0,000	0,000	0,001	0,001
R <sup>2</sup> (%)	63,21	63,22	67,48	67,76

(a) *t*-statistiques entre parenthèses.

(b) : test en F de l'hypothèse nulle  $H_0 : (\beta_3, \beta_4, \beta_5) = (0, 0, 0)$ .

**Tableau 2b. Estimation du modèle d'Okun avec effet d'interaction par une méthode de type quasi-differences**

	Estimations après application d'une procédure stepwise à 5% <sup>(a)</sup>			
	filtre HP		trend quadratique	
	(k = 0)	(k = 1)	(k = 0)	(k = 1)
Regressors				
$\gamma g_{it}$	-0,269 (-16,88)	-0,273 (-16,94)	-0,259 (-17,53)	-0,263 (-17,46)
$tg_{it}$			-0,016 (-2,29)	-0,016 (-2,26)
$\gamma g_{it}^2$	1,005 (3,35)	1,097 (3,59)		
$tg_{it}^2$	-0,019 (-2,00)	-0,020 (-2,13)	-0,048 (-2,51)	-0,047 (-2,45)
$(\gamma g_{it} \cdot tg_{it})$	-0,244 (-3,20)	-0,272 (-3,55)	-0,318 (-4,74)	-0,321 (-4,74)
p-value F test <sup>(b)</sup>	0,002	0,001	0,000	0,002
R <sup>2</sup> (%)	54,60	55,11	55,85	56,13

(a) *t*-statistiques entre parenthèses.

(b) : test en F de l'hypothèse nulle  $H_0 : (\beta_3, \beta_4, \beta_5) = (0, 0, 0)$ .

Le tableau 3 indique pour chaque pays, la distance technologique évaluée par rapport à la frontière mondiale, la dérivée totale de la variation du taux de chômage par rapport au gap d'output et les parts de l'effet autonome et de l'effet induit par la gap technologique dans cette dérivée totale.

Les calculs sont effectués avec les données de gap obtenues à l'aide du filtre de Hodrick-Precott (les résultats obtenus avec le filtre quadratique sont présentés en

Tableau 3. Dérivées totales, effets autonomes et effets induits par la distance technologique

Pays*	Dist. Tech. moy.	Filtre HP, estimateur MCO			Filtre HP, estimateur Quasi Différences		
		dérivée totale <sup>(a)</sup> (gap < 0 ; gap = 0 ; gap > 0)	effet autonome ratio <sup>(b)</sup> (%)	effet induit ratio <sup>(c)</sup> (%)	dérivée totale <sup>(a)</sup> (gap < 0 ; gap = 0 ; gap > 0)	effet autonome ratio <sup>(b)</sup> (%)	effet induit ratio <sup>(c)</sup> (%)
Grèce	0,676	(-0,58 ; -0,55 ; -0,51)	60,0	40,0	(-0,49 ; -0,43 ; -0,37)	62,00	38,00
Suède	0,560	(-0,53 ; -0,51 ; -0,49)	64,0	36,0	(-0,44 ; -0,41 ; -0,37)	66,00	34,00
Espagne	0,480	(-0,51 ; -0,48 ; -0,46)	68,0	32,0	(-0,43 ; -0,39 ; -0,34)	70,00	30,00
Autriche	0,467	(-0,49 ; -0,48 ; -0,46)	68,0	32,0	(-0,40 ; -0,38 ; -0,35)	70,00	30,00
Italie	0,432	(-0,48 ; -0,47 ; -0,45)	70,0	30,0	(-0,40 ; -0,37 ; -0,34)	72,00	28,00
Suisse	0,419	(-0,48 ; -0,46 ; -0,44)	71,0	29,0	(-0,40 ; -0,37 ; -0,33)	72,00	28,00
France	0,414	(-0,48 ; -0,46 ; -0,45)	71,0	29,0	(-0,40 ; -0,37 ; -0,34)	73,00	27,00
Pays-Bas	0,406	(-0,48 ; -0,46 ; -0,44)	71,0	29,0	(-0,40 ; -0,37 ; -0,33)	73,00	27,00
Allemagne	0,402	(-0,48 ; -0,46 ; -0,44)	72,0	28,0	(-0,40 ; -0,37 ; -0,34)	73,00	27,00
Finlande	0,369	(-0,48 ; -0,45 ; -0,42)	73,0	27,0	(-0,41 ; -0,36 ; -0,31)	75,00	25,00
Australie	0,361	(-0,46 ; -0,45 ; -0,44)	74,0	26,0	(-0,37 ; -0,36 ; -0,34)	75,00	25,00
U.K.	0,359	(-0,46 ; -0,44 ; -0,42)	74,0	26,0	(-0,39 ; -0,36 ; -0,31)	75,00	25,00
Portugal	0,344	(-0,47 ; -0,44 ; -0,41)	75,0	25,0	(-0,40 ; -0,35 ; -0,3)	76,00	24,00
Canada	0,333	(-0,46 ; -0,44 ; -0,42)	75,0	25,0	(-0,39 ; -0,35 ; -0,32)	77,00	23,00
Irlande	0,320	(-0,46 ; -0,43 ; -0,40)	76,0	24,0	(-0,40 ; -0,35 ; -0,29)	77,00	23,00
Japon	0,320	(-0,45 ; -0,43 ; -0,41)	76,0	24,0	(-0,37 ; -0,35 ; -0,31)	78,00	22,00
Benelux	0,309	(-0,44 ; -0,43 ; -0,41)	77,0	23,0	(-0,37 ; -0,34 ; -0,32)	78,00	22,00
Danemark	0,291	(-0,44 ; -0,42 ; -0,40)	78,0	22,0	(-0,37 ; -0,34 ; -0,31)	79,00	21,00
Norvège	0,283	(-0,44 ; -0,42 ; -0,41)	78,0	22,0	(-0,37 ; -0,34 ; -0,31)	80,00	20,00
U.S.A.	0,000	(-0,35 ; -0,33 ; -0,31)	100,0	0,0	(-0,30 ; -0,27 ; -0,24)	100,00	0,00

\* Les pays sont classés dans l'ordre décroissant de leur distance technologique.

(a) : la dérivée totale est calculée à partir de l'équation (3) selon :  $\partial ug/\partial yg = \beta_1 + 2\beta_2 y_g + \beta_3 t g$ . Les nombres entre parenthèses indiquent les dérivées totales calculées pour un niveau de gap de PIB égal à la valeur moyenne des gaps négatifs (gap < 0), égal à zéro (gap = 0) et égal à la valeur moyenne des gaps positifs (gap > 0) respectivement.  
(b) : le ratio des effets autonomes est calculé à partir de l'équation (3) selon :  $(\beta_1 + 2\beta_2 y_g)/(\partial ug/\partial yg)$ . (c) : le ratio des induits par la distance technologique sont calculés à partir de l'équation (3) selon  $(\beta_3 t g)/(\partial ug/\partial yg)$ . Les effets autonomes et induits par le gap technologique sont présentés pour le cas d'un gap de PIB égal à zéro.

Annexe). De plus, étant donné que les coefficients estimés avec  $k = 0$  et avec  $k = 1$  ne varient que très marginalement, quelle que soit la technique d'estimation, les calculs ne sont ici effectués que pour le cas  $k = 0$ . Pour chaque pays, la dérivée totale indique l'effet d'impact total d'une variation du gap de PIB sur le gap de taux de chômage. Étant donné que le coefficient associé à l'effet quadratique du gap d'output est significatif dans l'équation (3), la valeur calculée de la dérivée dépend du niveau retenu pour le gap d'output (équation 4). Afin d'évaluer la sensibilité de cette dérivée totale par rapport à la valeur retenue pour le gap d'output, le tableau 3 contient la valeur de la dérivée totale évaluée avec trois valeurs distinctes du gap d'output : i) la moyenne des valeurs négatives du gap d'output (périodes de récession conjoncturelles) ii) un gap d'output nul (périodes où l'output est égal à son niveau potentiel) et iii) la moyenne des valeurs positives du gap d'output (période d'expansions conjoncturelle).

La première colonne du tableau 3 contient la valeur de la distance technologique de chaque pays par rapport à la frontière efficace. Les pays sont classés dans l'ordre décroissant du gap technologique. Pour faciliter la lecture, ces distances sont normalisées par rapport aux États-Unis qui est le leader technologique mondial dans cet échantillon. Cette normalisation est effectuée de manière à ce que la distance technologique des États-Unis soit égale à zéro puisque ce pays apparaît être ici le pays représentant la frontière technologique mondiale. Plusieurs pays du Nord de l'Europe, le Japon et l'Irlande affichent des gaps technologiques proches de 30% et sont donc relativement proches de cette frontière mondiale en matière d'efficacité productive macroéconomique. Dans notre échantillon, la Grèce apparaît comme le pays affichant le plus grand gap technologique : sa productivité totale des facteurs devrait en effet augmenter de 67,8% pour pouvoir rejoindre la frontière efficiente mondiale. La seconde et la cinquième colonne du tableau 3 contiennent les valeurs calculées de la dérivée totale du gap de chômage par rapport au gap de PIB (et calculées pour les trois valeurs du gap d'output précisées précédemment) : la colonne 2 présente les résultats obtenus avec l'estimateur de type MCO et la colonne 5 présente les résultats obtenus avec l'estimateur des quasi différences. Il apparaît très clairement que cette dérivée totale est plus grande (en valeur absolue) dans les pays situés loin de la frontière technologique que dans les pays proches de la frontière. La Grèce, par exemple qui a la plus grande distance technologique affiche également la plus grande sensibilité des variations du taux de chômage aux variations de court terme du PIB. Par contre, cette sensibilité est nettement plus petite dans les pays tels que le Danemark ou la Norvège qui sont proches de la frontière efficiente. A fortiori, les États-Unis étant sur la frontière technologique ont pour leur part la plus faible dérivée. La décomposition de cette dérivée totale en un effet autonome du PIB et un effet induit par la frontière technologique est présentée dans les colonnes 3 (pour les estimateurs de type OLS) et 4 (pour les estimateurs du type Quasi Différences) du tableau 3. Ces décompositions mettent

en évidence plusieurs résultats importants. Tout d'abord, plus un pays est éloigné de la frontière technologique mondiale, plus la contribution de l'interaction des fluctuations du PIB et de la distance technologique sur les mouvements du taux de chômage est importante. Cette contribution est par exemple proche de 20% pour des pays proches de la frontière tels que la Norvège ou les Pays-Bas alors qu'elle est plutôt de l'ordre de 40% en Grèce où le gap technologique est particulièrement grand. Dans le cas des USA, cette contribution de l'interaction des fluctuations du PIB et de la distance technologique sur les mouvements du taux de chômage est par définition égale à zéro pour une dérivée totale comprise entre  $-0,31$  et  $-0,35$  avec l'estimateur de type OLS et entre  $-0,24$  et  $-0,230$  avec l'estimateur des Quasi différences. Notons que ces valeurs sont proches de celles généralement reportées dans la littérature pour le coefficient d'Okun dans le cas des Etats-Unis.

Deuxièmement, la contribution de l'effet autonome des variations du PIB sur les variations du taux de chômage oscille entre 60% et 100% avec des estimateurs de type OLS et entre 73% et 100% avec des estimateurs de type Quasi différences. D'autre part cet effet autonome est clairement plus important dans les pays proches de la frontière technologique. Avec les valeurs estimées de cet effet autonome, il est possible de simuler ce que serait la valeur du coefficient d'Okun dans les différents pays s'ils étaient, comme les Etats-Unis, sur la frontière technologique. Pour effectuer cette simulation, il suffit pour cela de calculer le produit de la part de l'effet autonome et de la dérivée totale du gap de chômage par rapport au gap d'output. Il apparaît alors que le coefficient d'Okun serait systématiquement proche de  $-0,3$  dans les différents pays. L'estimation d'équations d'Okun linéaire ne faisant intervenir que le gap d'output et le gap de chômage conduit donc visiblement à des estimateurs biaisés du coefficient d'Okun du fait de l'omission de l'influence de la distance technologique. De plus ces résultats peuvent permettre de comprendre pourquoi le coefficient apparaît très souvent instable à la fois dans le temps et au cours du cycle d'activité conjoncturelle (voir i.e. Crespo-Cuaresma, 2003 ou Huang & Lin, 2008). Nos résultats montrent que cette instabilité peut être vraisemblablement expliquée par le fait que l'effet des variations du PIB sur les mouvements du taux de chômage sont le résultat net de l'effet autonome et de l'effet indirect induit par la distance technologique du pays. Etant donné que la distance technologique évolue dans le temps avec les variations des investissements privés et publics et avec les variations de la capacité d'innovation du pays leader, cet effet indirect peut varier dans le temps et entraîner des augmentations ou des réductions du coefficient d'Okun agrégé. D'autre part, cet effet indirect étant variable entre les pays, son absence dans le modèle d'évaluation de la Loi d'Okun peut entraîner une hétérogénéité des coefficients d'Okun entre les pays. Il est finalement important de noter que l'effet autonome des fluctuations du gap d'activité reste parfaitement interprétable en termes de variations de court terme de la demande de travail à la suite des variations du PIB autour de son niveau potentiel. Par contre, l'effet non

linéaire qui transite par l'interaction des variations du gap d'output et des variations du gap technologique s'apparente davantage comme un effet d'offre induit par le cout relatif des avancées technologiques par innovation ou par imitation. Alors que la théorie macroéconomique suggère généralement que les variations de la Productivité Totale des facteurs n'affecte significativement le marché du travail que dans le long terme, cette version non linéaire la Loi d'Okun montre que de effets significatifs de la PTF sur le marché du travail apparaissent également sur un horizon de courte période.

### 3.2. Le modèle d'Okun non linéaire avec effets de seuil

Afin d'évaluer la sensibilité de nos résultats aux caractéristiques du modèle estimé, nous réestimons ici l'effet de la distance technologique sur le coefficient d'Okun à l'aide d'un modèle non linéaire à seuil. Nous supposons pour cela que la Loi d'Okun peut varier selon la valeur de la distance technologique d'un pays par rapport à un seuil inconnu mais qu'il est possible d'estimer. Nous utilisons pour cela la procédure suggérée par Hansen pour rechercher des effets de seuils dans un modèle linéaire sur données de panel. Le test est effectué de manière à tester la présence d'un effet de seuil contre l'hypothèse nulle d'une absence d'effet de seuil. De plus, le test est effectué en retenant comme variable de seuil la valeur contemporaine de la distance technologique et la valeur décalée d'une année de cette distance. Enfin, les  $p$ -values des tests sont calculées par une technique de bootstrap basée sur 10 000 réplifications. Les résultats empiriques sont présentés dans le tableau 4.

**Tableau 4. Test de seuil sur la relation d'Okun**

	Filtre HP	Trend quadratique
H0 : pas de seuil – F test (P value)	41,459 (0,057)**	62,604 (0,063)*
Valeurs du seuil :		
Observations par régime : ( $n_1$ ; $n_2$ )	$\hat{\pi} = (851 ; 69)$	$\hat{\pi} = (811 ; 109)$
$\hat{\tau}_1$ (t-statistic)	-0,353 (-21,02)*	-0,322 (-25,65)**
$\hat{\tau}_2$ (t-statistic)	-0,521 (-17,60)*	-0,460 (-21,97)**
H0 : Egalité des $\tau_{1,S}$ – Test en F (p-value)	27,759 (0,000)*	37,33 (0,000)*

$\hat{\pi}$  est la valeur estimée du seuil.  $n_1$  et  $n_2$  sont les nombres d'observations dans chaque régime.

\* et \*\* indiquent des niveaux de significativité à 5 et 10%, respectivement.

Les test statistiques et les  $p$ -values associées montrent que l'absence d'effets de seuil est systématiquement rejetée au seuil de 10% avec les deux techniques de filtrage (filtre Hodrick-Precott et filtre quadratique) pour évaluer l'output gap

et le chômage conjoncturel. Les paramètres de la Loi d'Okun linéaire sont donc variables selon la position de la distance technologique par rapport à une valeur seuil. Avant de commenter les valeurs estimées des coefficients du modèle, il est important de noter que les résultats sont très proches avec les deux techniques de filtrage. La valeur estimée pour le seuil de distance technologique est égale à 0,59 avec le filtre d'Hodrick-Prescott et 0,56 avec le trend quadratique. Les valeurs estimées des coefficients d'Okun pour chaque régime sont également relativement proches quelle que soit la méthode de filtrage. Ces valeurs estimées montrent systématiquement que la valeur absolue du coefficient d'Okun est plus élevée lorsque la distance technologique est grande.

A partir de l'équation (5), les relations d'Okun estimées peuvent être présentées comme suit :

- Utilisation du Filtre Hodrick-Prescott :

$$ug_{it} = -0,353yg_{it} \cdot I(tg_{it} \leq 0,598) - 0,521yg_{it} \cdot I(tg_{it} > 0,598)$$

- Utilisation d'un trend quadratique :

$$ug_{it} = -0,322yg_{it} \cdot I(tg_{it} \leq 0,564) - 0,460yg_{it} \cdot I(tg_{it} > 0,564)$$

L'interprétation de ces résultats quant aux effets des variations d'activité conjoncturelle sur les mouvements du taux de chômage sont alors claires : à la suite d'une augmentation du PIB conjoncturel de 1%, le taux de chômage conjoncturel diminue de -0,35 points de pourcentage (avec un filtrage de type HP et de -0,32 points de pourcentage avec un filtrage quadratique) dans les pays où la distance technologique est inférieure à 0,598 (avec un filtrage de type HP et de 0,56 avec un filtrage quadratique) et de -0,52 points de pourcentage (avec un filtrage de type HP et de -0,46 points de pourcentage avec un filtrage quadratique) pour les pays caractérisés par une distance technologique plus importante.

D'autre part, les valeurs estimées du coefficient d'Okun en fonction du seuil de distance technologique sont qualitativement proches des résultats fournis par le modèle non linéaire avec interactions. Par exemple dans le cas du filtre de type HP, le coefficient d'Okun pour une distance technologique supérieure à 60% est de l'ordre de -0,55 avec la modélisation non linéaire et de l'ordre de -0,52 avec le modèle à seuil.

Cette homogénéité des résultats empiriques obtenus avec les deux types de modélisation semble confirmer que le coefficient d'Okun dépend des caractéristiques de l'offre des différents pays et notamment de leur distance technologique. Ce résultat peut être expliqué en termes de labour hoarding et de propension des entreprises à amortir les effets des fluctuations de court terme de l'activité sur l'emploi en conservant un volume d'emploi plus important que son niveau

optimal en période de récession conjoncturelle et en n'augmentant pas l'emploi jusqu'à son niveau optimal en période de croissance conjoncturelle. En effet, les entreprises anticipant en partie les fluctuations conjoncturelles à venir de l'activité, la théorie du labour hoarding suggère que celles-ci préfèrent conserver un niveau d'emploi supérieur à l'emploi optimal en période de récession conjoncturelle et détenir un emploi inférieur à l'emploi optimale en période de croissance conjoncturelle. Les cycles conjoncturels étant généralement alternés, en période de récession, le fait de détenir un niveau d'emploi supérieur à l'emploi strictement optimal permet d'ajuster facilement et rapidement l'output à la hausse lorsque l'activité redémarrera. Symétriquement, en période d'augmentation de l'activité, l'emploi peut être maintenu à un niveau inférieur à son niveau strictement optimal de manière à ne pas avoir à réduire fortement le niveau d'emploi lorsque la conjoncture se retournera. Ces décisions sont en fait basées sur le fait que l'ajustement du stock d'emploi s'accompagne de coûts d'ajustement relativement importants qui freinent l'ajustement effectif du nombre d'employés le long du cycle des affaires.

Nos résultats empiriques montrent qu'une part non négligeable des coûts d'ajustement de l'emploi est associée aux coûts en formation de la main d'œuvre qui sont spécifiques à chaque firme. Le stock de capital humain spécifique à une firme influence en effet uniquement la productivité marginale de cette firme. D'un autre côté, pour les firmes utilisant une large part de capital humain spécifique, les coûts en formation de capital humain spécifique sont irréversibles en cas de licenciement de personnels spécialisés. Le stock de labor hoarding doit donc être plus important dans ces firmes que dans celles utilisant un capital humain général et n'exigeant pas des coûts de formations spécifiques élevés. Or, les firmes utilisant massivement du capital humain spécifique et coûteux en formation sont majoritairement localisées dans les pays proches de la frontière technologique et engagées dans un processus d'innovation nécessitant une force de travail à haute teneur en compétences techniques spécifiques. A l'opposé, les firmes utilisant davantage du capital humain général sont majoritairement localisées dans les pays éloignés de la frontière technologique et développant davantage un processus d'imitation et de récupération des innovations technologiques des pays leaders. Le coefficient d'Okun devrait donc être plus important (en valeur absolue) dans les pays éloignés de la frontière technologique que dans les pays situés sous cette frontière. Ces résultats sont de plus cohérents avec ceux de Huang et Lin (2008) qui montrent que le trade-off chômage-activité est négativement relié au trend de croissance de la productivité.

## Conclusion

Nous revisitons la Loi d'Okun en prenant explicitement en compte l'influence de la distance technologique de chaque pays par rapport à la frontière d'efficacité mondiale sur la valeur du coefficient d'Okun. L'estimation de deux versions non linéaires complémentaires du modèle d'Okun permet de montrer que les effets de répercussion des variations du PIB conjoncturel sur les fluctuations du taux de chômage conjoncturel sont plus forts (en valeur absolue) dans les pays situés loin de la frontière technologique mondiale. Ce résultat empirique peut contribuer à expliquer l'instabilité constatée du coefficient d'Okun dans le temps et au cours du cycle conjoncturel par de nombreuses études empiriques. De plus, ces résultats permettent de préciser l'influence des caractéristiques du secteur productif et du côté offre de l'économie sur la valeur du coefficient d'Okun alors que celui-ci est généralement considéré comme le résultat des fluctuations du PIB conjoncturel induites par les mouvements de la demande agrégée. En effet, les pays proches de la frontière efficace sont caractérisés par une forte densité de firmes innovatrices utilisant un niveau important de capital humain spécifique à leur processus productif et pour lesquelles les coûts en formation de la main d'œuvre sont élevés en cas d'emploi et largement irréversibles en cas de licenciement. De ce fait, ces entreprises n'adaptent que peu leur niveau d'emploi à leur niveau optimal de court terme à la suite des fluctuations conjoncturelles de l'activité. Ces firmes ont donc massivement recours à un processus de labour hoarding qui correspond à un coefficient d'Okun relativement faible (en valeur absolue). A l'opposé, les pays éloignés de la frontière efficace et qui sont plus largement engagés dans un processus de récupération des innovations par imitation ont clairement moins recours à un capital humain spécifique. Les couts en formation de la main d'œuvre sont donc moindres en cas d'emploi et moins irréversibles en cas de licenciement. Le coefficient d'Okun est de ce fait relativement plus élevé (en valeur absolue) dans ces pays où les variations de l'emploi conjoncturel sont davantage corrélées aux variations de court terme du PIB. Enfin, cette influence de la distance à la frontière efficiente peut contribuer à expliquer la variance des estimateurs du coefficient d'Okun entre les pays dans la littérature.

## Annexe : dérivées totales, ratios des effets autonomes et des effets induits par la distance technologique calculés avec une méthode de type Quasi Différences

Tableau A : Dérivées totales, effets autonomes et effets induits par la distance technologique

Pays*	Dist. Tech. moy.	Trend quadratique, estimateur MCO			Trend quadratique, estimateur Quasi Differences		
		dérivée totale <sup>(a)</sup> (gap = 0)	effet autonome ratio <sup>(b)</sup> (%)	effet induit ratio <sup>(c)</sup> (%)	dérivée totale <sup>(a)</sup> (gap = 0)	effet autonome ratio <sup>(b)</sup> (%)	effet induit ratio <sup>(c)</sup> (%)
Grèce	0,676	-0,507	64,30	35,70	-0,474	54,60	45,40
Suède	0,560	-0,476	68,50	31,50	-0,437	59,30	40,70
Espagne	0,480	-0,455	71,70	28,30	-0,412	62,90	37,10
Autriche	0,467	-0,451	72,30	27,70	-0,407	63,60	36,40
Italie	0,432	-0,442	73,80	26,20	-0,396	65,40	34,60
Suisse	0,419	-0,438	74,40	25,60	-0,392	66,00	34,00
France	0,414	-0,437	74,60	25,40	-0,391	66,30	33,70
Pays-Bas	0,406	-0,435	75,00	25,00	-0,388	66,70	33,30
Allemagne	0,402	-0,434	75,20	24,80	-0,387	67,00	33,00

Finlande	0,369	-0,425	76,70	23,30	-0,376	68,80	31,20
Australie	0,361	-0,423	77,10	22,90	-0,374	69,30	30,70
Royaume Uni	0,359	-0,422	77,20	22,80	-0,373	69,40	30,60
Portugal	0,344	-0,418	77,90	22,10	-0,369	70,30	29,70
Canada	0,333	-0,415	78,50	21,50	-0,365	71,00	29,00
Irlande	0,320	-0,412	79,20	20,80	-0,361	71,80	28,20
Japon	0,320	-0,412	79,20	20,80	-0,361	71,80	28,20
Benelux	0,309	-0,409	79,80	20,20	-0,357	72,50	27,50
Danemark	0,291	-0,404	80,70	19,30	-0,352	73,70	26,30
Norvège	0,283	-0,402	81,10	18,90	-0,349	74,20	25,80
U.S.A.	0,000	-0,326	100,00	0,00	-0,259	100,00	0,00

\* les pays sont classés dans l'ordre décroissant de leur distance technologique.

(a) : la dérivée totale est calculée à partir de l'équation 3 selon :  $\partial ug_i / \partial yg_i = \beta_1 + 2\beta_3 yg_i + \beta_5 tg_i$ . Les nombres entre parenthèses indiquent les dérivées totales calculées pour un niveau de gap de PIB égal à la valeur moyenne des gaps négatifs (gap < 0), égal à zéro (gap = 0) et égal à la valeur moyenne des gaps positifs (gap > 0) respectivement.

(b) : le ratio des effets autonomes est calculé à partir de l'équation 3 selon :  $(\beta_1 + 2\beta_3 yg_i) / (\partial ug_i / \partial yg_i)$ .

(c) : le ratio des induits par la distance technologique sont calculés à partir de l'équation 3 selon  $(\beta_5 tg_i / (\partial ug_i / \partial yg_i))$ .

Les effets autonomes et induits par le gap technologique sont présentés pour le cas d'un gap de PIB égal à zéro.

## References

- Acemoglu, D., Aghion, P., & Zilibotti, F. (2006). Distance to frontier, selection, and economic growth. *Journal of the European Economic Association*, 4(1), 37-74.
- Adanu, K. (2005). A cross-province comparison of Okun's coefficient for Canada. *Applied Economics*, 37(5), 561-570.
- Ball, L., Leigh, D., & Loungani, P. (2012, 8-9 novembre). *Okun's Law: Fit at 50?*. 13th Jacques Polak Annual Research Conference.
- Ball L., Leigh, D., & Loungani, P. (2013, janvier). *Okun's Law: Fit at 50?*. (IMF Working Paper, IMF Research Department).
- Crespo-Cuaresma, J. (2003). Revisiting Okun's Law: A piecewise-linear approach. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65, 439-451.
- Duernecker, G. (2008). *Technology adoption, turbulence and the dynamics of unemployment*. (Working Paper European University Institute No. 2008/10).
- Färe, R., Grosskopf, S., & Lovell, C. A. K. (1985). *The measurement of efficiency production*. Boston: Kluwer Academic Publisher.
- Färe, R., Grosskopf, S., Norris, M., & Zhang, Z. (1994). Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries. *American Economic Review*, 84(1), 66-83.
- Freeman, D. (2001). Panel tests of Okun's Law for ten industrial countries. *Economic Inquiry*, 39(4), 511-523.
- Greene, W. H. (2012). *Econometric analysis* (7th ed.). Boston: Pearson.
- Guisinger, A. Y., Hernández-Murillo, R., Owyang, M. T., & Sinclair, T. M. (2015). *A state-level analysis of Okun's Law*. (Federal Reserve Bank of St Louis, Working Paper 2015-029P, 40).
- Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93, 334-368.
- Harris, R., & Silverstone, B. (2001). Testing for asymmetry in Okun's Law: A cross-country comparison. *Economics Bulletin*, 5, 1-13.
- Herwartz, H., & Niebuhr, A. (2011). Growth, unemployment and labour market institutions: Evidence from a cross-section of EU regions. *Applied Economics*, 43, 4663-4676.
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1-16.
- Hoon, H. T., Ho, K. W. (2007). *Distance to frontier and the big swings of the unemployment rate. What room is left for monetary policy?*. (Kiel Working Paper No. 1347).
- Huang, H. C., & Lin, S. C. (2008). Smooth-time-varying Okun's coefficient. *Economic Modelling*, 25, 363-375.
- IMF. (2010). Unemployment dynamics during recessions and recoveries: Okun's Law and beyond. In *World Economic Outlook: Rebalancing growth* (chapitre 3). Washington: IMF.
- Jorgenson, D. W., & Stiroh, K. J. (2000). *Raising the speed limit: US economic Growth in the information age*. (OECD Economic Department Working Papers, No. 261, 78).
- Kaufman, R. T. (1988). An international comparison of Okun's Laws. *Journal of Comparative Economics*, 12(2), 82-203.
- Knotek, E. (2007). How useful is Okun's Law?. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 73-103.

- Lee, J. (2000). The robustness of Okun's law: Evidence from OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, 22(2), 331-356.
- Malley, J., & Molana, H. (2008). Output, unemployment and Okun's Law: Some evidence from the G7. *Economic Letters*, 101, 113-115.
- Moosa, I. A. (1997). A cross-country comparison of Okun's coefficient. *Journal of Comparative Economics*, 24, 335-356.
- Okun, A. M. (1962). Potential GNP: Its measurement and significance. In *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section* (98-104). Washington, DC: American Statistical Association.
- Oliner, S. D., & Sichel, D. E. (2000). The resurgence of growth in the late 1990s: Is information technology the story?. *Federal Reserve Bank of San Francisco*, 1-48.
- Owyang, M. T., Sekhposyan, T., & Vermann, K. (2013, October 1). Output and unemployment. How do they relate today?. *The Regional Economist*, 5-9.
- Silvapulle, P., Moosa, I. A., & Silvapulle, M. J. (2004). Asymmetry in Okun's Law. *Canadian Journal of Economics*, 37, 353-374.
- Tavera, C., & Perman, R. (2005). A cross country analysis of the Okun's Law coefficient convergence in Europe. *Applied Economics*, 37, 2501-2513.
- Van Ark, B. V., Inklaar, R., & McGuckin, R. (2002). *Changing gear: Productivity, ICT and services*. Groningen Growth and Development Center, Research Memorandum GD-60, 1-79.
- Vandenbussche, J., Aghion, P., & Meghir, C. (2006). Growth, distance to frontier and composition of human capital. *Journal of Economic Growth*, 11(2), 97-127.
- Villaverde, J., & Maza, A. (2009). The robustness of Okun's Law in Spain, 1980-2004: Regional evidence. *Journal of Policy Modelling*, 31(2), 289-297.
- Virèn, M. (2001). The Okun curve is non-linear. *Economics Letters*, 70, 253-257.
- Weber, C. E. (1995). Cyclical output, cyclical unemployment, and Okun's coefficient: A new approach. *Journal of Applied Econometrics*, 10, 433-445.

# LE RATIO DE LEVIER COMME RENFORCEMENT DES FONDS PROPRES : UNE ANALYSE EMPIRIQUE DES CONSÉQUENCES SUR LE RISQUE ET LE CRÉDIT BANCAIRES

## Leverage ratio restrictions : An empirical evaluation of their pros and cons

**CAROLE HARITCHABALET<sup>1</sup>**

CATT, Université de Pau et des Pays de l'Adour, France

**LAETITIA LEPETIT<sup>2</sup>**

LAPE, Université de Limoges, France

ORCID: 0000-0002-2875-4432

**KEVIN SPINASSOU<sup>3</sup>**

LC2S, Université des Antilles, France

kevin.spinassou@univ-antilles.fr

ORCID : 0000-0001-5740-8355

**Abstract :** Given recent regulatory changes under Basel III, we empirically examine the impact of leverage ratio and risk-based capital requirements on bank risk taking and lending, allowing for different degrees of supervisory strength. Using data for 66 countries covering the period 2000-2014, we find that banks in countries with a leverage ratio restriction grant fewer loans and have higher credit risk compared to banks facing no leverage ratio requirement, independently of the strength of the supervisory regime. We further find that those negative side-effects of leverage ratio requirements on bank lending and credit risk are not offset by higher capital stringency.

**Keywords :** bank regulation, leverage ratio, bank risk, credit supply.

---

<sup>1</sup> UFR DEG, Avenue du Doyen Poplawski, 64000 Pau.

<sup>2</sup> 5 rue Félix Ébué, BP 3127, 87031 Limoges Cedex 1.

<sup>3</sup> Faculté DE – Campus Universitaire, BP 7209, 97275 Schoelcher Cedex.

**Résumé :** Suite aux réformes de Bâle III sur la réglementation bancaire, nous analysons empiriquement l'impact d'un ratio de levier couplé à un ratio de capital pondéré du risque sur l'offre de crédit et la prise de risque des banques. Avec une base de données sur 66 pays couvrant la période 2000-2014, nous trouvons que les banques octroient moins de crédit et optent pour davantage de risque dans les pays où un ratio de levier est appliqué, indépendamment du degré d'implication des superviseurs nationaux. De plus, un meilleur contrôle des fonds propres ne compense pas ces effets négatifs du ratio de levier.

**Mots-clés :** régulation bancaire, ratio de levier, risque bancaire, offre de crédit.

**JEL Classification :** G21, G28.

## Introduction

Les exigences prudentielles actuelles incluent des contraintes sur le levier des établissements bancaires, notamment à travers le cadre réglementaire suggéré en 2010 par le Comité de Bâle sur le contrôle bancaire (BCBS, Basel Committee on Banking Supervision)<sup>4</sup> et connu sous l'appellation des accords de Bâle III. La mise en place de ces mesures débuta le 1er janvier 2013, pour être complètement effectives au 1er janvier 2022<sup>5</sup>. A cette date, chaque banque opérant dans les systèmes bancaires appliquant les accords de Bâle III devra respecter un ratio de levier au moins égal à 3% de leur exposition totale (comprenant les éléments du bilan comme ceux du hors bilan). Le Comité de Bâle justifie cette mesure en avançant qu'un tel ratio de capital serait complémentaire des ratios de capital pondérés du risque (existant déjà dans de nombreux pays), en limitant l'usage excessif de l'endettement que ces ratios pondérés du risque ne contrôlent pas nécessairement. L'instauration d'un ratio de levier devrait, de fait, améliorer la stabilité bancaire. Cependant, il est parfois affirmé que cette régulation pourrait engendrer des effets pervers en incitant les établissements bancaires à privilégier des actifs plus risqués, avec de meilleurs rendements, ainsi qu'à diminuer l'offre de crédit bancaire. Dans ce contexte, l'objectif de ce papier est d'analyser empiriquement l'impact de l'instauration d'un ratio de levier, en plus d'un ratio pondéré du risque déjà appliqué, sur le risque et le crédit bancaires.

Si la littérature académique dispose de nombreux travaux théoriques analysant l'influence sur la prise de risque des banques d'un ratio pondéré du risque<sup>6</sup>, peu de

---

<sup>4</sup> Voir Basel Committee on Banking Supervision (2010, 2014, 2017) pour les textes du Comité de Bâle à propos de ces mesures, ainsi que Blundell-Wignall, Atkinson et Roulet (2018) pour une synthèse du dispositif de Bâle III.

<sup>5</sup> Initialement prévue le 1er janvier 2022, la date d'entrée en vigueur des nouvelles mesures relatives au ratio de levier a récemment été reportée d'un an suite à la crise sanitaire du coronavirus.

<sup>6</sup> Voir Camara, Lepetit et Tarazi (2013) pour une revue de cette littérature.

modèles théoriques examinent les effets d'un ratio de levier couplé à un ratio pondéré du risque sur la stabilité bancaire. Par ailleurs, ils aboutissent à des conclusions diverses. Blum (2008) montre, par exemple, que l'instauration d'un ratio de levier augmente la stabilité bancaire : ce ratio constitue un moyen de réduire l'incitation des banques à sous-estimer le risque qu'elles rapportent au superviseur, lorsque ce dernier ne dispose que d'une faible capacité d'audit et de sanction auprès de ces banques. En prenant en compte les contraintes de liquidité, Walther (2016) indique qu'une régulation microprudentielle du levier devient nécessaire quand le coût social d'une faillite bancaire est trop élevé. De manière similaire, Hugonnier et Morellec (2017) trouvent que le ratio de levier réduit le risque de défaut car il incite davantage les actionnaires de la banque à absorber les pertes. Kiema et Jokivuolle (2014) concluent que la mise en place d'un ratio de levier en plus d'un ratio pondéré du risque peut provoquer une hausse comme une baisse de la stabilité bancaire, selon le seuil de ces différents ratios de fonds propres minimum. Dans une contribution connexe, Spinassou (2016) montre également que l'application d'une contrainte sur le levier des banques provoque un effet ambigu sur la stabilité bancaire, en fonction de la capacité du superviseur à mener des audits externes et à pénaliser les banques contrevenantes. De plus, cette analyse souligne que cette régulation a un impact négatif sur l'offre de crédit. Barth et Seckinger (2018) mettent en évidence un effet similaire sur le risque bancaire, accentué par l'hétérogénéité du système bancaire en termes de sélection et de suivi des projets financés.

Une importante littérature empirique s'intéresse également aux relations entre les exigences de fonds propres calculées sur le risque, la prise de risque des banques et/ou le volume de crédit qu'elles accordent. En ce sens, la plupart des articles composant cette littérature ne prennent pas en compte le ratio de levier et ses conséquences dans un système bancaire. Différents résultats sont mis en avant lorsqu'il est question de déterminer empiriquement si les banques optent pour plus ou moins de risque quand de nouveaux fonds propres leur sont imposés (i.e. Aggarwal & Jacques, 2001 ; DeJonghe, 2010). Parallèlement, les conclusions convergent davantage dans les travaux examinant l'influence de ratios pondérés du risque sur l'offre de crédit bancaire, montrant qu'un renforcement de la régulation du capital engendre une réduction de l'octroi de crédit (Bernanke & Lown, 1991 ; Berger & Udell, 1994 ; Noss & Toffano, 2016 ; Roulet, 2018 ; Ben Naceur, Marton, & Roulet, 2018)<sup>7</sup>. Nous notons toutefois que certains papiers apportent des résultats nuancés sur cette relation. Par exemple, Carlson, Shan et Warusawitharana (2013) précisent que cette relation négative entre offre de crédit et exigences de fonds propres peut être particulièrement forte en période de tension financière. Toutefois,

---

<sup>7</sup> Voir Martynova (2015) ainsi que Dagher, Dell'Ariccia, Laeven, Ratnovski et Tong (2016) pour une vue d'ensemble de la littérature empirique traitant de la réglementation du capital et de ses effets sur le risque et le crédit bancaires.

dans d'autres situations, un changement des ratios de fonds propres n'a que peu d'influence sur l'octroi de prêts. Examinant les données des banques françaises, Labonne & Lame (2014) démontrent que les banques détenant une part plus élevée de capital dans leur bilan octroient davantage de crédits, mais qu'un renforcement du capital réglementaire ralentit cette offre de crédit.

Notre papier complète cette littérature empirique en étudiant les effets conjugués d'un ratio de levier et de ratios de fonds propres pondérés du risque sur la prise de risque des banques et leur octroi de crédit, dans des systèmes bancaires nationaux où opèrent des organes de surveillance avec différents degrés d'implication. Barth, Caprio et Levine (2013) montrent, en effet, qu'une forte hétérogénéité des superviseurs apparaît à l'échelle mondiale concernant leur capacité (et volonté) à procéder à des audits et à sanctionner les banques : il est alors intéressant d'analyser si le ratio de levier a un impact sur la stabilité bancaire et le volume de prêts selon la compétence des instances de supervision locales<sup>8</sup>. De plus, une forte hétérogénéité entre superviseurs nationaux apparaît également concernant l'approche utilisée pour évaluer et vérifier le niveau et la nature du capital de chaque banque (Barth et al., 2013). C'est pourquoi nous cherchons ensuite à déterminer si cette rigueur en matière de surveillance de qualité du capital peut affecter l'impact des ratios de fonds propres, indépendants ou non du risque, sur le risque et le crédit bancaires<sup>9</sup>. Pour ce faire, nous examinons si une rigueur plus importante dans le contrôle du capital peut compenser les éventuelles incitations négatives créées par l'instauration d'un ratio de levier, telles que la recherche d'actifs plus risqués ou la diminution de l'offre de crédit. Cela tendrait ainsi à confirmer l'hypothèse qu'un contrôle accru des fonds propres encouragerait un comportement plus prudent de la part des banques.

Nous menons cette analyse empirique sur un groupe de 66 pays, pour lesquels la base de données sur la régulation et supervision bancaires de la Banque Mondiale fournit des informations pour la période 2000-2014, à la fois sur l'environnement réglementaire et le cadre de surveillance. Tous ces pays ont mis en place une régulation du capital calculée sur le niveau de risque des banques, et 45 d'entre eux ont par ailleurs imposé un ratio de levier durant notre période d'étude. Nous trouvons que les banques situées dans des pays avec une contrainte sur le levier octroient moins de crédits et présentent un risque de crédit supérieur, en comparaison avec

---

<sup>8</sup> Dans la littérature relative au secteur bancaire, plusieurs papiers considèrent les éventuels liens entre l'implication du superviseur et la stabilité bancaire (Barth, Caprio, & Levine, 2004 ; Laeven & Levine, 2009 ; Shehzad, Haan, & Scholtens, 2010 ; Carretta, Farina, Fiordelisi, Schwizer, & Lopes, 2015) ou l'offre de crédit (Kupiec, Lee, & Rosenfeld, 2017 ; Jobert, Monahov, & Tykhonenko, 2018), mais sans examiner l'application conjointe de ratios de capital dépendants et indépendants du risque.

<sup>9</sup> Deli et Hasan (2017) analysent également l'offre de crédit bancaire sous l'angle du contrôle du capital décrit par Barth et alii (2013), mais sans considération d'une application éventuelle de ratios de levier dans les systèmes bancaires étudiés.

les pays sans ratio de levier, indépendamment du degré d'implication des instances de supervision. D'autre part, nos résultats indiquent que ces effets négatifs générés par l'instauration d'un ratio de levier ne sont pas corrigés par un contrôle plus rigoureux des fonds propres.

Nous contribuons ainsi à la littérature académique par trois aspects. Nous examinons, tout d'abord, les conséquences de la mise en place d'un ratio de levier couplé à un ratio pondéré du risque sur la prise de risque des établissements bancaires. Dans un second temps, nous mettons en perspective les effets de ces mesures réglementaires sous un angle macroéconomique, à travers leur impact sur l'offre de crédit bancaire. Enfin, nous inscrivons nos résultats dans le débat actuel sur le rôle des organes de régulation et de supervision bancaires et ses répercussions sur le comportement des banques.

La suite de ce papier s'organise comme suit. Dans la section suivante, nous décrivons les données utilisées. Nous exposerons, dans la troisième section, la méthodologie choisie pour estimer l'influence du cadre réglementaire et de supervision sur la prise de risque et le crédit bancaires, puis nous interpréterons les résultats obtenus. La quatrième section proposera une analyse plus approfondie, comprenant plusieurs tests de robustesse, et la dernière section présentera les conclusions de notre recherche.

## **1. Données**

### **1.1. Sources des données et construction des variables**

Notre objectif est d'examiner empiriquement si le degré d'implication des superviseurs et le niveau de contrôle de la qualité du capital servant à respecter les ratios réglementaires interagissent avec les contraintes en capital réglementaire (dépendantes ou non du risque) pour influencer à la fois le crédit bancaire et le comportement des banques en termes de prises de risques. Pour conduire cette analyse, nous réunissons les données de plusieurs sources afin de construire une base de données portant sur l'octroi de crédit et la prise de risque bancaires, sur la structure réglementaire et de supervision, ainsi que sur d'autres données relatives aux banques et pays étudiés. Nous collectons des données de banques cotées en bourse (incluant des banques commerciales, coopératives, d'épargne, d'investissement, ainsi que des sociétés de portefeuilles bancaires) pour 66 pays pour lesquels la base de données sur la régulation et supervision bancaires de la Banque Mondiale fournit des informations sur le cadre réglementaire appliqué. Cette base de données se compose de quatre enquêtes menées en 2000, 2003, 2008 et 2012. Notre période d'analyse se limite ainsi de 2000 à 2014.

Nous choisissons de prendre en compte uniquement des banques cotées afin d'éviter une forte hétérogénéité entre pays (concernant en particulier la liquidité bancaire et les opportunités de croissance) et pour faciliter la comparaison entre ces pays. Nous extrayons les bilans bancaires et les informations sur les comptes de résultat depuis la base de données Bloomberg. En complément de ces données, nous collectons des données sur les facteurs macroéconomiques en utilisant les bases de données du Fonds Monétaire International sur la situation économique mondiale, des principaux indicateurs économiques de l'OCDE ainsi que Datastream.

Après avoir fait abstraction des banques pour lesquelles nous manquions de données disponibles majeures, nous obtenons un échantillon de 1515 banques pour 66 pays (échantillon A). Si nous limitons notre échantillon aux 10 plus grandes banques en termes d'actifs par pays, nous aboutissons à un échantillon de 473 banques (échantillon B)<sup>10</sup>. L'utilisation d'un tel échantillon restreint permet de faire des comparaisons entre pays, comme Laeven & Levine (2009) le décrivent. En appendice, le tableau A1 présente les banques selon les pays retenus, et le tableau A2 détaille des statistiques descriptives générales pour les échantillons A et B. Notre échantillon A regroupe en moyenne, pour chaque pays, 61% des actifs bancaires totaux et 60% du total des crédits domestiques au secteur privé.

## 1.2. Indicateur de régulation et de supervision bancaires

Tous les pays de notre échantillon ont instauré une contrainte en capital reposant sur un ratio de capital réglementaire pondéré du risque avant le début de notre période d'analyse, en 2000. A travers les accords de Bâle III, le Comité de Bâle introduit pour la première fois en 2010 une contrainte sur le ratio de levier, indépendant du risque, faisant office de mesure complémentaire au ratio pondéré du risque (voir BCBS, 2010). Nous utilisons la base de données sur la régulation et supervision bancaires de la Banque Mondiale pour identifier les pays imposant un ratio de levier, puis nous nous référons aux informations fournies par les instances réglementaires nationales des pays concernés pour déterminer sa date de mise en place. Seuls 7 pays ont instauré une contrainte sur le levier des banques avant la crise financière mondiale de 2007-2008 (Belgique, Canada, Chili, Jamaïque, Jordanie, Etats-Unis, Zimbabwe), alors que 38 pays ont décidé plus récemment de mettre en place cette contrainte, notamment en 2013 suite aux recommandations du Comité de Bâle (voir le tableau A1 pour davantage de précisions).

Nous reprenons l'indice mesurant le degré d'implication des superviseurs construit par Barth et alii (2013) pour évaluer la propension des autorités bancaires

---

<sup>10</sup> Certains pays présentent toutefois moins de 10 banques cotées (voir le tableau A1).

à procéder à des audits sur site, afin d'établir une évaluation générale de la situation économique des établissements bancaires, et leur capacité à remplacer les dirigeants ou à imposer une réorganisation interne de la banque lorsque des problèmes sont détectés (voir la définition détaillée dans le tableau A3). Nous suivons la méthodologie utilisée par Barth et alii (2013) pour harmoniser le calcul de cet indice en prenant en compte les résultats des quatre enquêtes menées (2000, 2003, 2008, 2012)<sup>11</sup>. L'indice  $ImpSup_{j,t}$  comprend ainsi des valeurs de 0 à 14, où une valeur élevée représente un fort niveau d'implication de la part des autorités locales dans la supervision des banques.

### 1.3. Mesures de la variation du risque et des crédits bancaires

Nous prenons en compte plusieurs mesures du risque bancaire communément utilisées dans la littérature académique, calculées à partir de données comptables. Pour représenter le risque de l'activité bancaire, nous utilisons l'écart-type sur 3 ans glissants du retour sur actifs ( $\sigma ROA_{i,j,t}$ ). Nous utilisons également le taux de créances douteuses sur l'encours net des prêts ( $CD_{i,j,t}$ ) comme une mesure du risque de crédit, où les créances douteuses sont ici exprimées comme étant la somme des prêts impayés, restructurés, ou encore toute sorte de prêts improductifs. Enfin, nous utilisons une mesure du Z-score pour interpréter le risque d'insolvabilité de la banque, défini comme  $(MROA_{i,j,t} + FP\_TA_{i,j,t}) / \sigma ROA_{i,j,t}$ , où  $MROA_{i,j,t}$  est la moyenne mobile sur 3 ans du retour sur actifs, et où  $FP\_TA_{i,j,t}$  correspond au ratio de fonds propres sur le total des actifs à la date  $t$ . Plus exactement, une forte valeur du Z-score signifie que le risque de défaut est faible. Comme la mesure du Z-score est fortement asymétrique, nous utilisons son logarithme naturel dans notre analyse ( $LnZscore_{i,j,t}$ )<sup>12</sup>. Les changements en termes d'offre de crédit sont soit mesurés par la différence première du ratio de prêts sur le total des actifs ( $\Delta Credits\_TA_{i,j,t}$ ), soit par le taux de croissance des prêts ( $\Delta \log(Credits\_TA_{i,j,t})$ ).

<sup>11</sup> Certaines questions sont posées différemment dans les quatre enquêtes, ou peuvent être manquantes pour une enquête donnée ; Barth et alii (2013) proposent alors une pondération pour chaque question afin d'ajuster l'indice.

<sup>12</sup> Voir Lepetit et Strobel (2013, 2015) pour une description affinée, respectivement, de la méthode de calcul et de la mise en place de mesures dans le temps pour évaluer le Z-score.

## 2. Le rôle de la contrainte sur le ratio de levier et le pouvoir de supervision

### 2.1. Impact sur l'octroi de prêts

#### 2.1.1. Spécification de l'offre de crédit

Nous adoptons une approche similaire à celle développée par Loupias, Savignac et Sevestre (2002), Ehrmann, Gambacorta, Martinez Pages, Sevestre et Worms (2001) et Bouvatier et Lepetit (2008) pour rechercher les déterminants des changements concernant l'octroi de crédit, basée sur une généralisation du modèle IS-LM présenté par Bernanke & Blinder (1988). Nous estimons alors le modèle suivant :

$$\begin{aligned}
 \text{ChangeCredits}_{i,j,t} & \\
 &= \alpha_0 + \alpha_1 \text{ChangeCredits}_{i,j,t-1} + \alpha_2 D\_FortImpSup \cdot D\_Levier_{j,t} \\
 &+ \alpha_3 D\_FaibleImpSup \cdot D\_Levier_{j,t} \\
 &+ \alpha_4 D\_FortImpSup \cdot D\_NoLevier_{j,t} + \gamma X_{i,j,t-1} + \delta_j + \theta_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (1)
 \end{aligned}$$

où  $i, j, t$  font respectivement référence à la banque, au pays et à l'année, et  $\text{ChangeCredits}_{i,j,t}$  mesure les variations de l'offre de crédits de la banque  $i$  entre  $t - 1$  et  $t$  ( $\Delta \text{Credits\_TA}_{i,j,t}$  ou  $\Delta \log(\text{Credits\_TA}_{i,j,t})$ ).

Notre objectif est ici de comparer l'influence de quatre structures de régulation et de supervision différentes sur l'octroi de crédit bancaire : (i) présence d'un ratio de levier en complément du ratio de fonds propres pondérés du risque, avec soit un degré d'implication élevé ou faible du superviseur ; (ii) présence d'un ratio de fonds propres pondérés du risque sans contrainte sur le ratio de levier, avec soit un degré d'implication élevé ou faible du superviseur. Nous construisons trois variables muettes qui interagissent pour représenter ces quatre cas. La variable muette  $D\_Levier_{j,t}$  prend la valeur 1 pour les années où une contrainte sur le ratio de levier est appliquée pour un pays donné, et 0 sinon. En parallèle, la variable muette  $D\_NoLevier_{j,t}$  prend la valeur 1 lorsque des ratios de fonds propres pondérés du risque sont mis en place dans un pays donné sans ratio de levier, et 0 dans le cas contraire. Nous calculons aussi les deux variables muettes  $D\_FortImpSup_{j,t}$  et  $D\_FaibleImpSup_{j,t}$  qui prennent la valeur 1 pour un pays donné si l'indice  $ImpSup_{j,t}$  est respectivement supérieur ou inférieur à la médiane obtenue pour l'ensemble des pays analysés, et 0 dans le cas contraire.

La catégorie de référence  $\alpha_0$  représente le groupe de banques situées dans des pays ayant un superviseur relativement peu impliqué et sans réglementation sur le ratio de levier. Nous nous attendons à obtenir des valeurs pour  $\alpha_2$  et  $\alpha_3$  significativement

négatives si la présence de réglementation sur le ratio de levier restreint l'activité de crédit des banques situées dans un pays avec des autorités peu impliquées dans la supervision des banques.

Nous nous inspirons de la littérature existante en incluant un vecteur de variables  $X_{j,t-1}$  qui regroupe un ensemble de variables de contrôle de la demande globale de crédits, ainsi que des indicateurs pour les chocs de demande, afin de prendre en compte les caractéristiques propres à l'activité des établissements de crédit. En particulier, nous incluons le taux de croissance des dépôts ( $\Delta \log(Depots_{i,j,t})$ ), le taux de croissance du PIB ( $\Delta \log(PIB_{i,j,t})$ ), la différence première d'un taux d'intérêt nominal de court terme, à savoir le taux interbancaire à 3 mois ( $\Delta R3m_{j,t-1}$ ), et le taux d'inflation à travers le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation ( $\Delta \log(ICP_{i,j,t})$ ). Nous nous attendons à une relation positive entre les variations des prêts bancaires et le taux de croissance des dépôts, ainsi qu'avec le taux de croissance du PIB, alors que le taux annuel d'inflation et le taux du marché de la monnaie devraient avoir un impact négatif. De plus, des effets fixes pays et années sont également pris en considération. En appendice, le tableau A3 décrit différentes statistiques relatives à l'ensemble de nos variables.

L'estimation de l'équation (1) est réalisée avec la méthode des moments généralisées (MMG) car l'introduction d'un décalage concernant la variable endogène peut engendrer un biais de simultanéité. Nous utilisons le système de Blundell et Bond (1998) d'estimateur MMG, approprié pour les spécifications en panel dynamique (Baltagi, 2013), pour estimer l'équation (1). Nous utilisons l'estimateur en deux temps incluant la correction de Windmeijer (2005) liée à la taille limitée de l'échantillon. De manière à limiter le nombre d'instruments, nous restreignons la gamme de retards utilisée en les générant à quatre, avec une matrice des instruments réduites, comme proposé par Roodman (2009).

Nous testons la présence d'endogénéité entre les variations des prêts bancaires et la variable muette du ratio de levier  $D\_Levier_{j,t}$ . Nous utilisons les valeurs retardées des indices d'Etat de droit et de distance du pouvoir comme instruments pour réaliser le test de Durbin-Wu-Hausman<sup>13</sup>, et les résultats montrent que  $D\_Levier_{j,t}$  n'est pas endogène. Les instruments MMG sont aussi employés pour la variable dépendante retardée  $ChangeCredits_{i,j,t-1}$ , le taux de croissance du PIB ( $\Delta \log(PIB_{i,j,t})$ ) ainsi que le taux de croissance des dépôts ( $\Delta \log(Depots_{i,j,t})$ ), alors que les autres variables sont considérées comme strictement exogènes.

Nous vérifions la validité de nos estimations avec le test AR(2) et le test de Hansen. Le test AR(2) correspond au test d'Arellano-Bond qui contrôle l'absence de

<sup>13</sup> L'indice d'Etat de droit est extrait des indicateurs de la Banque Mondiale sur la gouvernance à travers le monde. Il mesure la qualité de la mise en vigueur de la loi. L'indice de distance du pouvoir est développé par le sociologue néerlandais Geert Hofstede et mesure la répartition du pouvoir et de la richesse au sein de la population nationale, tant au niveau de la culture que des affaires économiques.

corrélation sérielle de second ordre dans les résidus de différence première. Le test de Hansen permet de contrôler la validité, c'est-à-dire l'exogénéité, de l'ensemble des instruments. De plus, nous nous assurons de l'absence de problèmes de multi-colinéarité en calculant la matrice de corrélation (voir le tableau A4 dans l'appendice).

## 2.1.2. Résultats

Les résultats de l'estimation de l'équation (1) sont présentés dans le tableau 1 pour les deux échantillons A (ensemble des banques cotées) et B (10 plus importantes banques cotées dans chaque pays). Comme l'échantillon A contient l'ensemble des

**Tableau 1. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et offre de crédit (estimateur en deux temps MMG)**

	Echantillon A Ensemble des banques cotées		Echantillon B 10 plus grandes banques	
	$\Delta$ Credits_TA	$\Delta$ log(Credits)	$\Delta$ Credits_TA	$\Delta$ log(Credits)
Variable dépendante retardée	0,258*** (0,000)	0,174*** (0,000)	0,0487*** (0,001)	0,0261*** (0,000)
D_FortImpSup $\times$ D_Levier	-2,591** (0,037)	-8,062*** (0,000)	-8,938*** (0,000)	-9,230*** (0,000)
D_FaibleImpSup $\times$ D_Levier	-1,814*** (0,001)	-3,663*** (0,000)	-2,639** (0,013)	-2,246** (0,034)
D_FortImpSup $\times$ D_NoLevier	0,978* (0,096)	0,245 (0,777)	0,878 (0,442)	1,092 (0,349)
$\Delta$ log(Depots)	0,546*** (0,000)	0,372*** (0,000)	0,145*** (0,008)	0,283*** (0,000)
$\Delta$ log(PIB)	1,033*** (0,000)	1,000*** (0,000)	1,468*** (0,000)	1,632*** (0,000)
$\Delta$ R3m	-0,128*** (0,002)	-0,179*** (0,009)	-0,276*** (0,000)	-0,347*** (0,000)
$\Delta$ log(IPC)	0,263*** (0,001)	0,337*** (0,000)	0,365*** (0,001)	0,513*** (0,000)
Constante	-15,75* (0,075)	-7,003** (0,019)	-6,391 (0,305)	-14,64** (0,010)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	4520	4520
No. banques	1515	1515	480	480
Valeur de $p$ du test de Hansen	0,251	0,147	0,125	0,138
Valeur de $p$ du test AR(2)	0,302	0,333	0,295	0,310

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1^*$ ,  $p < 0,05^{**}$ ,  $p < 0,01^{***}$ .

banques cotées, le nombre de banques varie considérablement entre les 66 pays, où nous notons que les Etats-Unis disposent du nombre de banques le plus élevé (voir tableau A1). Nous avons par conséquent pondéré nos observations pour l'échantillon A, dans le but d'attribuer un poids égal à chaque pays et ainsi permettre à nos résultats de ne pas être influencés par un système bancaire particulièrement large.

Nous trouvons que la présence d'une restriction sur le ratio de levier (ajoutée à des ratios de fonds propres pondérés du risque) conduit à une baisse significative de l'offre de crédit quel que soit le degré d'implication du superviseur,  $\alpha_2$  et  $\alpha_3$  étant significativement négatifs. Notre régression aboutit à ces résultats à la fois pour l'échantillon A et l'échantillon B. L'influence négative de la contrainte sur le levier sur l'offre de crédit s'inscrit dans la littérature empirique traitant de la pénurie de crédit (*credit crunch*) : celle-ci montre qu'un renforcement des exigences en fonds propres pondérés du risque réduit l'offre de crédit. La réduction, statistiquement significative, mais plus prononcée qui se produit dans les pays avec superviseur relativement plus impliqué ( $\alpha_2 > \alpha_3$ ) suggère que l'octroi de prêts est même davantage impacté par l'instauration d'un ratio de levier réglementaire lorsque le superviseur local bénéficie d'importantes capacités à auditer et sanctionner les banques<sup>14</sup>. Ce résultat peut être expliqué par l'application effective rigoureuse de la régulation du capital imposée aux établissements de crédit alors supervisés par une forte autorité bancaire, c'est-à-dire une régulation du capital combinée à un contrôle strict. Dans ce contexte, une hausse de cette régulation « effective », déjà forte, à travers la mise en place d'un nouveau ratio à respecter peut dissuader davantage de banques d'octroyer des prêts.

Les variables de contrôle comprises dans l'équation (1) présentent les signes attendus lorsqu'elles sont significatives. Comme escompté, les variables macroéconomiques s'avèrent pertinentes pour expliquer les variations du crédit bancaire dans toutes nos estimations. Nous trouvons également que les banques utilisent les dépôts afin d'augmenter l'octroi de prêts.

## 2.2. Impact sur la prise de risque

### 2.2.1. Spécification du risque bancaire

Afin d'examiner si les contraintes réglementaires sur le ratio de levier associées à un certain degré d'implication des superviseurs influencent la prise de risque des banques, nous construisons une spécification empirique de panel proche de celle établie par Lepetit, Nys, Rous et Tarazi (2008) et Barry, Lepetit et Tarazi (2011), telle que :

---

<sup>14</sup> Les tests de Wald sont disponibles sur demande.

$$\begin{aligned}
 Risque_{i,j,t} = & \beta_0 + \beta_1 D\_FortImpSup \cdot D\_Levier_{j,t} \\
 & + \beta_2 D\_FaibleImpSup \cdot D\_Levier_{j,t} \\
 & + \beta_3 D\_FortImpSup \cdot D\_NoLevier_{j,t} + \gamma X_{i,j,t-1} + \beta_i + \delta_j + \theta_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (2)
 \end{aligned}$$

où  $i, j, t$  font respectivement référence à la banque, au pays et à l'année. Nos variables dépendantes  $Risque_{i,j,t}$  correspondent à la mesure du risque de l'activité  $\sigma ROA_{i,j,t}$ , la mesure du risque de crédit  $CD_{i,j,t}$ , ainsi que la mesure du risque d'insolvabilité  $LnZscore_{i,j,t}$ , comme défini dans la section 2.3.

Comme précédemment, le groupe de banques situées dans des pays sans contrainte sur le ratio de levier et où les instances de supervision sont faiblement impliquées représente la catégorie de référence. Nous incorporons trois termes interactifs prenant en compte les autres cas que nous souhaitons comparer avec cette référence, comme expliqué précédemment.

Nous nous attendons à ce que la mise en place d'une contrainte sur le ratio de levier en plus de celle sur le ratio de capital pondéré du risque réduise le risque dans les pays avec un superviseur faiblement impliqué ( $\beta_2$  significatif et négatif pour  $\sigma ROA_{i,j,t}$  et  $CD_{i,j,t}$ , et positif pour  $LnZscore_{i,j,t}$ ). D'autre part, nous nous attendons à ce que la présence d'une contrainte sur le ratio de levier génère une hausse du risque dans les pays disposant d'instances de supervision fortement impliquées ( $\beta_1$  significatif et négatif pour  $\sigma ROA_{i,j,t}$  et  $CD_{i,j,t}$ , et positif pour  $LnZscore_{i,j,t}$ ).

Nous introduisons un ensemble de variables de contrôle communément utilisées ( $X_{i,j,t}$ ), constitué du ratio de prêts sur le total des actifs  $Credits\_TA_{i,j,t}$  pour l'aspect commercial, du ratio de fonds propres sur le total des actifs  $FP\_TA_{i,j,t}$  pour le ratio de levier, du logarithme du total des actifs  $LnTA_{i,j,t}$  et du taux de croissance moyen du total des actifs  $\Delta \log(TA_{i,j,t})$  pour la taille, du ratio des dépenses personnelles  $Charges\_TA_{ijt}$  pour l'efficacité, et du taux de croissance du PIB  $\Delta \log(PIB_{i,j,t})$  pour les conditions macroéconomiques. Le tableau A3 présente les statistiques concernant l'ensemble des variables présentées ci-dessus.

Nous utilisons une régression des données de panel avec des effets fixes individuels pour estimer l'équation (2), suivant les résultats du test de Hausman ; des effets fixes pays et années sont également pris en compte. Les erreurs standards sont robustes à l'hétéroscédasticité. Nous nous assurons de l'absence de problème de multicolinéarité en calculant la matrice de corrélation (voir le tableau A4 dans l'appendice).

### 2.2.2. Résultats

Les résultats de l'estimation sont donnés dans le tableau 2 pour les échantillons A et B. Comme précédemment, nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A afin d'attribuer un poids identique à chaque pays.

Nos résultats montrent, à la fois pour l'échantillon A et l'échantillon B, que le coefficient  $\beta_1$  associé à notre variable d'interaction  $D\_FortImpSup \cdot D\_Levier$  est positive et significative pour  $CD_{i,j,t}$ , mais pas pour  $\sigma ROA_{i,j,t}$  et  $LnZscore_{i,j,t}$ . Ces résultats indiquent que la mise en place d'une contrainte sur le ratio de levier en plus du ratio de capital pondéré du risque conduit à un risque de crédit plus élevé dans

**Tableau 2. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et prise de risque (estimateur à effets fixes)**

	Echantillon A (ensemble des banques cotées)			Echantillon B (10 plus grandes banques)		
	$\sigma\_ROA$	LnZscore	CD	$\sigma\_ROA$	LnZscore	CD
D_FortImpSup × D_Levier	-0,315 (0,188)	-0,149 (0,500)	3,818*** (0,002)	0,00763 (0,944)	-0,114 (0,553)	4,148*** (0,001)
D_FaibleImp- Sup × D_Levier	-0,316 (0,253)	0,00474 (0,965)	1,684*** (0,003)	0,00240 (0,971)	-0,0898 (0,363)	1,745*** (0,006)
D_FortImpSup × D_NoLevier	-0,154* (0,091)	0,119 (0,178)	1,495 (0,180)	-0,107 (0,191)	0,140 (0,135)	1,641 (0,120)
Credits_TA	-0,00218 (0,666)	0,00365 (0,309)	-0,0491* (0,077)	-0,00814* (0,058)	0,00435 (0,228)	-0,0613*** (0,000)
FP_TA	0,0522** (0,029)	0,0503*** (0,000)	0,00356 (0,965)	0,0346 (0,118)	0,0707*** (0,000)	-0,0795 (0,407)
LnTA	-0,392*** (0,004)	0,490*** (0,000)	-3,957*** (0,001)	-0,208*** (0,000)	0,151*** (0,000)	-0,790*** (0,000)
$\Delta\log(TA)$	-0,000771 (0,603)	0,00413*** (0,000)	-0,0247*** (0,000)	-0,000923 (0,491)	0,00355*** (0,001)	-0,0301*** (0,000)
Charges_TA	-0,00228 (0,986)	0,0177 (0,776)	-0,859* (0,071)	-0,185 (0,181)	-0,0472 (0,543)	0,00201 (0,996)
$\Delta\log(PIB)$	-0,0557*** (0,000)	0,0485*** (0,000)	-0,231*** (0,000)	-0,0478*** (0,002)	0,0360*** (0,000)	-0,268*** (0,000)
Constante	5,844*** (0,000)	-4,059** (0,025)	63,95*** (0,000)	6,031*** (0,000)	-0,295 (0,687)	17,95*** (0,000)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes tem- porels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	13583	4520	4520	4520
No. banques	1515	1515	1515	480	480	480
$R^2$ du modèle général	0,183	0,191	0,336	0,138	0,192	0,411

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1^*$ ,  $p < 0,05^{**}$ ,  $p < 0,01^{***}$ .

les pays où le superviseur dispose d'une importante capacité à auditer et sanctionner les banques. Ce résultat accrédite l'argument selon lequel lorsque les banques sont soumises à une contrainte sur leur ratio de levier et qu'elles sont supervisées par une autorité fortement impliquée, elles ont davantage d'incitations à financer des projets risqués. Cependant, nos résultats montrent qu'un tel arbitrage n'implique pas un risque global accru ou un accroissement du risque d'insolvabilité.

Nos résultats montrent également pour les deux échantillons A et B que les banques soumises à une contrainte sur leur ratio de levier et à un superviseur fortement impliqué affichent des niveaux plus élevés de créances douteuses comparées aux banques qui ne sont pas contraintes sur leur ratio de levier ( $\beta_2$  positif et significatif). Ce résultat ne soutient pas l'hypothèse qu'une contrainte sur le ratio de levier réglementaire réduirait l'instabilité bancaire dans les pays où le superviseur n'a qu'une faible propension à auditer et sanctionner les banques.

Les variables de contrôle, quand elles sont significatives, ont le signe attendu et montrent que le risque bancaire est réduit lorsque la taille de la banque est importante et/ou que les conditions macroéconomiques sont bonnes.

Dans l'ensemble, notre analyse montre que les banques opérant dans des pays ayant mis en place un ratio de levier réglementaire, en plus d'un ratio de capital pondéré du risque, octroient moins de prêts et ont un risque de crédit plus élevé que les banques sans contrainte sur leur ratio de levier, et ce indépendamment du degré d'implication du superviseur. Nos résultats montrent que l'objectif visé de renforcer la stabilité bancaire n'est pas atteint avec la mise en place d'une contrainte sur le ratio de levier. Par contre, nos résultats mettent en évidence que la mise en place d'une telle contrainte réduit l'offre de crédit des banques. Cet effet négatif sur le financement de l'économie devrait être pris en compte avant de décider de mettre en place ou de renforcer la contrainte sur le ratio de levier des banques.

### **3. Enjeux supplémentaires et tests de robustesse**

#### **2.1 Rôle de la rigueur du contrôle des fonds propres**

Nous avons précédemment analysé l'impact d'une régulation des fonds propres imposant conjointement une contrainte sur le ratio de levier et un ratio pondéré du risque sur le crédit et la prise de risque des banques, en prenant en compte le degré d'implication des superviseurs, mais sans cependant prendre en compte la rigueur avec laquelle ils surveillent la qualité des fonds propres utilisés par les banques. Nous étendons désormais notre analyse en observant si l'approche du superviseur concernant l'évaluation et la vérification du niveau de capital dans la banque peut influencer la relation, précédemment établie, entre les contraintes sur

le levier, l'offre de crédit et le risque qui y est associé. Le montant de capital que les banques doivent détenir et la rigueur des instances à contrôler la qualité du capital réglementaire pourraient potentiellement compenser les effets négatifs engendrés

**Tableau 3. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur, rigueur du contrôle du capital et offre de crédit (estimateur en deux temps MMG)**

	Echantillon A (ensemble des banques cotées)		Echantillon B (10 plus grandes banques)	
	$\Delta\text{Credits\_TA}$	$\Delta\log(\text{Credits})$	$\Delta\text{Credits\_TA}$	$\Delta\log(\text{Credits})$
Variable dépendante retardée	0,151*** (0,000)	0,370*** (0,000)	0,0527*** (0,003)	0,0375** (0,019)
D_FortImpSup × D_Levier × D_FaibleContCap	-9,109*** (0,000)	-12,62*** (0,000)	-11,60*** (0,000)	-11,89*** (0,000)
D_FortImpSup × D_Levier × D_FortContCap	-5,851*** (0,003)	-8,174*** (0,000)	-3,435** (0,012)	-6,646*** (0,000)
D_FaibleImpSup × D_Levier × D_FortContCap	-4,004*** (0,000)	-4,945*** (0,000)	-3,475*** (0,000)	-4,178*** (0,001)
D_FaibleImpSup × D_Levier × D_FaibleContCap	-4,186*** (0,003)	-4,567** (0,010)	-2,403** (0,037)	-3,028** (0,016)
D_FortImpSup × D_NoLevier × D_FaibleContCap	0,0930 (0,934)	-0,333 (0,818)	-1,632 (0,127)	-1,856 (0,134)
D_FortImpSup × D_NoLevier × D_FortContCap	3,110*** (0,000)	2,840** (0,042)	4,638*** (0,000)	4,586*** (0,000)
D_FaibleImpSup × D_NoLevier × D_FortContCap	-0,885 (0,225)	-1,567* (0,098)	-1,535** (0,019)	-1,659* (0,079)
$\Delta\log(\text{Depots})$	0,449*** (0,000)	0,422*** (0,000)	0,104** (0,027)	0,141** (0,019)
$\Delta\log(\text{PIB})$	0,861*** (0,000)	1,481*** (0,000)	1,557*** (0,000)	1,846*** (0,000)
$\Delta R3m$	-0,0598 (0,353)	-0,237*** (0,000)	-0,246*** (0,000)	-0,453*** (0,000)
$\Delta\log(\text{IPC})$	0,205** (0,028)	0,509*** (0,000)	0,341*** (0,000)	0,521*** (0,000)
Constante	-9,942 (0,105)	-32,52** (0,017)	-0,534 (0,875)	-3,689 (0,479)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	4520	4520
No. banques	1515	1515	480	480
Valeur de $p$ du test de Hansen	0,162	0,215	0,125	0,153
Valeur de $p$ du test AR(2)	0,312	0,336	0,267	0,342

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1^*$ ,  $p < 0,05^{**}$ ,  $p < 0,01^{***}$ .

par la contrainte imposée sur le levier des banques (à savoir l'incitation à rechercher des actifs plus risqués tout en réduisant l'offre de crédit).

Nous mesurons la rigueur de la réglementation du capital bancaire en utilisant l'indice du contrôle du capital construit par Barth, Caprio et Levine (2006). L'indice  $ContCap_{j,t}$  détermine la nature du capital réglementaire et comment le capital est évalué et vérifié par les banques et les autorités bancaires. Il peut être théoriquement compris entre 0 et 11, où 11 représente la plus haute valeur en matière de rigueur de contrôle des fonds propres (voir la définition fournie dans le tableau A3 pour plus de détails). Nous suivons la méthode décrite par Barth et alii (2013) pour harmoniser cet indice à travers les quatre enquêtes qui composent la base de données sur la régulation et supervision bancaires de la Banque Mondiale.

Nous utilisons la formulation de référence des équations (1) et (2), où nous incluons désormais sept termes de triple interaction (au lieu des trois termes de double interaction des sections 2.1 et 2.2) pour tenir compte des différentes structures de régulation et de supervision, du pouvoir des autorités bancaires, ainsi que de la rigueur du contrôle relatif aux fonds propres réglementaires. Nous ajoutons deux nouvelles variables muettes,  $D\_FortContCap_{j,t}$  et  $D\_FaibleContCap_{j,t}$ , qui prennent la valeur 1 pour un pays dont l'indice  $ContCap_{j,t}$  est respectivement supérieur et inférieur à la médiane entre pays, et 0 dans le cas contraire. Nous pouvons alors différencier quatre cas observables pour les pays ayant ou non instauré un ratio de levier réglementaire : (i) un superviseur fortement impliqué mais un faible contrôle de la qualité des fonds propres réglementaires ; (ii) un superviseur fortement impliqué et un fort contrôle de la qualité des fonds propres ; (iii) un superviseur faiblement impliqué et un faible contrôle de la qualité des fonds propres ; (iv) un superviseur faiblement impliqué et un fort contrôle de la qualité des fonds propres. Les deux équations alors estimées, équation (3) et (4) respectivement pour l'offre de crédit et le risque bancaire, sont présentées en détails dans l'appendice. Notre catégorie de référence correspond au groupe de banques présentes dans des pays sans contrainte réglementaire sur le ratio de levier, avec des superviseurs bénéficiant d'un faible pouvoir d'audit et de sanction et n'exerçant qu'un faible contrôle sur la qualité du capital réglementaire.

Les résultats de l'estimation de l'équation (3) portant sur les variations de crédit, basée sur la méthodologie utilisée pour l'équation (1) dans la section 2.1 (le système d'estimateur MMG), sont données dans le tableau 3. Ces résultats montrent une relation négative et significative (au seuil de 1%) pour les échantillons A et B entre les deux mesures des variations de l'offre de crédit et les quatre termes de triple interaction distinguant les pays avec une contrainte sur le ratio de levier, un superviseur faiblement ou fortement impliqué, ainsi qu'un faible ou fort contrôle de la qualité du capital. En d'autres termes, nos résultats indiquent que l'impact négatif de la mise en place d'une contrainte sur le ratio de levier sur l'offre de crédit est indépendante de la capacité du superviseur à mener efficacement des

audits et imposer des sanctions, ainsi qu'à contrôler la qualité des fonds propres utilisés par les banques pour respecter les ratios réglementaires. Les effets négatifs engendrés par la présence d'une contrainte sur le ratio de levier des banques ne sont donc pas contrebalancés par une évaluation et une vérification efficaces du capital réglementaire détenu par ces établissements bancaires.

Notre travail met de plus en évidence que les banques soumises à une contrainte sur leur ratio de levier réduisent leur offre de crédit lorsqu'elles sont fortement supervisées et que la qualité des fonds propres est fortement contrôlée, en comparaison des banques exposées à un faible contrôle de la qualité de leurs fonds propres réglementaires. Ce résultat est cohérent avec la littérature empirique existante qui trouve qu'un renforcement de la régulation du capital conduit à une baisse de l'octroi de crédit bancaire. Cette relation ne s'applique toutefois pas lorsque le régime de supervision bénéficie d'une forte capacité à auditer et sanctionner les banques tout en appliquant un contrôle important sur la qualité du capital réglementaire : nous trouvons dans ce cas que l'offre de crédit s'accroît.

Les résultats de l'estimation de l'équation (4) sur le risque bancaire sont donnés dans le tableau 4. Nous utilisons l'estimateur en données de panel avec des effets fixes individuels en suivant les résultats du test de Hausman. Nous trouvons une relation négative et significative entre le taux de créances douteuses et la présence d'une contrainte sur le ratio de levier pour les échantillons A et B, exception faite des pays ayant à la fois un superviseur faiblement impliqué et un faible contrôle de la qualité du capital bancaire. Nos résultats montrent également que la mise en place d'un ratio de levier réglementaire augmente le niveau de risque de défaut dans les pays avec des superviseurs fortement impliqués mais exerçant cependant un faible contrôle de la qualité du capital réglementaire. Ces résultats confirment l'impact négatif et significatif des restrictions réglementaires sur le ratio de levier sur la prise de risque des banques dans les systèmes bancaires où le régime de supervision est puissant. Nos résultats soutiennent ainsi l'hypothèse qu'une contrainte sur le ratio de levier augmente l'incitation des banques à financer des projets plus risqués lorsque le superviseur dispose d'une large aptitude à mener des audits auprès de ces banques et à les sanctionner.

### 3.2. Robustesse

Nous effectuons également plusieurs tests de robustesse sur ces résultats empiriques.

Tout d'abord, nous faisons abstraction des sept pays ayant adopté des restrictions sur le levier des banques avant 2000, c'est-à-dire avant le début de notre période d'analyse. En excluant ces pays, nous analysons plus spécifiquement l'influence de l'instauration (et non plus de la seule présence) d'un ratio de levier réglementaire sur l'offre de crédit et la prise de risque des banques. Les tableaux A5 et A6 de

**Tableau 4. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur, rigueur du contrôle du capital et prise de risque (estimateur à effets fixes)**

	Echantillon A (ensemble des banques cotées)			Echantillon B (10 plus grandes banques)		
	$\sigma\_ROA$	LnZscore	CD	$\sigma\_ROA$	LnZscore	CD
D_FortImpSup × D_Levier × D_FaibleContCap	-0,200 (0,389)	-0,407** (0,030)	6,195*** (0,000)	0,195 (0,117)	-0,537** (0,023)	5,844*** (0,000)
D_FortImpSup × D_Levier × D_FortContCap	-0,407 (0,180)	0,0284 (0,922)	2,584** (0,039)	-0,259** (0,028)	0,346 (0,163)	2,502** (0,048)
D_FaibleImpSup × D_Levier × D_FortContCap	-0,285 (0,387)	-0,171 (0,219)	3,116** (0,011)	0,00478 (0,955)	-0,133 (0,290)	2,122** (0,030)
D_FaibleImpSup × D_Levier × D_FaibleContCap	-0,388 (0,236)	0,262* (0,092)	0,421 (0,448)	-0,243 (0,238)	0,260* (0,091)	0,513 (0,228)
D_FortImpSup × D_NoLevier × D_FaibleContCap	-0,0561 (0,574)	-0,0497 (0,654)	3,007 (0,210)	0,0222 (0,796)	-0,0471 (0,669)	2,395 (0,203)
D_FortImpSup × D_NoLevier × D_FortContCap	-0,238* (0,090)	0,226* (0,080)	0,958 (0,440)	-0,314*** (0,003)	0,382*** (0,001)	0,712 (0,465)
D_FaibleImpSup × D_NoLevier × D_FortContCap	-0,0152 (0,861)	-0,0109 (0,916)	0,375 (0,744)	-0,131 (0,221)	0,134 (0,115)	-0,167 (0,771)
Credits_TA	-0,00227 (0,656)	0,00374 (0,291)	-0,0502* (0,065)	-0,00789* (0,061)	0,00395 (0,258)	-0,0583*** (0,001)
FP_TA	0,0524** (0,027)	0,0496*** (0,000)	0,0107 (0,895)	0,0340 (0,122)	0,0713*** (0,000)	-0,0703 (0,457)
LnTA	-0,396*** (0,004)	0,488*** (0,000)	-3,712*** (0,000)	-0,214*** (0,000)	0,155*** (0,000)	-0,784*** (0,000)
$\Delta\log(TA)$	-0,000720 (0,618)	0,00404*** (0,000)	-0,0242*** (0,000)	-0,000828 (0,529)	0,00339*** (0,001)	-0,0289*** (0,000)
Charges_TA	-0,00362 (0,977)	0,0198 (0,738)	-0,834* (0,062)	-0,174 (0,202)	-0,0608 (0,401)	0,0841 (0,822)
$\Delta\log(PIB)$	-0,0570*** (0,000)	0,0515*** (0,000)	-0,244*** (0,000)	-0,0497*** (0,001)	0,0392*** (0,000)	-0,275*** (0,000)
Constante	5,933*** (0,000)	-4,049** (0,021)	59,68*** (0,000)	6,130*** (0,000)	-0,374 (0,599)	15,75*** (0,000)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	13583	4520	4520	4520
No. banques	1515	1515	1515	480	480	480
R <sup>2</sup> du modèle général	0,195	0,297	0,401	0,143	0,204	0,419

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1^*$ ,  $p < 0,05^{**}$ ,  $p < 0,01^{***}$ .

l'appendice montrent que nos résultats restent alors les mêmes. Les banques situées dans les pays ayant récemment mis en place des contraintes sur le levier pour suivre le cadre réglementaire de Bâle III réduisent leurs prêts et présentent un risque de crédit plus important que les banques situées dans des pays où ces contraintes sont absentes, indépendamment du pouvoir du superviseur local.

Comme les banques publient leur situation financière fin décembre, elles peuvent avoir adapté leur comportement durant l'année 2012 pour se conformer aux contraintes sur le levier prenant effet au 1er janvier 2013. Nous reprenons donc, dans un second temps, les équations (1) et (2) en modifiant la variable muette  $D\_Levier_{j,t}$ , qui prend désormais la valeur 1 une année avant la date de mise en place officielle de la contrainte sur le levier, et 0 dans le cas contraire. Comme le montrent les tableaux A7 et A8, nos résultats restent inchangés.

Troisièmement, nous reprenons également les équations (1) et (2) sans pondérer nos observations par pays pour l'échantillon A. Nous gardons, tout d'abord, les banques américaines qui représentent une forte proportion de notre échantillon (705 sur les 1515 de notre échantillon), puis nous les excluons ensuite de notre analyse. Les tableaux A9 et A10 montrent que, dans chaque cas, nos résultats demeurent analogues.

Nous examinons, par la suite, si nos résultats dépendent ou non du seuil pris en compte pour classer les pays en fonction du degré d'implication des superviseurs. Nous utilisons, alternativement, le premier quartile et le troisième quartile de  $ImpSup_{j,t}$  au lieu de sa médiane pour calculer les variables muettes  $D\_FortImpSup_{j,t}$  et  $D\_FaibleImpSup_{j,t}$ . La réduction du crédit et l'augmentation du risque de crédit associées à la présence de ratio de levier réglementaire se retrouvent, quel que soit le pouvoir de supervision (voir les tableaux A11 et A12 de l'appendice). Nos résultats restent aussi inchangés quand nous utilisons le premier quartile et le troisième quartile de l'indice  $ContCap_{j,t}$  pour classer les pays selon le niveau de rigueur de contrôle du capital.

Nous utilisons, ensuite, les erreurs standards regroupées par pays pour estimer l'équation (2), laissant une fois encore nos résultats inchangés (voir le tableau A13).

Un dernier point relatif à la robustesse de nos résultats concerne le comportement en termes de gestion des revenus, qui pourrait impliquer un possible biais dans la mesure du risque pour les banques utilisant les provisions pour les pertes sur crédits pour lisser leurs revenus. Ce biais pourrait être présent quand les mesures standards du ROA s'appuient sur le bénéfice net (i.e. les revenus pris en compte après les taxes et les provisions pour les pertes sur crédits). Nous utilisons des mesures ajustées du risque pour éviter un tel biais potentiel sur la mesure du risque, basées sur un retour sur actifs ajusté  $AjROA_{i,j} = ER_{i,j} / TA_{i,j}$ , où  $ER_{i,j}$  représente les bénéfices avant taxes et provisions pour les pertes sur crédits, et  $TA_{i,j}$  représente le total des actifs. Nous calculons alors une mesure ajustée du risque de l'activité bancaire, utilisant l'écart-type du retour sur actifs ajusté ( $\sigma ROA_{i,j,t}$ ), et une mesure

ajustée du Z-score ( $LnAjZscore_{i,j,t}$ ) définie comme égale à  $(MROA_{i,j,t} + FP\_TA_{i,j,t}) / \sigma AjROA_{i,j,t}$ . Nos résultats restent inchangés, dans la mesure où nous ne trouvons pas de relation significative entre la présence d'un ratio de levier réglementaire et ces mesures du risque d'activité et d'insolvabilité (voir le tableau A13).

## Conclusion

Nous examinons empiriquement si l'instauration d'une contrainte sur le ratio de levier tel que celui suggéré par Bâle III, combiné à un ratio de capital pondéré du risque, impacte l'offre de crédit et la stabilité bancaire, tout en accordant une attention particulière à la capacité des superviseurs bancaires locaux à auditer et sanctionner les établissements de crédit. Utilisant un panel de 1515 banques cotées en bourse dans 66 pays pour la période 2000-2014, nous testons si la présence d'une contrainte sur le ratio de levier des banques conduit à une réduction du crédit bancaire et à une plus forte incitation des banques à financer des projets risqués.

Nos résultats montrent que les banques soumises à une contrainte sur leur ratio de levier, en addition d'un ratio de capital pondéré du risque, octroient moins de prêts et affichent un risque de crédit supérieur, en comparaison des banques n'ayant pas de contrainte sur leur ratio de levier. Ce résultat se retrouve quel que soit le degré d'implication du superviseur, avec toutefois un effet négatif plus important sur le crédit dans les pays où les superviseurs sont plus fortement impliqués. Nos résultats ne mettent pas en évidence, en revanche, que la présence d'une contrainte sur le ratio de levier augmente le risque d'insolvabilité des banques.

Nos résultats montrent également que la mise en place d'une contrainte sur le levier des banques diminue le volume de crédits accordés par les banques et augmente leur ratio de créances douteuses, quelle que soit la rigueur avec laquelle les autorités contrôlent la qualité des fonds propres réglementaires. Les effets négatifs constatés du ratio de levier sur le crédit bancaire ne sont donc pas compensés par les efforts des superviseurs en matière de contrôle du capital bancaire. Nos résultats montrent également que les banques soumises à une forte supervision bancaire mais avec un contrôle important sur la qualité des fonds propres présentent un risque d'insolvabilité plus élevé quand une contrainte est imposée sur leur ratio de levier.

Dans l'ensemble, ces résultats indiquent qu'une régulation du ratio de levier des banques couplée à la présence d'un ratio de capital pondéré du risque peut significativement altérer la stabilité bancaire et diminuer la capacité des banques d'accorder des prêts. L'impact de cette réglementation sur l'octroi de crédits pourrait expliquer le relatif insuccès de la politique monétaire non conventionnelle de la Banque Centrale Européenne, consistant à partir de 2015 à injecter des liquidités sous forme d'achats massifs de titres de dette publique (opération connue sous le

nom de *quantitative easing*) afin de favoriser le financement des entreprises tout en renforçant la croissance des prix. En effet, cette injection considérable de liquidités ne s'est ni traduite par une croissance proportionnelle des crédits bancaires accordés aux sociétés non financières, ni par une hausse significative de l'inflation<sup>15</sup>. La croissance modérée des crédits bancaires qui accompagna cette politique monétaire, d'une ampleur pourtant inédite en zone euro mais appliquée parallèlement à la mise en place des directives de Bâle III, peut en partie se justifier par cette plus faible incitation des banques à soutenir l'offre de crédit.

Plus généralement, cela implique qu'en matière de régulation des fonds propres bancaires, l'impact macroéconomique des nouvelles mesures réglementaires doit être pris en compte au même titre que l'impact microéconomique sur la solidité du système bancaire. Il s'agit clairement d'un aspect important qui doit être considéré par les instances de régulation, nationales et supranationales.

---

<sup>15</sup> Les établissements bancaires privilégièrent paradoxalement d'orienter une part importante des liquidités supplémentaires à leur disposition sur le marché de la dette publique, amenant certains économistes à accuser la Banque Centrale Européenne d'entretenir ainsi une bulle sur ce marché.

## Annexe

Tableau A1. Distribution des banques par pays, date de mise en place d'un ratio de levier réglementaire et représentativité de notre échantillon

Pays	Nombre total de banques cotées	Nombre de banques parmi les 10 plus grandes banques	Date de mise en place d'un ratio de levier réglementaire	Représentativité de l'échantillon sur la taille totale du système bancaire (%)	Représentativité de l'échantillon sur le total de prêts (%)
Afrique du Sud	5	5	2013	80,1	44,3
Allemagne	7	7	2013	80,1	31,7
Argentine	6	6	2013	22,6	35,7
Australie	8	8	2013	100,0	100,0
Autriche	7	7	2013	35,0	78,8
Belgique	4	4	1850	69,3	100,0
Bolivie	2	2	Non	26,2	16,4
Bésil	21	10	2013	53,2	40,5
Bulgarie	5	5	2013	11,5	15,3
Canada	10	10	1980	86,6	67,0
Chili	7	7	1997	70,4	58,0
Chine	21	10	2013	81,7	63,7
Colombie	7	7	Non	100,0	58,4
Corée du Sud	10	10	2013	78,4	49,8
Croatie	11	10	2013	54,2	60,6
Danemark	21	10	2013	83,7	53,3
Equateur	7	7	Non	42,3	33,7
Egypte	12	10	Non	29,6	27,1
Espagne	8	8	2013	53,7	85,9
Etats Unis	705	10	1981	82,5	18,3
Finlande	2	2	2013	1,3	4,1
France	17	10	2013	71,6	84,8
Ghana	6	6	Non	100,0	29,9
Grèce	9	9	2013	76,3	100,0
Hong Kong	6	6	2013	27,0	48,9
Hongrie	1	1	2013	4,7	44,8
Inde	38	10	2013	82,3	85,0
Indonésie	40	10	2013	64,2	59,5
Irlande	2	2	2013	35,5	92,7
Israël	10	10	Non	93,5	100,0
Italie	20	10	2013	65,5	97,1
Jamaïque	4	4	1999	8,5	23,9
Japon	90	10	2013	41,2	46,2
Jordanie	11	10	n.d. (avant 2000)	100,0	100,0
Kazakhstan	15	10	Non	68,9	84,7

Kenya	9	9	Non	24,3	63,0
Lituanie	1	1	2013	3,4	3,6
Luxembourg	1	1	2013	10,0	100,0
Malaisie	10	10	Non	85,7	95,9
Maroc	6	6	Non	100,0	100,0
Mexique	5	5	2013	28,8	21,4
Nigeria	13	10	Non	35,0	43,9
Norvège	22	10	Non	100,0	n.d.
Pakistan	22	10	Non	81,4	94,7
Panama	6	6	Non	21,5	68,5
Pays Bas	1	1	2013	0,6	11,8
Pérou	17	10	Non	100,0	100,0
Philippines	17	10	2007	72,3	75,7
Pologne	14	10	2013	68,2	72,0
Portugal	4	4	2013	35,3	52,3
Roumanie	3	3	2013	21,9	19,9
Royaume Uni	8	8	2013	58,2	100,0
Russie	38	10	2013	49,8	58,9
Singapour	3	3	2013	35,2	100,0
Slovaquie	4	4	2013	35,6	48,2
Sri Lanka	14	10	Non	45,8	61,3
Suède	4	4	2013	93,7	100,0
Suisse	38	10	2009	100,0	98,2
Taiwan	20	10	Non	52,7	n.d.
Tchéquie	1	1	2013	100,0	20,5
Thaïlande	11	10	Non	81,6	51,6
Tunisie	11	10	Non	100,0	42,0
Turquie	14	10	2013	78,2	78,1
Ukraine	32	10	Non	32,1	41,9
Venezuela	8	8	Non	10,9	71,8
Zimbabwe	3	3	n.d. (avant 2000)	32,7	n.d.
Total	1515	480	45 pays avec une contrainte réglementaire sur le levier des banques	(médiane = 61,2%)	(médiane = 59,5%)

La représentativité de la taille du système bancaire est obtenue avec des données relatives à la taille de chaque système bancaire construite par Barth et al. (2013), ainsi qu'avec les données collectées dans Bankscope Fitch IBCA. Nous calculons cette représentativité en rapportant la moyenne du total des actifs bancaires de notre échantillon sur la période 2008-2014 sur la taille du système bancaire donnée par Barth et al. (2013), ou bien sur la moyenne du total des actifs bancaires fournie par les données de Bankscope (incluant les banques non cotées) sur la période 2008-2014.

La représentativité de la taille du total des prêts est établie à partir des données de la Banque Mondiale relatives au crédit domestique accordé au secteur privé. Cette représentativité est calculée en rapportant la moyenne du total des prêts de notre échantillon portant sur la période 2008-2014 sur la moyenne de la taille du crédit domestique accordé au secteur privé portant sur la même période 2008-2014.

**Tableau A2. Statistiques descriptives générales, en moyenne sur la période 2000-2014**

	Credits- TA	Depots- TA	FM_TA	Charges- TA	FP_TA	TCR	Tier1	ROA	CD	TA
<i>Echantillon A, ensemble des banques cotées (1515 banques, 13583 observations)</i>										
Moyenne	63,89	71,62	14,64	1,45	9,57	15,23	12,52	0,69	2,88	51 558,42
Ecart type	14,72	16,38	13,28	0,95	4,93	5,76	5,16	1,72	4,36	231 131,17
Minimum	0,00	0,02	0,00	0,01	0,16	0,05	0,02	-55,63	0,00	0,01
Maximum	99,65	98,26	99,91	21,05	90,56	91,85	99,70	52,12	50,96	3 649 811,84
<i>Echantillon B, 10 plus grandes banques cotées par pays (480 banques, 4520 observations)</i>										
Moyenne	59,26	62,29	20,25	1,28	9,08	14,67	11,62	0,96	4,52	140 187,89
Ecart type	16,18	18,34	15,56	1,01	4,80	4,69	4,61	2,29	5,83	382 049,92
Minimum	0,00	0,47	0,00	0,01	0,16	0,11	0,07	-55,63	0,00	0,05
Maximum	99,65	98,26	89,62	21,05	83,87	83,60	83,40	52,12	48,60	3 649 811,84

Définition des variables (toutes exprimées en pourcentages, sauf TA qui est exprimée en millions de \$US) : Credits\_TA = prêts nets sur le total des actifs ; Depots\_TA = dépôts de la clientèle sur le total de actifs ; FM\_TA = financement de marché sur le total des actifs ; Charges\_TA = dépenses personnelles sur le total des actifs ; FP\_TA = fonds propres sur le total des actifs ; TCR = ratio de capital total ; Tier1 = ratio de fonds propres de première catégorie « Tier 1 » ; ROA = bénéfice net sur le total des actifs ; CD = créances douteuses sur le total des prêts ; TA = total des actifs.

**Tableau A3. Définition des variables et statistiques (Echantillon A, toutes les banques)**

Variables	Définition	Source	Moyenne	Ecart type	Minimum	Maximum
<b>Variables dépendantes</b>						
$\Delta Credits\_TA$	Différence première du ratio de prêts sur le total des actifs	Bloomberg	0,24	5,28	-38,60	37,36
$\Delta \log(Credits)$	Taux de croissance des prêts	Bloomberg	9,85	16,40	-49,77	98,92
$\sigma\_ROA$	Ecart type sur 3 ans glissants du retour sur actifs	Bloomberg	0,50	1,99	0,00	90,16
$\sigma AJROA$	Ecart type sur 3 ans glissants du retour sur actifs ajusté, défini comme ER/TA où ER représente les bénéfices avant taxes et provisions pour les pertes sur crédits	Bloomberg	0,48	1,53	0,00	85,12
$LnZscore$	Logarithme de la mesure du Z-score, définie comme $(MROA + FP\_TA) / \sigma\_ROA$ , où MROA est la moyenne mobile sur 3 ans du retour sur actifs et FP_TA est le ratio de fonds propres sur le total des actifs	Bloomberg	3,87	1,31	-3,92	11,85
$LnAjZscore$	Logarithme de la mesure ajustée du Z-score, définie comme $(MROA + FP\_TA) / \sigma AJROA$	Bloomberg	3,72	1,07	-2,68	8,28
CD	Taux de créances douteuses sur l'encours net des prêts	Bloomberg	2,88	4,36	0,00	50,96
<b>Variables bancaires</b>						
$\Delta \log(Depots)$	Taux de croissance des dépôts	Bloomberg	27,18	1261,27	-92,84	140468,50
$Credits\_TA$	Ratio de prêts sur le total des actifs	Bloomberg	63,88	14,72	0,00	99,65
$FP\_TA$	Ratio de fonds propres sur le total des actifs	Bloomberg	9,57	4,93	0,16	90,59
$LnTA$	Logarithme du total des actifs	Bloomberg	11,15	19,84	-92,08	447,27
$\Delta \log(TA)$	Taux de croissance du total des actifs	Bloomberg	12,90	2,20	6,89	19,72
$Charges\_TA$	Ratio de dépenses personnelles sur le total des actifs	Bloomberg	1,45	0,95	0,00	21,05
<b>Variables macroéconomiques</b>						
$\Delta \log(PIB)$	Taux de croissance du Produit Intérieur Brut (PIB)	Base de données du F.M.I. sur la situation économique mondiale	2,60	2,89	-14,85	18,29

$\Delta R3m$	Taux interbancaire à 3 mois	Principaux indicateurs économiques de l'O.C.D.E., Datastream et sites Internet	-0,37	3,15	-41,00	80,00
$\Delta log(IPC)$	Taux de croissance de l'indice des prix à la consommation	Base de données du F.M.I. sur la situation économique mondiale	3,37	3,91	-3,06	54,25
<b>Indicateurs de régulation et de supervision</b>						
<i>ImpSup</i>	Indice sur le degré d'implication des superviseurs, représenté par les questions suivantes : (1) L'autorité de supervision peut-elle rencontrer les auditeurs externes des banques ? (2) Les auditeurs sont-ils tenus de communiquer directement aux autorités bancaires lorsque des activités illégales, des fraudes ou des délits d'initiés sont détectés ? (3) Les superviseurs peuvent-ils entreprendre des actions juridiques en cas de négligence des auditeurs externes ? (4) L'autorité de supervision peut-elle forcer une banque à modifier sa structure organisationnelle interne ? (5) Les éléments du hors bilan sont-ils dévoilés aux superviseurs ? (6) Les superviseurs peuvent-ils ordonner aux directeurs et gestionnaires d'une banque de constituer des réserves pour des pertes potentielles ? (7) Le superviseur peut-il suspendre une décision de directeurs bancaires de distribuer des dividendes, des bonus et des honoraires de gestion ? (8) L'agence de supervision peut-elle se substituer aux droits des actionnaires de la banque et déclarer l'insolvabilité d'une banque ? (9) Le superviseur peut-il suspendre, totalement ou partiellement, les droits de propriété ? (10) Les superviseurs peuvent-ils se substituer aux droits des actionnaires et licencier et remplacer les gestionnaires et directeurs de la banque ? Nous suivons la méthodologie de Barth et al. (2013) pour harmoniser le calcul de cet indice à travers les quatre enquêtes.	Base de données sur la régulation et supervision bancaires - Banque Mondiale (Enquête 1, Enquête 2, Enquête 3 et Enquête 4)	11,85	2,01	4,00	14,00

<i>ContCap</i>	<p>Indice de contrôle du capital réglementaire, représenté par les questions suivantes : (1) Le ratio de capital pondéré du risque est-il conforme à Bâle 1 ? (2) Le ratio de capital pondéré du risque est-il conforme à Bâle 2 ? (3) Le ratio de capital minimum varie-t-il en fonction du risque de crédit de la banque ? (4) Le ratio de capital minimum varie-t-il en fonction du risque de marché de la banque ? (5) Avant que l'adéquation des fonds propres soit déterminée, lesquels de ces éléments sont déduits des fonds propres comptables : la valeur de marché des pertes sur prêts non réalisés dans les livres comptables ? les pertes non réalisées dans le portefeuille de titres ? les pertes non réalisées sur le marché des changes ? (6) Quelle fraction des gains de réévaluation est admise dans le capital ? (7) Les sources des fonds utilisés pour le capital sont-elles vérifiées par le superviseur ? (8) Le paiement initial ou les injections ultérieures de capital peuvent-ils être faits avec des actifs autres que des titres souverains ou des liquidités ? (9) Le paiement initial de capital peut-il être fait avec des fonds empruntés ? Nous suivons la méthodologie de Barth et al. (2013) pour harmoniser le calcul de cet indice à travers les quatre enquêtes.</p>	<p>Base de données sur la régulation et supervision bancaires - Banque Mondiale (Enquête 1, Enquête 2, Enquête 3 et Enquête 4)</p>	8,22	1,60	0,00	11,00
<i>D_Levier</i>	<p>Variable muette prenant la valeur 1 pour les années où une contrainte sur le ratio de levier est appliquée pour un pays donné, et 0 sinon.</p>	<p>Base de données sur la régulation et supervision bancaires (B. Mondiale)</p>	0,57	0,49	0	1

<i>D_NoLevier</i>	Variable muette prenant la valeur 1 pour les années sans contrainte sur le ratio de levier pour un pays, et 0 sinon.	Base de données sur la régulation et supervision bancaires (B. Mondiale)	0,43	0,49	0	1
<i>D_FortImp-Sup</i>	Variable muette prenant la valeur 1 pour un pays donné si l'indice <i>ImpSup</i> est supérieur ou égal à la médiane obtenue pour l'ensemble des pays étudiés, et 0 sinon.	Base de données sur la régulation et supervision bancaires (B. Mondiale)	0,61	0,49	0	1
<i>D_FaibleImp-Sup</i>	Variable muette prenant la valeur 1 pour un pays donné si l'indice <i>ImpSup</i> est inférieur à la médiane obtenue pour l'ensemble des pays étudiés, et 0 sinon.	Base de données sur la régulation et supervision bancaires (B. Mondiale)	0,39	0,49	0	1
<i>D_FortCont-Cap</i>	Variable muette égale à 1 pour un pays donné, si l'indice <i>ContCap</i> est supérieur ou égal à la médiane des pays étudiés, et 0 sinon.	Base de données sur la régulation et supervision bancaires (B. Mondiale)	0,78	0,41	0	1
<i>D_FaibleCont-Cap</i>	Variable muette égale à 1 pour un pays donné, si l'indice <i>ContCap</i> est inférieur à la médiane des pays étudiés, et 0 sinon.	Base de données sur la régulation et supervision bancaires (B. Mondiale)	0,22	0,41	0	1

**Tableau A4. Matrice de corrélation**

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 $\Delta\log(\text{Depots})$	1									
2 $\Delta\log(\text{PIB})$	0,0454	1								
3 $\Delta R3m$	-0,0025	-0,1032	1							
4 $\Delta\log(\text{IPC})$	0,0243	0,1210	0,2263	1						
5 $FP\_TA$	0,0605	0,0171	0,0005	0,1327	1					
6 $LnTA$	0,1816	0,2293	-0,0021	0,2045	0,0887	1				
7 $\Delta\log(TA)$	-0,0217	0,0426	0,0033	-0,0785	-0,3478	-0,0269	1			
8 $Charges\_TA$	0,0030	0,0436	-0,0064	0,1985	0,3264	0,0396	-0,3444	1		
9 $ImpSup$	-0,0134	-0,0482	-0,0173	-0,0769	0,0670	-0,0321	-0,2749	0,0595	1	
10 $ContCap$	-0,0324	-0,2572	-0,0447	-0,1531	0,0118	-0,0997	-0,2003	-0,0162	0,2880	1

Equation (3).

$$\begin{aligned}
 \text{ChangeCredit}_{i,j,t} &= \alpha_0 + \alpha_1 \text{ChangeCredit}_{i,j,t-1} + \alpha_2 D\_FortImpSup_{j,t} \cdot D\_Levier_{j,t} \\
 &\cdot D\_FaibleContCap_{j,t} + \alpha_3 D\_FortImpSup_{j,t} \cdot D\_Levier_{j,t} \\
 &\cdot D\_FortContCap_{j,t} + \alpha_4 D\_FaibleImpSup_{j,t} \cdot D\_Levier_{j,t} \\
 &\cdot D\_FortContCap_{j,t} + \alpha_5 D\_FaibleImpSup_{j,t} \cdot D\_Levier_{j,t} \\
 &\cdot D\_FaibleContCap_{j,t} + \alpha_6 D\_FortImpSup_{j,t} \cdot D\_NoLevier_{j,t} \\
 &\cdot D\_FaibleContCap_{j,t} + \alpha_7 D\_FortImpSup_{j,t} \cdot D\_NoLevier_{j,t} \\
 &\cdot D\_FortContCap_{j,t} + \alpha_8 D\_FaibleImpSup_{j,t} \cdot D\_NoLevier_{j,t} \\
 &\cdot D\_FortContCap_{j,t} + \gamma X_{i,j,t-1} + \delta_j + \theta_t + \varepsilon_{i,j,t}
 \end{aligned}$$

Equation (4).

$$\begin{aligned}
 \text{Risque}_{i,j,t} &= \beta_0 + \beta_1 D\_FortImpSup_{j,t} \cdot D\_Levier_{j,t} \cdot D\_FaibleContCap_{j,t} \\
 &+ \beta_2 D\_FortImpSup_{j,t} \cdot D\_Levier_{j,t} \cdot D\_FortContCap_{j,t} \\
 &+ \beta_3 D\_FaibleImpSup_{j,t} \cdot D\_Levier_{j,t} \cdot D\_FortContCap_{j,t} \\
 &+ \beta_4 D\_FaibleImpSup_{j,t} \cdot D\_Levier_{j,t} \cdot D\_FaibleContCap_{j,t} \\
 &+ \beta_5 D\_FortImpSup_{j,t} \cdot D\_NoLevier_{j,t} \cdot D\_FaibleContCap_{j,t} \\
 &+ \beta_6 D\_FortImpSup_{j,t} \cdot D\_NoLevier_{j,t} \cdot D\_FortContCap_{j,t} \\
 &+ \beta_7 D\_FaibleImpSup_{j,t} \cdot D\_NoLevier_{j,t} \cdot D\_FortContCap_{j,t} \\
 &+ \gamma X_{i,j,t-1} + \beta_i + \delta_j + \theta_t + \varepsilon_{i,j,t}
 \end{aligned}$$

**Tableau A5. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et offre de crédit ; échantillon sans pays ayant instauré de ratio de levier réglementaire avant 2000 (estimateur en deux temps MMG)**

	Echantillon A Ensemble des banques cotées		Echantillon B 10 plus grandes banques	
	$\Delta$ Credits_TA	$\Delta$ log(Credits)	$\Delta$ Credits_TA	$\Delta$ log(Credits)
Variable dépendante retardée	0,0553** (0,025)	0,311** (0,015)	0,0589*** (0,001)	0,374*** (0,000)
D_FortImpSup $\times$ D_Levier	-5,638** (0,013)	-9,209*** (0,001)	-11,33*** (0,000)	-12,34*** (0,000)
D_FaibleImpSup $\times$ D_Levier	-1,713** (0,045)	-2,751** (0,041)	-2,485** (0,045)	-2,774** (0,030)
D_FortImpSup $\times$ D_NoLevier	1,366 (0,298)	2,468* (0,093)	0,362 (0,742)	0,652 (0,622)
$\Delta$ log(Depots)	0,408*** (0,000)	0,399*** (0,000)	0,129*** (0,009)	0,170** (0,018)
$\Delta$ log(PIB)	1,091*** (0,000)	1,645*** (0,000)	1,509*** (0,000)	1,795*** (0,000)
$\Delta$ R3m	-0,233*** (0,001)	-0,423*** (0,000)	-0,284*** (0,000)	-0,383*** (0,000)
$\Delta$ log(IPC)	0,385*** (0,000)	0,460*** (0,001)	0,332*** (0,003)	0,503*** (0,000)
Constante	-2,787 (0,648)	-12,74** (0,049)	-11,39*** (0,001)	-20,65*** (0,000)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	6666	6666	3628	3628
No. banques	765	765	422	422
Valeur de $p$ du test de Hansen	0,148	0,154	0,127	0,138
Valeur de $p$ du test AR(2)	0,322	0,340	0,318	0,367

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1$  \*,  $p < 0,05$  \*\*,  $p < 0,01$  \*\*\*.

**Tableau A6. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et prise de risque ; échantillon sans pays ayant instauré de ratio de levier réglementaire avant 2000 (estimateur à effets fixes)**

	Echantillon A (Ensemble des banques cotées)			Echantillon B (10 plus grandes banques)		
	$\sigma$ _ROA	LnZscore	CD	$\sigma$ _ROA	LnZscore	CD
D_FortImpSup × D_Levier	-0,308	-0,312	4,579***	0,121	-0,300	5,210***
	(0,271)	(0,244)	(0,000)	(0,394)	(0,237)	(0,000)
D_FaibleImpSup × D_Levier	-0,398	0,108	1,400**	-0,0306	-0,0217	1,653**
	(0,225)	(0,310)	(0,031)	(0,659)	(0,835)	(0,014)
D_FortImpSup × D_NoLevier	-0,150	0,0883	1,913**	-0,0890	0,111	2,014***
	(0,105)	(0,314)	(0,032)	(0,312)	(0,274)	(0,006)
Credits_TA	-0,00128	0,00326	-0,0521*	-0,00854*	0,00455	-0,0623***
	(0,814)	(0,362)	(0,083)	(0,059)	(0,229)	(0,001)
FP_TA	0,0534**	0,0475***	0,00650	0,0337	0,0718***	-0,0950
	(0,029)	(0,000)	(0,942)	(0,150)	(0,000)	(0,356)
LnTA	-0,462***	0,480***	-4,492***	-0,221***	0,149***	-0,726***
	(0,001)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,002)
$\Delta\log(\text{TA})$	-0,000823	0,00413***	-0,0244***	-0,00113	0,00403***	-0,0309***
	(0,616)	(0,000)	(0,001)	(0,452)	(0,000)	(0,000)
Charges_TA	-0,0538	0,0334	-1,088*	-0,192	-0,0522	0,160
	(0,677)	(0,612)	(0,080)	(0,181)	(0,513)	(0,712)
$\Delta\log(\text{PIB})$	-0,0594***	0,0542***	-0,230***	-0,0513***	0,0384***	-0,268***
	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,002)	(0,000)	(0,000)
Constante	6,826***	-4,009**	72,95***	6,298***	-0,340	18,16***
	(0,000)	(0,026)	(0,000)	(0,000)	(0,658)	(0,000)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	6666	6666	6666	3628	3628	3628
No. banques	765	765	765	422	422	422
R <sup>2</sup> du modèle général	0,148	0,210	0,243	0,137	0,189	0,404

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1$  \*,  $p < 0,05$  \*\*,  $p < 0,01$  \*\*\*.

**Tableau A7. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et offre de crédit ; contraintes sur le levier anticipées d'un an (estimateur en deux temps MMG)**

	Echantillon A Ensemble des banques cotées		Echantillon B 10 plus grandes banques	
	$\Delta$ Credits_TA	$\Delta$ log(Credits)	$\Delta$ Credits_TA	$\Delta$ log(Credits)
Variable dépendante retardée	0,107*** (0,000)	0,260*** (0,000)	0,134*** (0,000)	0,373*** (0,000)
D_FortImpSup $\times$ D_Levier	-6,518*** (0,000)	-7,392*** (0,001)	-7,831*** (0,000)	-9,439*** (0,000)
D_FaibleImpSup $\times$ D_Levier	-2,864*** (0,000)	-2,147** (0,031)	-2,762*** (0,003)	-3,685*** (0,000)
D_FortImpSup $\times$ D_NoLevier	0,607 (0,488)	1,656 (0,142)	1,652** (0,040)	2,763** (0,016)
$\Delta$ log(Depots)	0,403*** (0,000)	0,367*** (0,000)	0,145** (0,019)	0,165** (0,046)
$\Delta$ log(PIB)	0,984*** (0,000)	1,730*** (0,000)	1,315*** (0,000)	1,665*** (0,000)
$\Delta$ R3m	-0,219*** (0,001)	-0,423*** (0,000)	-0,244*** (0,000)	-0,373*** (0,000)
$\Delta$ log(IPC)	0,302*** (0,001)	0,441*** (0,001)	0,285*** (0,002)	0,510*** (0,000)
Constante	-5,321 (0,180)	-7,793 (0,116)	-1,088 (0,605)	-5,203 (0,242)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	4520	4520
No. banques	1515	1515	480	480
Valeur de $p$ du test de Hansen	0,236	0,148	0,125	0,258
Valeur de $p$ du test AR(2)	0,308	0,336	0,252	0,358

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1$  \*,  $p < 0,05$  \*\*,  $p < 0,01$  \*\*\*.

**Tableau A8. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et prise de risque ; contraintes sur le levier anticipées d'un an (estimateur à effets fixes)**

	Echantillon A (Ensemble des banques cotées)			Echantillon B (10 plus grandes banques)		
	$\sigma$ _ROA	LnZscore	CD	$\sigma$ _ROA	LnZscore	CD
D_FortImpSup × D_Levier	-0,264*	-0,161	2,975***	-0,0217	-0,221	3,771***
	(0,079)	(0,359)	(0,002)	(0,819)	(0,213)	(0,000)
D_FaibleImpSup × D_Levier	-0,196	-0,0514	1,952***	-0,0349	-0,176*	2,133***
	(0,142)	(0,615)	(0,001)	(0,640)	(0,070)	(0,000)
D_FortImpSup × D_NoLevier	-0,144*	0,125	0,913	-0,111	0,131	1,294
	(0,088)	(0,158)	(0,200)	(0,168)	(0,143)	(0,125)
Credits_TA	-0,00218	0,00366	-0,0484*	-0,00810*	0,00446	-0,0624***
	(0,667)	(0,309)	(0,082)	(0,059)	(0,216)	(0,000)
FP_TA	0,0524**	0,0501***	0,000304	0,0344	0,0703***	-0,0796
	(0,029)	(0,000)	(0,997)	(0,119)	(0,000)	(0,405)
LnTA	-0,386***	0,483***	-3,951***	-0,209***	0,149***	-0,787***
	(0,005)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\Delta\log(TA)$	-0,000781	0,00414***	-0,0248***	-0,000920	0,00356***	-0,0302***
	(0,600)	(0,000)	(0,001)	(0,492)	(0,001)	(0,000)
Charges_TA	-0,00141	0,0175	-0,884*	-0,186	-0,0475	0,0345
	(0,991)	(0,779)	(0,063)	(0,181)	(0,544)	(0,935)
$\Delta\log(PIB)$	-0,0571***	0,0481***	-0,207***	-0,0481***	0,0344***	-0,232***
	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,002)	(0,000)	(0,000)
Constante	5,752***	-3,924**	63,96***	6,075***	-0,194	17,38***
	(0,000)	(0,029)	(0,000)	(0,000)	(0,790)	(0,000)
Effets fixes pays						
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	13583	4520	4520	4520
No. banques	1515	1515	1515	480	480	480
$R^2$ du modèle général	0,183	0,194	0,267	0,138	0,193	0,413

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1$  \*,  $p < 0,05$  \*\*,  $p < 0,01$  \*\*\*.

**Tableau A9. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et offre de crédit ; échantillon A avec tests de robustesse (estimateur en deux temps MMG)**

	Echantillon A Estimations sans pondération des pays		Echantillon A Estimations sans pondération des pays ni banques U.S.	
	$\Delta$ Credits_TA	$\Delta$ log(Credits)	$\Delta$ Credits_TA	$\Delta$ log(Credits)
Variable dépendante retardée	0,0633*** (0,000)	0,274*** (0,000)	0,0533*** (0,003)	0,275*** (0,000)
D_FortImpSup $\times$ D_Levier	-11,72*** (0,000)	-15,48*** (0,000)	-6,838*** (0,001)	-10,09*** (0,000)
D_FaibleImpSup $\times$ D_Levier	-6,358*** (0,000)	-7,390*** (0,000)	-1,649** (0,044)	-1,814** (0,055)
D_FortImpSup $\times$ D_NoLevier	-0,352 (0,761)	0,186 (0,890)	-0,698 (0,606)	-0,111 (0,939)
$\Delta$ log(Depots)	0,302*** (0,001)	0,238** (0,020)	0,207** (0,028)	0,146* (0,067)
$\Delta$ log(PIB)	0,968*** (0,000)	1,556*** (0,000)	1,070*** (0,000)	1,578*** (0,000)
$\Delta$ R3m	-0,110 (0,131)	-0,267*** (0,000)	-0,138 (0,130)	-0,312*** (0,000)
$\Delta$ log(IPC)	0,387*** (0,000)	0,506*** (0,000)	0,384*** (0,000)	0,415*** (0,001)
Constante	-6,974 (0,509)	-7,193 (0,582)	-14,02 (0,129)	-4,500 (0,580)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	6966	6966
No. banques	1515	1515	810	810
Valeur de $p$ du test de Hansen	0,257	0,134	0,221	0256
Valeur de $p$ du test AR(2)	0,352	0,466	0,399	0,663

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1$  \*,  $p < 0,05$  \*\*,  $p < 0,01$  \*\*\*.

**Tableau A10. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et prise de risque ; échantillon A avec tests de robustesse (estimateur à effets fixes)**

	Echantillon A Estimations sans pondération des pays			Echantillon A Estimations sans pondération des pays ni banques U.S.		
	$\sigma$ _ROA	LnZscore	CD	$\sigma$ _ROA	LnZscore	CD
D_FortImpSup × D_Levier	-0,491*	-0,110	3,839***	-0,593	-0,163	3,835***
	(0,058)	(0,465)	(0,000)	(0,161)	(0,303)	(0,000)
D_FaibleImpSup × D_Levier	-0,352	-0,0373	1,298***	-0,491	-0,0757	1,286**
	(0,305)	(0,659)	(0,003)	(0,293)	(0,434)	(0,013)
D_FortImpSup × D_NoLevier	-0,0918	0,0282	1,889	-0,153	0,0688	1,748
	(0,494)	(0,749)	(0,122)	(0,267)	(0,409)	(0,105)
Credits_TA	0,0799	0,010***	-0,034***	0,00679	0,00355	-0,0700***
	(0,992)	(0,000)	(0,001)	(0,532)	(0,227)	(0,001)
FP_TA	0,0508**	0,0578***	-0,0193	0,0587***	0,0427***	-0,0708
	(0,011)	(0,000)	(0,754)	(0,001)	(0,000)	(0,217)
LnTA	-0,0466	0,410***	-1,916***	-0,546**	0,298***	-2,922***
	(0,877)	(0,000)	(0,000)	(0,026)	(0,001)	(0,000)
$\Delta\log(\text{TA})$	0,00850	0,0223***	-0,0158***	0,00118	0,00269***	-0,0203***
	(0,711)	(0,003)	(0,000)	(0,719)	(0,006)	(0,000)
Charges_TA	0,608**	-0,0475	-0,519**	0,0322	0,0103	-0,637*
	(0,016)	(0,240)	(0,048)	(0,799)	(0,841)	(0,066)
$\Delta\log(\text{PIB})$	-0,0579***	0,0376***	-0,239***	-0,0543***	0,0367***	-0,217***
	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)
Constante	0,160	-2,585**	27,79***	7,093***	-1,330	51,05***
	(0,969)	(0,015)	(0,000)	(0,005)	(0,269)	(0,000)
Effets fixes pays						
Effets fixes tem- porels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	13583	6966	6966	6966
No. banques	1515	1515	1515	810	810	810
R <sup>2</sup> du modèle général	0,233	0,161	0,517	0,182	0,239	0,362

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1$  \*,  $p < 0,05$  \*\*,  $p < 0,01$  \*\*\*.

**Tableau A11. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et offre de crédit ; échantillon A avec différents degrés d'implication du superviseur (estimateur en deux temps MMG)**

	Echantillon A ImpSup $\geq$ Quartile 25		Echantillon A ImpSup $\geq$ Quartile 75	
	$\Delta$ Credits_TA	$\Delta$ log(Credits)	$\Delta$ Credits_TA	$\Delta$ log(Credits)
Variable dépendante retardée	0,174*** (0,000)	0,267*** (0,000)	0,174*** (0,000)	0,258*** (0,000)
D_FortImpSup $\times$ D_Levier	-5,590*** (0,000)	-6,089*** (0,002)	-8,062*** (0,000)	-8,656*** (0,000)
D_FaibleImpSup $\times$ D_Levier	-4,524*** (0,000)	-4,002*** (0,004)	-3,663*** (0,000)	-2,487*** (0,007)
D_FortImpSup $\times$ D_NoLevier	-1,800* (0,089)	-2,914* (0,083)	0,245 (0,777)	1,198 (0,327)
$\Delta$ log(Depots)	0,367*** (0,000)	0,390*** (0,000)	0,372*** (0,000)	0,381*** (0,000)
$\Delta$ log(PIB)	0,976*** (0,000)	1,744*** (0,000)	1,000*** (0,000)	1,707*** (0,000)
$\Delta$ R3m	-0,204*** (0,002)	-0,419*** (0,000)	-0,179*** (0,009)	-0,400*** (0,000)
$\Delta$ log(IPC)	0,375*** (0,000)	0,522*** (0,000)	0,337*** (0,000)	0,446*** (0,001)
Constante	-6,749** (0,014)	-11,69 (0,159)	-7,003** (0,019)	-8,404 (0,219)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	13583	13583
No. banques	1515	1515	1515	1515
Valeur de $p$ du test de Hansen	0,251	0,184	0,221	0,125
Valeur de $p$ du test AR(2)	0,309	0,333	0,302	0,333

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. D\_FortImpSup prend la valeur 1 si l'indice ImpSup est supérieur ou égal au premier quartile (Quartile 25) ou troisième quartile (Quartile 75) obtenus avec l'ensemble des pays étudiés. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1^*$ ,  $p < 0,05^{**}$ ,  $p < 0,01^{***}$ .

**Tableau A12. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et prise de risque bancaire ; échantillon A avec différents degrés d'implication du superviseur (estimateur à effets fixes)**

	Echantillon A ImpSup ≥ Quartile 25			Echantillon A ImpSup ≥ Quartile 75		
	$\sigma$ _ROA	LnZscore	CD	$\sigma$ _ROA	LnZscore	CD
D_FortImpSup × D_Levier	-0,459	0,0670	0,241**	-0,315	-0,149	3,818***
	(0,148)	(0,695)	(0,059)	(0,188)	(0,500)	(0,002)
D_FaibleImpSup × D_Levier	-0,215	-0,0193	2,185**	-0,316	0,00474	1,684***
	(0,238)	(0,887)	(0,010)	(0,253)	(0,965)	(0,003)
D_FortImpSup × D_NoLevier	-0,101	0,104	-1,633	-0,154*	0,119	1,495*
	(0,345)	(0,344)	(0,416)	(0,091)	(0,178)	(0,080)
Credits_TA	-0,00226	0,00356	-0,0459	-0,00218	0,00365	-0,0491*
	(0,651)	(0,327)	(0,105)	(0,666)	(0,309)	(0,077)
FP_TA	0,0520**	0,0504***	0,00191	0,0522**	0,0503***	0,00356
	(0,030)	(0,000)	(0,982)	(0,029)	(0,000)	(0,965)
LnTA	-0,378***	0,482***	-3,945***	-0,392***	0,490***	-3,957***
	(0,006)	(0,000)	(0,000)	(0,004)	(0,000)	(0,001)
$\Delta\log(\text{TA})$	-0,000896	0,00423***	-0,0240***	-0,000771	0,00413***	-0,0247***
	(0,548)	(0,000)	(0,001)	(0,603)	(0,000)	(0,000)
Charges_TA	0,00199	0,0147	-0,816*	-0,00228	0,0177	-0,859*
	(0,988)	(0,816)	(0,077)	(0,986)	(0,776)	(0,071)
$\Delta\log(\text{PIB})$	-0,0553***	0,0484***	-0,227***	-0,0557***	0,0485***	-0,231***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Constante	5,679***	-3,994**	65,09***	5,844***	-4,059**	63,95***
	(0,000)	(0,033)	(0,000)	(0,000)	(0,025)	(0,000)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	13583	13583	13583	13583
No. banques	1515	1515	1515	1515	1515	1515
R <sup>2</sup> du modèle général	0,131	0,133	0,503	0,183	0,491	0,336

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1$  \*,  $p < 0,05$  \*\*,  $p < 0,01$  \*\*\*.

**Tableau A13. Ratio de levier réglementaire, implication du superviseur et prise de risque bancaire ; échantillon A avec erreurs standards regroupées par pays et mesures ajustées du risque (estimateur d'effets fixes)**

	Echantillon A Erreurs standards regroupées par pays			Echantillon A Mesures ajustées du risque		
	$\sigma$ _ROA	LnZscore	CD	$\sigma$ _ROA	LnZscore	CD
D_FortImpSup × D_Levier	-0,315	-0,149	3,818**	-0,254	-0,143	3,818***
	(0,204)	(0,616)	(0,035)	(0,313)	(0,426)	(0,002)
D_FaibleImpSup × D_Levier	-0,316	0,00474	1,684*	-0,347	0,0484	1,684***
	(0,198)	(0,975)	(0,090)	(0,222)	(0,593)	(0,003)
D_FortImpSup × D_NoLevier	-0,154	0,119	1,495	-0,141*	0,0477	1,495*
	(0,258)	(0,354)	(0,239)	(0,090)	(0,519)	(0,080)
Credits_TA	-0,00218	0,00365	-0,0491*	-0,00302	0,00695***	-0,0491*
	(0,702)	(0,383)	(0,085)	(0,519)	(0,009)	(0,077)
FP_TA	0,0522**	0,0503***	0,00356	0,0452*	0,0308***	0,00356
	(0,027)	(0,000)	(0,968)	(0,065)	(0,000)	(0,965)
LnTA	-0,392***	0,490***	-3,957***	-0,564***	0,418***	-3,957***
	(0,003)	(0,001)	(0,008)	(0,000)	(0,000)	(0,001)
$\Delta\log(\text{TA})$	-0,000771	0,00413***	-0,0247***	0,00122	0,00259***	-0,0247***
	(0,595)	(0,000)	(0,002)	(0,468)	(0,003)	(0,000)
Charges_TA	-0,00228	0,0177	-0,859*	-0,0219	0,0421	-0,859*
	(0,990)	(0,852)	(0,097)	(0,862)	(0,218)	(0,071)
$\Delta\log(\text{PIB})$	-0,0557**	0,0485***	-0,231***	-0,0334*	0,0149	-0,231***
	(0,020)	(0,000)	(0,002)	(0,074)	(0,114)	(0,000)
Constante	5,844***	-4,059*	63,95***	8,268***	-3,147**	63,95***
	(0,000)	(0,068)	(0,004)	(0,000)	(0,043)	(0,000)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes tem- porels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
No. obs.	13583	13583	13583	13583	13583	13583
No. banques	1515	1515	1515	1515	1515	1515
R <sup>2</sup> du modèle général	0,183	0,291	0,336	0,233	0,179	0,336

Les définitions des variables et leurs sources sont détaillées dans le tableau A3. Nous avons pondéré nos observations pour l'échantillon A, de manière à attribuer un poids identique à chaque pays. Les valeurs de  $p$  sont entre parenthèses, avec  $p < 0,1$  \*,  $p < 0,05$  \*\*,  $p < 0,01$  \*\*\*.

## References

- Aggarwal, R., & Jacques, K. T. (2001). The impact of FDICIA and prompt corrective action on bank capital and risk: Estimates using a simultaneous equations model. *Journal of Banking & Finance*, 25(6), 1139-1160.
- Baltagi, B. (2013). *Econometric analysis of panel data*. Hoboken: Wiley.
- Barry, T. A., Lepetit, L., & Tarazi, A. (2011). Ownership structure & risk in publicly held & privately owned banks. *Journal of Banking & Finance*, 35(5), 1327-1340.
- Barth, J. R., Caprio, G., & Levine, R. (2004). Bank regulation & supervision: What works best? *Journal of Financial Intermediation*, 13(2), 205-248.
- Barth, J. R., Caprio, G., & Levine, R. (2006). *Rethinking bank regulation: Till angels govern*. New York: Cambridge University Press.
- Barth, J. R., Caprio, G., & Levine, R. (2013, May). Bank regulation & supervision in 180 countries from 1999 to 2011. *Journal of Financial Economic Policy*, 5(2), 111-219.
- Barth, A., & Seckinger, C. (2018). Capital regulation with heterogeneous banks—unintended consequences of a too strict leverage ratio. *Journal of Banking & Finance* 88, 455-465.
- Basel Committee on Banking Supervision. (2010, December). *Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks & banking systems*. Basel: Bank for International Settlements.
- Basel Committee on Banking Supervision. (2014, January). *Basel III leverage ratio framework & disclosure requirements*. Basel: Bank for International Settlements.
- Basel Committee on Banking Supervision. (2017, December). *Basel III: Finalising postcrisis reforms*. Basel: Bank for International Settlements.
- Ben Naceur, S., Marton, K., & Roulet, C. (2018). Basel III & bank-lending: Evidence from the United States & Europe. *Journal of Financial Stability*, 39, 1-27.
- Berger, A. N., & Udell, G. F. (1994). Did risk-based capital allocate bank credit & cause a “credit crunch” in the United States?. *Journal of Money, Credit & Banking*, 26(3), 585-628.
- Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1988). Credit, money, & aggregate demand. *The American Economic Review*, 78(2), 435-439.
- Bernanke, B., & Lown, C. S. (1991). The credit crunch. *Brookings Papers on Economic Activity* 22(2), 205-248.
- Blum, J. M. (2008). Why ‘Basel II’ may need a leverage ratio restriction. *Journal of Banking & Finance*, 32(8), 1699-1707.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions & moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Blundell-Wignall, A., Atkinson, P., & Roulet, C. (2018). Assessing the finalised Basel III Banking Regulation Regime. In A. Blundell-Wignall, P. Atkinson, C. Roulet (Eds.), *Globalisation and finance at the Crossroads* (pp. 201-235). Cham: Springer International Publishing.
- Bouvatier, V., & Lepetit, L. (2008). Banks’ procyclical behavior: Does provisioning matter?. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 18(5), 513-526.
- Camara, B., Lepetit, L., & Tarazi, A. (2013). Ex ante capital position, changes in the different components of regulatory capital & bank risk. *Applied Economics*, 45(34), 4831-4856.
- Carlson, M., Shan, H., & Warusawitharana, M. (2013). Capital ratios & bank lending: A matched bank approach. *Journal of Financial Intermediation*, 22(4), 663-687.

- Carretta, A., Farina, V., Fiordelisi, F., Schwizer, P., & Lopes, F. S. S. (2015). Don't stand so close to me: The role of supervisory style in banking stability. *Journal of Banking & Finance*, 52, 180-188.
- Dagher, J., Dell'Ariccia, G., Laeven, L., Ratnovski, L., & Tong, H. (2016). *Benefits & costs of bank capital*. (IMF Staff Discussion Notes 16/04). International Monetary Fund.
- DeJonghe, O. (2010). Back to the basics in banking? A micro-analysis of banking system stability. *Journal of Financial Intermediation*, 19(3), 387-417.
- Deli, Y. D., & Hasan, I. (2017). Real effects of bank capital regulations: Global evidence. *Journal of Banking & Finance*, 82, 217-228.
- Ehrmann, M., Gambacorta, L., Martinez Pages, J., Sevestre, P., & Worms, A. (2001). *Financial systems & the role of banks in monetary policy transmission in the euro area*. (Working Paper Series 105, European Central Bank).
- Hugonnier, J., & Morellec, E. (2017). Bank capital, liquid reserves, & insolvency risk. *Journal of Financial Economics*, 125(2), 266-285.
- Jobert, T., Monahov, A., & Tykhonenko, A. (2018). Le crédit domestique en période de supervision: une étude empirique des économies européennes. *Revue Économique*, 69(4), 575-591.
- Kiema, I., & Jokivuolle, E. (2014). Does a leverage ratio requirement increase bank stability?. *Journal of Banking & Finance*, 39, 240-254.
- Kupiec, P., Lee, Y., & Rosenfeld, C. (2017). Does bank supervision impact bank loan growth?. *Journal of Financial Stability*, 28, 29-48.
- Labonne, C., & Lame, G. (2014). *Credit growth & bank capital requirements: Binding or not?*. (Working papers, Banque de France).
- Laeven, L., & Levine, R. (2009). Bank governance, regulation & risk taking. *Journal of Financial Economics*, 93(2), 259-275.
- Lepetit, L., Nys, E., Rous, P., & Tarazi, A. (2008). Bank income structure & risk: An empirical analysis of European banks. *Journal of Banking & Finance*, 32(8), 1452-1467.
- Lepetit, L., & Strobel, F. (2013). Bank insolvency risk & time-varying Z-score measures. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 25, 73-87.
- Lepetit, L., & Strobel, F. (2015). Bank insolvency risk & Z-score measures: A refinement. *Finance Research Letters*, 13, 214-224.
- Loupias, C., Savignac, F., & Sevestre, P. (2002). *Is there a bank lending channel in France? Evidence from bank panel data*. (Working papers, Banque de France).
- Martynova, N. (2015). *Effect of bank capital requirements on economic growth: A survey*. (Dnb working papers, Netherlands Central Bank, Research Department).
- Noss, J., & Toffano, P. (2016). Estimating the impact of changes in aggregate bank capital requirements on lending & growth during an upswing. *Journal of Banking & Finance*, 62, 15-27.
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference & system GMM in Stata. *Stata Journal*, 9(1), 86-136.
- Roulet, C. (2018). Basel III: Effects of capital & liquidity regulations on European bank lending. *Journal of Economics & Business*, 95, 26-46.
- Shehzad, C. T., de Haan, J., & Scholtens, B. (2010). The impact of bank ownership concentration on impaired loans & capital adequacy. *Journal of Banking & Finance*, 34(2), 399-408.

- Spinassou, K. (2016). Ratio de levier à la Bâle III: quel impact sur l'offre de crédit et la stabilité bancaire?. *Revue Économique*, 67(6), 1153-1177.
- Walther, A. (2016). Jointly optimal regulation of bank capital & liquidity. *Journal of Money, Credit & Banking*, 48(2-3), 415-448.
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25-51.

# L'INVENTION DU *SHADOW BANKING*

## The invention of shadow banking

**PIERRE-NICOLAS REHAULT<sup>1</sup>**

Laboratoire d'Analyse et de Prospective Economiques (LAPE), Université de Limoges, France  
pierre-nicolas.rehault@unilim.fr  
ORCID : 0000-0002-6030-188X

**ALAIN SAUVIAT<sup>1</sup>**

Laboratoire d'Analyse et de Prospective Economiques (LAPE), Université de Limoges, France

**Abstract :** The spectacular rise of non-banking intermediation has led to a vast literature devoted to the analysis of the shadow banking phenomenon, considered to be the main reason for the banking and financial debacle of the great crisis of 2007-2008. The aim of this article is to present the roots of this phenomenon, as an essential prerequisite in order to establish its role in credit funding. In the light of an analysis of the tools of modern finance, this article offers a thought that gradually raises questions about the tilting of the financial system towards an intensive collateralization process.

**Keywords :** shadow banking, financial intermediation, securitization, collateral.

**Résumé :** L'essor spectaculaire de l'intermédiation non-bancaire a donné naissance à une vaste littérature dévolue à l'analyse du phénomène du *shadow banking*, considéré comme le principal responsable de la débâcle bancaire et financière de la crise financière de 2007-2008. L'objectif de cet article est de présenter les racines du phénomène, préalable indispensable afin d'en établir le rôle dans le financement du crédit. A la lumière de ces éclairages sur les outils de la finance moderne, cet article offre une lecture du phénomène qui mène progressivement à s'interroger sur le basculement du système financier vers une dynamique de collatéralisation intensive.

**Mots-clés :** *shadow banking*, intermédiation financière, titrisation, collatéral.

**JEL Classification :** G21, G23.

---

<sup>1</sup> Faculté de Droit et des Sciences Économiques, 5 rue Félix Eboué, 87031 Limoges.

## Introduction

La dénomination *shadow banking* est polémique et réductrice. Pour en attester, il suffit de confronter la symbolique contenue dans la référence au système bancaire à celle contenue dans le renvoi au domaine de l'ombre. Le système bancaire est communément établi comme reposant à la fois sur une exigence de stabilité, de transparence, de surveillance et bien sûr de légalité. Cette perception favorable s'oppose à la symbolique découlant des caractéristiques d'instabilité, d'opacité et même d'illégalité contenues dans la référence à l'ombre. Ainsi, l'appellation est regrettable, puisqu'elle invite inévitablement à construire une définition par analogie revenant à identifier une évolution majeure du système financier à partir de différences péjoratives avec la banque traditionnelle. Or, cette approche se fait au mépris d'une compréhension globale de l'évolution de l'intermédiation et de la place de la banque dans le système financier. La récente décision du conseil de stabilité financière (Financial Stability Board, 2019) d'abandonner<sup>2</sup> l'appellation de *shadow banking* pour retenir celle d'intermédiation financière non-bancaire, conforte une perspective désormais plus analytique.

Ces considérations terminologiques s'appuient sur la diversité des approches lorsqu'il s'agit de conceptualiser le *shadow banking* et de définir son rôle. La première approche, la plus courante, retient une identification par l'entité et conduit à l'identification d'une nouvelle classe d'intermédiaires financiers hétérogènes, et à la spécification du périmètre d'un système d'intermédiation de l'ombre, parallèle au système bancaire traditionnel, menant une réplique de son activité de crédit. Cette vision du *shadow banking* présente un système peu ou pas réglementé, dans le sens où il est exempt des contraintes réglementaires bancaires, mais aussi un système non assuré (Claessens & Ratnovski, 2014). L'identification du système parallèle est alors fondée sur la recherche prioritaire de ses acteurs et surtout de ses frontières avec son présumé modèle, le système bancaire traditionnel. Toutefois, si cette approche autorise une cartographie du phénomène, elle lui donne une illusion d'insularité. La réalité est cependant beaucoup plus imbriquée, car il est malaisé de discerner la limite entre la fin du système bancaire et le début du système de l'ombre, en particulier en raison de leurs nombreuses interconnexions contractuelles et bilanciels (Adrian & Ashcraft, 2012). Il convient, également, de relativiser la signification d'une mesure de la taille du *shadow banking* basée sur la somme de bilans présumés y appartenir compte tenu d'un risque important de sur ou de sous-évaluation de l'ampleur du phénomène au regard des données

---

<sup>2</sup> Le conseil de stabilité financière a en effet changé le titre de sa série de rapports annuels intitulés *Global shadow banking Monitoring Report* en *Global Monitoring Report on Non-Bank Financial Intermediation* depuis 2019, et fait désormais référence aux activités d'intermédiation non-financière plutôt qu'aux activités d'intermédiation parallèle ou de l'ombre.

disponibles<sup>3</sup>. La seconde approche privilégie le prisme de l'activité, au travers de l'intermédiation du crédit conduite et financée dans et en dehors des bilans des banques (Mehrling, Pozsar, Sweeney, & Neilson 2013). L'intermédiation considérée est celle menée aux moyens de méthodes de financement innovantes utilisées en parallèle des techniques bancaires classiques, via des combinaisons de titrisations et d'emprunts ou mises en pensions de titres (Gorton & Metrick, 2012a). Elle apparaît à la fois substituable et complémentaire à l'activité bancaire traditionnelle pour le financement du crédit à l'économie. Ainsi, la triple transformation de liquidité, de maturité et de qualité assurée par l'intermédiation bancaire (Freixas & Rochet, 1997) trouve sa résonance dans l'intermédiation parallèle ou non-bancaire (Pozsar, Adrian, Ashcraft, & Boesky, 2013), au prix cependant d'une complexification de l'activité de financement. Cette approche doit en revanche composer avec une identification pour le moins nébuleuse des acteurs et frontières du *shadow banking*, à l'image de la description de l'étourdissante cohue des conduits, véhicules et structures bancaires et non-bancaires à fort effet de levier initialement décrite par Paul McCulley (en 2007, lors de son discours à Jackson Hole) ou de la cartographie du système élaborée par Pozsar et alii depuis 2010<sup>4</sup>.

Dans ce contexte, l'objectif est ici de déterminer les conditions qui ont favorisé l'émergence et le développement de l'intermédiation non-bancaire, de comprendre son implication dans l'amélioration globale de la liquidité et du partage des risques au sein du système financier et de mettre l'accent sur le rôle central des pratiques de collatéralisation.

## 1. Les conditions de l'émergence du *shadow banking*

C'est une histoire aux forts accents américains qui permet d'interpréter les mutations de l'intermédiation financière, au rythme des évolutions structurelles et conjoncturelles des différentes composantes du système financier. Si l'expansion du phénomène a été mondiale, avec une implication notable des banques d'affaires européennes dans les circuits financiers internationaux, les racines, elles, sont ancrées profondément aux Etats Unis. L'évolution du système et de l'activité bancaire est le point central de la succession d'événements qui mènent au *shadow banking*. L'avantage comparatif dont les banques ont pu bénéficier grâce aux dépôts à vue,

---

<sup>3</sup> Dans son dernier rapport de surveillance, le conseil de la stabilité financière (2019) présente trois mesures de la taille estimée de l'intermédiation financière non-bancaire dans un intervalle du simple au triple. Le manque de granularité des données disponible explique en partie cela.

<sup>4</sup> La cartographie proposée par Pozsar et alii (2013) est si détaillée qu'elle nécessite une impression sur un format minimum de A0 (1 m<sup>2</sup>) pour être lisible, ce qui illustre parfaitement la complexité de l'étude du *shadow banking*.

les risques associés, les choix réglementaires et les biais d'arbitrage qui en découlent ont joué un rôle déterminant dans cette évolution.

### 1.1. De l'avantage au désavantage comparatif bancaire

Depuis la crise de 1929, les chroniques du système bancaire attestent d'une modification en profondeur du rôle et de la place de la banque dans le système financier, dès lors qu'elle eut la capacité de créer ou de proposer de la dette absolument insensible à l'information (*information insensitive debt*), sous la forme des dépôts à vue assurés (Gorton et Pennacchi, 1990). Cette insensibilité se traduit par une stabilité inégalable de la valeur des dépôts à vue qui forment une dette à la fois sûre, liquide et instantanément convertible à parité en monnaie. Cette offre de qualité des banques a été rendue possible par la mise en œuvre conjointe des mécanismes d'assurance des dépôts et de prêteur en dernier ressort<sup>5</sup>, estimés indispensables pour stabiliser une activité bancaire considérée comme excessivement fragile<sup>6</sup>. En effet, les frictions informationnelles auxquelles sont soumises les banques peuvent être responsables de ruées sur leur passif en cas de doutes (fondés ou non) sur leur solvabilité<sup>7</sup>, entraînant la réalisation d'un risque d'illiquidité ou même d'insolvabilité. L'adoption de la double assurance de la banque contre le risque de liquidité (via le prêteur en dernier ressort) et du déposant contre le risque d'insolvabilité de la banque (via l'assurance-dépôt) implique alors que la collecte d'informations privées sur les dépôts à vue a un rendement fondamentalement nul (ou quasi nul), obérant toute possibilité d'arbitrage. Ces assurances établissent dès lors la banque comme la forme organisationnelle la plus adaptée pour mener la triple transformation de liquidité, de maturité et de qualité impliquée par l'intermédiation du crédit. Ainsi, la banque dispose d'un avantage comparatif pour la collecte de l'épargne de court terme sous la forme d'une dette absolument (ou quasiment<sup>8</sup>) insensible à l'information, une situation tout à fait spécifique en comparaison des

---

<sup>5</sup> La combinaison du prêteur en dernier ressort et de l'assurance dépôt est appréciée comme une innovation. Le prêteur en dernier ressort est un mécanisme nettement plus ancien que l'assurance-dépôt (Baring, 1797 ; Thornton, 1802), avec une réduction significative constatée *a posteriori* de l'instabilité du système bancaire (Freixas, 2000).

<sup>6</sup> Le débat sur la question de la fragilité du système bancaire oppose deux visions : celle de la période antérieure à la fondation de la Fed marquée par une forte instabilité et des ruées socialement coûteuses (Gorton, 1988 ; Gorton & Huang, 2002), et celle beaucoup plus tempérée d'un système relativement stable dans son ensemble, (Alan Greenspan, discours dédié à l'histoire de la banque américaine en 1998).

<sup>7</sup> Si le passif bancaire est hiérarchisé, il n'en reste pas moins soumis à une règle de «premier arrivé, premier servi» qui incite aux ruées bancaires. L'assurance externalisée des dépôts à vue conjuguée au prêteur en dernier ressort inhibe ces mécanismes.

<sup>8</sup> L'absolue insensibilité à l'information des dépôts à vue assurés est mis en exergue par les travaux fondateurs de Gorton et Pennacchi (Gorton & Pennacchi, 1990 ; Gorton & Winton, 2003) mais c'est

autres intermédiaires financiers. L'assurance a fait des dépôts des dettes si sûres qu'ils sont devenus des moyens de paiement.

Cependant, l'avantage comparatif offert par cette double assurance est porteur de comportements opportunistes, générant un désavantage comparatif des banques dans la collecte du reste de l'épargne disponible en vue du financement du crédit. D'une part, l'insensibilité à l'information des dépôts à vue leur confère une attractivité très importante, ce qui peut entraîner une concurrence excessive entre les banques pour les attirer. Le risque lié à cette course aux dépôts s'apprécie sous la forme d'une potentielle escalade de la rémunération des dépôts à vue par les banques conduisant à une multiplication d'investissements à la fois inefficients et de plus en plus risqués pour la financer (Hellmann, Murdock, & Stiglitz, 2000). L'engouement des banques pour les dépôts à vue peut ainsi paradoxalement rendre le système bancaire doté d'une assurance-dépôt plus risqué que sa version initiale non assurée. L'accès conjugué au prêteur en dernier ressort et à l'assurance-dépôt peut conduire les banques à exploiter l'option de vente qu'elles détiennent sur leurs différents organismes d'assurances (Merton, 1977). Cette situation peut amener le système bancaire dans son ensemble à prendre plus de risque au détriment de ses assureurs, ce qui illustre parfaitement l'aléa de moralité créé par l'assurance<sup>9</sup>. La faillite de l'assurance dépôt américaine en 1989 à la suite de la crise des *savings and loan* illustre parfaitement ce phénomène (Kormendi, Bernand, Pirrong, & Snyder, 1989).

Les effets potentiellement pervers des assurances bancaires ont donc été contrebalancés par une limitation de la rémunération des dépôts à vue<sup>10</sup>, voire même le plus souvent par une interdiction pure et simple de rémunération, ainsi que par une limite des montants éligibles à l'assurance-dépôt. A partir de la fin des années quatre-vingt, le système bancaire est soumis à une réglementation prudentielle spécifique, le plus souvent pour encadrer le capital et la liquidité, guidée par les accords successifs de Bâle. Cependant, l'application de ratios de capitaux pondérés du risque a donné lieu à l'identification d'effets contradictoires sur le comportement de prise de risque bancaire. L'analyse du comportement des banques sous la contrainte du capital réglementaire (VanHoose, 2007) montre ainsi que l'imposition et le durcissement de contraintes en capital peuvent pousser les banques à s'engager dans des activités aussi bien moins risquées que plus risquées. En revanche, le consensus est quasiment général sur la différence de coût pour la banque entre ses dépôts à vue

---

une propriété qui doit être relativisée en cas d'évènement systémique. Il est alors possible que les dépôts perdent, transitoirement, leur insensibilité à l'information.

<sup>9</sup> L'assurance-dépôt à taux fixe est responsable du biais de l'augmentation de la prise de risque par les banques. Ce biais peut-être, en théorie, résolu par l'adoption d'une prime d'assurance parfaitement ajustée du risque effectif ou par l'adoption d'une prime variable comme cela a été le cas aux Etats-Unis à partir de 1994 (Rochet, 1992 ; Cornett, Mehran, & Tehranian, 1998).

<sup>10</sup> À l'image de la *Regulation Q* de 1930, renforcée par le *Banking Act* de 1933.

assurés, pas ou très peu rémunérés, et ses fonds propres rémunérés à hauteur des exigences des actionnaires (Admati, DeMarzo, Hellwig, & Pfleiderer, 2010). Ainsi, la prévention *a priori* par les contraintes prudentielles des biais concomitants de l'avantage comparatif offert aux banques pour la collecte de l'épargne de court terme devient responsable *a posteriori* d'un désavantage comparatif pour la collecte du reste de l'épargne disponible, notamment l'épargne de long terme, compte tenu des coûts induits par les exigences réglementaires.

C'est ce désavantage comparatif qui a favorisé l'émergence d'intermédiaires financiers autres que les banques, qui se sont spécialisés dans la collecte d'une épargne de plus long terme, non assurée, destinée au financement d'investissements généralement de long terme. L'absence d'assurances de ces nouveaux intermédiaires gestionnaires d'actifs se traduit par un moindre fardeau réglementaire, leur permettant de proposer des placements plus rémunérateurs<sup>11</sup>. La croissance de la part de ces intermédiaires dans la collecte de l'épargne (et dans l'octroi de crédits) résulte ainsi en grande partie des renforcements successifs des contraintes réglementaires imposées au secteur bancaire au cours du temps, comme le montre bien la simultanéité du virage prudentiel bancaire de la fin des années quatre-vingt et la prépondérance quantitative des actifs non-bancaires dans le financement de l'économie américaine (graphique 1).

Ainsi, les banques ne sont pas incapables d'attirer l'épargne sous d'autres formes que les dépôts à vue, mais elles ne peuvent le faire que dans des conditions défavorables vis-à-vis de ces intermédiaires moins contraints. Tout montant d'épargne dépassant la limite de l'assurance-dépôt serait inefficacement alloué en dépôts à vue au regard de leur rémunération faible ou nulle. L'attractivité des créances alternatives à celles du système bancaire provient donc à la fois de la faible attractivité intrinsèque des dépôts à vue, mais également des stratégies des intermédiaires visant à garantir la stabilité de leurs propres engagements<sup>12</sup> pour en faire des substituts crédibles aux dépôts à vue (Gorton & Metrick, 2012a). Ainsi, le renforcement régulier des contraintes réglementaires imposées aux banques stimule cette intermédiation non-bancaire autant qu'il limite le recours à l'intermédiation bancaire<sup>13</sup> (Bernanke & Lown, 1991). En conséquence, l'excès d'épargne migre du

---

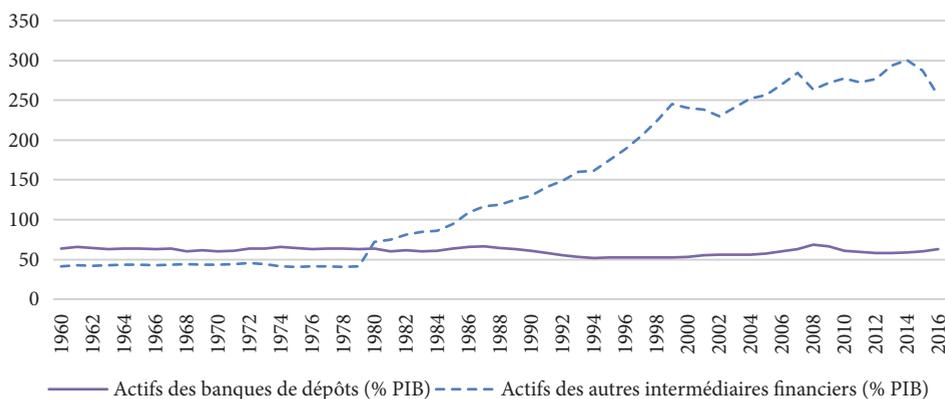
<sup>11</sup> A prise de risque identique, le rendement brut est le même, mais les conséquences du surcoût lié aux contraintes réglementaires diminuent l'attractivité des banques qui le répercutent en diminuant le rendement net pour l'investisseur.

<sup>12</sup> La plupart des gestionnaires d'actifs émettent des actions maintenant une Net Asset Value donnée par action, les CNAV (*constant net asset value*) ou SNAV (*stable net asset value*).

<sup>13</sup> Le niveau de l'activité d'intermédiation bancaire est dépendant du respect des contraintes prudentielles de capital réglementaire. Or, cette relation peut contraindre à la stagnation ou à la baisse de la participation de l'intermédiation bancaire dans la fourniture de crédit pour au moins deux raisons. D'une part, le coût du capital génère un désavantage comparatif pour les banques comme on vient de le voir. D'autre part, un cas de *capital crunch*, comme celui qui s'est produit au début des années quatre-vingt-dix, est un frein spécifique à la croissance des bilans bancaires.

financement de l'intermédiation du crédit bancaire vers le financement d'autres produits de dette sur les marchés monétaires et obligataires.

Ce recours croissant à l'intermédiation non-bancaire est particulièrement illustré par l'évolution des actifs du secteur financier aux Etats-Unis. A partir des années quatre-vingt, au commencement de la mise en place des contraintes réglementaires en capital, la croissance des actifs financiers repose en fait de moins en moins sur le capital et de plus en plus sur la dette. L'augmentation du levier dans le financement des actifs du secteur financier traduit bien la croissance du poids de l'intermédiation financière non-bancaire, peu ou pas contrainte en capital, alors que le système bancaire affronte dans le même temps une transition marquée par un fort mouvement de consolidation et de baisse de la rentabilité de ses activités traditionnelles (Berger, Kashyap, Scalise, Gertler, & Friedman, 1995 ; Gorton & Metrick, 2012b). Cependant, la croissance du levier est également due à l'exploitation croissante par le système bancaire des opportunités d'arbitrages réglementaires. Il en résulte notamment, dès le milieu des années quatre-vingt, un fort développement des activités de hors-bilan des banques (Giddy, 1986) et les premiers mouvements de cessions d'actifs bancaires (Carlstrom & Samolyk, 1995 ; Lepetit, Rehaul, & Sauviat, 2015).



**Graphique 1. Evolution des actifs bancaires et non-bancaires aux Etats-Unis 1960-2017**

Source: World Bank, Global Financial Development database.

Le relais entre l'intermédiation bancaire et non-bancaire est ainsi un des fondements de l'intermédiation parallèle du crédit au sein du *shadow banking*. Les gestionnaires d'actifs sont plus attractifs pour la partie de l'épargne sur laquelle les banques sont pénalisées par leurs contraintes prudentielles, contrepartie de leur capacité de création spécifique de qualité sur les dépôts à vue. Cette dichotomie de l'épargne est cependant une condition nécessaire mais pas suffisante pour expliquer l'attrait de l'intermédiation parallèle. Au-delà des modifications structurelles, il

faut également prendre en compte un ensemble d'éléments conjoncturels pour comprendre l'émergence du *shadow banking*.

## **1.2. Le *global saving glut* et l'appauvrissement généralisé des rendements**

Si la fin des années quatre-vingt marque le début des effets de la réglementation prudentielle bancaire sur la séparation des flux de l'épargne entre les différentes formes d'intermédiation, les années quatre-vingt-dix témoignent d'une inversion des flux de capitaux et d'épargne au niveau mondial sur fond d'une profonde dépression des niveaux de rentabilité des marchés actions et obligataires.

### **L'excès d'épargne et la recherche d'investissements sûrs dans un contexte d'instabilité**

A partir du milieu des années quatre-vingt-dix, la circulation mondiale de l'épargne, préalablement exportée des pays les plus développés vers les nouvelles zones de développement à fort potentiel de croissance, s'inverse. On identifie sous l'appellation de *global saving glut* (Bernanke, 2005) un phénomène de déplacement massif de l'épargne du reste du monde vers les Etats-Unis. Ce phénomène est le résultat de la combinaison d'une apparition de niveaux d'épargne excédentaires dans les pays en développement désormais émergents, de la continuité des surplus des pays pétroliers mais aussi d'un regain d'épargne dans les économies vieillissantes (essentiellement l'Europe et le Japon) qui cherchent toutes des investissements sûrs.

Cet accroissement de l'épargne disponible et l'attrait du marché américain pour les investisseurs étrangers font écho aux nombreuses turbulences observées dans les pays en développement à partir de la seconde moitié des années quatre-vingt-dix. La dégradation successive des situations au Mexique (1994), en Asie (1996–1998), en Russie (1998), au Brésil (1999), un peu plus tard en Argentine (2002), génère une période de défiance et de recul de l'investissement dans les zones en développement et favorise en retour le flux de l'épargne vers des opportunités d'investissements de nature souveraine et/ou américaine. Les pays qui ont été touchés par l'instabilité et les retraits massifs de capitaux étrangers cherchent désormais à accroître leurs réserves de change, particulièrement en dollars, pour pouvoir faire face aux besoins anticipés de stabilisation de leurs monnaies en cas de crise de change. Cette accumulation de réserves de change s'effectue notamment par des émissions de dettes souveraines souscrites localement dans le but de pouvoir financer l'acquisition de créances libellées en dollars. Ces achats permettent non seulement de renforcer les réserves de change mais contribuent aussi dans beaucoup de pays exportateurs à éviter l'appréciation de leur monnaie en adoptant des mécanismes de changes fixes plus ou moins explicites vis-à-vis du dollar (*currency-pegs*). Tout ceci augmente mécaniquement l'apport d'épargne à l'économie américaine, dont le système

financier apparaît le plus à même d'offrir des opportunités de placement diversifiées, attractives et sécurisées. Dans le même temps, les marchés d'actions profitent depuis 1995 d'une nouvelle vigueur portée par l'essor des nouvelles technologies de l'information et de la communication. On observe ainsi deux mouvements d'épargne de nature différente vers les Etats-Unis<sup>14</sup>: d'une part, la migration de l'épargne privée vers la qualité dictée par la crainte de l'instabilité des pays moins avancés et/ou émergents et l'attractivité du système financier américain et, d'autre part, le déplacement d'une épargne publique liée aux objectifs de stabilisation des changes ou du maintien de conditions de change favorables.

Pourtant, l'embellie des marchés d'actions et obligataires va être de courte durée. Les marchés actions sont durement frappés en 2000 par l'éclatement de la bulle des *Dotcom*. D'abord limitée aux valeurs technologiques, la crise va se généraliser et déclencher une défiance globale pour les investissements en capital et un bouleversement de la politique monétaire américaine. Alors qu'il était relativement stable depuis 1995, la Fed décide en 2001 d'un abaissement spectaculaire de son taux directeur en réponse aux inquiétudes créées par l'éventualité d'une spirale déflationniste aux Etats-Unis, à l'image de celle connue par le Japon lors de la décennie précédente. Cette baisse de taux va s'avérer plus longue que prévue, une situation largement justifiée par Alan Greenspan dans sa posture du « *this time, it's different* », défendant l'idée d'un système financier suffisamment mature pour absorber une liquidité à la fois abondante et à faible coût. La combinaison du *saving glut*<sup>15</sup> et d'une politique monétaire américaine très (ou trop) accommodante va alors entraîner une contraction mécanique des rendements obligataires et une baisse générale des coûts des dettes souveraines des pays les plus avancés.

### **De la quête de rendement au financement de la titrisation**

Quand les taux obligataires, et plus particulièrement les taux souverains, sont bas, les investisseurs recherchent des opportunités d'investissement plus rémunératrices pour faire face à leurs engagements. Ce processus de quête de rendement (*Search for yield effect*) a trouvé une réponse via le *shadow banking* (Balling & Gnan, 2013) et dans l'exploitation renforcée des innovations financières apparues à la fin des années soixante-dix, tout particulièrement de la titrisation moderne et de la nou-

---

<sup>14</sup> L'ensemble des marchés obligataires des pays les plus développés profite d'une attractivité motivée par la recherche d'investissements sûrs (notamment dans le cas Européen avec l'adoption de l'euro à partir de 1999) et de réserves de change.

<sup>15</sup> L'effet des déplacements de l'épargne vers les Etats-Unis est aussi traité et reformulé comme un *global banking glut* (Shin, 2012), illustrant le rôle des investissements bancaires étrangers aux USA et tout particulièrement le rôle des banques européennes dans le financement des actifs du *shadow banking*. Shin souligne l'augmentation importante du levier des banques européennes grâce à l'optimisation de leurs actifs pondérés des risques (*risk weighted assets*), rendue possible par les accords de Bâle II, ce qui n'était pas le cas pour les banques américaines restées sous le régime du dispositif de Bâle I.

velle notation financière. La combinaison des contraintes du système bancaire liées à ses exigences réglementaires, des taux d'intérêt réels faibles ou même négatifs et d'une épargne disponible abondante va soutenir la croissance des bilans des gestionnaires d'actifs à fort effet de levier. Les gestionnaires d'actifs ont alors activement recherché des alternatives mieux rémunérées que les dépôts à vue assurés, mais dont l'insensibilité à l'information puisse être la plus proche possible de ces derniers. C'est finalement l'activité de crédit qui a été élue comme sous-jacent de ces nouveaux produits dérivés plus rémunérateurs.

## 2. L'intermédiation parallèle du crédit

Les innovations financières (titrisation, notation) et techniques qui se sont succédées depuis les années soixante-dix, conjuguées à la baisse tendancielle des taux directeurs de la Fed, ont débouché à la fois sur un surcroît de liquidité grâce à l'utilisation croissante des outils collatéralisés du marché monétaire mais aussi sur une extension de la base de l'épargne disponible pour le financement de l'économie via l'intermédiation parallèle (ou non-bancaire) du crédit.

### 2.1. Le financement de la titrisation en dehors des bilans bancaires

Profitant de la combinaison des incitations à l'arbitrage réglementaire et de l'engouement pour les rendements des produits adossés aux crédits, les autres intermédiaires financiers sont devenus des investisseurs privilégiés d'une intermédiation du crédit progressivement évacuée des bilans bancaires vers des véhicules de titrisation hors-bilan, spécifiquement dédiés au refinancement des produits de la titrisation (Pozsar, 2013 ; Pozsar et al., 2013).

Par ses différents procédés<sup>16</sup>, la titrisation a permis non pas une création mais une redistribution des niveaux de risques et de rendements initiaux des crédits. Cette redistribution a permis l'élaboration de sous-jacents proposant des rendements attractifs, mais concentrant en contrepartie une part de plus en plus importante du risque de crédit. Elle a également permis l'élaboration de sous-jacents moins rémunérés mais qui bénéficient, en contrepartie, d'un niveau de risque très bas. Ainsi, le recours à la titrisation répond à la fois à la quête de rendement et à la quête de qualité en proposant via des opportunités de court terme sur le marché monétaire ou des obligations de plus long terme, des produits adossés aux actifs titrisés. Mais les gestionnaires d'actifs, soumis non seulement à une exigence de

---

<sup>16</sup> Référence aux différentes méthodes de hiérarchisation du passif des véhicules chargés du financement des produits titrisés, et aux possibilités de création de qualité via des mécanismes d'assurances.

rendement mais aussi de liquidité de leurs parts ou actions, doivent également privilégier des produits de terme de plus en plus court, comme le permettent les mises en pension livrées et les programmes d'émission de papier commercial adossés aux actifs de la titrisation.

L'investissement sur le marché monétaire offre ainsi des alternatives idéales aux dépôts à vue assurés, c'est-à-dire des produits de dette de court terme, mieux rémunérés et couverts par la valeur d'un collatéral dédié. La titrisation de crédits, bénéficiant d'un historique de qualité<sup>17</sup>, est devenue source d'un rendement et d'une liquidité indispensable à l'ensemble du système financier. Dans le même temps, l'assouplissement de l'accès au crédit pour les emprunteurs<sup>18</sup> depuis le milieu des années quatre-vingt-dix est responsable d'une croissance globale de ses volumes. Toutes les conditions sont ainsi réunies pour favoriser le financement de la titrisation via les produits du marché monétaire, institutionnalisant un modèle d'émission de crédits pour objectif de revente, déjà identifié depuis la fin des années quatre-vingt (Gorton & Pennacchi, 1988). En somme, l'augmentation de l'épargne disponible en dehors des bilans bancaires et les innovations techniques et financières ont permis d'amener vers le crédit, et particulièrement sa composante bancaire, une épargne qui ne lui était plus destinée depuis la fin des années quatre-vingt.

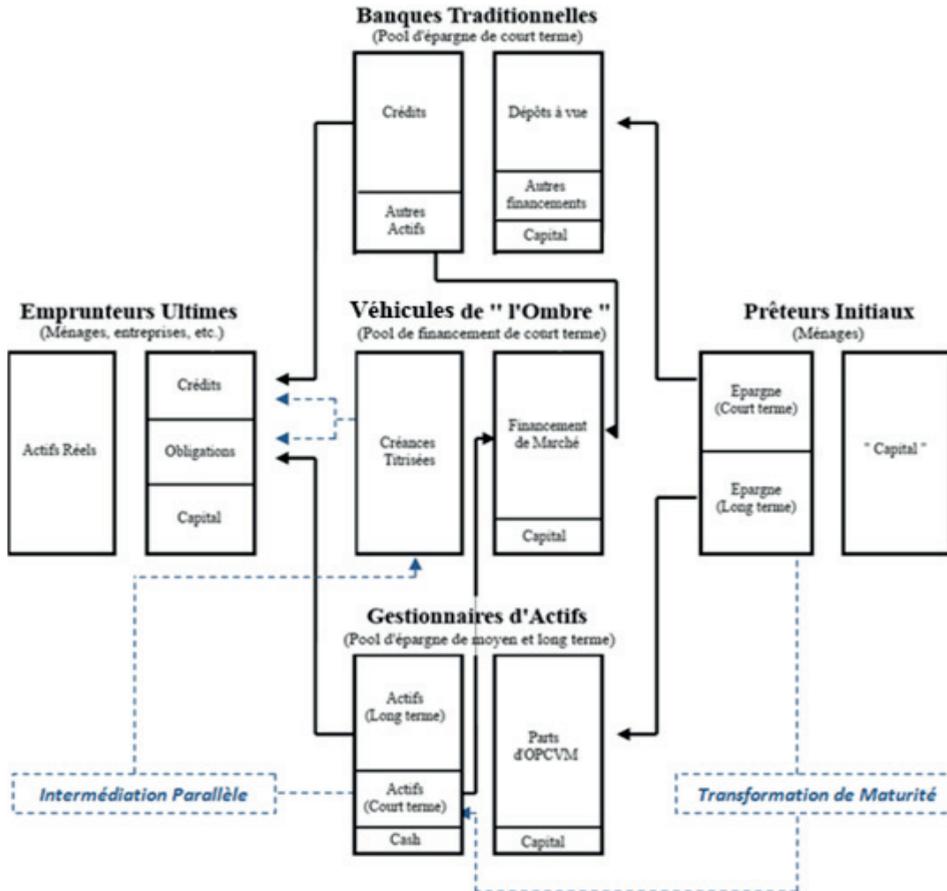
## 2.2. Le retour au crédit par la transformation inverse de maturité

Ainsi, on peut identifier une transformation inversée de la maturité par rapport à la logique habituelle. En réponse à leurs nouvelles contraintes de liquidité et de rendement dans une exigence concurrentielle, les gestionnaires d'actifs doivent investir une part de l'épargne qui leur est confiée sur des produits de court terme, ce qui permet le refinancement des véhicules hébergeant les produits de la titrisation. Dès lors, une partie de l'épargne de long terme est à l'origine d'une transformation inversée de maturité et se place dans une détention de dettes de plus court terme, elles-mêmes génératrices du financement d'un second niveau d'intermédiation classique vis-à-vis des emprunteurs ultimes. En effet, le recours au marché monétaire achève, pour les bilans des véhicules de l'ombre, une transformation de maturité cette fois-ci plus habituelle en permettant le financement d'actifs titrisés de long terme par des dettes de maturité plus courte, liquides et renouvelables, substitués des dépôts à vue assurés.

---

<sup>17</sup> Avant l'essor de la titrisation privée, l'historique de la titrisation, bien qu'imparfait, présente peu d'événements de défauts. Ainsi, elle paraissait *a priori* peu risquée et a notamment bénéficié de pondérations du risque favorables.

<sup>18</sup> La généralisation du *credit scoring* a permis d'identifier plus finement les emprunteurs éligibles au crédit. Cette meilleure identification est avancée comme une explication de l'augmentation des volumes de crédits (Berger et al., 1995).



**Graphique 2. Le retour au crédit par l'inversion de la transformation de maturité**

Source : (Pozsar & Singh, 2011, modifications par les auteurs).

Cette schématisation (graphique 2) invite à faire différents constats. Tout d'abord, l'intensification de l'utilisation des innovations financières a permis à l'intermédiation de s'affranchir des contraintes prudentielles imposées aux banques en substituant aux dépôts à vue des alternatives du marché monétaire. En ce sens, l'intermédiation parallèle ou non bancaire apparaît complémentaire de l'activité bancaire en lui créant des débouchés élargis pour le refinancement des crédits qu'elle octroie. Bien évidemment, le crédit non-bancaire<sup>19</sup> a lui aussi prospéré. Globalement, l'intermédiation non-bancaire a permis d'élargir la base de l'épargne disponible pour le financement du crédit à l'économie. Ensuite, le recours aux pro-

<sup>19</sup> Il ne faut pas perdre de vue que les crédits émis en dehors du système bancaire (en particulier via les sociétés financières aux Etats-Unis) ont tout autant profité de l'élargissement de la base de l'épargne disponible que ceux du système bancaire.

duits du marché monétaire, initialement favorisé par les instances publiques (Fed et GSE en tête de liste) via les mises en pension livrées et le papier commercial, est révélateur d'un appétit plus marqué pour l'usage de la collatéralisation en réponse aux asymétries d'information. Le collatéral est ainsi devenu un enjeu majeur par sa capacité à assurer la liquidité des échanges grâce à l'assurance qu'il procure. Son utilisation revient à permettre la création de dettes d'une sensibilité limitée à l'information, les rapprochant du statut des dépôts à vue bancaire.

Le *shadow banking* est donc bien une mutation globale des ressorts de l'intermédiation, à la fois bancaire et non-bancaire, loin de l'image d'un système bancaire parallèle et insulaire. Les définitions du *shadow banking* ont très souvent été construites sur une comparaison par rapport à l'entité ou l'activité bancaire traditionnelle, mais elles limitent l'analyse à des considérations uniquement liées à l'intermédiation du crédit, alors que cette dernière n'est que la partie saillante de son rôle. Le recours systématique à l'analogie bancaire peut conduire à réduire l'intermédiation du *shadow banking* à une activité essentiellement issue d'arbitrages réglementaires, en lieu et place d'une intermédiation à la fois parallèle et fondamentalement complémentaire de l'intermédiation bancaire.

Par conséquent, le plein impact du *shadow banking* doit être considéré à l'aulne de son implication dans l'amélioration globale de la liquidité et du partage des risques, ce qui nécessite d'analyser en profondeur le phénomène central qu'est devenu l'usage du collatéral et le rôle fondamental qu'y jouent les différents acteurs du *shadow banking*.

### **3. Collatéral et *shadow banking* : utilisation, création, circulation et extraction**

Le recours à la collatéralisation des échanges est un processus commun à l'ensemble des acteurs du système financier, qui s'est généralisé dans un souci d'amélioration globale de la liquidité (Claessens, Pozsar, Ratnovski, & Singh, 2012). On le retrouve dans l'activité des Banques Centrales et de l'ensemble des intermédiaires financiers, et son utilisation offre, en plus de la liquidité, une meilleure stabilité des échanges (Gorton, Lewellen, & Metrick, 2012). L'usage du collatéral permet ainsi l'assurance des échanges par l'apport d'actifs en garantie (Singh, 2011).

#### **3.1. Le collatéral comme protection contre le risque de défaut**

Collatéraliser une transaction consiste à apporter une garantie sous la forme d'actif(s), essentiellement des titres et des créances négociables, pour couvrir un risque de crédit. Le collatéral est ainsi un actif apporté par l'emprunteur pour pro-

téger le prêteur du défaut de sa contrepartie. L'utilité de cette couverture repose donc sur la capacité du collatéral à faciliter les échanges en atténuant globalement les frictions informationnelles liées aux difficultés d'évaluation de la solvabilité des emprunteurs. L'efficacité de cette couverture dépend néanmoins de la crédibilité du collatéral : la qualité perçue par le créancier est déterminante.

### **Du collatéral à la qualité mesurée et certifiée**

La qualité du collatéral s'apprécie par des caractéristiques essentielles. Tout d'abord, il faut que l'actif proposé en garantie remplisse son rôle initial de compensation du risque de défaut de l'emprunteur et il doit donc avoir une valeur la moins corrélée possible avec la situation financière de celui-ci. Il en résulte un intérêt accru pour la participation des acteurs financiers sur le marché secondaire de la dette<sup>20</sup>, tant du côté acheteur que du côté vendeur : toute entité souhaitant apporter du collatéral dans un échange doit pouvoir acquérir ou emprunter un titre de dette négociable dont elle n'est pas elle-même l'entité émettrice. Ensuite, la qualité du collatéral va nécessairement être évaluée au regard de la qualité de signature de son émetteur. Ce point représente l'enjeu du mécanisme d'assurance : on ne supprime pas un risque de défaut donné, on le remplace par un risque de défaut considéré comme plus faible que celui d'origine. Ainsi, si l'une des contreparties à l'échange est victime d'un défaut de l'autre contrepartie, elle conservera ou obtiendra la livraison du collatéral qui sécurise la transaction initiale. Pour que le dédommagement soit effectif, le collatéral doit conserver une valeur suffisante, ce qui sous-entend une bonne qualité de signature de l'émetteur afin qu'il soit une garantie crédible au moment de l'échange entre les parties. Enfin, la liquidité de l'actif apporté est un critère également fondamental dans la décision d'accepter (ou non) un collatéral : le bénéficiaire de la couverture doit pouvoir liquider aisément le collatéral sans qu'il subisse une perte de valeur significative. L'ensemble des caractéristiques recherchées pour un bon collatéral fait que les dettes souveraines sont généralement considérées comme la meilleure qualité de collatéral puisqu'elles bénéficient de la garantie publique d'un Etat. Dans ce cas, l'utilisation comme collatéral d'une dette souveraine remplace le risque de défaut de l'emprunteur par celui considéré quasiment nul d'un Etat (sauf exceptions !). Cette appréciation de la qualité de l'actif apporté en garantie est le plus souvent certifiée par un organisme ou une agence de notation financière.

Ainsi, seuls les actifs dont la qualité est à la fois élevée et certifiée sont réellement acceptés en tant que collatéral. Cette dernière caractéristique est essentielle, car elle doit intégrer les perspectives d'évolution de la valeur du collatéral à l'instant où il est apporté. Plus la volatilité anticipée est élevée, plus la valeur de l'actif sera jugée instable, diminuant alors mécaniquement sa crédibilité en tant qu'assurance.

---

<sup>20</sup> Les dettes, sous différentes formes, sont les principales formes de collatéral, qu'elles soient souveraines, bancaires ou privées.

Puisque cette valeur peut se révéler stable ou instable dans le temps, procyclique ou contracyclique, la qualité d'un collatéral n'est pas un attribut figé mais une caractéristique changeante qui, dans des situations adverses, peut affaiblir considérablement la garantie espérée.

### **Les principaux outils de fourniture du collatéral**

Le collatéral est apporté sur les marchés financiers selon deux méthodes principales : la mise en pension livrée (ou *repo* pour *repurchase agreement*) ou le nantissement. Ces deux méthodes se différencient par leurs implications relatives à la propriété du collatéral.

La mise en pension livrée ou *repurchase agreement (repo)* est un échange de propriété. Elle consiste à combiner une vente au comptant par une contrepartie emprunteuse à une contrepartie créancière d'un titre (sous-jacent), en échange de liquidités et d'un engagement de rachat à terme du même sous-jacent ou de son équivalent. Pendant toute la durée de l'opération, le créancier devient légalement propriétaire du collatéral apporté par l'emprunteur et peut en disposer comme il l'entend. En somme, la pension livrée est une forme de créance collatéralisée. En tant que créance, la rémunération pour le prêteur de la mise en pension livrée provient de la différence entre le prix d'achat et de revente du sous-jacent : la marge ainsi obtenue (ou taux de *repo*) constitue le coût pour l'emprunteur-débiteur. Ce mécanisme est assorti d'une décote (ou *haircut*) appliquée à la valeur nominale de l'actif apporté en garantie pour en couvrir le risque de marché. La décote crée une sur-collatéralisation offrant un coussin à même d'absorber la volatilité anticipée du prix du collatéral. Plus la qualité de signature d'une dette sera élevée et plus son terme sera proche, plus le risque pris en acceptant l'actif en question comme collatéral sera faible et plus la décote demandée sera réduite (d'un ordre inférieur à 1% dans les meilleurs cas<sup>21</sup>). Pour mesurer le coût d'un *repo*, il faut donc prendre en considération à la fois le coût lié au taux du *repo* (le coût de l'emprunt) mais aussi le taux de la décote appliquée au collatéral. En définitive, le *repo* peut être vu comme une forme plus rigoriste du prêt ou emprunt de titres dans lequel serait inséré un engagement de rachat à terme, avec toutefois une différence significative d'objectif. En effet, la pension livrée vise globalement à l'obtention de liquidités, quand l'emprunt ou prêt de titres est majoritairement motivé par la recherche d'un

---

<sup>21</sup> Avant la crise des subprimes, la décision d'appliquer une décote était discrétionnaire : chaque prêteur pouvait choisir son propre niveau de décote. Les décotes étaient en moyenne de l'ordre de 2% aux Etats-Unis pour la dette souveraine, alors que le marché européen était moins exigeant. A partir de la crise, les décotes pratiquées par les Banques Centrales ou celles conseillées par la réglementation bancaire sont devenues des normes opposables aux créanciers (European Parliament Policy Department, 2013). Par exemple, la décote réglementaire prévue par les accords de Bâle II sur une transaction de *repo* bancaire est de l'ordre de 0.5% pour les dettes souveraines les mieux notées à la maturité inférieure à un an, et de 2% entre 1 et 5 ans de maturité résiduelle (les accords de Bâle I ne faisaient état d'aucune décote réglementaire).

échange de liquidités ou d'un actif générique contre un actif spécifique (Baklanova, Copeland, & McCaughrin, 2015). La prise en pension (ou *reverse repo*) est l'opération vue par la contrepartie de la mise en pension livrée : elle correspond donc à l'achat au comptant assorti d'une obligation de revente à terme d'un actif donné (ou de son équivalent). En somme, le *reverse repo* peut être considéré comme un substitut vu du côté du déposant des dépôts à vue quand le *repo* correspond à la même vision mais du côté de l'emprunteur (i.e. la banque). Il faut toutefois noter, pour éviter le risque de confusions, que les Banques Centrales adoptent un vocabulaire inversé lorsqu'elles font référence au *repo* et au *reverse repo* : elles se placent du point de vue de leurs contreparties.

La pension livrée est un phénomène de gré-à-gré majoritairement utilisée dans des relations bilatérales, même si la tendance actuelle tend à pousser le *repo* vers de véritables chambres de compensation, permettant un *repo* tripartite jugé plus sûr et surtout plus facilement observable. Cette domination du gré-à-gré explique notamment les larges différences dans les estimations de la taille totale<sup>22</sup> du *repo* au moment de son pic pré-crise, entre 5 trillions de \$ US (Copeland, Martin, & Walker, 2014) et 10 trillions<sup>23</sup> de \$ US (Aitken & Singh, 2010 ; Gorton & Metrick, 2012a) et près de 6 trillions de \$ US en Zone Euro (Hordahl & King, 2008). La généralisation de l'usage de chambres de compensation pour l'activité de *repo* permet un meilleur suivi de ses volumes qui s'établissent ainsi à 2 trillions de \$ US début 2019. Les récentes tensions sur le marché interbancaire de septembre 2019, même si les raisons sont qualifiées de techniques par la Fed, l'ont poussé à intervenir massivement pour la première fois depuis la crise financière pour soutenir le *repo*, soulignant son rôle encore et toujours essentiel dans la fourniture de liquidité.

La collatéralisation peut également s'effectuer par une opération de nantissement (ou *pledging*). A la différence de la pension livrée, le nantissement correspond à une position privilégiée donnée par l'emprunteur au créancier sur un actif qui, bien que destiné à couvrir son éventuel défaut, restera dans le bilan de l'emprunteur. Le nantissement crée un risque juridique supplémentaire vis-à-vis du *repo* : le créancier devra attendre la réalisation de l'évènement adverse avant de pouvoir faire valoir ses droits sur le collatéral, ce qui peut s'avérer être une démarche de recouvrement difficile. Au contraire, dans le cas d'une pension livrée, le créancier est propriétaire du collatéral, ce qui lui permet d'en disposer comme il le souhaite à la seule condition de pouvoir le restituer (ou son équivalent) à la fin de la période convenue. Le nantissement pose aussi un problème de visibilité sur la solvabilité des bilans : il exclut d'office les autres créanciers, mêmes prioritaires, d'une possible revendication sur un actif pourtant conservé au bilan de l'entité endettée. Ces différences expliquent la nette domination, dans la pratique, de la pension livrée

<sup>22</sup> Le cumul des *repo* et *reverse repo*, avec un risque évident de multiple comptabilisation.

<sup>23</sup> Unité de l'échelle courte.

sur le nantissement, qui se rapproche de la forme basique de collatéralisation des bilans, à l'image du papier commercial adossé aux actifs (ABCP) d'un véhicule de financement structuré (Acharya, Schnabl, & Suarez, 2013). Les volumes d'ABCP, bien qu'importants (près de 800 milliards de \$ US en 2007, environ 240 milliards de \$ US en 2019), n'atteignent pas les volumes préalables du *repo* qui s'est imposé comme l'instrument monétaire dominant. Là où le *repo* permet de proposer un tampon contre les risques de liquidité et de solvabilité, ce type de papier commercial ne peut compter que sur le rehaussement externe de sponsors via la fourniture d'assurances ou de lignes de crédits.

Le collatéral est devenu, quelle que soit la méthode utilisée pour le fournir, une réponse généralisée aux frictions engendrées par les échanges au sein du système financier. Ce recours systématique à la collatéralisation entraîne nécessairement un besoin toujours plus important d'actifs éligibles au statut de collatéral. C'est un enjeu essentiel qui conduit à devoir analyser l'évolution de la quantité et de la nature des titres éligibles au statut de collatéral.

### 3.2. L'évolution de la *Safe Asset Share* et l'attrait pour l'insensibilité à l'information

La recherche d'actifs de qualité permettant d'assurer les transactions est une problématique relativement ancienne et intrinsèquement liée à l'intermédiation financière. Dès 1990 (Gorton & Pennacchi, 1990), on note l'importance du rôle des intermédiaires financiers (bancaires ou non) comme pourvoyeurs d'une catégorie de dette d'une grande qualité de signature permettant de faciliter les échanges, avec comme figure de proue principale le dépôt à vue bancaire. Plus encore, une grande part de la dette produite par les intermédiaires financiers de toute nature pourrait prétendre, à l'instar des meilleures dettes souveraines, à un statut d'insensibilité à l'information leur conférant *de facto* la nature de collatéral potentiel. On retrouve la même affirmation deux décennies plus tard (Dang, Gorton, & Holmström, 2012) à partir de l'évolution constatée dans le système financier américain de la *Safe Asset Share* (Gorton et al., 2012), c'est-à-dire la part la plus sûre des actifs du système financier, que l'on peut considérer donc comme la part par nature éligible au rôle de collatéral. Ce questionnement rejoint la problématique de l'évolution de la quantité de collatéral disponible, tout en posant plus précisément la question de l'évolution et de la composition de la part relative du collatéral potentiel par rapport au reste des actifs du système financier.

Deux constats s'imposent. Le premier constat est lié à l'identification d'une stabilité surprenante du rapport existant entre la *Safe Asset Share* et l'ensemble des actifs financiers, estimé aux alentours de 1/3 pour l'économie américaine sur

plus d'un demi-siècle. Cette valeur constante est assez singulière et interpelle sur le possible nécessité d'un apport suffisant de collatéral insensible à l'information pour assurer le montant global des actifs du système financier. Dans cet apport indispensable de collatéral, les produits collatéralisés ont pris le relais des dettes bancaires et souveraines en termes de poids relatif<sup>24</sup>, suggérant que l'augmentation de la demande de dette insensible à l'information a de loin excédé la capacité des émissions de dette souveraine (et bancaire) à y répondre.

Le second constat est que la stabilité de la part des actifs sources de collatéral dans l'ensemble des actifs disponibles repose sur la prise en compte des produits issus de l'évolution récente de l'intermédiation non-bancaire. Le rapport de 1/3 n'est obtenu qu'à la condition de réviser la définition de la part de la *Safe Asset Share* issue du secteur financier privé en lui adjoignant successivement les nouvelles formes de dettes insensibles à l'information. La composition de la *Safe Asset Share* ainsi révisée traduit la fin de la domination du dépôt à vue comme référence absolue en termes de dette insensible à l'information. Si les dépôts à vue représentaient il y a 60 ans 80 % de la part la plus sûre des actifs du système financier privé, ils n'en constituent qu'à peine plus de 30%<sup>22</sup> désormais, laissant une place de plus en plus importante à leurs substituts issus de l'intermédiation non-bancaire. On observe ainsi pêle-mêle les meilleures dettes financières issues du secteur *corporate*, une large part d'instruments du marché monétaire, les transactions interbancaires, les parts des gestionnaires d'actifs les plus liquides<sup>25</sup> et les réserves bancaires, mais aussi les produits les plus sûrs issus de la titrisation avec les catégories *asset-backed securities* (ABS) et *mortgage-backed securities* (MBS) issus des GSE<sup>26</sup>. Ainsi, l'apparente stabilité globale de la part de collatéral disponible repose sur une forte diversification de sa composition, en combinant des sources de qualité de plus en plus diverses, avec une accélération marquante du phénomène à partir de la mise en œuvre des contraintes prudentielles appliquées au secteur bancaire. Dès le milieu des années quatre-vingt-dix, l'intermédiation parallèle et les instruments monétaires prennent alors le relais de la fourniture de collatéral de qualité.

Ainsi, les sources de collatéral se sont diversifiées pour laisser un rôle significatif aux produits financés par l'épargne non-bancaire, et le *shadow banking* est devenu une alternative crédible de fourniture de garanties, même si les mécanismes de création de collatéral de qualité synthétique peuvent avoir parfois fourni un faux sentiment de sécurité (Caballero & Farhi, 2017). L'utilisation de produits de la

---

<sup>24</sup> On peut se référer ici à l'analyse plus complète de Gorton, Lewellen et Metrick dans *The Safe Asset Share* (*American Economic Review*, n° 112) pour observer l'évolution sur près de cinquante ans de la composition de la part relative des actifs les plus sûrs du système financier.

<sup>25</sup> En particulier les parts de Money Market Mutual Funds Américain très liquides et surtout convertibles à parité (valeur fixe) CNAV (*constant net asset value*) ou SNAV (*stable net asset value*).

<sup>26</sup> Les GSE américains disposent d'un poids relatif très important dans le marché des ABS, et plus particulièrement des MBS, où ils ont représenté jusqu'à 81% de l'ensemble des titres en circulation.

titrisation en tant que collatéral ne masque cependant pas le fait que l'attractivité des actifs issus de l'intermédiation non bancaire repose d'abord sur leur rendement et ensuite sur leur rôle de garantie. La circulation du collatéral devient dès lors un enjeu d'importance pour l'ensemble du système financier.

### 3.3. Extraction et circulation du collatéral

Réduire le *shadow banking* à la seule fourniture de rendement et de dettes de qualité minimiserait son rôle au regard de son implication dans la circulation des actifs de qualité en tant que garanties. En effet, l'utilisation du collatéral n'est pas statique et repose majoritairement sur des outils permettant sa réutilisation. Cette capacité du collatéral à circuler est différente dans le cadre d'une mise en pension livrée et d'un nantissement, en fonction de leurs caractéristiques légales, décrites précédemment<sup>27</sup>. Dans le cas d'une mise en pension livrée, le transfert de propriété de l'emprunteur au prêteur lui permet de l'utiliser à ses propres fins, pour être par exemple revendu, collatéralisé ou échangé. Dans le cadre d'un nantissement, qui ne donne pas le droit au prêteur d'utiliser le collatéral, il est toutefois possible d'utiliser la transaction initiale comme nantissement d'une autre transaction, ce qui revient à pratiquer un nantissement sur le nantissement initial, synonyme d'une opération plus contraignante.

Il est donc question ici d'une capacité de circulation du collatéral, c'est-à-dire de l'usage en chaîne d'un même actif pour la garantie de plusieurs transactions successives<sup>28</sup>. On doit ainsi distinguer la disponibilité du collatéral, qui mesure la facilité d'obtention sur le marché d'un actif éligible au statut de collatéral pour qui souhaite apporter une garantie, et la capacité du collatéral à être réutilisé (ou non) après conclusion d'une première transaction, à l'image du rôle tenu par la monnaie dans le commerce. Cela conduit à identifier une capacité de couverture globale des échanges nettement supérieure à la somme totale du collatéral disponible. Le collatéral *source* ou collatéral fondamental se définit alors comme le collatéral apte à être utilisé pour plus d'une transaction, c'est-à-dire réutilisable. La capacité globale d'assurance du collatéral se définit alors par l'ensemble des transactions qui sont collatéralisées (Singh, 2011). La différence entre les deux montants est donc révélatrice d'une vitesse de circulation du collatéral qui traduit l'intensité de l'usage en chaîne de ces actifs en tant que garanties.

---

<sup>27</sup> La littérature anglo-saxonne a souvent indifféremment recours au terme de « rehypothecation » à la fois dans le cadre des opérations de mise en pension livrée et de nantissement, laissant entendre une certaine équivalence pourtant inexistante.

<sup>28</sup> Les Etats-Unis étaient soumis avant 2007 à une politique limitant la capacité de réutilisation du collatéral, au contraire du Royaume-Uni et du reste de l'Europe, créant un avantage comparatif à la circulation du collatéral dans ces zones.

---

*Capacité de garantie (CG) = collatéral fondamental (CF) · vitesse de circulation (V)*

La réutilisation du collatéral implique ainsi qu'une même garantie peut être utilisée pour couvrir une chaîne de transaction ou de refinancement. Il reste évidemment nécessaire de restituer un collatéral équivalent à l'emprunteur lorsque la transaction initiale arrive à maturité. On parle ici de collatéral équivalent et non pas de collatéral strictement identique car une fois réutilisé, l'actif initial n'est plus disponible. Il existe ainsi une catégorie de collatéral, nommée collatéral général (*general collateral*), qui représente un panier d'actifs substituables. Il suffit alors de puiser dans le collatéral général un titre équivalent qui sera accepté par la contrepartie au même titre que l'actif initialement proposé en garantie. En somme, tant que le marché secondaire d'achat ou d'emprunt de titres est fonctionnel, la réutilisation du collatéral est transparente et permet un effet multiplicateur dans la capacité de garantie des échanges.

C'est pourquoi la mise à disposition du collatéral le plus sûr dans le panier du collatéral général est déterminante. Traditionnellement, les titres de dettes les plus crédibles à l'usage comme collatéral fondamental, se trouvent dans les bilans des gestionnaires d'actifs et dans les bilans des Banques Centrales. Or, ces intermédiaires ont plutôt des stratégies de conservation de long terme statique en phase avec leur faible transformation de maturité, ce qui limite la disponibilité et la circulation de ces actifs de qualité. Si la titrisation a joué un rôle d'apport au collatéral fondamental en proposant de nouveaux actifs de qualité synthétique, certifiée par les agences de notation, l'intermédiation parallèle a aussi et surtout offert des opportunités d'investissements de moyen et court termes attractives en basant son propre refinancement sur les marchés du papier commercial collatéralisé et sur celui des opérations de mise en pension livrée. Ainsi, en proposant des opportunités lucratives dans un contexte de taux directeurs bas et de rendements actions et obligations déprimés, le *shadow banking* a permis de réinjecter des actifs sûrs et jusqu'alors immobiles dans une dynamique de circulation du collatéral. Les gestionnaires d'actifs ont effectué une transition vers ces opportunités d'investissements de plus courts termes et les ont financés à l'aide de liquidités obtenues à partir de mise en pension livrée de leurs meilleurs actifs (ceux permettant le coût de financement le plus faible possible) ou directement par les mécanismes des prêts / emprunts de titres. Certains intermédiaires se sont même spécialisés dans le « minage » du collatéral en allant chercher les meilleurs actifs statiques dans leurs bilans pour les rendre disponibles à la circulation. En revanche, les Banques Centrales agissent comme des trous noirs à l'échelle du collatéral : les actifs acceptés en contrepartie des opérations de refinancement centrales restent statiques.

Cette circulation du collatéral multiplie la capacité de couverture des échanges mais reste porteuse de plusieurs risques qui peuvent la fragiliser. Plus la chaîne de

réutilisation est longue, plus le risque qu'une transaction particulière déclenche l'assurance est élevé. Dans ce cas, le titre remis en collatéral n'est plus disponible, ni pour les prêteurs intermédiaires, ni pour son détenteur initial, qui doivent alors se procurer un collatéral équivalent pour respecter leurs propres engagements. En cas de retournement conjoncturel, la circulation du collatéral peut devenir problématique. D'un côté, la masse d'actifs éligibles au titre de collatéral fondamental peut diminuer. L'exemple type est évidemment celui de la crise des *Subprimes* où les actifs issus de la titrisation privée ont cessé d'être acceptés comme collatéral ou au prix de décotes particulièrement sévères. D'un autre côté, la vitesse de circulation, c'est-à-dire l'intensité de réutilisation du collatéral, peut aussi chuter en raison d'asymétries d'information de plus en plus fortes sur la solidité des intermédiaires, résultant dans une volonté décisive de raccourcir les chaînes de l'intermédiation. Ainsi, la capacité globale d'assurance du système financier à laquelle contribue massivement les acteurs du *shadow banking* peut s'écrouler en cas de perte de confiance dans le collatéral et de baisse de sa vitesse de circulation, comme l'a montré la crise financière, divisant drastiquement la capacité à couvrir les échanges pourtant nécessaires au retour de la confiance.

## Conclusion

Comprendre l'invention du *shadow banking*, c'est mettre en évidence les évolutions structurelles et conjoncturelles qui l'ont fait naître et rejeter l'analyse trompeuse qui le définirait par une réductrice opposition au système bancaire réglementé et assuré. Une démarche positive permettant d'étudier les racines avant tout Américaines du *shadow banking* et d'en effectuer une dissection analytique s'est avérée indispensable pour relever le défi de sa complexité, dissiper des représentations erronées, et parvenir à une compréhension globale de son implication dans le financement de l'économie mondiale, au-delà de son creuset initial. Il ne s'agissait ainsi pas de spécifier les adaptations locales mais de comprendre pourquoi et comment le *shadow banking* s'est diffusé à l'échelle mondiale, renforçant encore davantage l'interconnexion des systèmes financiers au travers des nouvelles modalités de circulation des actifs et des risques précédemment dévolus au système bancaire traditionnel.

Le *shadow banking* n'est finalement que la part saillante de l'évolution de l'ensemble du système financier et de son appétence pour la liquidité et donc pour le collatéral. Le condamner dans une appellation regrettable, c'est condamner des mécanismes potentiellement vertueux, à l'image de la titrisation dans son rôle dans la diversification du risque et dans la fourniture de collatéral. La banque n'est plus la forme organisationnelle dominante de l'intermédiation financière et

l'intermédiation non bancaire n'est pas une intermédiation parallèle mais la somme de mécanismes complexes dédiés à l'atténuation des frictions informationnelles des échanges et à la circulation du collatéral. Cette mécanique sophistiquée n'est pas sans risque mais elle est devenue primordiale dans la fourniture de liquidité nécessaire au lissage des frictions informationnelles dans la finance moderne.

## References

- Acharya, V., Schnabl P., & Suarez, G. (2013). Securitization without risk transfer. *Journal of Financial Economics*, 107, 515-536.
- Admati, A. R., DeMarzo, P. M., Hellwig, M. F., & Pfleiderer, P. (2010). *Fallacies, irrelevant facts, and myths in the discussion of capital regulation: Why bank equity is not expensive*. (Stanford University, Graduate School of Business, Research Papers).
- Adrian, T., & Ashcraft, A. B. (2012). *Shadow banking: A review of the literature*. (Federal Reserve Bank of New York, Staff Reports: 580).
- Aitken, J., & Singh, M. (2010). *The (sizable) role of rehypothecation in the shadow banking system*. (International Monetary Fund, IMF Working Papers series No. 10/172).
- Baklanova, V., Copeland, A., & McCaughrin, R. (2015). *Reference guide to U.S. repo and securities lending markets*. (Federal Reserve Bank of New York, Staff Reports: 740).
- Balling, M., & Gnan, E. (2013). *50 Years of money and finance: Lessons and challenges*. Brussels: Larcier.
- Baring, F. (1797). Observations on the establishment of the Bank of England and on the paper circulation of the country. Sewell, Cornhill and Debrett: Minerva Press.
- Berger, A. N., Kashyap, A. K., Scalise, J. M., Gertler, M., & Friedman, B. M. (1995). *The transformation of the U.S. banking industry: What a long, strange trip it's been*. (Brookings Papers on Economic Activity: 55).
- Bernanke, B. S. (2005). *The global saving glut and the U.S. current account deficit*. (Board of Governors of the Federal Reserve System, speech at the Sandridge Lecture, Virginia Association of Economics).
- Bernanke, B. S., & Lown, C. S. (1991). The credit crunch. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 204-239.
- Caballero, R. J., & Farhi, E. (2017). The safety trap. *Review of Economic Studies*, 85(1), 223-274.
- Carlstrom, C. T., & Samolyk, K. A. (1995). Loan sales as a response to market-based capital constraints. *The Journal of Banking & Finance*, 19, 627-646.
- Claessens, S., Pozsar, Z., Ratnovski, L., & Singh, M. (2012). *Shadow banking: Economics and policy*. (International Monetary Fund, IMF Staff Discussion Note, 12/12).
- Claessens, S., & Ratnovski, L. (2014). *What is shadow banking?*. (International Monetary Fund, IMF Working Papers series No. 14/25).
- Copeland, A., Martin, A., & Walker, M. (2014). Repo runs: Evidence from the tri-party repo market. *Journal of Finance*, 69, 2343-2380.

- Cornett, M. M., Mehran, H., & Tehranian, H. (1998). The impact of risk-based premiums on FDIC-insured institutions. *Journal of Financial Services Research*, 13, 153-169.
- Dang, T. V., Gorton, G., & Holmström, B. (2012). *Ignorance, debt and financial crises*. (Yale University and Massachusetts Institute of Technology, Working Paper No. 17).
- European Parliament Policy Department. (2013). *Shadow banking – Minimum haircuts on collateral*. Directorate General for Internal Policies, Economic and Scientific Policy.
- Financial Stability Board. (2019, February 4). *Global monitoring report on non-bank financial intermediation 2018*.
- Freixas, X. (2000). Lender of last resort: What have we learned since Bagehot?. *Journal of Financial Services Research*, 18, 63-84.
- Freixas, X., & Rochet, J.-C. (1997). *Microeconomics of banking*. Cambridge and London: MIT Press.
- Giddy, I. (1986). Regulation of off-balance sheet banking. *Federal Reserve Bank of San Francisco. The Search for Financial Stability: The Past Fifty Years*, 165-190.
- Gorton, G. B. (1988). Banking panics and business cycles. *Oxford Economic Papers New Series*, 40, 751-781.
- Gorton, G. B., & Huang, L. (2002). *Banking panics and the origin of central banking* (NBER Working Papers No. 9137, National Bureau of Economic Research).
- Gorton, G. B., Lewellen, S., & Metrick, A. (2012). The safe-asset share. *American Economic Reviews*, 102, 101-106.
- Gorton, G. B., & Metrick, A. (2012a). Securitized banking and the run on repo. *Journal of Financial Economics*, 104, 425-451.
- Gorton, G. B., & Metrick, A. (2012b). *Securitization*. (NBER Working Papers, No. 18611, National Bureau of Economic Research).
- Gorton, G. B., & Pennacchi, G. (1988). *Are loan sales really off-balance sheet?*. Rodney L. White Center for Financial Research.
- Gorton, G. B., & Pennacchi, G. (1990). Financial intermediaries and liquidity creation. *The Journal of Finance*, 45, 49-71.
- Gorton, G. B., & Winton, A. (2003). Financial intermediation. In G. Constantinides, M. Harris, R. Stulz (Eds.), *Handbook of the economics of finance* (vol. 1, pp. 431-552). Amsterdam, London & New York: Elsevier, North Holland.
- Hellmann, T. F., Murdock, K. C., & Stiglitz, J. E. (2000). Liberalization, moral hazard in banking, and prudential regulation: Are capital requirements enough?. *American Economic Review*, 90, 147-165.
- Hordahl, P., & King, M. R. (2008). Developments in repo markets during the financial turmoil. *BIS Quarterly Review, Bank for International Settlements*, 37-53.
- Kormendi, R., Bernard, V. L., Pirrong, S. C., & Snyder, E. (1989). The origins and the resolution of the thrift crisis. *Journal of Applied Corporate Finance*, 3, 85-99.
- Lepetit, L., Reault, P.-N., & Sauviat, A. (2015). La vente de crédits bancaires: Le péché originel?. In H. Bonin, J.-M. Fiquet (Eds.), *Crises et régulation bancaires: Les cheminements de l'instabilité et de la stabilité bancaires* (pp. 153-176). Genève: Droz.
- Mehrling, P., Pozsar, Z., Sweeney, J., & Neilson, D. H. (2013). *Bagehot was a shadow banker: Shadow banking, central banking, and the future of global finance*. Rochester: Social Science Research Network.

- 
- Merton, R. C. (1977). An analytic derivation of the cost of deposit insurance and loan guarantees an application of modern option pricing theory. *Journal of Banking & Finance*, 1, 3-11.
- Pozsar, Z. (2013). Institutional cash pools and the Triffin dilemma of the U.S. Banking System. *Financial Markets Institutions & Instruments*, 22, 283-318.
- Pozsar, Z., Adrian, T., Ashcraft, A., & Boesky, H. (2013). *Shadow banking*. (Federal Reserve Bank of New York, Staff Reports: 458).
- Pozsar, Z., & Singh, M. (2011). *The nonbank-bank Nexus and the shadow banking system*. (IMF Working Papers Series, No. 11/289).
- Rochet, J.-C. (1992). Capital requirements and the behavior of commercial banks. *European Economic Review*, 36, 1137-1170.
- Shin, H. S. (2012). Global banking glut and loan risk premium. *IMF Economic Review*, 60, 155-192.
- Singh, M. (2011). *Velocity of pledged collateral: Analysis and implications*. (IMF Working Papers Series, No. 11/256).
- Thornton, H. (1802). An enquiry into the nature and effects of the paper credit of Great Britain. Reprints of Economic Classics. Fairfield: Kelley.
- VanHoose, D. (2007). Theories of bank behavior under capital regulation. *Journal of Banking & Finance*, 31, 3680-3697.

# PRÉCARITÉ ÉNERGÉTIQUE EN EUROPE : EXISTE-T-IL UNE RELATION DE KUZNETS ?

## Energy poverty in Europe : Is there a Kuznets relationship ?

**ISABELLE CADORET<sup>1</sup>**

Université de Rennes, Condorcet Center for Political Economy, France

isabelle.cadoret@univ-rennes1.fr

ORCID : 0000-0002-3083-3703

**VÉRONIQUE THELEN<sup>1</sup>**

Université de Rennes, Condorcet Center for Political Economy, France

ORCID : 0000-0001-8315-5961

**Abstract :** The phenomenon of fuel poverty is a problem recently identified in Europe and in particular in Southern and Eastern European countries. This paper investigates fuel poverty as an expression of environmental inequalities. It tests the existence of a Kuznets curve between fuel poverty and GDP *per capita* in Europe. The study covers 28 European countries from 2004 to 2017 using aggregated data from Eurostat's EU-SILC survey. To proxy the level of fuel poverty 2 indicators are alternatively tested, the percentage of individual unable to keep home adequately warm and a composite indicator. The results show the existence of a non-linear U-shaped relationship between fuel poverty and *per capita* income and not inverted U-shape as in the Kuznets relation. In Europe, economic development has been an important factor in reducing energy poverty, but a *per capita* income threshold exists after which economic growth no longer reduces fuel poverty. In conclusion, more future growth will not systematically induce less fuel poverty, measures on energy efficiency and / or measures to increase the purchasing power of households must be developed especially at the national level to target the most vulnerable households.

**Keywords :** fuel poverty, Kuznets.

**Résumé :** La précarité énergétique est un problème récemment identifié en Europe et notamment dans les pays du Sud et de l'Est de l'Europe. Le papier propose d'analyser ce phénomène comme une expression des inégalités environnementales. Il teste la présence d'une relation de Kuznets entre précarité énergétique et PIB par tête en Europe. Les don-

---

<sup>1</sup> Université de Rennes, 7 place Hoche, 35065 Rennes.

nées sont des données agrégées issues de l'enquête EU-SILC d'Eurostat. Elles couvrent 28 pays européens de 2004 à 2017. 2 indicateurs de précarité sont retenus, le pourcentage de personnes étant dans l'incapacité de maintenir une température suffisamment chaude dans le logement et un indicateur composite. Les résultats d'estimation montrent l'existence d'une relation non linéaire entre précarité énergétique et revenu par tête en forme de U et non pas en forme de U inversé comme dans la relation de Kuznets. Il apparaît qu'en Europe le développement économique a été un facteur important de réduction de la pauvreté énergétique mais qu'il existe un seuil de revenu par tête à partir duquel la croissance économique ne réduit plus la précarité énergétique. La conclusion est que pour l'avenir plus de croissance n'induit pas systématiquement moins de précarité et que des mesures en faveur de l'efficacité énergétique et/ou des mesures visant à accroître le pouvoir d'achat des ménages doivent être mises en place au niveau national.

**Mots-clés :** précarité énergétique, Kuznets.

**JEL Classification :** Q15, Q25, Q55.

## Introduction

Longtemps associée au développement économique et notamment à l'accès des ménages à l'énergie, la question de la pauvreté énergétique s'est imposée dans les débats de politique publique en Europe dans les années 2000. Elle est à relier avec la volonté de l'Europe de libéraliser les marchés du gaz et de l'électricité dans un contexte de hausse du prix du pétrole. D'après les données de la Banque Mondiale<sup>2</sup>, le taux de croissance annuel moyen du prix réel du pétrole brut en \$/bbl a été de 20% entre 1998 et 2008 avec un pic de taux de croissance de 58% en 2000. Il a diminué de 9% par an en moyenne entre 2008 et 2016.

Lewis (1982) définit un ménage en situation de pauvreté énergétique, lorsqu'il lui est impossible ou difficile de chauffer correctement son logement à un prix abordable. Plus généralement, la pauvreté énergétique touche les ménages qui ne peuvent pas satisfaire leurs besoins élémentaires en énergie (Pereira, Freitas, & da Silva, 2010). Le projet européen EPEE (*European fuel Poverty and Energy Efficiency*, 2006-2009) souligne qu'en 2006 le concept de pauvreté énergétique était peu répandu en Europe sauf au Royaume Uni et dans une moindre mesure en France. C'est un terme bien répandu maintenant et les membres de l'UE doivent prendre des mesures pour réduire la pauvreté énergétique dans leur pays. Le troisième paquet énergie adopté en juillet 2009, portant sur la libéralisation des secteurs du gaz et de l'électricité souligne que

---

<sup>2</sup> <https://www.worldbank.org/en/research/commodity-markets>

Energy poverty is a growing problem in the Community. Member States which are affected and which have not yet done so should therefore develop national action plans or other appropriate frameworks to tackle energy poverty, aiming at decreasing the number of people suffering such situation. In any event, Member States should ensure the necessary energy supply for vulnerable customers. In doing so, an integrated approach, such as in the framework of social policy, could be used and measures could include social policies or energy efficiency improvements for housing. At the very least, this Directive should allow national policies in favour of vulnerable customers (EC, 2009a).

En lien avec les directives 2009/72/EC (EC, 2009a) et 2009/73/EC (EC, 2009b) sur la libéralisation du marché européen du gaz et de l'électricité, la Commission Européenne organise chaque année depuis 2008 le *Citizen's Energy Forum* pour examiner le point de vue des consommateurs et leur rôle sur le marché de l'énergie de l'UE. En 2011, elle a mis en place le *Vulnerable Consumer Working Group* qui rassemble des représentants des consommateurs, des ONG, des régulateurs et des organismes publics et industriels concernés. Il vise à fournir une aide pour réduire le nombre de consommateurs vulnérables. Par ailleurs, en 2016 elle a créé *The EU Energy Poverty Observatory* (EPOV), conformément aux préconisations du rapport de Pye et Dobbins (2015), afin d'améliorer la connaissance et la diffusion de l'information sur la pauvreté énergétique en Europe. Cet organisme recense des indicateurs de pauvreté énergétique en Europe qui seront en partie utilisés dans notre analyse.

Selon l'enquête européenne sur les revenus et les conditions de vie EU-SILC (EU Survey on Income and Living Conditions<sup>3</sup>) 8,5% de la population européenne n'était pas en capacité de maintenir une température adéquate dans leur logement en 2016, en 2005, 11,4% de la population européenne était concernée.

En France, selon l'Observatoire Nationale de la Précarité Énergétique (ONPE, 2019), 15% des ménages déclarent avoir souffert du froid dans leur domicile au cours de l'hiver 2017. Pour 4 ménages sur 10 la raison principale est un manque d'isolation du logement et on observe une grande disparité notamment une surreprésentation des zones rurales et des retraités. Différentes aides financières nationales sont mises en place pour aider les ménages les plus modestes (aides à la rénovation ou aides au paiement des factures d'énergie par exemple).

L'analyse de la pauvreté énergétique en Europe est un enjeu majeur en terme de politique publique. C'est une forme d'inégalité environnementale et les Etats

---

<sup>3</sup> <https://ec.europa.eu/eurostat/web/microdata/european-union-statistics-on-income-and-living-conditions>, les calculs couvrent 29 pays européens : Autriche, Belgique, Bulgarie, Chypre, Tchéquie, Allemagne, Danemark, Espagne, Estonie, Finlande, France, Royaume-Unis, Grèce, Hongrie, Irlande, Islande, Italie, Lituanie, Luxembourg, Lettonie, Malte, Pays-Bas, Norvège, Pologne, Portugal, Roumanie, Slovaquie, Slovénie et Suède.

doivent protéger les consommateurs les plus vulnérables. Les conséquences sont multiples pour ces ménages, allant à court terme de la difficulté à arbitrer avec les différents postes de dépenses comme l'alimentation, et à plus long terme des conséquences sur la santé, un chauffage inadapté étant souvent associé à des problèmes de moisissures. La diminution de la pauvreté énergétique a donc des conséquences sur les dépenses de santé mais aussi sur la réduction de la pollution de l'air et sur l'activité économique. La littérature sur le sujet est récente, elle porte principalement sur la définition de la pauvreté énergétique, les indicateurs et les déterminants.

L'objectif de cet article est de contribuer à ces réflexions pour améliorer notre compréhension de ce phénomène. Il présente une analyse macro-économique de la précarité en se basant sur les définitions proposées par la littérature. L'objectif n'est pas de proposer une nouvelle définition mais de comprendre si les différences nationales en termes de développement expliquent en partie les différences de niveau de pauvreté énergétique. L'originalité de ce travail est aussi de lier la dimension de pauvreté énergétique à une dimension d'inégalité. Ainsi, l'analyse teste la présence d'une relation à la Kuznets entre pauvreté énergétique et niveau de richesse. Il existe une vaste littérature sur les inégalités et le niveau de richesse des pays initiée notamment par Kuznets (1955). L'hypothèse de travail de Kuznets stipule qu'au premier stade de développement, un pays expérimente un relativement bas niveau d'inégalité, notamment de revenu. Les inégalités augmentent ensuite avec le développement jusqu'à un stade où une diminution des inégalités est attendu. Cette hypothèse a été vérifiée dans de nombreux articles à partir des années 70 mais à partir de données plus récentes et notamment en données de panel, les conclusions ont été plus mesurées (Gallup, 2012 ; Deininger & Lyn, 1996, 1998 ; List & Gallet, 1999). L'objectif du papier est de tester une relation non linéaire entre le niveau de pauvreté énergétique et les stades de développements des pays européens. L'hypothèse serait qu'en fonction du stade de développement économique des pays, le niveau de richesse n'ait pas le même impact sur le niveau de précarité énergétique.

La deuxième partie présente une revue de la littérature sur la pauvreté énergétique, les données utilisées et la méthodologie sont ensuite présentées dans la partie 3, les résultats sont enfin discutés dans la partie 4 avant une conclusion.

## **1. Revue de la littérature : définition et facteurs explicatifs**

La littérature s'interroge tout d'abord sur la définition du concept de précarité énergétique, les indicateurs possibles et évalue les facteurs explicatifs à partir de données d'enquêtes sur les ménages avec des modèles à variables qualitatives. On peut retenir que la précarité énergétique résulte de 3 causes majeures : le niveau

de revenu des ménages, le prix de l'énergie et le niveau d'efficacité énergétique des immeubles (Nolay, 2006 ; Devallière, 2007 ; Palmer, MacInness, & Kenway, 2008 ; Pye & Dobbins, 2015 ; Charlier, Risch, & Salmon, 2015).

### 1.1. Définition

Concernant la définition, 2 termes anglais sont alternativement utilisés *Energy Poverty* et *Fuel Poverty*. Selon Li, Llyod, Liang et Wei (2014) le premier terme est souvent défini comme une difficulté d'accès à l'énergie et donc aux services associés à la consommation d'énergie. Reddy (2000) précise qu'il correspond à « the absence of sufficient choice in accessing adequate, affordable, reliable, high-quality, safe and environmentally benign energy services to support economic and human development ». Le second terme est souvent considéré comme synonyme, il est cependant plus utilisé pour faire référence à une situation d'accès à l'énergie à un faible coût<sup>4</sup> (Bouzarovski, Patrova, & Sarlamanov, 2012). Le premier serait donc plus adapté dans le cas de pays en développement et le second pour les pays développés. Dans l'article, nous utilisons alternativement le terme de pauvreté ou de précarité énergétique. Selon la loi française du 12 juillet 2010 portant sur l'engagement national pour l'environnement « est en situation de précarité énergétique une personne qui éprouve dans son logement des difficultés particulières à disposer de la fourniture d'énergie nécessaire à la satisfaction de ses besoins élémentaires en raison de l'inadaptation de ses ressources ou de ses conditions d'habitat ».

La littérature souligne l'absence d'un indicateur quantitatif de la précarité énergétique (Moore, 2012 ; S. Pye & Dobbins, 2015 ; Thomson, Bouzarovski, & Snell, 2017) pour l'Europe. Les directives demandent aux Etats membres de protéger les consommateurs vulnérables mais chaque pays doit définir, selon ses caractéristiques, les consommateurs vulnérables. Certains pays ont défini un seuil maximal de la part du budget des ménages consacrés aux dépenses en énergie. Par exemple, en Italie, le seuil est fixé à 5% pour les dépenses en électricité et à 10% pour le gaz. En Irlande, c'est 10% du revenu disponible pour les dépenses d'énergie pour le logement. D'autres pays proposent une définition plus subjective sans référence quantitative. Par exemple, la France a inscrit dans l'article 11 de loi de Grenelle II en 2010, « Est en situation de précarité énergétique au titre de la présente loi une personne qui éprouve dans son logement des difficultés particulières à disposer de la fourniture d'énergie nécessaire à la satisfaction de ses besoins élémentaires

---

<sup>4</sup> Le Royaume-Uni, premier pays à proposer une définition, a initialement retenu la définition de Boardman (2010) selon laquelle « if a householder needed to spend more than 10% of their income on total household fuel cost to achieve a satisfactory indoor temperature regime then they were classed to be in fuel poor ». Actuellement il retient 2 critères : un coût de l'énergie supérieur au niveau médian national et un revenu hors dépenses en énergie en dessous du seuil de pauvreté.

en raison de l'inadaptation de ses ressources ou de ses conditions d'habitat ». Aucun seuil de référence n'a été précisé. La non existence d'une mesure uniforme de précarité énergétique constitue une des premières difficultés rencontrées pour modéliser ce phénomène en Europe.

## 1.2. Facteurs explicatifs

Les articles empiriques sur le sujet de la pauvreté énergétique en Europe ont émergé dans les années 2000, ils sont généralement basés sur des données d'enquête sur les revenus et les conditions de vie et visent notamment à déterminer les facteurs explicatifs de la probabilité pour un ménage d'être en situation de précarité.

Par exemple, à partir des données de « l'Enquête Logement 2006 » de l'INSEE et un échantillon de 26531 ménages français, Legendre et Ricci (2015) calculent 3 indicateurs de pauvreté énergétique. Les estimations économétriques montrent que la probabilité d'être vulnérable est plus importante pour les personnes en retraite, vivant seules, en location, utilisant une chaudière pour le chauffage, cuisant au butane ou au propane et ayant une mauvaise isolation du toit de leur logement. Les résultats varient selon l'indicateur retenu. A partir des résultats d'estimation de modèles logit et logit multinomial avec des données françaises issues de l'enquête INSEE 2009-2011 SRCV (*Statistics on Resources and Living Conditions*), Chaton et Lacroix (2018) concluent qu'un faible revenu est source de précarité énergétique et contribue, plus qu'un mauvais logement, à aggraver une situation de vulnérabilité. Les résultats empiriques de Belaid (2018) montrent que la probabilité d'être vulnérable diminue avec la performance énergétique et confirme l'existence d'un gradient social de la pauvreté énergétique. L'étude est basée sur les données de l'enquête PHEBUS (Performance de l'Habitat, Équipements, Besoins et USages de l'énergie) lancée par le ministère français du développement durable en 2013.

Pour le Royaume-Uni, Roberts, Vara-Toscano et Phimister (2015), avec les données de la 12<sup>ème</sup> vague de l'enquête *British Household Panel Survey*, qui fournit des informations sur des individus et des ménages sur les périodes 1997/1998 et 2008/2009, obtiennent les résultats suivants : (i) la précarité énergétique est plus persistante quand on habite dans une zone urbaine, (ii) l'impact d'un choc de prix de l'énergie est plus fort pour les ménages en situation de précarité énergétique en zone rurale, (iii) les mesures contre la précarité énergétique peuvent avoir des impacts différents dans les zones rurales et urbaines.

D'autres études dans des pays européens identifient d'autres facteurs importants. Au début des années 2000, plus de 17% de la population Irlandaise était en situation de précarité énergétique. Healy et Clinch (2002a, 2004), à partir des données d'une enquête 2001 sur 1500 logements en Irlande, montrent que les couples, ayant un

bon niveau d'éducation, habitant dans une maison récente, propriétaires de leur logement ont moins de difficultés à maintenir une température adéquate dans leur logement. L'humidité et la condensation dans les logements est un facteur aggravant de la précarité énergétique. Scarpellini, Rivera-Torres, Suarez-Pelarez et Aranda-Uson (2015) analysent la pauvreté énergétique dans la région de l'Aragon en Espagne. Une enquête sur 615 ménages en situation de pauvreté énergétique permet de mesurer leurs dépenses en énergie et d'identifier les facteurs explicatifs. Les résultats montrent que le revenu est le principal facteur et que le fait d'être au chômage accroît le risque d'être en situation de précarité énergétique.

Poruschi et Ambrey (2018), abordent la question de la précarité énergétique sous l'angle de la justice sociale en Australie. Ils utilisent les données de l'enquête HILDA (*Labour Dynamics in Australia*) 2007-2014 pour estimer la probabilité de dépenser plus de 10% de son revenu pour chauffer son logement, l'électricité et le gaz. La probabilité de dépasser le seuil de 10% est plus importante pour les ménages à faibles revenus et en location, l'effet est renforcé avec la densité urbaine. Par ailleurs les ménages en appartement ont moins de risque de dépasser le seuil des 10%.

La majorité des études expliquent la précarité énergétique par des facteurs socio-économiques et les caractéristiques des logements. Elles visent à identifier les causes principales afin d'apporter des recommandations en terme de politiques publiques nationales. En revanche, les études au niveau européen sont peu nombreuses et donc la question des disparités au sein de l'Europe est peu abordée.

Pour leur étude empirique Thomson et Snell (2013) utilisent les données de l'enquête Eurostat EU-SCIL 2007 (European Union Statistics on Income and Living Conditions). Ils disposent de données sur 201064 ménages issus de 17 pays européens pour l'année 2007. Les auteurs soulignent la plus forte vulnérabilité des ménages du Sud et de l'Est de l'Europe. Les estimations économétriques montrent notamment que la probabilité pour un ménage d'être dans l'incapacité à maintenir une température adéquate dans son logement est plus importante dans les zones rurales. L'objectif de ce papier est de comprendre à l'échelle des ménages les facteurs explicatifs de la vulnérabilité énergétique.

Bouzarovski et Tirado Herrero (2017) mettent l'accent sur les disparités entre les pays européens en terme de pauvreté énergétique et les présentent comme des inégalités territoriales. Selon eux, on retrouve la distinction classique de développement économique entre le cœur et la périphérie dans le cas de la précarité énergétique. 3 groupes de pays sont identifiés au sein de l'UE : (i) les pays du sud, (ii) les pays de l'est et (iii) les pays de l'ouest et du nord. Les pays du troisième groupe appartiennent au cœur, ils ont un niveau de pauvreté énergétique plus faible et une dynamique différente. Les facteurs explicatifs sont les performances économiques, les niveaux de revenu, la qualité du stock de logement et les politiques réelles permettant d'identifier les groupes vulnérables. Cette étude à une échelle plus macroéconomique reste une étude descriptive.

Comme le montre cette revue non exhaustive de la littérature la dimension macroéconomique et notamment la question des disparités en Europe est un sujet très peu abordé et l'objectif de cet article est d'apporter un nouvel éclairage sur cette dimension. Il s'agit d'analyser les disparités entre les pays européens et d'estimer la relation entre le revenu par habitant et la pauvreté énergétique, forme d'inégalité sociale et environnementale. Tester une courbe de Kuznets dans le cas de la pauvreté énergétique constitue l'originalité majeure de l'article. Par ailleurs, la dimension panel de l'échantillon qui inclut 28 pays européens sur la période 2004-2016 apporte un nouvel éclairage sur l'évolution de la précarité énergétique en Europe et des disparités entre les pays.

## 2. Méthodologie

### 2.1. Les indicateurs de la pauvreté énergétique en Europe

Les données sont issues de l'enquête EU-SILC d'Eurostat. Ce sont aujourd'hui les seules qui permettent d'établir une comparaison entre les pays européens et d'analyser l'évolution dans le temps des revenus des ménages et de leurs conditions de vie. Les données sont disponibles depuis 2004. D'un point de vue méthodologique certaines lacunes ont été soulignées notamment par Thomson et Snell (2013) et Krell, Frick et Grabka (2017) mais les données issues de cette enquête restent une bonne référence.

Pour notre analyse empirique nous avons retenu 28 pays<sup>5</sup> pour lesquels nous disposons de l'ensemble des données. Nous utilisons les données agrégées par pays publiées par Eurostat sur la période 2004-2016.

La pauvreté énergétique est un concept multidimensionnel qui est difficilement mesurée par un seul indicateur. Nous calculons un indicateur composite basé sur 3 mesures complémentaires de la pauvreté énergétique par pays, exprimées en pourcentage des personnes interrogées qui ont répondu:

- être dans l'incapacité à maintenir une température suffisamment chaude dans le logement (*PE\_température*) ;
- avoir été dans l'incapacité de payer en raison de difficultés financières une facture de services publics (d'eau, de gaz et d'électricité courantes) dans les douze derniers mois pour le logement principal (*PE\_facture*) ;
- vivre dans un logement ayant soit des fuites dans la toiture, soit des murs, sols ou fondations humides, soit de la pourriture dans les châssis de fenêtre ou le sol (*PE\_logement*).

---

<sup>5</sup> Autriche, Belgique, Bulgarie, Chypre, Tchéquie, Allemagne, Danemark, Espagne, Estonie, Finlande, France, Royaume-Unis, Grèce, Hongrie, Irlande, Italie, Lituanie, Luxembourg, Lettonie, Malte, Pays-Bas, Norvège, Pologne, Portugal, Roumanie, Slovaquie, Slovénie et Suède.

La corrélation entre l'incapacité de maintenir une température adéquate et l'incapacité de payer une facture est de 60% alors qu'elle est de 51% avec un logement mal isolé. Elle est de 40% entre l'incapacité de payer une facture et un logement mal isolé. Les 3 indicateurs mesurent des aspects différents de la précarité énergétique. Ils fournissent une mesure consensuelle de la pauvreté énergétique (Thomson et al., 2017). Selon Healy et Clinch (2002b) ils permettent de capturer des aspects plus larges de la précarité énergétique tels que l'exclusion sociale et la privation matérielle. L'incapacité de maintenir une température adéquate, tout en étant très subjectif et déclaratif, donne un aperçu de la perception des ménages vis-à-vis du chauffage dans les pays de l'UE. Les arriérés de facture, donnent une indication sur la proportion des ménages en difficultés financières en ce qui concerne les dépenses en gaz, eau et électricité. Enfin, déclarer vivre dans un logement avec des problèmes d'isolations n'est pas directement une mesure de pauvreté énergétique mais à l'échelle des pays de l'UE cela représente l'état du parc des logements, celui-ci étant corrélé à la précarité.

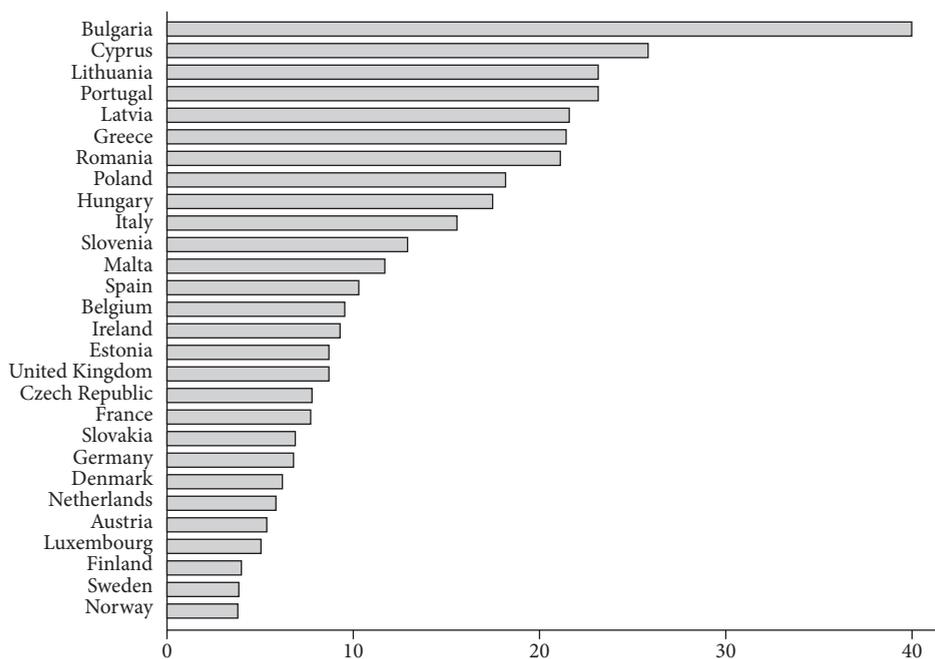
Healy et Clinch (2002b) proposent plusieurs indicateurs composites de la pauvreté énergétique. Un poids différent est affecté à chaque indicateur *PE\_température*, *PE\_facture* et *PE\_logement*. Dans notre analyse nous utiliserons l'indicateur composite retenu par Thomson et Snell (2013), Bouzarovski et Tirado Herrero (2017), noté *Index\_PE* et calculé de la manière suivante

$$Index\_PE = 0,5 \cdot PE\_température + 0,25 \cdot PE\_facture + 0,25 \cdot PE\_logement$$

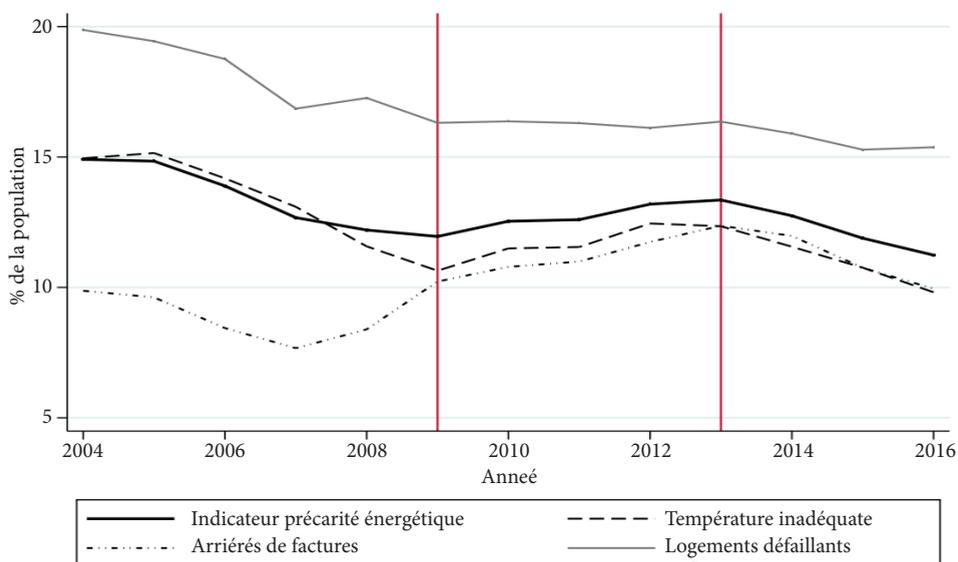
Cet indicateur de précarité énergétique accorde plus de poids à la déclaration d'être dans l'incapacité à maintenir une température adéquate dans le logement par rapport aux arriérés de factures et aux logements insalubres. Il n'existe pas une définition de la précarité énergétique, c'est pourquoi les résultats seront aussi comparé aux résultats obtenus avec le pourcentage de ménage déclarant être dans l'incapacité de maintenir une température adéquate. Les arriérés de factures et les logements insalubres pouvant avoir d'autres explications qu'une incapacité de faire face au coût énergétique, ces deux mesures ne seront pas utilisées d'une manière isolée.

Le graphique 1 présente la valeur moyenne de l'indicateur sur l'ensemble de la période par pays. Le maximum est observé en Bulgarie avec une valeur de 40 et le minimum en Norvège avec une valeur de 3,73. Les pays du Nord et de l'Ouest de l'Europe ont les indices les plus faibles.

Le graphique 2 montre l'évolution de la valeur moyenne sur les 28 pays de l'indicateur entre 2004 et 2016. On distingue 3 phases d'évolution : (i) 2004-2009 l'indice diminue de 14,91 à 11,95 (ii) 2009-2013 il augmente jusqu'à la valeur 13,95, après la crise de 2008, il revient à se rapproche de sa valeur initiale de 2004 (iii) 2013-2016 il diminue pour atteindre sa valeur la plus faible sur l'ensemble de la période 11,23.



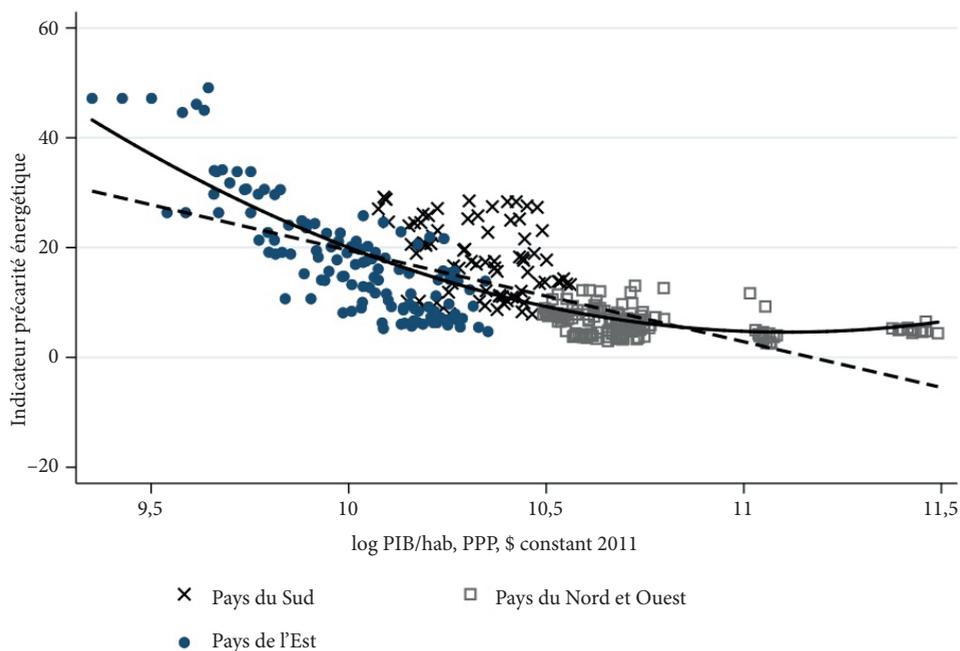
**Graphique 1. Indicateur composite de la pauvreté énergétique en Europe (moyenne sur la période 2004-2016)**



**Graphique 2. Evolution de l'indicateur composite de la pauvreté énergétique en Europe (moyenne sur les 28 pays européens)**

## 2.2. Les facteurs explicatifs

Les analyses empiriques identifient principalement 3 facteurs qui expliquent la précarité énergétique: le revenu, les caractéristiques du logement et le coût de l'énergie. Au niveau macro-économique les disparités observées entre les pays européens sont notamment liées à la question du développement économique. Dans la littérature, 3 groupes de pays européens ont été identifiés : les pays du Sud, les pays de l'Est et les pays du Nord et de l'Ouest de l'Europe. La corrélation entre l'indicateur composite de pauvreté énergétique et le PIB par tête exprimé en log est négatif et égale à  $-65\%$ . Le graphique 3 présente la relation entre les variables *Index\_PE* et *log PIB\_hab*. La relation est décroissante mais l'ajustement quadratique semble plus pertinent que l'ajustement linéaire et laisse supposer l'existence d'une courbe en U en Europe. Le niveau de richesse par habitant semble donc un facteur déterminant. Une forme en U de la relation indique qu'il y aurait un seuil de niveau de vie à partir duquel la précarité énergétique pourrait s'aggraver de nouveau. On distingue aussi clairement une disparité en fonction du groupe de pays européens. Les pays de l'Est avec un niveau de richesse relativement plus faible aux autres pays ont un indicateur de pauvreté énergétique en moyenne supérieur aux pays du Sud de l'Europe et du Nord et Ouest.

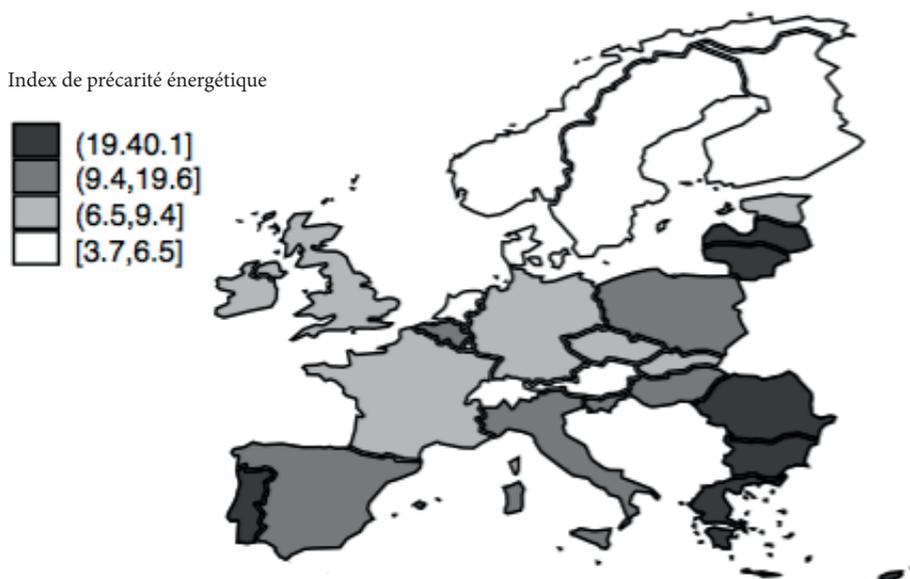


**Graphique 3. Relation entre l'indice de pauvreté énergétique et le PIB par habitant**

Les autres facteurs explicatifs cités dans la littérature sont notamment : le prix de l'énergie, la qualité du stock de logement et le taux d'urbanisation. Au niveau de l'analyse empirique nous retiendrons le prix de l'énergie et le taux d'urbanisation<sup>6</sup>.

Le coût de la facture énergétique des ménages est une source évidente de précarité énergétique. Pour les 28 pays sur l'ensemble de la période, Eurostat publie le prix de l'électricité toutes taxes comprises pour les consommateurs domestiques en Standard de Pouvoir d'Achat (SPA)<sup>7</sup>. Ce prix a été divisé par l'indice annuel des prix à la consommation afin d'obtenir le prix réel de l'électricité. Le prix moyen en SPA a été de 0,19 avec un minimum de 0,09 en Grèce en 2005 et un maximum de 0,39 à Malte en 2006. On observe un prix moyen plus faible dans les pays du Nord et de l'Ouest de l'Europe avec une moyenne autour de 0,17 SPA et une moyenne autour de 0,22 pour les pays du Sud et de l'Est. La corrélation entre le prix de l'électricité et l'indice composite de précarité énergétique est de 33,6%.

Les statistiques sur les zones rurales dans l'Union Européenne<sup>8</sup> soulignent que les personnes vivant en zones rurales sont plus exposées au risque de pauvreté énergétique notamment dans beaucoup de pays de l'Est (Bulgarie, Roumanie,

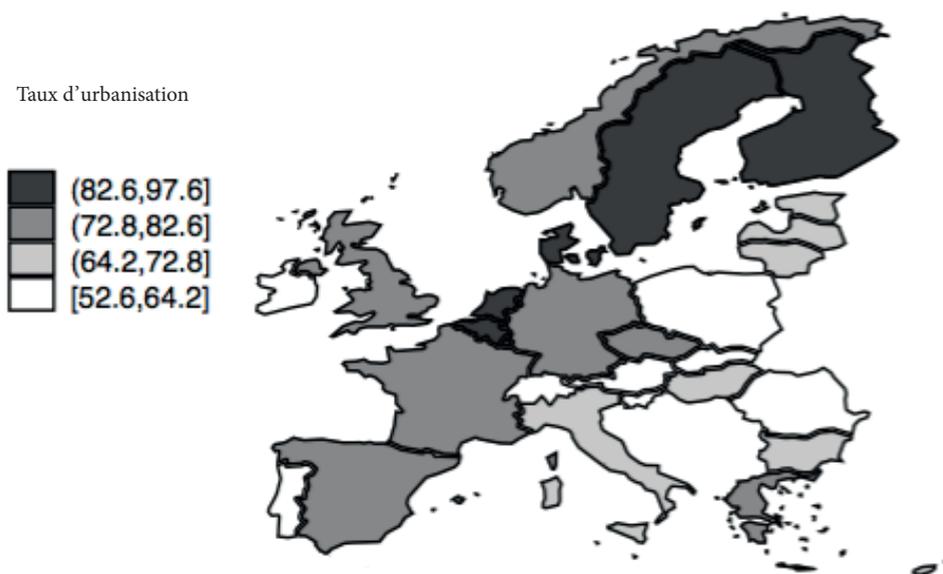


**Graphique 4. Indice de pauvreté énergétique moyen par pays**

<sup>6</sup> Au niveau macro-économique sur l'ensemble des 20 pays et la période 2004-2016, il n'y a pas de statistique sur le stock de logement, dans la modélisation ce facteur sera considéré comme une caractéristique pays et donc comme un effet fixe pays.

<sup>7</sup> Avant 2007 nous avons utilisé le tarif pour une consommation annuelle de 3500kwh et après 2007, le tarif pour une consommation annuelle entre 2500 et 5000 kwh.

<sup>8</sup> [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Statistics\\_on\\_rural\\_areas\\_in\\_the\\_EU/fr#Risque\\_de\\_pauvret.C3.A9\\_et\\_d.E2,80,99exclusion\\_sociale](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Statistics_on_rural_areas_in_the_EU/fr#Risque_de_pauvret.C3.A9_et_d.E2,80,99exclusion_sociale)



Graphique 5. Taux d'urbanisation moyen par pays

Lettonie, Lituanie, Hongrie, Pologne, ...) et des pays du Sud de l'Europe (Espagne, Grèce et Portugal). La corrélation entre l'indice composite de précarité énergétique *Index\_PE* et le taux d'urbanisation est négative, elle est de  $-34\%$ . Le graphique 4 montre la disparité de l'indicateur composite de précarité énergétique entre pays européen. Le graphique 5 présente la répartition géographique du taux d'urbanisation. Les pays du Nord et de l'Ouest de l'Europe ont un taux d'urbanisation en moyenne plus fort (80% contre 74% dans les pays du Sud et 63% dans les pays de l'Est) et un niveau de précarité énergétique en moyenne plus faible (6% contre 18% environ dans les pays du Sud et de l'Est de l'Europe). Il existe cependant une disparité pour les pays du Sud et de l'Est avec une hétérogénéité plus importante du taux d'urbanisation et de précarité énergétique.

Le tableau 1 présente les sources des données et les statistiques descriptives.

### 2.3. Modèle et méthode d'estimation

Empiriquement, il existe une relation non linéaire entre les inégalités de revenu et le niveau de développement, représentée par la courbe de Kuznets. La précarité énergétique est une forme de l'inégalité environnementale et on observe une forte corrélation (63%) entre l'indice de GINI et l'indicateur composite de précarité énergétique *Index\_PE*.

Afin de tester l'existence d'une relation de type Kuznets, on estime le modèle suivant

**Tableau 1. Statistiques descriptives**

Variables	N	mean	sd	min	max	Source	Intitulé
Index_PE	364	12,93	9,123	2,525	49,10	Calcul des auteurs	Indice composite de la précarité énergétique
PE_température	364	12,27	13,15	0,300	69,50	Enquête EU-SILC-Eu-rostat	% de la population dans l'incapacité à maintenir une température adéquate dans le logement
PE_facture	364	10,21	7,857	1,100	42,20	Enquête EU-SILC-Eu-rostat	% de la population ayant des arriérés de factuyres courantes
PE_logement	364	16,94	7,930	4,400	43,90	Enquête EU-SILC-Eu-rostat	% de la population vivant dans un logement ayant soit des fuites dans la toiture, soit des murs, sols ou fondations humides, soit de la pourriture dans les châssis de fenêtre ou le sol
PIB_hab	364	35,385	15,431	11,507	97,864	World Bank – WDI	PIB par habitant PPP (constant 2011 international \$)
Prix_Electricite	364	0,198	0,0518	0,0954	0,399	Eurostat	prix réel de l'électricité toutes taxes comprises pour les consommateurs domestiques en Standard de Pouvoir d'Achat (SPA)
Indice Prix Energie	299	99,23	10,42	74,9	128,3	International Energy Agency	Indice de prix réel de l'énergie pour le secteur domestique
URBAN	364	73,17	12,12	51,31	97,92	World Bank – WDI	population urbaine en % du total

$$\begin{aligned}
 & \textit{Précarité Energétique}_{it} \\
 &= \beta_{1i} + \beta_2 \log \textit{PIB\_hab}_{it} + \beta_3 (\log \textit{PIB\_hab})_{it}^2 + \beta_4 \textit{Prix Energie}_{it} \\
 &+ \beta_5 \textit{Urbanisation}_{it} + \beta_6 \textit{Précarité Energétique}_{it-1} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

Le coefficient  $\beta_{1i}$  représente les effets fixes pays et  $\varepsilon$  le terme d'erreur. Le modèle est dynamique et estimé avec la méthode Arrellano et Bond. Afin de tester la validité des instruments les test d'autocorrélation des résidus et le test de suridentification de Sargan-Hansen sont présentés.

Les variables *Index\_PE* comme indicateur composite et *PE\_température* sont successivement utilisées pour approximer la variable *Précarité Energétique*. Par ailleurs, afin de tester la robustesse des résultats, 2 mesures de prix de l'énergie sont utilisées. La série du prix de l'électricité d'Eurostat disponible pour les 28 pays sur la période 2004-2016 et l'indice de prix réel de l'énergie pour le secteur domestique de l'International Energy Agency (IEA, 2019). Cet indice est disponible pour 23 pays de l'OCDE sur la période 2004-2016. Cet indice a l'avantage de prendre en compte un panel plus large du coût de l'énergie pour les ménages tel que le pétrole, le charbon, le gaz naturel et l'électricité. Cependant il exclut de l'échantillon les pays suivants : Bulgarie, Chypre, Lituanie, Malte et Roumanie. Le coefficient de corrélation entre les 2 prix est seulement de 40%. L'utilisation de cette variable avec une définition plus fine du prix de l'énergie mais en excluant la Bulgarie, Chypre et la Lituanie permet aussi de tester la robustesse des résultats aux valeurs extrêmes de nos indicateurs de précarité énergétique.

Le modèle étant dynamique les effets, à court terme et à long terme, d'une variation du revenu sont mesurés de la manière suivante :

- Effet à court terme :  $\beta_2 + 2 \cdot \beta_3 \cdot \log \textit{PIB\_hab}$
- Effet à long terme :  $\frac{\beta_2 + 2 \cdot \beta_3 \cdot \log \textit{PIB\_hab}}{1 - \beta_6}$

Les effets sont mesurés avec la valeur moyenne du PIB par habitant observé en 2016 sur les 28 pays et par groupe de pays : pays du Sud, pays de l'Est et pays du Nord et de l'Ouest.

Le point de retournement, niveau de PIB par habitant à partir duquel le signe de l'effet marginal du PIB par habitant change, est donné par :  $\log \textit{PIB\_hab}^r = -\frac{\beta_2}{2 \cdot \beta_3}$ .

### 3. Résultats et discussion

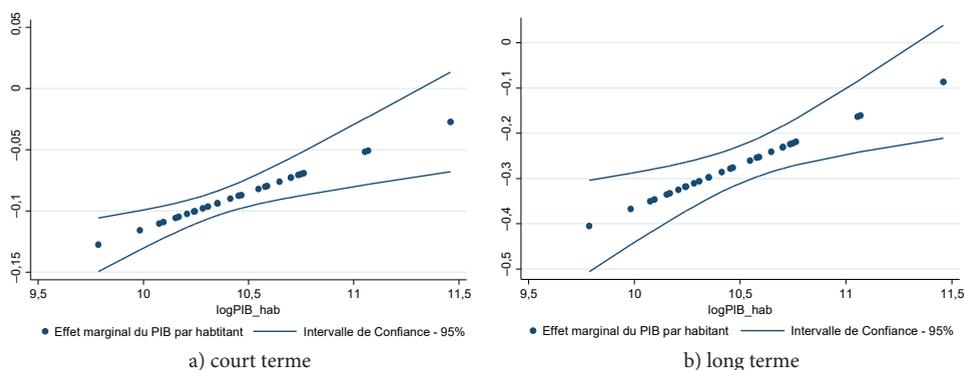
Les résultats d'estimation sont présentés dans le tableau 2. Les effets prix sont positifs. Une augmentation du coût de l'énergie induit une augmentation de la précarité énergétique. Une hausse du prix de l'électricité de 1% induit une augmentation

de 0,015 point de pourcentage de l'indicateur de précarité énergétique *Index\_PE* (colonne (2)) et 0,042 point de pourcentage de *PE\_température* (colonne (4)). L'effet mesuré avec l'indice réel du prix de l'énergie est similaire suggérant que nos résultats sont robustes aux valeurs extrêmes de la Bulgarie. Le taux d'urbanisation a un impact négatif, une augmentation de 1 point de pourcentage induit une baisse de la précarité de 0,2 point de pourcentage de *Index\_PE* (colonne (2)) et une baisse de 0,47 point de pourcentage de *PE\_température* (colonne (4)). L'effet est un peu plus fort sur l'échantillon de 23 pays sachant que les pays exclus sur cet échantillon sont des pays avec un taux d'urbanisation plus faibles. Ce résultat est conforme aux résultats de la littérature suggérant que les zones rurales sont plus exposées au risque de précarité énergétique.

L'objectif du papier est d'évaluer la relation entre le niveau de développement économique et la précarité énergétique. Les résultats d'estimation montrent qu'il y a une relation non linéaire. La précarité énergétique, expression d'une inégalité environnementale, diminue avec le niveau de développement et à partir d'un certain seuil, la relation s'inverse. Ce résultat est donc contraire à l'hypothèse de Kuznets selon laquelle au stade initial de développement les inégalités augmentent avec la croissance économique mais à partir d'un seuil elles diminuent. La précarité énergétique vue comme une approximation d'inégalité environnementale diminue donc avec le développement jusqu'à atteindre un seuil à partir duquel cette relation peut s'inverser.

L'analyse des résultats de la colonne (2) indique que le point de retournement se situe à un PIB par habitant en logarithme de 11,91. Aucun pays de l'échantillon n'a atteint ce seuil. Le maximum observé est égal à 11,49 au Luxembourg.

Les effets marginaux sont représentés graphique 6.



Graphique 6. Effet marginal du revenu par tête sur *Index\_PE*

**Tableau 2. Les déterminants de la précarité énergétique (PE)**

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Index_PE	Index_PE	PE_ température	PE_ température	Index_PE	Index_PE	PE_ température	PE_ température
Index_PE ( $t-1$ )	0,6869*** (0,0121)	0,6846*** (0,0143)	0,7579*** (0,0076)	0,7552*** (0,0144)	0,6591*** (0,0162)	0,6644*** (0,0159)	0,7611*** (0,0111)	0,7555*** (0,0117)
PE_ température ( $t-1$ )	-71,5238*** (14,8895)	-71,4972*** (18,6329)	-96,1890*** (12,0744)	-114,697*** (26,5056)	-171,147*** (29,1665)	-177,795*** (28,4547)	-137,703*** (19,5655)	-201,390*** (34,6916)
logPIB_hab	3,0418*** (0,7329)	3,0004*** (0,9007)	4,2617*** (0,6067)	5,1046*** (1,3089)	7,7707*** (1,4105)	8,0531*** (1,3725)	6,2274*** (1,0005)	9,2291*** (1,7032)
logPrix_Electricite	1,3669*** (0,5177)	1,5225** (0,6190)	4,3847*** (0,3809)	4,2866*** (0,7351)				
Indice Prix Energie					0,0273*** (0,0048)	0,0248*** (0,0049)	0,0261*** (0,0044)	0,0354*** (0,0078)
Taux Urbanisation		-0,1988* (0,1055)		-0,4750*** (0,1075)		-0,3449* (0,2017)		-0,6133** (0,2807)
trend	0,0080 (0,0160)	0,0450* (0,0271)	-0,0793*** (0,0143)	0,0190 (0,0286)	0,0123 (0,0103)	0,0932** (0,0446)	-0,0292** (0,0146)	0,0850 (0,0702)
Point de retournement logPIB_hab [IC] <sup>(1)</sup>	11,75 [10,99, 12,52]	11,91 [10,97, 12,85]	11,28 [10,89, 11,67]	11,23 [10,65, 11,81]	11,01 [10,75, 11,27]	11,03 [10,78, 11,29]	11,05 [10,64, 11,47]	10,91 [10,63, 11,18]
Observations	308	308	308	308	253	253	253	253
Nombre de pays	28	28	28	28	23	23	23	23
AR1-pval	0,01	0,01	0,02	0,02	0,008	0,007	0,001	0,001
AR2-pval	0,84	0,84	0,94	0,95	0,68	0,68	0,78	0,81
sargan-pval	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Notes : entre parenthèse figurent les écart-types, \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ . Méthode d'estimation : Arrellano et Bond. (1) : [IC] = intervalle de confiance pour  $\alpha = 5\%$ .

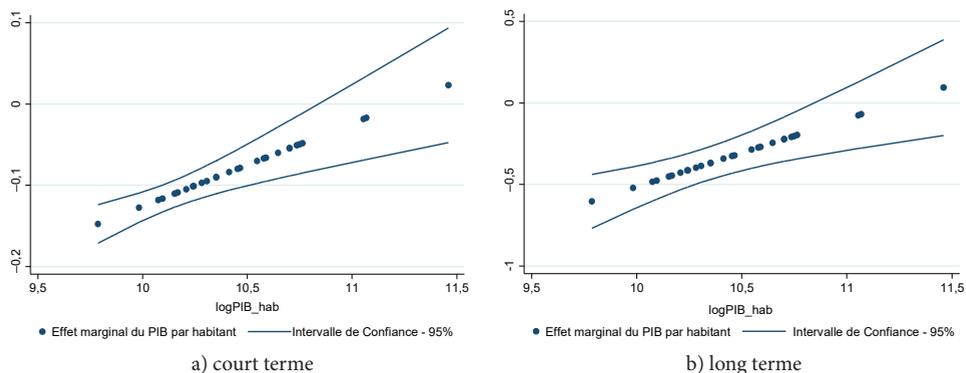
Aux extrémités gauches des graphiques 6 se trouvent la plupart des pays de l'Est avec un niveau de développement relativement plus faible que le reste des pays européens. En 2016, la Bulgarie avait un niveau de PIB par tête en logarithme égal à 9,78, les résultats d'estimation indiquent qu'une augmentation de 1% de son PIB par tête a impact négatif sur *Index\_PE*, celui-ci diminue de 0,12 point de pourcentage à court terme et de 0,4 points à long terme. Le niveau du PIB par tête en logarithme en France s'élevait à 10,54, une augmentation de 1% du PIB par tête réduit la précarité énergétique de 0,08 point de pourcentage à court terme et de 0,27 points à long terme. Dans les pays les plus riches de l'Europe, aux extrémités droites des graphiques 6, comme au Luxembourg<sup>9</sup> il n'est pas significatif.

En décomposant les effets par zones géographiques, l'impact marginal de la croissance économique est plus fort dans les pays du Sud et de l'Est de l'Europe que dans les pays du Nord et de l'Ouest (tableau 3).

Tableau 3. Effet marginal du PIB par habitant sur *Index\_PE*

	Log PIB_hab moyenne 2016	Effet de court terme (en point de %)	Effet de long terme (en point de %)
Pays de l'Est	10,15	-0,10	-0,33
Pays du Sud	10,33	-0,09	-0,30
Pays du Nord et de l'Ouest	10,79	-0,06	-0,21

Les résultats obtenus sont identiques pour les 2 indicateurs retenus : *Index\_PE* et *PE\_température* (graphique 7 et tableau 4). Notamment le résultat selon lequel l'effet marginal du revenu est non significatif quand il se rapproche de 11 en logarithme soit près de 60 000 \$ par habitant en PPP constant 2011. La disparité entre les 3 zones de l'Europe est également confirmée.



Graphique 7. Effet marginal du revenu par tête sur *PE\_température*

<sup>9</sup> Le Luxembourg avait un PIB par tête en logarithme de 11,46 en 2016.

**Tableau 4. Effet marginal du PIB par habitant sur Index\_PE**

	Log PIB_hab moyenne 2016	Effet de court terme (en point de %)	Effet de long terme (en point de %)
Pays de l'Est	10,15	-0,10	-0,44
Pays du Sud	10,33	-0,09	-0,37
Pays du Nord et de l'Ouest	10,79	-0,04	-0,18

## Conclusion

Selon l'hypothèse de la courbe de Kuznets, initialement les inégalités augmentent avec la croissance économique, puis à partir d'un seuil elle diminue. Le papier examine la relation entre croissance économique et inégalités environnementales en Europe. Il utilise pour cela deux indicateurs de précarité, la part de la population dans l'incapacité à maintenir une température suffisamment chaude dans le logement et un indice composite prenant en compte 3 indicateurs : l'incapacité à maintenir une température suffisamment chaude dans le logement, l'incapacité de payer une facture de services publics et le fait de vivre dans un logement insalubre.

Nos résultats montrent que la croissance économique en Europe permet de réduire la précarité énergétique. L'impact est plus fort dans les pays du Sud et de l'Est de l'Europe à court terme et à long terme. A partir d'un seuil de richesse par habitant, l'impact n'est plus significatif. Ce phénomène est observé pour les pays les plus riches de l'Europe.

Ce résultat confirme qu'une amélioration du niveau de vie de la population notamment dans les pays du Sud et de l'Est de l'Europe a permis de réduire la précarité énergétique. Ainsi, le développement économique des pays de l'Est s'est accompagné d'une très forte baisse de la précarité énergétique. Par exemple, en Pologne, en Bulgarie et en Lettonie le taux de croissance du PIB par tête entre 2004 et 2016 a été respectivement de 57%, 55% et 52% et la variation de leur indice composite de précarité énergétique a été respectivement de -25, -17 et -16. Ces pays ne sont pas, par ailleurs, reconnus pour avoir mis en œuvre des politiques fortes en faveur de la réduction de la précarité énergétique (ASSIST 2Gether, 2018). Dans des pays plus riches qui ont bénéficié d'une forte croissance économique par tête comme la Suède et l'Irlande (+16% et +39% entre 2004 et 2016 respectivement) on observe une augmentation de la précarité (+0,3 et +2,3 d'indice composite de précarité entre 2004 et 2016 respectivement). Les résultats confirment par ailleurs un impact positif d'une hausse des prix de l'énergie sur la précarité et un impact négatif d'un accroissement du taux d'urbanisation.

En conclusion, en Europe, le développement économique a été un facteur important de réduction de la pauvreté énergétique mais plus de croissance n'induit pas systématiquement moins de précarité, des mesures en faveur de l'efficacité

énergétique et/ou des mesures visant à accroître le pouvoir d'achat des ménages doivent être mises en place au niveau national. Le niveau national semble le plus pertinent car les mesures doivent prendre en compte les spécificités nationales et cibler les ménages les plus vulnérables. Dans un contexte futur d'augmentation du prix des énergies ces mesures sont encore plus primordiales.

## References

- Assist 2Gether. (2018). *Vulnerable consumers and fuel poverty report*. European Union's Horizon.
- Belaïd, F. (2018). Exposure and risk to fuel poverty in France: Examining the extent of the fuel precariousness and its salient determinants. *Energy Policy*, 114, 189-200.
- Boardman, B. (2010). *Fixing fuel poverty: Challenges and solutions*. London: Earthscan.
- Bouzarovski, S., & Tirado Herrero, S. (2017). The energy divide: Integrating energy transitions, regional inequalities and poverty trends in the European Union. *European, Urban and Regional Studies*, 24(1), 69-86.
- Bouzarovski, S., Patrova, S., & Sarlamanov, R. (2012). Energy poverty in the EU: A critical perspective. *Energy Policy*, 49, 76-82.
- Charlier, D., Risch, A., & Salmon, C. (2015). Les indicateurs de la précarité énergétique en France. *Revue Française d'Economie*, 4(30), 187-230.
- Chaton, C., & Lacroix, E. (2018). Does France have a fuel poverty trap?. *Energy Policy*, 113, 258-268.
- Deininger, K., & Lyn, S. (1996). A new data set measuring income inequality. *World Bank Economic Review*, 10(3), 565-591.
- Deininger, K., & Lyn, S. (1998). New ways of looking at old issues: Inequality and growth. *Journal of Development Economics*, 57, 259-287.
- Devallière, I. (2007). Comment prévenir la précarité énergétique? Les leviers possibles et risques inhérents à la libéralisation du service de l'énergie. *Les Annales de la Recherche Urbaine*, 103, 137-143.
- EC. (2009a). Directive 2009/72/EC of the European Parliament and of the Council of 13 July 2009 concerning common rules for the internal market in electricity and repealing Directive 2003/54/EC.
- EC (2009b). Directive 2009/73/EC of the European Parliament and of the Council of 13 July 2009 concerning common rules for the internal market in natural gas and repealing Directive 2003/55/EC.
- Gallup, J. L. (2012). *Is there a Kuznets curve?*. (Unpublished manuscript). Portland; Portland State University.
- Healy, J., & Clinch, J. P. (2002a). Fuel poverty, thermal comfort and occupancy: Results of a national household—survey in Ireland. *Applied Energy*, 73(3-4), 329-343.
- Healy, J., & Clinch, J. P. (2002b). *Fuel poverty in Europe: A cross country analysis using a new composite measure*. (Environmental Studies Research Series Working Papers, University College Dublin).

- Healy, J., & Clinch, J. P. (2004). Quantifying the severity of fuel poverty, its relationship with poor housing and reasons for non-investment in energy-saving measures in Ireland. *Energy Policy*, 32, 207-220.
- IEA. (2019). *Energy prices and taxes*.
- Krell, B. K., Frick, J. R., & Grabka, M. M. (2017). Measuring the consistency of cross-sectional and longitudinal income information in EU-SILC. *The Review of Income and Wealth*, 63(1), 30-52.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- Legendre, B., & Ricci, O. (2015). Measuring fuel poverty in France: Which households are the most fuel vulnerable?. *Energy Economics*, 49, 620-628.
- Lewis, P. (1982). *Fuel poverty can be stopped*. Bradford: National Right for Fuel Campaign.
- Li, K., Lloyd, B., Liang, X., & Wei, Y. (2014). Energy poor or fuel poor: What are the differences?. *Energy Policy*, 68, 476-481.
- List, J. A., & Gallet, G. A. (1999). The Kuznets curve: What happens after the inverted-U?. *Review of Development Economics*, 3(2), 200-206.
- Moore, R. (2012). Definitions of fuel poverty: Implications for policy. *Energy Policy*, 40, 19-26.
- Nolay, P. (Ed.). (2006). *EPEE Project European fuel poverty and energy efficiency*. Paris: Alphéïs.
- Observatoire National de la Précarité Énergétique (ONPE). (2019). *Les chiffres clés de la précarité énergétique 2019*.
- Palmer, G., MacInness, T., & Kenway, P. (2008). *Cold and poor: An analysis of the link between fuel poverty and low income*. Report New Policy Institute.
- Pereira, M. G., Freitas, M. A. V., & da Silva, N. F. (2010). Rural electrification and energy poverty: Empirical evidences from Brazil. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 14(4), 1229-1240.
- Poruschi, L., & Ambrey, C. L. (2018). Densification, what does it means for fuel poverty and energy justice? An empirical analysis. *Energy Policy*, 117, 208-217.
- Pye, S., & Dobbins, A. (2015). *Energy poverty and vulnerable consumers in the energy sector across the EU: Analysis of policies and measures*. INSIGHT-E, Policy Report 2.
- Reddy, A. (2000). Energy and social issues. In World Energy Council and UNDP (Eds.), *Energy and the challenge of sustainability* (pp. 39-60). New York: United Nations Development Programme.
- Roberts, D., Vara-Toscano, E., & Phimister, E. (2015). Fuel poverty in the UK: Is a difference between rural and urban areas?. *Energy Policy*, 87, 216-223.
- Scarpellini, S., Rivera-Torres, P., Suárez-Perales, I., & Aranda-Usón, A. (2015). Analysis of energy poverty intensity from the perspective of the regional administration: Empirical evidence from households in southern Europe. *Energy Policy*, 86, 729-738.
- Thomson, H., Bouzarovski S., & Snell, C. (2017). Rethinking the measurement of energy poverty in Europe: A critical analysis of indicators and data. *Indoor and Built Environment*, 26(7), 879-901.
- Thomson, H., & Snell, C. (2013). Quantifying the prevalence of fuel poverty across the European Union. *Energy Policy*, 52, 563-572.

# COMMENT ÉCONOMISER LA RESSOURCE EAU EN AGRICULTURE ?

## How to save water in agriculture ?

**CATHERINE BENJAMIN<sup>1</sup>**

Univ Rennes, CNRS, CREM – UMR6211, F-35000 Rennes, France  
catherine.benjamin@univ-rennes1.fr  
ORCID : 0000-0002-2054-7746

**ALEJANDRA GIRALDO HURTADO**

Univ Rennes, CNRS, CREM – UMR6211, F-35000 Rennes, France  
ORCID : 0000-0003-4338-2822

**Abstract :** Agricultural use of water, accounting for 70% of water use worldwide, both contributes and is confronted to water scarcity. This problem becomes more urgent as world's population continues to grow and climate change is accelerating. Improving the efficiency of water use is usually presented as an opportunity for large water savings in the agricultural sector. However, recent literature has pointed out that the introduction of more efficiency irrigation systems may actually increase water catchment depletion. This is explained by the so-called rebound effect or Jevons paradox, a phenomenon widely study in the energy sector. The price reduction following the efficiency improvement leads to an increase in water use which ends up eroding, completely or partially, the savings expected from the new technology. In this paper, we present a theoretical framework to analyze farmers' incentives to save water after an improvement of the irrigation efficiency. Moreover, we study the variability of irrigation demand following an energy price shock. Our findings suggest that incentive to water saving are determine by the underlying energy context.

**Keywords :** rebound effect, irrigation, water management.

**Résumé :** L'irrigation représente plus de 70% de l'utilisation d'eau au niveau mondial et cette activité peut non seulement subir la rareté croissante de l'eau mais aussi contribuer à sa raréfaction. Aussi, ce problème devient plus pressant avec l'augmentation de la population et l'exacerbation du changement climatique. L'amélioration de l'efficacité de l'utilisation de l'eau est généralement présentée comme une opportunité pour réaliser

---

<sup>1</sup> Université de Rennes, 7 place Hoche, 35065 Rennes.

des économies d'eau dans le secteur agricole. Toutefois, l'amélioration de l'efficacité peut avoir un effet non attendu. En raison de modification des comportements individuels des exploitants agricoles, la demande en eau peut augmenter. Cette adaptation de comportement est connue dans la littérature économique sous le nom d'effet rebond ou paradoxe de Jevons. L'amélioration de l'efficacité d'une technologie d'usage d'une ressource peut conduire à l'augmentation de la consommation de cette ressource, en réduisant les économies attendues. Dans ce papier, nous présentons un cadre théorique pour analyser les incitations des agriculteurs à économiser de l'eau suite à une amélioration de l'efficacité du système d'irrigation. De plus, nous étudions les variations de la demande d'irrigation sous différents contextes économiques, notamment, suite à un choc dans le prix de l'énergie. Nos résultats suggèrent que les incitations à faire des économies d'eau sont fortement liées au contexte énergétique.

**Mots-clés :** effet rebond, irrigation, gestion des ressources en eau.

**JEL Classification :** Q15, Q25, Q55.

## Introduction

Au niveau mondial, de nombreux rapports montrent que la demande en eau augmente fortement, notamment, en raison de la croissance de la population mondiale et de l'augmentation des superficies de terres agricoles irriguées. L'eau est, non seulement, indispensable pour la vie humaine mais elle est aussi un facteur de production essentiel pour la création de ressources alimentaires. La raréfaction des ressources en eau observée dans de nombreux pays pourraient, ainsi, conduire certaines régions à perdre jusqu'à 6% de leur PIB d'ici 2050 (World Bank, 2016).

Le changement climatique devrait aggraver l'ampleur des pénuries d'eau, surtout dans les régions qui sont déjà en déficit hydrique. A l'échelle mondiale, il est ainsi prévu que les températures dans le monde pourraient augmenter (de 1,6 degrés Celsius à 6 degrés Celsius d'ici 2050). Si les sécheresses sont plus fréquentes et plus graves, elles vont avoir des répercussions négatives sur la production agricole, tandis que la hausse des températures pourra se traduire par une augmentation de la demande en eau des cultures (World Bank, 2016). Pour chaque degré de réchauffement supplémentaire, 7% de la population mondiale pourrait connaître une diminution d'au moins 20% des ressources en eau renouvelables (GIEC, 2018).

L'agriculture peut non seulement subir la rareté croissante de l'eau mais aussi contribuer à l'exacerbation de la raréfaction de cette ressource. La consommation mondiale d'eau utilisée pour l'agriculture a ainsi été multipliée par six entre 1900 et 2014<sup>2</sup>. L'irrigation représente plus de 70% de l'utilisation d'eau au niveau mondial,

---

<sup>2</sup> Source des données *Global International Geosphere-Biosphere Programme* (IGB), publié dans le site <https://ourworldindata.org/water-use-stress>

plus de 44% en moyenne pour les pays de l'OCDE et plus de 80% pour certains pays (OCDE, 2014).

Des incitations économiques peuvent être mis en place pour tenter de résoudre ces conflits d'usage sur la ressource en eau. Classiquement, les politiques publiques visant à atténuer le problème de raréfaction de cette ressource naturelle étaient principalement orientées vers des investissements en infrastructures pour accroître l'offre d'eau (construction de barrages, de canaux, de systèmes de purification, d'usines de désalinisation et d'autres infrastructures hydrauliques). Mais ces infrastructures ont un coût financier très important. D'autres instruments incitatifs de marché peuvent être mis en place en jouant par exemple sur le niveau du prix de l'eau. Un usage excessif en eau pouvant être encouragé par le fait que, dans la plupart des pays, les agriculteurs ne paient pas l'intégralité du coût de l'eau qu'ils utilisent. Dans le domaine de l'irrigation, de nombreux travaux ont ainsi porté sur l'estimation de la demande d'eau en agriculture pour mesurer la disposition à payer des agriculteurs pour cette ressource (Pfeiffer & Lin, 2014b).

En Union Européenne, un document de référence sur la politique d'utilisation rationnelle des ressources intitulé « The Roadmap to a Resource Efficient Europe » de la Commission Européenne (CE) identifie des mesures potentielles afin de faire face à la pression actuelle sur l'utilisation de l'eau. Un levier d'action est la mise en place de subventions pour inciter les producteurs à investir dans des technologies plus économes en eau (European Commission, 2011).

L'amélioration de l'efficacité des technologies dans l'utilisation de l'eau est, généralement, présentée comme une solution pour réaliser des économies d'eau dans le secteur agricole (European Commission, 2011). Théoriquement, l'investissement dans une technologie d'irrigation économe en eau devrait permettre d'obtenir des rendements similaires à ceux obtenus avec du matériel ancien pour un volume d'eau moins important. La quantité d'eau appliquée aux cultures avec du matériel ancien est souvent perdue par évaporation sans avoir été utilisée (Pfeiffer & Lin, 2014b).

Aussi, des techniques d'irrigation plus efficaces peuvent être développées pour permettre de diminuer la quantité d'eau utilisée. Toutefois, l'amélioration de l'efficacité peut avoir un effet non attendu. En raison de modification des comportements individuels des exploitants agricoles, la demande en eau peut augmenter. En effet, les producteurs agricoles utilisant des techniques plus productives peuvent avoir une incitation à utiliser plus d'eau soit, par exemple, en irriguant de nouvelles surfaces agricoles ou en cultivant d'autres cultures nécessitant plus d'eau (Li & Zhao, 2018).

Cette adaptation de comportement est connue dans la littérature économique sous le nom d'effet rebond ou paradoxe de Jevons. L'amélioration de l'efficacité d'une technologie d'usage d'une ressource peut conduire à l'augmentation de la consommation de cette ressource. Ce paradoxe a fait l'objet de l'attention de

nombreux travaux empiriques dans le domaine de l'énergie et des transports (Sorrell, Dimitropoulos, & Sommerville, 2008).

Par rapport à la gestion de l'eau, les travaux appliqués sont très récents, la majeure partie des travaux sont des évaluations *ex-post* évaluant l'impact de programmes de subventions à l'investissement dans du matériel économe en eau. Les résultats empiriques montrent que ces programmes ont des effets contrastés sur l'usage de l'eau et ne permettent pas systématiquement une diminution de la demande en eau. Dans certains cas, ces programmes publics ont même conduit à une augmentation de l'usage en eau (Song, Guo, Wu, & Sun, 2018).

Il n'y a que très peu de travaux théoriques permettant de rechercher les conditions dans lesquelles une amélioration de l'efficacité pourrait conduire à une augmentation de la ressource en eau. Ces travaux montrent que l'augmentation de l'usage en eau peut être observée non seulement suite à une amélioration de la technologie d'irrigation, mais aussi suite à une modification du coût de l'eau (Song et al., 2018).

Un élément clé dans l'ajustement du comportement des agriculteurs est lié au prix de l'énergie qui est une composante importante du coût d'irrigation. Un système d'irrigation plus efficace est directement associé avec une demande d'énergie plus élevée, aussi, toute variation du niveau d'efficacité de l'irrigation aura un effet à la fois sur la demande d'eau et la demande d'énergie. Par conséquent, une hausse du prix de l'énergie augmente les prix des facteurs de production intensifs en énergie et notamment la demande d'eau (Pfeiffer & Lin, 2014a).

L'objet de cet article est d'identifier les facteurs garantissant l'efficacité de « l'irrigation verte », expression que nous utilisons pour dénommer l'usage de technologie d'irrigation plus économe en eau. Nous proposons un modèle de demande d'eau d'irrigation qui permettra d'analyser la variation de la demande d'eau en irrigation suite à une augmentation de l'efficacité du système d'irrigation. Notre contribution est d'endogénéiser le coût de l'eau. Nous montrons que l'effet rebond dépend du prix de l'énergie et du prix des denrées alimentaires. Cette modélisation permet de montrer que qu'une politique de subventions à l'investissement ne peut pas conduire à une diminution de la consommation en eau dans le cas de fluctuations importantes du prix de l'énergie et du prix des denrées alimentaires. Ce résultat a des implications importantes en matière de politiques publiques. D'autres mesures doivent dans ce cas être mises place. En effet, dans certains cas les subventions à l'investissement ne pourront pas permettre une économie dans l'usage de l'eau.

L'article est organisé de la façon suivante. La section 2 présente comment l'effet rebond est analysé dans la littérature et les principaux résultats. La troisième partie propose un modèle micro-économique permettant d'analyser comment la demande d'irrigation réagit à l'amélioration de l'efficacité. La dernière section discute les résultats et conclut.

## 1. L'amélioration de l'efficacité en irrigation : une revue de la littérature

La conversion vers l'utilisation de technologies d'irrigation plus efficace a souvent été encouragée par différentes politiques dans de nombreux pays. Toutefois, ces technologies n'ont pas toujours conduit à des économies d'eau.

Après avoir défini la notion d'efficacité de l'irrigation, nous proposons une synthèse de la littérature existante mesurant l'effets de programmes de subventions à l'investissement sur la consommation d'eau.

### 1.1. Qu'est-ce qu'une irrigation plus efficace ?

L'efficacité d'une technologie d'irrigation, notée par la variable  $\varepsilon$ , est définie par le rapport entre les besoins en eau des plantes et la quantité d'eau utilisée (FAO, 2004) :

$$\text{Efficacité de l'irrigation } (\varepsilon) = \frac{(\text{Quantité d'eau nécessaire pour la culture})}{(\text{Quantité d'eau fournie à la culture})} \quad (1)$$

Les besoins en eau des plantes dépendent de plusieurs facteurs, intrinsèques ou extrinsèques à la culture : nature des plantes cultivées (espèce, variété), stade de végétation, nature et état d'humidité du sol, données climatiques (précipitations, insolation, vent...). La quantité d'eau nécessaire pour la culture, est nommée besoin d'évapotranspiration (ET).

Imaginons le cas extrême d'une technologie parfaitement efficace, le volume d'eau fourni à la plante est exactement la quantité dont elle a besoin, dans ce cas  $\varepsilon = 1$ . En pratique, il n'y a aucune technologie d'irrigation qui atteigne un niveau parfait d'efficacité, en d'autres termes, la variable  $\varepsilon$  est inférieure à 1 (Huffaker & Whittlesey, 2003 ; Sears et al., 2018).

Chaque technologie se caractérise par un niveau d'efficacité spécifique. Par exemple, l'irrigation par arrosage à la raie<sup>3</sup> a une efficacité moyenne de 65%. Un système d'irrigation goutte à goutte enterré<sup>4</sup> a une efficacité moyenne de 90%. Cette dernière technique est plus efficace du fait que l'infiltration de l'eau en profondeur et le ruissellement sont moins forts que dans l'irrigation à la raie (Barta, Broner, Schneekloth, & Waskom, 2004).

La nécessité de préserver les ressources en eau amène à la mise en place de réglementations. La conversion vers des technologies d'irrigation plus efficaces a souvent

---

<sup>3</sup> Méthode d'irrigation de surface caractérisée par l'écoulement libre de l'eau via un réseau de canaux pouvant couvrir jusqu'à la moitié de la surface (Barta et al., 2004).

<sup>4</sup> Méthode de micro-irrigation permettant d'apporter l'eau directement sur ou dans le sol (Barta et al., 2004).

été encouragée par de nombreux gouvernements et organisations internationales via notamment des subventions à l'investissement (Menet, Leplay, Deniel, & Nauges, 2018, Sears et al., 2018).

## 1.2. Evidence de l'effet de rebond dans la littérature

Certaines contributions théoriques (Gómez & Pérez-Blanco, 2015 ; Huffaker & Whittlesey, 2003 ; Wang, Park, & Jin, 2015) suggèrent l'existence d'un effet non attendu suivant une amélioration de l'efficacité du système d'irrigation. En effet, le comportement des producteurs agricoles s'ajuste suite à l'adoption de nouvelles technologies (Gómez & Pérez-Blanco, 2015 ; Song et al., 2018).

Ainsi, Gómez et Pérez-Blanco (2015) montrent que l'effet total d'une amélioration de l'efficacité du système d'irrigation dépend de trois effets qui s'opposent entre eux : l'effet technique, l'effet coût et l'effet productivité. L'impact réel des politiques sur la conservation de la ressource en eau peut être surestimé lorsque l'interaction de ces trois effets n'est pas analysée.

Le premier effet, l'effet technique, suggère que, toutes choses égales par ailleurs, la quantité d'eau utilisée en irrigation diminue du même pourcentage que celui qui affecte l'efficacité. Supposons un agriculteur qui adopte une nouvelle technologie qui induit une amélioration de l'efficacité de 25%, les économies d'eau attendues sont alors également de 25% (toutes choses égales par ailleurs)<sup>5</sup>.

Ce raisonnement est au cœur d'un nombre important de politiques de gestion d'eau d'irrigation. Toutefois, cet impact attendu néglige le fait que les agriculteurs peuvent adapter leur comportement suite à un changement d'incitations initiales, ce qui peut créer d'autres effets.

Le second effet correspond à l'effet coût. Les principaux coûts liés à l'irrigation sont le coût lié à l'investissement dans le capital, correspondant au matériel d'irrigation; le coût associé à la consommation d'eau et le coût lié à la consommation d'énergie nécessaire au fonctionnement du matériel d'irrigation (généralement l'électricité). L'ensemble de ces coûts est dénommé le coût d'irrigation. L'utilisation d'un système d'irrigation plus efficace conduit à une utilisation plus intensive d'énergie. Aussi, le coût total d'extraction de l'eau sera plus important du fait des coûts d'énergie plus importants. En conséquence, l'effet coût conduit à une diminution de la quantité d'eau utilisée dû à l'augmentation du coût d'irrigation à la suite d'une amélioration de l'efficacité.

Enfin, le troisième effet, l'effet productivité, relève du fait que la productivité de l'eau est accrue grâce à une irrigation plus efficace. Pour une même quantité d'eau

---

<sup>5</sup> A titre d'exemple, le passage d'une irrigation à la raie, ayant un niveau d'efficacité moyen de 65%, à une irrigation goutte à goutte enterré, avec un niveau d'efficacité moyen de 90%.

appliquée de manière plus efficace, le rendement de la culture sera plus élevé, ce qui constitue une incitation à utiliser davantage la ressource en eau. Cet effet peut donc conduire à une demande d'eau plus importante.

Les deux premiers effets conduisent à une diminution de la quantité d'eau utilisée et le troisième effet, à une augmentation. Le troisième effet pourrait réduire les économies d'eau attendues de la politique. Dans ce cas, on observe ce que l'on appelle l'effet rebond ou le paradoxe de Jevons (Gómez & Pérez-Blanco, 2015). A titre d'exemple, en Chine, l'efficacité des systèmes d'irrigation a augmenté de manière continue les deux dernières décennies. Cependant, le volume d'eau prélevé n'a pas décliné comme prévu (Song et al., 2018).

L'effet rebond est donc une fonction du coût et de la productivité de l'irrigation (Berbel, Gutiérrez-Martín, Rodríguez-Díaz, Camacho, & Montesinos, 2015). Si l'effet productivité est suffisamment élevé, l'accès à une technologie d'irrigation plus efficace inciterait les agriculteurs à ajuster le type de culture, privilégiant des cultures avec des besoins d'eau plus élevés, ainsi qu'à augmenter la surface irriguée (Li & Zhao, 2018 ; Pfeiffer & Lin, 2014b). De plus, si la demande d'eau est élastique et si la nouvelle technologie augmente le rendement agricole, le volume d'eau utilisé augmentera (Huffaker & Whittlesey, 2003 ; Pfeiffer & Lin, 2014b ; Ward & Pulido-Velazquez, 2008).

Les institutions peuvent tenir un rôle clé dans les politiques de conservation de l'eau. Plusieurs études montrent que l'effet rebond est faible, voire inexistant, quand l'utilisation de l'eau et de la terre sont restreintes jusqu'à un certain seuil (e.g. Berbel & Mateos, 2014 ; Li & Zhao, 2018 ; Ward & Pulido-Velazquez, 2008). C'est pourquoi, des régulations concernant les droits sur l'extraction de l'eau peuvent limiter l'effet rebond sans pour autant réduire les incitations à améliorer la technologie d'irrigation (Berbel et al., 2015 ; Li & Zhao, 2018).

### **1.3. Rôle du prix de l'énergie sur l'investissement**

Un autre élément clé dans l'ajustement du comportement des agriculteurs est lié au prix de l'énergie, qui est une composante importante du coût d'irrigation (Pfeiffer & Lin, 2014a ; Zilberman, Sproul, Rajagopal, Sexton, & Hellegers, 2008). Une hausse du prix de l'énergie augmente les prix des facteurs de production intensifs en énergie et notamment la demande d'eau. Cette hausse va aussi avoir un impact sur le prix des denrées alimentaires (Zilberman et al., 2008).

Un système d'irrigation efficace est un facteur de production intensif en énergie. En conséquence, l'impact d'une variation du coût des facteurs de production suite à un choc sur le prix de l'énergie a un impact négatif sur les décisions d'investissement dans un système d'irrigation plus efficace. L'impact du prix de l'énergie sur les décisions d'investissement en efficacité a été peu abordé dans la littérature

(Wang, Zhou, & Zhou, 2012). L'effet d'un changement des prix de l'énergie sur l'effet rebond et les incitations à investir dans une nouvelle technologie d'irrigation n'a pas été analysé jusqu'à présent.

Nous proposons un modèle de demande d'eau d'irrigation qui nous permettra d'examiner les potentiels effet rebond et les incitations à investir en dans un système d'irrigation plus efficace sous différentes conjonctures économiques. En particulier, nous cherchons à analyser l'effet d'une même politique publique (notamment une subvention à l'investissement) dans le cas d'une hausse du prix de l'énergie.

## 2. Modélisation de la demande d'eau d'irrigation

Cette section présente la base théorique pour un modèle de demande d'eau d'irrigation en s'appuyant sur le modèle d'Huffaker (2008). Ce cadre nous permettra d'analyser dans quel contexte l'agriculteur aura intérêt à investir dans une technologie d'irrigation plus efficace et quel sera l'effet d'une amélioration de l'efficacité en irrigation sur la demande en eau.

### 2.1. La demande en eau et les composantes du prix d'irrigation

La demande en eau de l'agriculteur dépend des prix des facteurs de production utilisés : le prix de l'eau, le prix lié à l'investissement dans un système d'irrigation plus ou moins performant, et le prix de l'énergie utilisé pour mettre en place la technique d'irrigation (électricité par exemple). Cette demande en eau dépend par ailleurs aussi de l'efficacité technique des équipements utilisés.

Le coût d'irrigation pour l'agriculteur est noté  $C_w$ , il inclut le coût du carburant et de main d'œuvre nécessaires à l'irrigation de l'eau. Le prix lié à l'investissement dans le système d'irrigation est une fonction linéaire et croissante du niveau d'efficacité  $I$ , ( $\epsilon$ ).

Suivant la démarche présentée par Wang et alii (2015), nous modélisons le programme de l'agriculteur, dans son choix de demande d'eau, comme une décision en deux étapes. Dans la première étape, le producteur choisit la technologie d'irrigation et dans l'étape suivante le producteur choisit le niveau d'eau d'irrigation, sous condition de la technologie choisie dans l'étape précédente, de façon à maximiser son profit de court terme. Le programme est résolu par rétro-induction.

Dans un premier temps nous allons présenter un modèle simplifié décrivant le programme de maximisation de l'agriculteur, dans le cas où le  $C_w$  est constant. Par la suite, ce coût sera défini comme fonction du prix de l'énergie, ce qui permettra d'étudier l'investissement en efficacité ainsi que la variation de la demande en eau avec les prix de l'énergie.

## 2.2. Coût d'irrigation constant

Chaque unité d'eau appliquée à la culture sert à satisfaire ses besoins en eau ou sa demande d'évapotranspiration ( $ET$ ). L'efficacité du système d'irrigation est le pourcentage de la quantité totale d'eau d'irrigation fournie qui satisfait la demande d' $ET$  de la culture, dénotée par la variable d'efficacité  $\varepsilon \in (0,1]$ . Reprenant l'équation (1), nous avons la relation  $ET = \varepsilon W$ : les besoins en eau des plantes correspondent à une fraction  $\varepsilon$  de la consommation d'eau totale, dénotée  $W$  (Gómez & Pérez-Blanco, 2015).

Nous supposons que les rendements de l'agriculteur sont définis par la fonction  $Y = Y(W, \varepsilon)$ , cette fonction est concave par rapport au niveau d'eau fournie et l'efficacité du système d'irrigation. Nous résolvons tout d'abord la seconde étape du programme. L'agriculteur, choisit le niveau d'eau d'irrigation  $W(\varepsilon)$  qui maximise son profit, sous contrainte du niveau d'efficacité  $\varepsilon$ .

Le programme s'écrit de la façon suivante :

$$\max_W \pi = \max_W PY(W, \varepsilon) - C_W W \quad (2)$$

La condition nécessaire de premier ordre (CPO) pour le programme (1) s'écrit :

$$\frac{\partial \pi}{\partial W} = P \frac{\partial Y}{\partial W}(W^*, \varepsilon) - C_W = 0 \quad (3)$$

Nous calculons la dérivée totale de l'équation (3) par rapport à l'efficacité ( $\varepsilon$ ) pour mesurer la variation de la demande optimale en eau d'irrigation,  $W^*(\varepsilon, P, C_W)$ , suite à une amélioration de l'efficacité.

La variation de la demande en eau suivant une variation de l'efficacité est donnée par

$$\frac{\partial W}{\partial \varepsilon} = - \frac{\frac{\partial^2 Y}{\partial \varepsilon \partial W}(W^*, \varepsilon)}{\frac{\partial^2 Y}{\partial W^2}(W^*, \varepsilon)} \quad (4)$$

Ce résultat nous montre que, dans le cas d'un coût d'extraction constant, la variation de la demande en eau suite à une variation de l'efficacité dépend du signe de la dérivée croisée entre l'efficacité et la consommation d'eau. En d'autres termes, la relation de complémentarité ou substituabilité entre les deux facteurs de productions.

Si cette dérivée a un signe positif ( $\partial^2 Y / \partial \varepsilon \partial W > 0$ ), tel que Gómez & Pérez-Blanco (2015) suggèrent, la demande en eau d'irrigation  $W$  augmente et il y aura un effet rebond (effet productivité).

Si cette dérivée a un signe négatif ( $\partial^2 Y / \partial \varepsilon \partial W < 0$ ), on observe une diminution de l'usage en eau. La politique a donc un effet positif seulement dans le cas où l'amélioration de l'efficacité diminue la productivité de l'eau.

Nous résolvons la première étape du programme, où l'agriculteur décide le niveau d'investissement dans la technologie d'irrigation. Le programme de maximisation pour cette étape est donné par :

$$\max_{\varepsilon} \pi = \max_{\varepsilon} PY(W(\varepsilon), \varepsilon) - C_w W(\varepsilon) - I(\varepsilon)\varepsilon \quad (5)$$

La condition nécessaire du premier ordre pour le programme (5) s'écrit :

$$\frac{\partial \pi}{\partial \varepsilon} = P \left[ \frac{\partial Y}{\partial W} \frac{\partial W}{\partial \varepsilon} + \frac{\partial Y}{\partial \varepsilon} \right] - C_w \frac{\partial W}{\partial \varepsilon} - \frac{\partial I}{\partial \varepsilon} \varepsilon - I(\varepsilon) = 0 \quad (6)$$

En utilisant les informations déterminées précédemment, nous remplaçons (3) sur les CPO (6), nous trouvons :

$$P \frac{\partial Y}{\partial \varepsilon} = \frac{\partial I}{\partial \varepsilon} \varepsilon + I(\varepsilon) \quad (7)$$

Cette condition nous indique que la recette marginale de l'agriculteur augmente après l'amélioration de l'efficacité du système d'irrigation.

### 2.3. Coût d'irrigation variable

Le coût d'irrigation peut se voir affecté par différents chocs exogènes pouvant modifier le coût du transport ou des facteurs de production agricoles. Comme l'énergie est un input important dans la production agricole, la variation de son prix a un impact sur les facteurs de production agricole intensifs en énergie, la demande en eau et les prix des denrées alimentaires. Cette section analyse l'effet d'une augmentation du prix de l'énergie sur l'investissement en efficacité et la demande d'eau d'irrigation.

La consommation d'eau d'irrigation sera affectée par une variation du prix de l'énergie par différents canaux. Il y a un effet direct, reflété dans l'augmentation du coût d'irrigation. De plus, il y a un effet indirect qui apparaît par le choix de la technologie d'irrigation, par le fait que les procédés d'irrigation plus efficaces nécessitent de plus d'énergie pour leur fonctionnement.

Par simplicité, dans ce modèle nous considérons qu'il n'y a pas des coûts de transport et que le seul facteur de production intensif en énergie est le niveau d'efficacité de la technologie d'irrigation. Le prix de l'énergie est dénoté  $p_e$ .

Le programme d'optimisation de l'agriculteur de la deuxième étape correspond à :

$$\max_W \pi = \max_W PY(W(\varepsilon(p_e), p_e), \varepsilon(p_e)) - C_W(\varepsilon, p_e)W(\varepsilon(p_e), p_e)) \quad (8)$$

La condition nécessaire de premier ordre (CPO) pour le programme (8) est :

$$\frac{\partial \pi}{\partial W} = P \frac{\partial Y}{\partial W} (W^*(\varepsilon(p_e), p_e), \varepsilon(p_e)) - C_W(\varepsilon, p_e) = 0 \quad (9)$$

Afin d'évaluer la variation de la demande optimale en eau d'irrigation,  $W^*(\varepsilon, C_W, P, p_e)$ , suite à un changement du prix de l'énergie, nous prenons la dérivée totale de l'équation (9) par rapport à  $p_e$ . Nous trouvons que :

$$\frac{\partial W}{\partial p_e} + \frac{\partial W}{\partial C_W} \frac{\partial C_W}{\partial p_e} = - \frac{\frac{\partial^2 Y}{\partial \varepsilon \partial W} \frac{\partial \varepsilon}{\partial p_e}}{\frac{\partial^2 Y}{\partial W^2}} + \frac{\frac{\partial C_W}{\partial p_e}}{P \frac{\partial^2 Y}{\partial W^2}} + \frac{\frac{\partial C_W}{\partial \varepsilon} \frac{\partial \varepsilon}{\partial p_e}}{P \frac{\partial^2 Y}{\partial W^2}} \quad (10)$$

Ce résultat montre que la variation de la demande en eau suivant une variation du prix de l'énergie est composée de trois termes. D'abord, nous retrouvons le résultat classique, présenté dans la section précédente (équation (4)), correspondant à l'effet productivité multiplié par la variation de l'investissement en efficacité suite à une hausse du prix de l'énergie. Comme nous avons discuté précédemment, cet effet peut être négatif (économies d'eau) ou positif (effet rebond).

Le terme suivant est négatif et correspond à l'effet coût discuté dans la section précédente (Gómez & Pérez-Blanco, 2015). En effet, une augmentation du prix de l'énergie va enchérir l'irrigation d'eau.

Enfin, le troisième terme peut être positif ou négatif, son signe dépend de la variation de l'investissement en efficacité suite à une hausse du prix de l'énergie ( $\partial \varepsilon / \partial p_e$ ). Il se peut qu'une variation du prix de l'énergie modifie les incitations des agriculteurs à investir dans un système d'irrigation plus efficace. Nous évaluons ci-après, dans la première étape du programme de l'agriculteur, où il décide le niveau d'investissement dans la technologie d'irrigation.

Le programme de maximisation de la première étape, l'équation (11) ci-dessous, nous montre à nouveau que la recette marginale augmentera toujours après l'amélioration de l'efficacité du système d'irrigation :

$$\frac{\partial \pi}{\partial \varepsilon} = P \left[ \frac{\partial Y}{\partial W} \frac{\partial W}{\partial \varepsilon} + \frac{\partial Y}{\partial \varepsilon} \right] - C_W \frac{\partial W}{\partial \varepsilon} - \frac{\partial I}{\partial \varepsilon} \varepsilon - I(\varepsilon) = 0 \quad (11)$$

Afin d'évaluer l'effet d'une augmentation du prix de l'énergie sur l'investissement dans des technologies d'irrigation plus efficaces, nous prenons la dérivée totale des conditions de premier ordre (11) par rapport à  $P_e$ , ce qui nous amène à :

$$\frac{\partial \varepsilon}{\partial p_e} = \frac{P \frac{\partial^2 Y}{\partial \varepsilon \partial W} \frac{\partial W}{\partial p_e}}{2 \frac{\partial I}{\partial \varepsilon} - P \left[ \frac{\partial^2 Y}{\partial \varepsilon^2} + \frac{\partial^2 Y}{\partial \varepsilon \partial W} \frac{\partial W}{\partial \varepsilon} \right]} \quad (12)$$

Ce résultat suggère que si la productivité de l'eau n'augmente pas avec une irrigation plus efficace ( $\partial^2 Y / \partial \varepsilon \partial W < 0$ ), l'investissement dans une irrigation plus efficace sera intéressant pour les agriculteurs ( $\partial \varepsilon / \partial p_e > 0$ ) puisqu'ils pourront faire des économies d'eau et compenser ainsi l'augmentation du coût de production issue de la hausse du prix de l'énergie. Revenant au résultat précédent, tous les éléments de l'équation (10) seront négatifs, ce qui indique que la consommation d'eau diminuera.

En d'autres termes, plus le coût de la production est élevé (en réponse à la hausse du prix de l'énergie), plus l'agriculteur aura intérêt à investir dans une technologie d'irrigation plus efficace pour réaliser des économies d'eau.

En revanche, si la productivité de l'eau est accrue grâce à une irrigation plus efficace ( $\partial^2 Y / \partial \varepsilon \partial W > 0$ ), l'agriculteur n'aura pas d'incitation à investir en efficacité ( $\partial \varepsilon / \partial p_e < 0$ ). Si la productivité de l'eau augmente avec l'efficacité de l'irrigation, l'agriculteur aurait intérêt à augmenter la consommation d'eau pour profiter d'une productivité plus importante. En effet, dans ce cas la réduction de la consommation d'eau, exprimé dans l'équation (10), sera plus faible voire nulle.

Or, le coût de la production étant élevé en réponse à la hausse du prix de l'énergie, l'investissement en efficacité n'est pas la priorité de l'agriculteur.

### 3. Discussion : implication pour les politiques environnementales

Le modèle présenté dans la section précédente suggère que, sous certains contextes économiques, les politiques encourageant l'irrigation « verte » peuvent contribuer à augmenter la demande d'eau et, par conséquent, contribuer à la raréfaction de l'eau. Les économies d'eau ou l'effet rebond dépendent de la relation entre deux facteurs de production : l'eau et l'efficacité de l'irrigation. Le tableau 1 présente une synthèse des résultats du modèle. Nous analysons deux situations de l'économie (hausse de prix de l'énergie et hausse de prix de denrées alimentaires) par rapport à une situation de référence. La situation de référence résume l'effet d'une politique de conservation d'eau où l'on prend en compte uniquement le changement de l'efficacité (cas considéré dans la littérature).

Si la productivité de l'eau n'augmente pas avec une irrigation plus efficace, une amélioration de l'efficacité conduit toujours à une économie d'eau. Inversement, si la productivité de l'eau est accrue grâce à une irrigation plus efficace, le modèle suggère que l'ajustement de la consommation d'eau dépend de l'interaction entre l'effet productivité (qui découle du fait d'une irrigation plus efficace) et l'effet coût (qui existe du fait que la technologie plus efficace demande plus d'énergie). Les économies en eau vont alors dépendre de l'effet dominant. Si l'effet productivité domine, il y aura un effet rebond. Sinon, il y aura des économies d'eau mais qui ne seront pas si importantes que celles qui étaient escomptées.

Par ailleurs, une variation du prix de l'énergie peut avoir différents effets, jouant à la fois sur l'effet rebond et sur les incitations à investir dans un système d'irrigation plus efficace. Nous analysons ici deux cas de figure selon si la productivité de l'eau diminue (cas 1) ou augmente (cas 2) suite à l'adoption d'un système d'irrigation plus efficace. Par la suite, nous analysons un troisième cas, lorsque nous observons une hausse des prix des denrées alimentaires.

**Tableau 1. Synthèse des résultats et politiques de conservation d'eau**

		<b>Diminution de la consommation d'eau</b>	<b>Autres effets</b>	<b>Politique de conservation de l'eau</b>
<i>Situation de référence :</i>				
	$\frac{\partial^2 Y}{\partial \varepsilon \partial W} < 0$	toujours		- aide à l'investissement en efficacité
	$\frac{\partial^2 Y}{\partial \varepsilon \partial W} > 0$	faible ou inexistantes (effet rebond)		- aide à l'investissement avec régulations sur les prélèvements d'eau
<i>Augmentation du prix de l'énergie :</i>				
cas 1	$\frac{\partial^2 Y}{\partial \varepsilon \partial W} < 0$	toujours	- hausse du coût d'irrigation - incitations à investir en efficacité	- aide à l'investissement en efficacité
cas 2	$\frac{\partial^2 Y}{\partial \varepsilon \partial W} > 0$	faible ou inexistantes (effet rebond)	- hausse du coût d'irrigation - pas d'incitations à investir en efficacité	- subvention aux prix de l'énergie - aide à l'investissement avec régulations sur les prélèvements d'eau
<i>Augmentation prix des denrées alimentaires :</i>				
cas 3 (a)	$\frac{\partial^2 Y}{\partial \varepsilon \partial W} < 0$	toujours	- incitations à produire d'avantage - augmentation consommation d'eau	- aide à l'investissement en efficacité
cas 3 (b)	$\frac{\partial^2 Y}{\partial \varepsilon \partial W} > 0$	faible ou inexistantes (effet rebond)		- aide à l'investissement avec régulations sur les prélèvements d'eau

Dans le premier cas de figure (cas 1), une hausse du prix de l'énergie par rapport à la situation de référence conduit les producteurs agricoles à investir dans une technologie d'irrigation plus efficace. Ainsi, les économies d'eau issues de l'efficacité pourraient compenser l'augmentation du coût de production induit par la hausse du prix de l'énergie. Dans cette situation, une aide à l'investissement en technologies d'irrigation plus efficaces pourrait aider les agriculteurs à réduire le coût de production par le biais d'une moindre consommation d'eau.

Dans le deuxième cas de figure, une hausse du prix de l'énergie n'encourage pas les producteurs agricoles à investir dans une technologie d'irrigation plus efficace. Lorsque la productivité de l'eau augmente avec l'efficacité de l'irrigation, les économies d'eau issues de l'efficacité sont faibles, voire négatives (en raison de l'effet rebond).

Une aide à l'investissement en efficacité aurait moins d'intérêt pour les agriculteurs qui cherchent à réduire leur coût de production, étant donné que les économies d'eau sont moins conséquentes (voire nulles). C'est pourquoi, l'objectif de conservation d'eau sera atteint que si une subvention aux prix de l'énergie est mise en place pour diminuer la charge induite par la hausse de coûts, et ainsi donner des incitations à investir en efficacité. De plus, la politique d'encouragement à l'investissement doit être accompagnée d'une régulation sur la consommation d'eau de chaque agriculteur pour éviter l'effet rebond.

Le troisième cas de figure apparaît quand la hausse du prix de l'énergie provoque une réduction de l'offre de produits agricoles et, par ce biais, à la hausse des prix des denrées alimentaires. Les agriculteurs ont intérêt à produire davantage, ce qui conduit à une augmentation de la consommation d'eau liée à l'irrigation.

Dans une situation de hausse des prix des denrées alimentaires, l'effet coût direct (équation 10) sera plus faible. L'augmentation de recettes résultant du prix plus élevé viendra compenser l'augmentation du coût d'utilisation de l'eau. De ce fait, les économies d'eau attendus d'un système d'irrigation plus efficace seront plus faibles (voire négatives s'il y a un effet rebond), puisque dans tous les cas, les agriculteurs chercheront à augmenter leur production.

Ainsi, si la productivité de l'eau n'augmente pas avec une irrigation plus efficace, les instruments de politique publique doivent permettre d'encourager l'investissement dans un système d'irrigation plus efficace, pour que les producteurs agricoles augmentent la production sans augmenter la consommation d'eau. Par ailleurs, si la productivité de l'eau augmente avec l'efficacité, la régulation de la consommation d'eau de chaque agriculteur est indispensable afin d'éviter l'effet rebond.

En conclusion, le rôle des politiques publiques est primordial pour assurer la préservation de l'eau. Nos résultats suggèrent qu'il est nécessaire d'harmoniser les différents objectifs de politiques, comme le soutien aux revenus des exploitants agricoles et les objectifs environnementaux, afin que l'impact agrégé des politiques soit positif et non pas annulé.

## Conclusion

Dans cet article nous proposons un modèle de demande d'eau d'irrigation qui analyse la variation de la demande d'eau suite à une augmentation de l'efficacité du système d'irrigation. Le modèle permet d'identifier sous quelles conditions l'amélioration de l'efficacité peut entraîner un effet rebond ou paradoxe de Jevons. En effet, les producteurs agricoles utilisant des techniques plus productives peuvent avoir une incitation à utiliser plus d'eau soit, par exemple, en irriguant de nouvelles surfaces agricoles ou en cultivant d'autres cultures nécessitant plus d'eau. Notre contribution est d'endogénéiser le coût de l'eau.

Nous montrons que l'effet rebond dépend du prix de l'énergie et du prix des denrées alimentaires. Le modèle suggère que, sous certains contextes économiques, les politiques encourageant l'irrigation « verte » peuvent contribuer à augmenter la demande d'eau et, par conséquent, contribuer à la raréfaction de l'eau. En particulier, une politique de subventions à l'investissement ne peut pas conduire à une diminution de la consommation en eau dans le cas de fluctuations importantes du prix de l'énergie et du prix des denrées alimentaires.

Ce résultat a des implications importantes en matière de politiques publiques. D'autres mesures doivent, dans ce cas, être mises place. En effet, dans certains cas les subventions à l'investissement ne pourront pas permettre une économie dans l'usage de l'eau. Nos résultats suggèrent qu'il est nécessaire d'harmoniser les différents objectifs de politiques, comme le soutien aux revenus des exploitants agricoles et les objectifs environnementaux (tels que les économies d'eau), afin que l'impact agrégé des politiques soit positif et non pas annulé.

## References

- Barta, R., Broner, I., Schneekloth, J., & Waskom, R. (2004). *Colorado High Plains irrigation practices guide. Water saving options for irrigators in Eastern Colorado*. (Special Report No. 14). Colorado Water Resources Research Institute.
- Berbel, J., Gutiérrez-Martín, C., Rodríguez-Díaz, J. A., Camacho, E., & Montesinos, P. (2015). Literature review on rebound effect of water saving measures and analysis of a Spanish case study. *Water Resources Management*, 29(3), 663-678.
- Berbel, J., & Mateos, L. (2014). Does investment in irrigation technology necessarily generate rebound effects? A simulation analysis based on an agro-economic model. *Agricultural Systems*, 128, 25-34.
- European Commission. (2011). *Roadmap to a resource efficient Europe* (p. 1-25).
- FAO. (2004). L'utilisation de l'eau en agriculture. In *L'eau, l'agriculture et l'alimentation. Une contribution au Rapport mondial sur la mise en valeur des ressources en eau*.

- GIEC. (2018). *Rapport spécial du GIEC sur les conséquences d'un réchauffement*. Intergovernmental Panel on Climate Change. Retrieved from <https://www.ipcc.ch/>
- Gómez, C. M., & Pérez-Blanco, C. D. (2015). *Simple myths and basic maths about greening irrigation*. (Nota di Lavoro No. 8).
- Huffaker, R. (2008). Conservation potential of agricultural water conservation subsidies. *Water Resources Research*, 44(7). <https://doi.org/10.1029/2007WR006183>
- Huffaker, R., & Whittlesey, N. (2003). A theoretical analysis of economic incentive policies encouraging agricultural water conservation. *International Journal of Water Resources Development*, 19(1), 37-53.
- Li, H., & Zhao, J. (2018). Rebound effects of new irrigation technologies: The Role of water rights. *American Journal of Agricultural Economics*, 100(3), 786-808.
- Menet, L., Leplay, S., Deniel, E., & Nauges, C. (2018). Économiser l'eau pour l'irrigation par les changements de pratiques agricoles: Analyse comparée de politiques publiques et pistes d'amélioration en France. Oréade-Brèche.
- OCDE. (2014, May 6). *Compendium des indicateurs agro-environnementaux de l'OCDE*.
- Pfeiffer, L., & Lin, C.-Y. C. (2014a). The effects of energy prices on agricultural groundwater extraction from the High Plains aquifer. *American Journal of Agricultural Economics*, 96(5), 1349-1362.
- Pfeiffer, L., & Lin, C.-Y. C. (2014b). Does efficient irrigation technology lead to reduced groundwater extraction? Empirical evidence. *Journal of Environmental Economics and Management*, 67(2), 189-208.
- Sears, L., Caparelli, J., Lee, C., Pan, D., Strandberg, G., Vuu, L., & Lin Lawell, C.-Y. (2018). Jevons' paradox and efficient irrigation technology. *Sustainability*, 10(5), 1590.
- Song, J., Guo, Y., Wu, P., & Sun, S. (2018). The agricultural water rebound effect in China. *Ecological Economics*, 146, 497-506.
- Sorrell, S., Dimitropoulos, J., & Sommerville, M. (2009). Empirical estimates of the direct rebound effect: A review. *Energy Policy*, 37(4), 1356-1371. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2008.11.026>
- Wang, T., Park, S. C., & Jin, H. (2015). Will farmers save water? A theoretical analysis of groundwater conservation policies. *Water Resources and Economics*, 12, 27-39. <https://doi.org/10.1016/j.wre.2015.10.002>
- Wang, H., Zhou, P., & Zhou, D. Q. (2012). An empirical study of direct rebound effect for passenger transport in urban China. *Energy Economics*, 34(2), 452-460. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.09.010>
- Ward, F. A., & Pulido-Velazquez, M. (2008). Water conservation in irrigation can increase water use. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 105(47), 18215-18220.
- World Bank. (2016). *High and dry : Climate change, water, and the economy*. Washington, DC.
- Zilberman, D., Sproul, T., Rajagopal, D., Sexton, S., & Hellegers, P. (2008). Rising energy prices and the economics of water in agriculture. *Water Policy*, 10(S1), 11-21.

# EDUCATION, FISCALITÉ ET INÉGALITÉS DE REVENU : QUELS CHOIX PAR L'ÉLECTEUR MÉDIAN ?

## Education, taxation and income inequality: What choices by the median voter?

**MARIE-ESTELLE BINET<sup>1</sup>**

Université Grenoble Alpes, CNRS, INRA, Grenoble, France

ORCID : 0000-0003-4332-5676

**DENIS DELGAY-TROISE<sup>2</sup>**

CREM-CNRS, Université de Rennes 1, France

denis.delgay-troise@univ-rennes1.fr

ORCID : 0000-0001-9526-2115

**JEAN-SÉBASTIEN PENTECÔTE**

CREM-CNRS, Université de Caen-Normandie, Caen, France

ORCID : 0000-0002-1186-829X

**Abstract :** This study is following Meltzer and Richard (1981) on the link between inequality and redistribution studied within the median voter model. We propose an original theoretical framework with heterogeneous choices of qualification by active voters, following the idea put forward by Razin et alii (2002, 2004). We first show how the choice of qualification by the decisive voter directly influences his preferences in terms of income taxation, and vice versa. While a decrease in education costs increases the share of the educated population, its effect on redistribution is contrasted. Economies with similar education costs may choose high or low redistribution rates, despite high inequality. This partly invalidates Meltzer and Richard's result.

**Keywords :** inequalities, taxation, median voter, productivity, education costs.

**Résumé :** Cette étude s'inscrit dans la continuité des travaux de Meltzer and Richard (1981) quant au lien entre inégalités et redistribution étudié au sein du modèle de l'électeur médian. Nous proposons un cadre théorique original avec choix hétérogènes de qualification par les

---

<sup>1</sup> Grenoble INP, GAEL, 38000 Grenoble.

<sup>2</sup> Université de Rennes, 7 place Hoche, 35065 Rennes.

actifs-électeurs, suivant l'idée avancée par Razin, Sadka et Swagel (2002) et Razin et Sadka (2004). Nous montrons d'abord comment le choix de qualification par l'électeur décisif influe directement sur ses préférences en matière de taxation des revenus, et réciproquement. Si une baisse des coûts d'éducation accroît la part de la population éduquée, son effet sur la redistribution est contrasté. Des économies aux coûts d'éducation proches peuvent choisir des taux de redistribution élevés ou faibles, en dépit de fortes inégalités. Cela invalide en partie le résultat de Meltzer et Richard.

**Mots-clés :** inégalités, fiscalité, électeur médian, productivité, coût d'éducation.

**JEL Classification :** D31, D72 H2, J2.

## Introduction

Quelles peuvent être les motivations qui poussent une société à redistribuer par la taxation les revenus des plus riches vers les plus pauvres ? Dans un article précurseur, Meltzer et Richard (1981) avancent l'idée que chaque individu dispose d'un revenu proportionné à ses aptitudes et maximise son bien-être sur la base d'un arbitrage travail-loisir. Les deux auteurs montrent que plus la répartition des revenus primaires – mesurée par l'écart entre revenu de l'individu médian et revenu moyen – est inégalitaire, plus la majorité des individus arbitre en faveur des loisirs et demande une redistribution fiscale importante des revenus. Dans une démocratie directe, cette redistribution fiscale est le résultat d'un processus électoral qui révèle le choix de l'électeur médian, choix représentatif de la majorité (Roberts, 1977).

Quelques études, comme celles de Meltzer et Richard (1983) pour les États-Unis et de Borge et Rattsø (2004) pour la Norvège, confirment la validité empirique d'une relation inverse entre inégalité des revenus et intensité de la redistribution. Mais l'analyse de Meltzer et Richard est datée et celle de Borge et Rattsø limitée par les particularités du cas norvégien. Depuis lors, les vérifications empiriques, comme celle de Gouveia et Masia (1998), ont été rares et ne confirment pas les conclusions initiales de Meltzer et Richard. Face à la difficulté de conforter leurs conclusions théoriques, des auteurs évoquent un paradoxe de la redistribution. Selon Persson et Tabellini (2002), le modèle de Meltzer et Richard est pertinent pour comprendre le développement des politiques de redistribution de la première moitié du XXe siècle en Amérique du Nord et en Europe. En revanche, il se révèle inadéquat pour rendre compte du caractère régressif des politiques fiscales dans un contexte d'accroissement des inégalités à partir des années 1980.

Dans les années 1990, les études sur la redistribution introduisent les mentalités collectives pour surmonter le paradoxe de la redistribution et compléter le modèle Meltzer et Richard. L'idée est que l'arbitrage travail-loisir dépend tout autant des mentalités que des revenus individuels. Piketty (1995) propose un modèle dans

lequel l'attitude des individus en matière de redistribution dépend de leur appartenance à des groupes sociaux marqués politiquement à droite ou à gauche. Ces groupes se forment au fil des générations une doctrine différente quant à l'efficacité de l'effort individuel dans la réussite professionnelle. Le rôle des mentalités collectives est confirmé par Sapienza, Zingales et Guiso (2006) qui élargissent la problématique aux groupes religieux et ethniques. La mentalité collective en matière de redistribution est aussi influencée par la place et le rôle de l'État dans la société. Alesina, Glaeser et Sacerdote (2001) insistent sur le fait que les Européens attendent beaucoup plus de l'État que les Américains. L'identité et les institutions des pays européens ont été construites de longue date par l'État alors que l'identité et les institutions américaines ont été édifiées par les citoyens en réaction à l'oppression de l'État britannique. On retrouve un argument similaire chez Alesina et Fuchs-Schündeln (2007) dont l'étude révèle que, des années après la réunification, les Allemands des régions de l'ex-Allemagne de l'Est réclamaient davantage de politiques sociales et redistributives que leurs compatriotes de l'Ouest.

Les croyances individuelles ont aussi leur importance. Alesina et Angeletos (2005) étendent le modèle de Meltzer et Richard pour montrer que deux économies au départ identiques vont diverger en matière de redistribution si les croyances individuelles diffèrent. Les économies où l'idée domine que la réussite est plus une affaire de chance que de travail mettent en place une politique de forte redistribution. Tirole et Bénabou (2006) proposent une version dynamique du même cadre d'analyse. Les croyances individuelles sont transmises aléatoirement des parents aux enfants. À l'équilibre se produit un clivage entre optimistes qui croient à la réussite par l'effort et pessimistes.

Mentalités collectives et croyances individuelles amendent le modèle de Meltzer et Richard. Sont-elles la réponse au paradoxe de la redistribution ? Pour Alesina et alii (2005) comme pour Tirole et Bénabou (2006), les opinions ne se reflètent pas nécessairement dans la réalité économique. Alors, comment comprendre l'affaiblissement de la politique de redistribution américaine alors même que les inégalités de revenu augmentent ?

Le cadre théorique de Meltzer et Richard (1981) suppose que les inégalités de revenu primaire sont données. L'électeur médian détermine uniquement son volume de travail et fixe la redistribution. Au final, l'intensité de la redistribution est simplement donnée par l'état de répartition des revenus primaires. Les croyances et les mentalités peuvent modifier le résultat sans pour autant le changer radicalement. La littérature sur les sources de la croissance (Aghion, Caroli, & Garcia-Penalosa, 1999 ; Galor & Moav, 2000) et celle sur la distribution des revenus aux États-Unis (Juhn, Murphy, & Pierce, 1993 ; Autor, Katz, & Kearney, 2006, 2008) insistent beaucoup sur le rôle central du progrès technique et de la demande en travail qualifié sur l'accroissement des inégalités de revenu dans les dernières décennies. Parallèlement, la politique de redistribution n'a pas cessé de s'affaiblir.

Il semble donc que les deux soient étroitement liées. Suivant cette logique, l'affaiblissement de la politique de redistribution serait une conséquence de la qualification croissante d'une partie de la force de travail. Afin d'étudier cette question, nous présentons une variante du modèle Meltzer-Richard (MR) dans laquelle l'arbitrage travail-loisir est remplacé par l'arbitrage travail qualifié-travail non qualifié. L'électeur médian arbitre entre un travail qualifié, coûteux en formation mais rémunérateur et un travail non qualifié, sans coût de formation mais moins rémunérateur. Dans un tel modèle, la répartition des revenus primaires devient endogène et fixe le choix de la politique de redistribution. Nous montrons qu'il peut exister deux états distincts de l'économie selon le choix de l'électeur-médian : le premier s'avère conforme aux prédictions du modèle MR en ce sens que la politique de redistribution se renforce avec l'accroissement des inégalités de revenus ; et un autre état de l'économie qui contredit les prédictions du modèle MR, dans lequel la politique de redistribution n'évolue pas avec l'accroissement des inégalités de revenus.

La suite de l'étude est articulée autour de trois sections. Nous présentons notre modèle dans la section 2. On y décrit la structure de l'économie et le processus de choix collectif fondé sur l'électeur médian. Les différents types d'équilibre susceptibles d'être ainsi engendrés sont discutés dans la section 3.

## **1. Qualification et taxation dans un modèle d'électeur médian**

Meltzer et Richard (1981) montrent que l'accroissement des inégalités de revenu augmente la redistribution. Le paradoxe de la redistribution se produit lorsque cette relation n'est plus vérifiée. Pour expliquer ce paradoxe, nous présentons un modèle d'électeur médian particulier dans lequel le médian choisit sa qualification au travail. Ce choix détermine la répartition des revenus primaires et le degré d'inégalité, qui va en retour dicter la politique de redistribution. Ainsi, le médian choisit sa qualification et le niveau de redistribution désiré. Pour ce faire, nous reprenons et adaptons à notre propos le cadre d'analyse de Razin et alii (2002) et Razin et Sadka (2004) qui utilisent un modèle à la Meltzer-Richard fondé sur le choix de qualification du médian pour traiter du financement des retraites.

### **1.1. Le coût de la formation et le choix de la qualification**

La population est uniquement composée d'actifs, qui se répartissent entre travailleurs qualifiés et travailleurs non qualifiés. Le temps d'activité de chaque individu est normalisé à 1. Le temps de formation  $e$  est propre à chaque individu et dépend de son « talent ». Ces aptitudes peuvent être plus ou moins valorisées par l'agent en

fonction de la qualité de l'environnement économique et social et de l'éducation primaire. Pour des fondamentaux donnés de l'économie, le temps maximal pour former un qualifié correspond au seuil de qualification  $s$  ( $s < 1$ ).

Les qualifiés supportent un coût irrécupérable de formation pour gagner en productivité et en revenu. Les non qualifiés ne se forment pas, ils ont une productivité et un revenu plus faibles. Quand un individu  $i$  a une durée  $e_i$  au plus égale à  $s$  ( $e_i \leq s$ ), il se forme et devient qualifié. Il travaille une durée de  $1 - e_i$  avec une productivité horaire  $p$ . En revanche, quand la part individuelle à investir dans la formation  $e_i$  est supérieure au seuil  $s$ , il reste non qualifié. Il travaille une durée de 1 avec une productivité horaire plus faible  $q < p$ .

Les pouvoirs publics appliquent une fiscalité redistributive afin de réduire les inégalités de revenu. Cette fiscalité prend ici la forme d'une taxation uniforme en pourcentage du revenu primaire – soit le revenu avant redistribution – assortie d'une réversion monétaire uniforme. La prestation sociale correspondante est intégralement financée par la taxe prélevée sur l'ensemble des contribuables, que ces derniers soient qualifiés ou pas. Ainsi, chaque individu paie une taxe  $t$  et reçoit en contrepartie une prestation sociale  $b$ , quel que soit son revenu primaire.

On pose  $w$  le salaire nominal et  $\gamma w$  le coût financier irrécupérable de la formation. Les revenus primaires d'un non qualifié et d'un qualifié sont respectivement  $qw$  et  $((1 - e_i)p - \gamma)w$ . Le revenu disponible, donc après redistribution, s'établit à  $(1 - t)qw + b$  pour un travailleur non qualifié et  $(1 - t)(1 - e_i)pw - \gamma w + b$  pour un travailleur qualifié, sachant que  $0 < q < p < 1$  et  $0 < \gamma < 1$ . Chaque individu non qualifié perçoit le même revenu primaire et le même revenu disponible. Toute personne qualifiée  $i$  perçoit un revenu primaire et un revenu disponible différents de ceux des autres qualifiés puisque le temps de formation de chacun diffère.

Le choix par chaque individu de se former ou pas passe par la comparaison du revenu disponible du qualifié avec celui du non qualifié. Il y a incitation à la qualification si :

$$(1 - t)(1 - e)pw - \gamma w + b \geq (1 - t)qw + b$$

Soit encore :

$$e \leq s = 1 - \frac{q}{p} - \frac{\gamma}{(1-t)p}, \text{ avec } \frac{q}{p} < 1 - s \quad (1)$$

Le seuil de qualification  $s$  est une fonction décroissante du coût de la formation, de la fiscalité redistributive et de l'écart de productivité entre non qualifié et qualifié. La condition donnée par la formule (1) signifie qu'un individu est d'autant moins incité à se qualifier que le coût de la formation  $\gamma$  est élevé, que le niveau de la taxe est élevé (effet Laffer) et que l'écart de productivité entre non-qualifié et qualifié  $\frac{q}{p}$  est proche de 1.

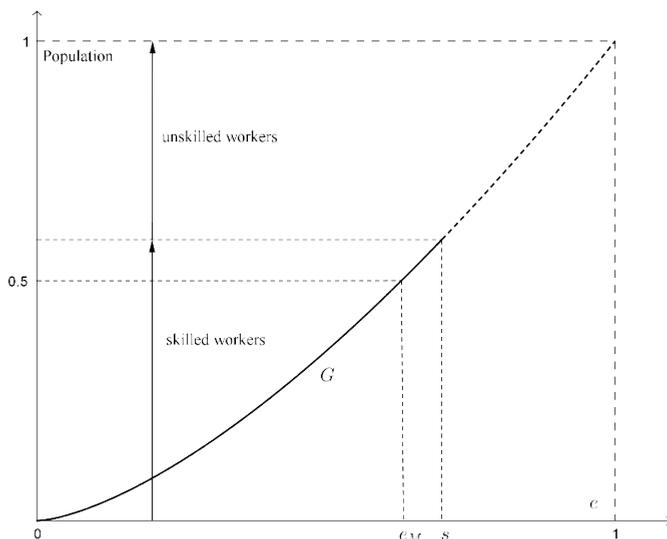
## 1.2. L'offre de travail

L'offre totale de travail  $l(s)$  est l'agrégation des offres individuelles de travail pondérées par la productivité. L'effectif de la population totale est normalisé à 1 :

$$l(s) = \int_0^s (1-e)pdG + q(1-G(s)) \quad (2)$$

Le premier terme de l'expression (2),  $\int_0^s (1-e)pdG$ , correspond à l'offre totale de travail qualifié. Les individus qualifiés ont une valeur de  $e$  comprise entre 0 et  $s$ . Le second membre de droite,  $q(1-G(s))$ , correspond à l'offre totale de travail non qualifié. Les individus non qualifiés ont une valeur de  $e$  comprise entre  $s$  et 1. La fonction de répartition  $G$  des talents  $e$  a pour densité  $G' = g$ . Comme  $s$  est variable, la répartition des productivités entre individus dépend aussi des autres fondamentaux de l'économie que sont le coût de la formation, la productivité intrinsèque des qualifiés, celle des non qualifiés et la fiscalité.

La fonction de distribution  $G$  est donnée. Elle reflète le degré d'efficience du système éducatif primaire et de collège de la société. Le graphique 1 ci-dessous présente un exemple de distribution  $G$  : le niveau d'aptitude  $e$  figure en abscisse et la part associée de la population à l'ordonnée, dont le degré de talent est au plus égal à la valeur  $e$  choisie. Tous les individus dont la valeur de  $e$  est comprise entre 0 et  $s$  choisissent de se qualifier. Les autres décident d'y renoncer. Il y a ainsi une proportion  $G(s)$  d'individus qualifiés, parmi lesquels l'individu médian d'un niveau



Graphique 1. La distribution des talents ( $G$ )

de talent  $e_M$  et la fraction restante  $1 - G(s)$  de travailleurs non qualifiés. Le revenu total se confond avec le revenu moyen, lequel est donné par :

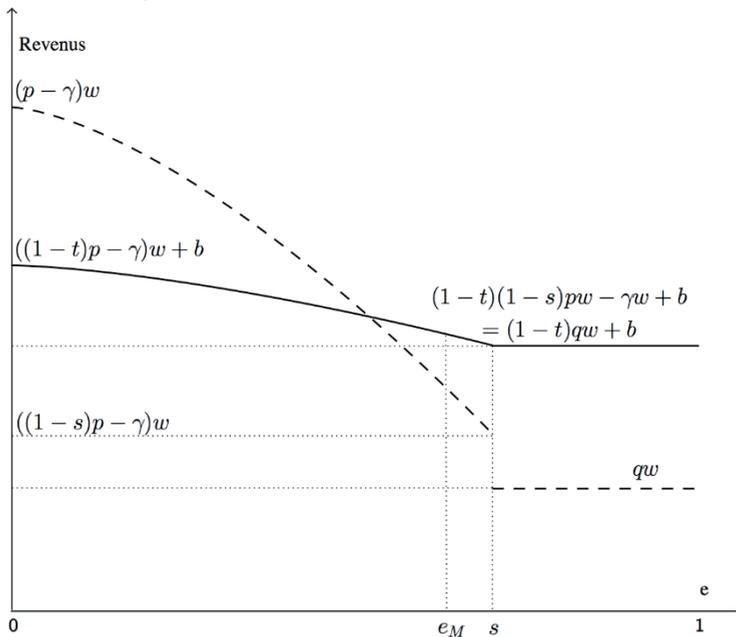
$$R_A = wl(s) = w \int_0^s (1-e)p dG + qw(1-G(s)) \tag{3}$$

Le coût de formation des qualifiés,  $\gamma wG(s)$ , est couvert par le revenu total car nous vérifions aussi l'égalité :  $R_A = w \int_0^s ((1-e)p - \gamma) dG + qw(1-G(s)) + \gamma wG(s)$ .

### 1.3. La politique fiscale de redistribution

Etudions à présent l'impact de la fiscalité redistributive sur la distribution des revenus. Selon Meltzer et Richard (1981), la politique du gouvernement prend la forme d'une taxe uniforme unique sur le revenu, imposée indistinctement à tous les individus et assortie d'une réversion d'un montant forfaitaire  $b$ . La redistribution est réalisée sous la condition d'équilibre budgétaire :  $b = tR_A$ . La comparaison de la répartition des revenus avant redistribution avec celle qui suit ces transferts est donnée par l'écriture (4) :

$$\begin{cases} R = (1-t)(1-e)pw - \gamma w + b, & 0 \leq e \leq s \\ R = (1-t)qw + b, & s < e \leq 1 \end{cases} \tag{4}$$



Graphique 2. L'effet de la redistribution des revenus

Le graphique 2 résume l'effet de la redistribution sur les revenus pour une distribution  $G(e)$  donnée convexe. La répartition des revenus primaires est tracée en pointillés. Les revenus disponibles après redistribution sont illustrés en trait plein. Dans cet exemple, l'électeur médian fait partie des qualifiés. Une fiscalité progressive réduit les inégalités de revenu de sorte que les individus dépassant le revenu moyen sont des contributeurs nets, tandis que les autres sont bénéficiaires nets. Le qualifié le plus productif ( $e = 0$ ) affiche un écart maximal de productivité totale de  $p/q$  par rapport aux travailleurs non qualifiés.

La condition (4) précédente montre que, après redistribution, le travailleur qualifié le moins productif obtient un revenu disponible au moins équivalent à un travailleur non qualifié. La durée d'activité du premier est cependant plus faible, donc sa productivité horaire plus forte, que celle du second. L'écart de productivité totale entre le travailleur qualifié le moins productif – tel que  $e = s$  – et un travailleur non-qualifié vérifie la condition :  $1 - s/q = 1 + \gamma/(1 - t)q$ .

L'impact de la taxation sur les prestations nécessite d'étudier l'influence de  $t$  sur  $b$ . Toutes choses égales par ailleurs, une hausse de l'impôt sur le revenu augmente les transferts. Cependant, la hausse de la fiscalité réduit l'incitation à se qualifier, ce qui tend à faire chuter le revenu moyen. Si l'on différencie  $b$  par rapport à  $t$ , il vient :

$$\partial b / \partial t = w l(s) + t w \frac{dl(s)}{ds} \frac{\partial s}{\partial t} = R_A + t \frac{\partial R_A}{\partial s} \times \frac{\partial s}{\partial t} = R_A + t \frac{\partial R_A}{\partial t}$$

Le terme  $t \frac{\partial R_A}{\partial t}$  représente le coût marginal de la taxe. Le montant du transfert de revenu  $b$  croît avec le revenu moyen et baisse avec la taxe, du fait de l'impact négatif de cette dernière sur la qualification. Le coût marginal de la taxe est bien négatif. De la formule (1), on tire en effet les expressions respectives de  $\partial s / \partial t$  et de  $dl(s)/ds : \partial s / \partial t = -\gamma / (p(1 - t)^2)$ ,  $\partial s / \partial t < 0$  et  $dl(s)/ds = \gamma g(s) / (1 - t)$ ,  $dl(s)/ds > 0$ . Le coût marginal de la taxe est donné par :

$$t \frac{\partial R_A}{\partial s} \times \frac{\partial s}{\partial t} = -\frac{t \gamma^2 w}{p(1-t)^3} g(s), \text{ tel que } t \frac{\partial R_A}{\partial t} < 0 \quad (5)$$

Le coût marginal de la taxe augmente avec  $t$  et avec  $\gamma$ , mais il diminue avec la probabilité de qualification,  $p$ . L'influence nette de la fonction de densité  $g(s)$  dépend de la forme de la distribution des revenus bruts. Au total, le signe de  $\partial b / \partial t$  est vraisemblablement positif, à moins que le coût marginal de la taxe devienne supérieur au revenu moyen.

#### 1.4. Le choix de l'électeur médian

On considère une démocratie directe dans laquelle les élus expriment le choix de la majorité. Ce choix se confond avec celui de l'électeur médian en matière de

politique de redistribution. L'individu médian (repéré par l'indice M) procède de manière séquentielle : il choisit d'abord son niveau de qualification, puis la fiscalité qui maximise son bien-être.

Dans ces conditions, une proportion  $G(e_M)$  d'individus est plus qualifiée que l'électeur décisif, les autres le sont moins. Le « talent »  $e_M$  de l'électeur médian est donné par :

$$e_M = G^{-1}(0,5) \quad (6)$$

Pour simplifier, nous posons que le bien-être de l'électeur médian se confond avec son revenu disponible après redistribution,  $R_M$ . La taxe optimale  $t^*$  est celle qui maximise le bien-être de l'électeur médian :  $t^* = \arg \max R_M(e_M, s, t)$  sous la contrainte de revenu  $R_M = (1-t)(1-e_M)pw + b - \gamma w$ .

Le médian se qualifie si  $e_M \leq s$  et  $\gamma$  renonce dès lors que  $e_M > s$ . Compte tenu des relations (3), (4) et (5), les conditions du premier ordre de maximisation du bien-être du médian selon qu'il se qualifie ou pas sont données par :

$$\begin{cases} \frac{\partial R_M}{\partial t} = -(1-e_M)pw + R_A + t \frac{\partial R_A}{\partial t} = 0, & 0 \leq e_M \leq s \\ \frac{\partial R_M}{\partial t} = -qw + R_A + t \frac{\partial R_A}{\partial t} = 0, & s < e_M \leq 1 \end{cases} \quad (7)$$

Les qualifiés sont supposés plus productifs que les non qualifiés, soit :  $(1-e_M)p > q$ . En conséquence, la taxation optimale diffère selon que l'électeur médian choisit de se qualifier ou de ne pas se qualifier. La taxation optimale solution du système (7) est donnée par :

$$\begin{cases} t_1^* = \frac{(1-e_M)pw - R_A}{\frac{\partial R_A}{\partial t_1}}, & 0 \leq e_M \leq s \\ t_2^* = \frac{qw - R_A}{\frac{\partial R_A}{\partial t_2}} = 0, & s < e_M \leq 1 \end{cases} \quad (8)$$

La taxe optimale  $t_1^*$  choisie est celle préférée par l'électeur médian s'il se qualifie. La taxe optimale  $t_2^*$  est choisie dans le cas contraire. Quoiqu'il adienne, la taxe est une fonction croissante de l'écart entre le revenu moyen et le revenu médian brut du coût de formation. Ce résultat est conforme à la prédiction de Meltzer et Richard (1981).

Le niveau optimal de la taxe dépend de la sensibilité du revenu moyen à la taxe,  $\partial R_A / \partial t$ . Plus cette sensibilité est forte, plus le niveau de taxation est faible. La solution (8) montre qu'une hausse de la qualification moyenne de la population peut entraîner une baisse de la taxation. A l'équilibre, en effet, l'électeur médian qualifié

dispose d'un revenu supérieur à un médian non qualifié. Toutes choses égales par ailleurs, la taxe est plus faible quand le médian est qualifié ( $t_1^* < t_2^*$ ), pourvu que la sensibilité à la taxe du revenu moyen évolue peu. Cela tient au fait que la qualification du médian tire  $R_A$  à la hausse.

La condition du second ordre ne dépend pas du degré de qualification du médian. Partant de l'équation (7), il vient :  $\forall e, \partial^2 R_M / \partial t^2 = 2\partial R_A / \partial t + \partial^2 R_A / \partial t^2$ . Suivant la relation (5) et après simplifications, il vient :

$$\frac{\partial^2 R_M}{\partial t^2} = \frac{\gamma^2 w}{p(1-t)^3} \left( \frac{t\gamma}{p(1-t)^2} \frac{dg(s)}{ds} - \frac{3}{(1-t)} g(s) \right) \quad (9)$$

Le signe de l'expression (9) dépend du signe du terme entre parenthèses. Le dernier terme est négatif, mais le signe de  $\frac{t\gamma}{p(1-t)^2} \frac{dg(s)}{ds}$  reste indéterminé car le signe de  $dg(s)/ds$  l'est aussi. Une condition suffisante pour satisfaire la condition de second ordre est que la distribution  $G$  soit concave ou linéaire, en sorte que  $dg(s)/ds \leq 0$ . Cependant, si  $dg(s)/ds$  est positif mais proche de zéro, la condition du second ordre peut être également remplie.

## 2. L'équilibre taxation-qualification

Dans le modèle fondateur de Meltzer et Richard (1981), la productivité de chaque individu  $i$  est invariante et directement donnée par  $e_i$ . Il s'ensuit que les revenus et la fiscalité sont uniquement fonction de la distribution des talents, laquelle est prédéterminée.

Toutefois, cette hypothèse est restrictive (cf. Razin et Sadka, 2004 ; Razin et al., 2002 en particulier). Si  $G$  conditionne toujours le volume total de travail, la productivité de la fraction de la population, dont le degré de qualification est proche de celui du médian, dépend aussi du choix de formation de l'électeur décisif. L'expression (8) est l'étape qui fixe le niveau optimal d'imposition sur le revenu du médian. Ce choix diffère selon que le seuil  $s$  est inférieur ou supérieur à aux aptitudes du médian  $e_M$ . Or, la valeur prise par  $s$  dépend de celle de  $t$  d'après la relation (1), d'où sa nature endogène. En conséquence, les arbitrages du Gouvernement en matière de fiscalité et les choix de qualification parmi la population sont interdépendants.

### 2.1. Un système non-linéaire

De ce qui précède, il convient de déterminer conjointement le temps maximal alloué à l'éducation, à savoir le seuil critique de qualification et la taxe sur le revenu, pré-

férés par l'électeur médian. La combinaison de la relation (1) et de la condition (8) forme deux systèmes non linéaires de deux équations à deux inconnues ( $s, t$ ) pour décrire les choix du médian à l'équilibre selon qu'il se qualifie ( $s_1, t_1$ ) ou pas ( $s_2, t_2$ ).

$$\begin{cases} t_1 - \frac{(1-e_M)pw - R_A(s_1, t_1)}{\frac{\partial R_A(s_1, t_1)}{\partial t_1}} = 0 \\ s_1 - 1 + \frac{q}{p} + \frac{\gamma}{(1-t_1)p} = 0 \end{cases}, 0 \leq e_M \leq s_1 \quad (10)$$

Ou bien :

$$\begin{cases} t_2 - \frac{qw - R_A(s_2, t_2)}{\frac{\partial R_A(s_2, t_2)}{\partial t_2}} = 0 \\ s_2 - 1 + \frac{q}{p} + \frac{\gamma}{(1-t_2)p} = 0 \end{cases}, s_2 \leq e_M \leq 1 \quad (11)$$

avec  $\frac{\partial R_A(s_i, t_i)}{\partial t_i} = -\frac{\gamma^2 w}{p(1-t_i)^3} g(s_i)$  et le revenu moyen

$$R_A(s_i, t_i) = w \int_0^{s_i} (1-e)pdG + qw(1-G(s_i)) \text{ pour } i = 1, 2.$$

Le domaine d'existence des solutions est endogène. Il n'est pas possible de trouver les solutions explicites, même dans le cas élémentaire d'une distribution uniforme. Les deux systèmes (10) et (11) admettent toujours une solution  $t$  dans l'intervalle  $[0,1]$  pour  $s_1$  et  $s_2$  donnés. Après simplifications et substitution, les systèmes précédents se réduisent à deux équations continues en  $t$ , notées  $P_i(t_i)$  pour  $i = 1, 2$ , selon que le médian se qualifie ou pas :

$$\begin{cases} P_1(t_1) = (1-t_1)p(l(s_1) - (1-e_M)p) - t_1(p(1-s_1) - q)^2 g(s_1) = 0, & 0 \leq e_M \leq s_1 \\ P_2(t_2) = (1-t_2)p(l(s_2) - q) - t_2(p(1-s_2) - q)^2 g(s_2) = 0, & s_2 \leq e_M \leq 1 \end{cases}$$

sachant que  $P_i(0) > 0$ ,  $P_i(1) < 0$  et  $dP_i(t_i)/(dt_i) < 0$ ,  $i = 1, 2$ .

Conformément au théorème de Bolzano, il existe toujours une valeur admissible  $t_i^e$  telle que  $P_i(t_i^e) = 0$ . La valeur de  $e_M$  dépend de  $G$ . Rien n'assure pour autant que l'un des deux couples de solutions ( $s_1^e, t_1^e$ ) et ( $s_2^e, t_2^e$ ) est toujours compatible avec son domaine d'existence, laissant un seul équilibre atteignable. Mais les deux peuvent coexister si  $s_2^e < e_M < s_1^e$ . Le choix final dépend alors des préférences de

l'électeur-médian : il opte pour l'équilibre qui lui procure le plus haut revenu disponible, conformément à sa position de gagnant de Condorcet.

## 2.2. L'influence du coût de la formation sur la taxation

Le niveau relativement bas du coût des études supérieures est une caractéristique de la grande majorité des sociétés européennes qui les distinguent des systèmes éducatifs anglo-saxons, plus onéreux. Dans quelle mesure le coût des études affecte-t-il la qualification des actifs et la politique de redistribution ?

La baisse du coût des études,  $\gamma$ , relève le seuil  $s$  de qualification. Cela engendre aussi une hausse de la taxe, dont l'intensité dépend de la qualification du médian. On combine (1), (5) et (8) pour obtenir l'élasticité  $\gamma$  de  $t_1$  (médian qualifié) et de  $t_2$  (médian non qualifié) :

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{\partial t_1}{\partial \gamma} \frac{\gamma}{t_1} = \frac{\partial R_A(s_1, t_1)}{\partial \gamma} \frac{\gamma}{R_A(s_1, t_1) - (1 - e_M)pw} - 2, \quad 0 \leq e_M \leq s_1 \\ \frac{\partial t_2}{\partial \gamma} \frac{\gamma}{t_2} = \frac{\partial R_A(s_2, t_2)}{\partial \gamma} \frac{\gamma}{R_A(s_2, t_2) - qw}, \quad s_2 \leq e_M \leq 1 \end{array} \right. \quad (12)$$

où le coût marginal d'éducation vaut :

$$\gamma \frac{\partial R_A(s_i, t_i)}{\partial \gamma} = \gamma \frac{\partial R_A(s_i, t_i)}{\partial s_i} \frac{\partial s_i}{\partial \gamma} = -\frac{\gamma^2 w}{p} g(s_i), \quad i = 1, 2.$$

Ce coût marginal baisse lorsque  $\gamma$  diminue. Les deux élasticité de  $t_1$  et de  $t_2$  par rapport à  $\gamma$  sont négatives. Le revenu moyen augmente toujours quand le coût de formation diminue ( $\partial R_A(s_i, t_i)/\partial \gamma < 0$ ). Les écarts entre revenu moyen et revenu médian brut – soit  $R_A(s_1, t_1) - (1 - e_M)pw$ , soit  $R_A(s_2, t_2) - qw$  – sont positifs. Les expressions (12) révèlent que  $t_1$  est plus élastique à  $\gamma$  que  $t_2$  puisque  $(1 - e_M)pw > qw$ . Autrement dit, la fiscalité sur le revenu devient plus élastique au coût d'éducation car le prélèvement sur le médian augmente dès lors que ce dernier fait partie des travailleurs qualifiés. La densité de la distribution atténue ou amplifie l'effet selon que la distribution  $G$  est concave ou convexe au voisinage du seuil de qualification  $s$ .

Que la baisse du coût de la formation engendre une hausse de la fiscalité redistributive avec un médian qualifié paraît à première vue contre-intuitif puisque la baisse du coût de l'éducation est censée augmenter le nombre de qualifiés et leurs revenus. Le résultat est pourtant conforme aux prédictions du modèle. L'ampleur de la taxation dépend de l'écart entre revenus médian et moyen (soit  $(1 - e_M)pw - R_A$ ). Cela revient à comparer le revenu primaire net du médian  $(1 - e_M)pw - \gamma w$  avec le revenu moyen net du coût de formation  $R_A - \gamma w$ . Quand  $\gamma$  baisse, le premier augmente moins vite que le second, ce qui provoque une hausse de  $s$  comme de  $R_A$ . L'écart du revenu du médian au revenu moyen net s'élargit.

### 2.3. L'influence de la productivité du travail sur la taxation

La forte productivité des qualifiés est généralement considérée comme une des raisons de la croissance américaine soutenue des années 1990-2000. Dans quelle mesure affecte-t-elle le choix de qualification des actifs et la politique de redistribution ?

La hausse de la productivité des qualifiés,  $p$ , accroît le seuil de qualification. Ceci engendre des effets distincts sur la fiscalité selon le niveau de qualification du médian. On combine encore (1), (5) et (8) pour tirer l'élasticité de  $t_1$  (médian qualifié) et de  $t_2$  (médian non qualifié) vis-à-vis de la productivité du travail :

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{\partial t_1}{\partial p} \frac{p}{t_1} = \frac{R_A(s_1, t_1) - 2(1 - e_M)pw + p \frac{\partial R_A(s_1, t_1)}{\partial p}}{R_A(s_1, t_1) - (1 - e_M)pw}, \quad 0 \leq e_M \leq s_1 \\ \frac{\partial t_2}{\partial p} \frac{p}{t_2} = \frac{R_A(s_2, t_2) - qw + p \frac{\partial R_A(s_2, t_2)}{\partial p}}{R_A(s_2, t_2) - qw}, \quad s_2 \leq e_M \leq 1 \end{array} \right. \quad (13)$$

où le revenu marginal de la productivité des travailleurs qualifiés vaut :

$$p \frac{\partial R_A(s_i, t_i)}{\partial p} = p \frac{\partial R_A(s_i, t_i)}{\partial s_i} \frac{\partial s_i}{\partial p} = \frac{\gamma w}{p} g(s_i) \left( q + \frac{\gamma}{1 - t_i} \right), \quad i = 1, 2$$

Le revenu marginal de la productivité des travailleurs qualifiés augmente avec leur productivité. L'élasticité la fiscalité à la productivité est positive si le médian est non qualifié (cas  $t_2$ ), tandis qu'elle est de signe indéterminé dans l'autre situation. L'écriture (13) suggère que cette élasticité reste vraisemblablement faible. Un gain de productivité accroît le revenu du médian qualifié comme du revenu moyen. Puisque ce dernier ( $R_A$ ) augmente directement avec la productivité des qualifiés et indirectement avec le seuil de qualification ( $s$ ), il devrait augmenter davantage que le revenu médian. Cependant, si  $s$  augmente peu avec  $p$ , l'écart du revenu moyen au revenu médian devrait évoluer timidement, d'où l'inélasticité de  $t_1$  à  $p$ .

### 2.4. Une simulation avec loi de distribution uniforme

La description complète de l'équilibre nécessite de spécifier une loi de distribution  $G$  des talents individuels. Un cas simple est la loi uniforme<sup>3</sup> sur  $[0, 1]$ , à l'instar de

<sup>3</sup> D'autres loi de probabilités continues définies sur  $[0, 1]$  peuvent être aussi utilisées, comme la loi bêta rectangulaire qui englobe diverses lois symétriques (dont celle uniforme) et d'autres asymétriques.

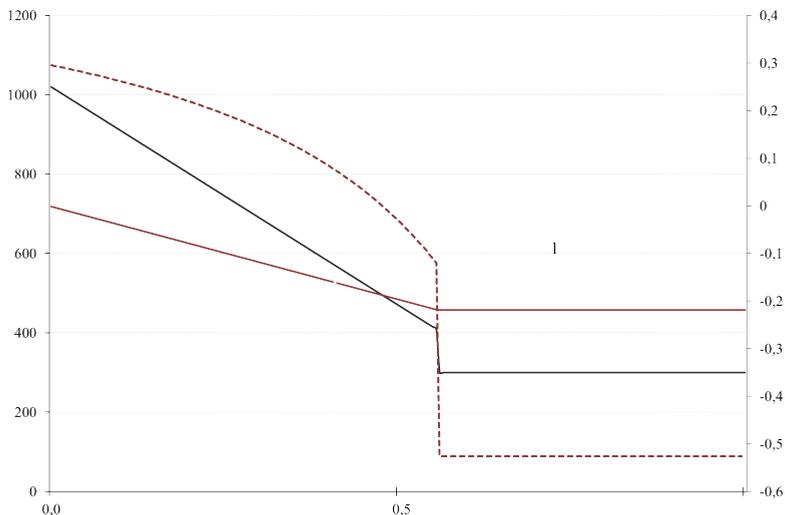
Razin et Sadka (2002). La proportion de qualifiés parmi les actifs est alors directement donnée par  $s$ .

$$G(s) = s, q < 0,5, e_M = 0,5 \text{ et } l(s_i) = s_i \left( 1 - \frac{s_i}{2} \right) p + (1 - s_i)q, i = 1, 2$$

On teste les évolutions de la taxe, de la qualification et de l'indice d'inégalités de Gini pour un coût de formation  $\gamma$  allant de 0,02 à 0,16 et une productivité des qualifiés  $p$  de 1,06 à 1,22. Les valeurs des autres paramètres sont  $w = 1\ 000$  et  $q = 0,3$ .

Sur les intervalles de valeurs choisis pour les paramètres  $\gamma$  et  $p$ , les deux équilibres  $(s_1, t_1)$  et  $(s_2, t_2)$  sont compatibles avec leurs domaines respectifs et coexistent dans la majorité des cas. L'électeur médian est complètement informé de la structure de l'économie et se comporte en vainqueur de Condorcet. Il sélectionne alors celui des deux équilibres lui garantissant le revenu disponible maximal. Son comportement fixe la taxation des revenus, la proportion de travailleurs qualifiés et le revenu moyen de l'économie.

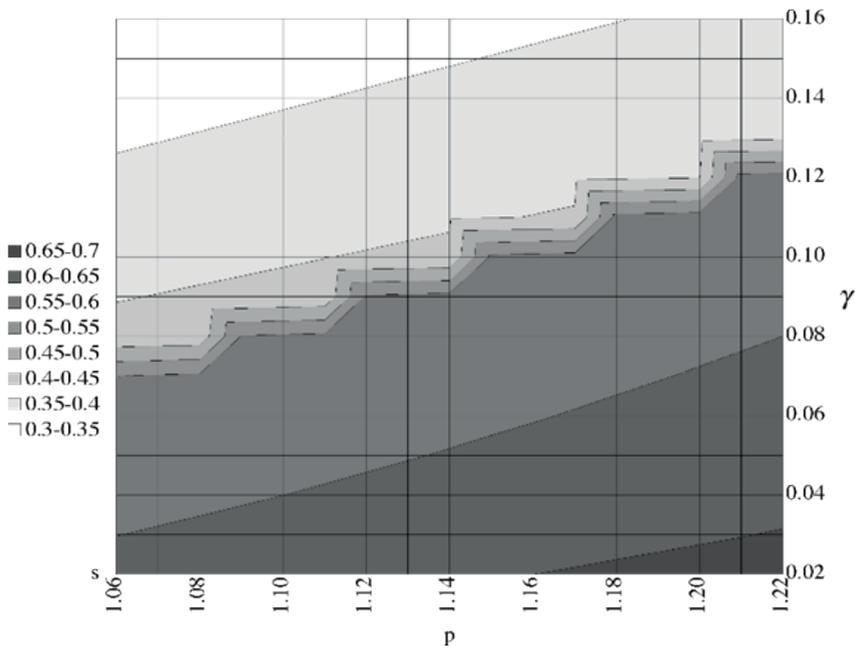
Le niveau de la taxe ne correspond pas au prélèvement effectif. Taxe et réversion étant simultanées, l'imposition d'une taxe proportionnelle sur le revenu assortie d'une réversion pour tous les individus équivaut à une taxation progressive pour les qualifiés. A titre d'exemple, le graphique 3 présente un équilibre avec qualification du médian pour  $\gamma = 0,08$  et  $p = 1,1$ . La taxe fixe est  $t = 0,55$ . Compte tenu de la réversion  $b$ , le prélèvement net correspond à une taxe progressive positive



Graphique 3. Redistribution et prélèvement net

sur le revenu allant de 0 à 0,29 pour les revenus primaires les plus élevés et à une taxe négative (allocation) allant jusqu'à  $-0,53$  pour les revenus les plus modestes.

Le graphique 4 ci-dessous décrit l'évolution en pourcentage de la population qualifiée en fonction de la productivité des travailleurs qualifiés (en abscisse) et du coût de la formation (en ordonnée). La zone en escalier délimite la frontière entre les équilibres où le médian est non qualifié (partie supérieure) et équilibres où il est qualifié (partie inférieure). Les zones les plus sombres correspondent aux situations dans lesquelles la majeure partie de la population est qualifiée. Si l'électeur médian n'est pas un travailleur qualifié, la proportion d'actifs qualifiés varie de 30 à moins de 50%. Sinon, plus d'un actif sur deux est qualifié.



**Graphique 4. Qualification de l'électeur médian et loi uniforme de distribution des talents**

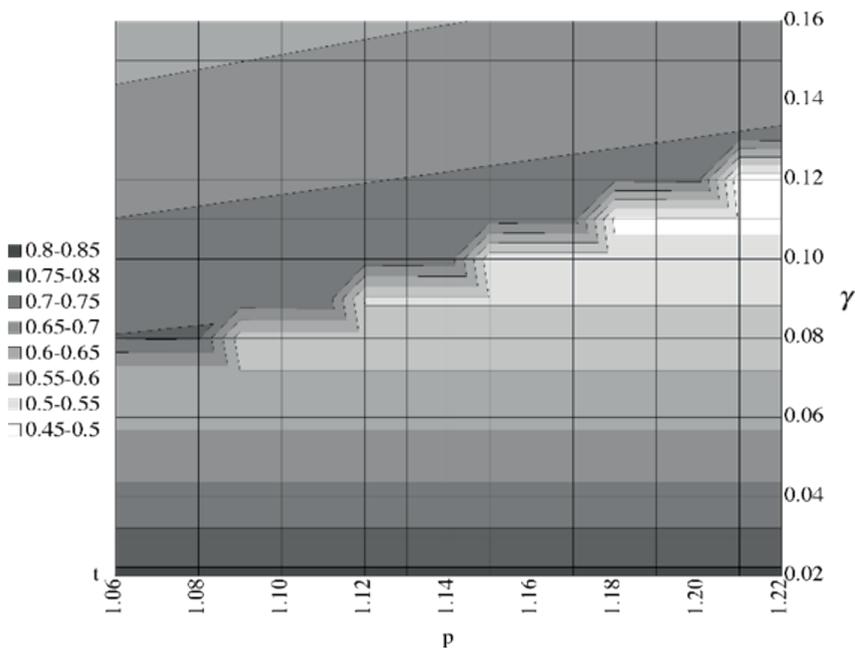
Quand le coût de la formation diminue, à niveau de productivité donné, le graphique 5 montre que le pourcentage de qualifiés augmente. Ce résultat est plus prononcé dans la partie inférieure du graphique, si le médian est qualifié et en particulier pour des niveaux élevés de productivité ( $p > 1,16$ ).

Le graphique 5 suivante montre comment la taxe varie avec la productivité des travailleurs qualifiés (en abscisse) et le coût de la formation (en ordonnée). Comme pour le graphique 4, la zone en escalier marque la frontière entre les équilibres avec médian non qualifié (partie supérieure) et ceux avec médian qualifié (partie

inférieure). Les zones les plus sombres correspondent aux situations dans lesquelles la pression fiscale est la plus forte.

Si on exclut la zone en escalier, La hausse de la qualification induite par la baisse du coût de l'éducation (à productivité donnée) accentue la pression fiscale et engendre un effet d'hystérèse. Une taxe plus forte pour des valeurs toujours plus faibles de  $\gamma$  ne freine pas la qualification des actifs. **Le résultat se traduit par des équilibres caractérisés par une forte redistribution et une forte qualification.** Une exception à ce résultat apparaît à la zone frontière au voisinage de  $\gamma = 0,12$ . Pour  $p$  constant, la baisse de  $\gamma$  entraîne une réduction temporaire de la taxe dès que le médian se qualifie. La baisse de la taxe réduit la redistribution et incite la fraction de la population possédant juste un peu moins d'aptitude à l'éducation que le médian à opter pour la qualification. Une conséquence directe de cet effet est que deux économies identiques possédant les mêmes caractéristiques de productivité du travail et de distribution  $G$  mais avec un faible écart du coût des études peuvent présenter des niveaux de taxation sensiblement différents.

Pour  $\gamma$  constant, la hausse continue de la productivité  $p$  tend à accroître la taxe tant que le médian n'est pas qualifié. La qualification du médian engendre un changement de régime avec un niveau de taxation inchangé malgré la hausse de la productivité et du taux de qualification (graphique 5). Il se produit des équilibres marqués par une redistribution plus faible et une qualification élevée.

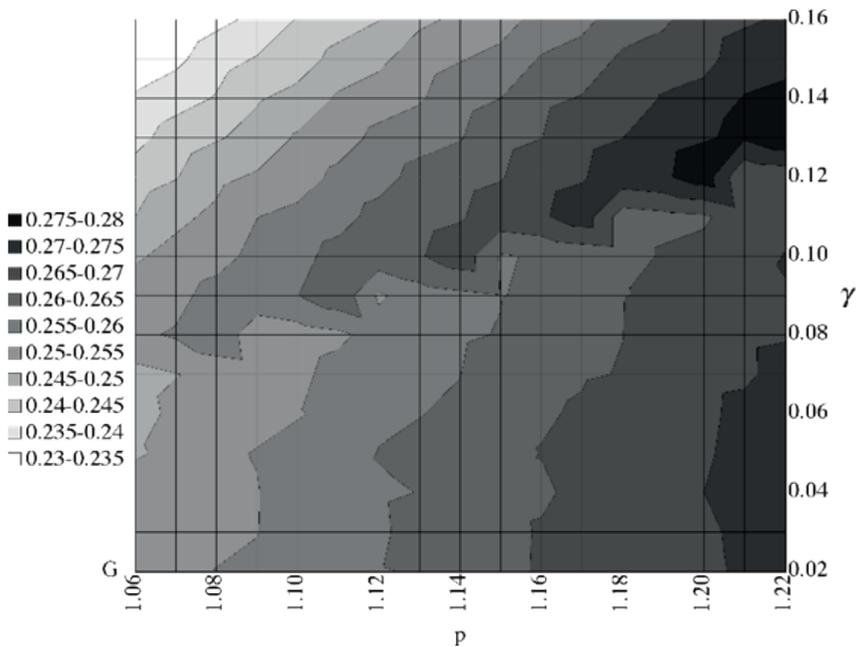


Graphique 5. Niveau de taxation et loi uniforme de distribution des talents

Les graphiques 4 et 5 précédentes révèlent des équilibres redistribution-qualification très différents. L'incitation à la qualification des actifs passe par un faible coût des études et/ou par l'attrait d'une rémunération bien supérieure. Ces deux sources d'incitation accentuent la dispersion des revenus primaires et le degré des inégalités, ce qui se traduit par une hausse de l'indicateur de Gini. Le modèle MR fondé sur l'arbitrage travail-loisir prédit une relation univoque stricte entre redistribution et inégalités des revenus primaires : l'écart revenu moyen / revenu médian est étroitement lié à l'indice de Gini. Des inégalités croissantes poussent le médian à demander davantage de redistribution par une hausse de la taxe.

Dans notre modèle fondé sur l'arbitrage travail qualifié / travail non qualifié, redistribution et inégalités de revenus primaires varient de concert tant que l'électeur médian n'est pas qualifié. Par exemple, les hausses d'impôt dans la zone supérieure de le graphique 5 correspondent aux hausses de l'indice de Gini de le graphique 6. Pour des coûts élevés de formation ( $\gamma > 0,13$ ), la taxe choisie par le médian augmente bien avec l'indice de Gini.

Il en va tout autrement quand l'électeur médian atteint un niveau de qualification supérieur. La relation entre redistribution et inégalité des revenus primaires n'est plus univoque. En particulier, toutes choses égales par ailleurs, les hausses de productivité des qualifiés  $p$  n'engendrent plus une hausse des taxes malgré le creusement des inégalités. Pour des coûts faibles de formation ( $\gamma < 0,07$ ), la taxe



Graphique 6. Indice de Gini et loi uniforme de distribution des talents

choisie par le médian reste stable lorsque  $p$  augmente en dépit de la hausse des inégalités de revenus primaires (voir graphique 5). De plus, pour des coûts de formation compris entre 0,10 et 0,12, le changement de régime de qualification du médian, de non qualifié vers qualifié, conduit à une forte réduction de la taxation (zone blanche de le graphique 5).

## Conclusion

L'objectif de cet article était double. D'une part, nous avons proposé un cadre théorique original pour étudier les liens entre les choix d'éducation et de redistribution dans une démocratie représentative, où les décisions publiques sont dictées par les préférences de l'électeur médian. D'autre part, l'endogénéisation des choix de qualification dans ce nouveau cadre d'analytique a permis d'apprécier la portée du modèle de Meltzer et Richard (1981) qui étudient le lien entre la redistribution et les inégalités de revenus. Avec choix hétérogènes de qualification par les actifs-électeurs, suivant l'idée avancée par Razin et Sadka (2002) et Razin et alii (2004), nous avons développé une variante du modèle Meltzer-Richard (MR) dans laquelle l'arbitrage travail-loisir est remplacé par l'arbitrage travail qualifié-travail non qualifié. L'électeur médian arbitre entre un travail qualifié, coûteux en formation mais rémunérateur, et un travail non qualifié, sans coût de formation mais moins rémunérateur. Dans un tel modèle, la répartition des revenus primaires devient endogène et fixe le choix de la politique de redistribution.

Nous montrons qu'il peut exister deux états distincts de l'économie selon le choix de l'électeur-médian. Le premier s'avère conforme aux prédictions du modèle MR en ce sens que la politique de redistribution se renforce avec l'accroissement des inégalités de revenus. Le second invalide la conclusion centrale du modèle MR car la politique de redistribution n'évolue pas avec l'accroissement des inégalités de revenus.

## References

- Aghion, P., Caroli, E., & Garcia-Penalosa, C. (1999). Inequality and economic growth: The perspective of the new growth theories. *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1615-1660.
- Alesina, A., & Angeletos, G.-M. (2005). Fairness and redistribution. *American Economic Review*, 95(4), 960-960.
- Alesina, A., & Fuchs-Schündeln, N. (2007). Goodbye Lenin (or not?): The effect of communism on people. *American Economic Review*, 97(4), 1507-1528.

- Alesina, A., Glaeser, E., & Sacerdote, B. (2001). *Why doesn't the US have a European-style welfare system?*. (NBER Working Papers series No. 8524). National Bureau of Economic Research.
- Alesina, A., Glaeser, E., & Sacerdote, B. 2005. *Work and leisure in the U.S. and Europe: Why so different?*. (Harvard Institute of Economic Research Working Papers).
- Autor, D., Katz, L., & Kearney, M. (2006). The polarization of the U.S. labor market. *American Economic Review*, 96(2), 189-194.
- Autor, D., Katz, L., & Kearney, M. (2008). Trends in U.S. wage inequality: Revising the revisionists. *Review of Economics and Statistics*, 90, 300-323.
- Borge L.-E., & Rattsø, J. (2004). Income distribution and tax structure: Empirical test of the Meltzer-Richard hypothesis. *European Economic Review*, 48(4), 805-826.
- Galor, O., & Moav, O. (2000). Ability-biased technological transition, wage inequality, and economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 115(2), 469-497.
- Gouveia, M., & Masia, N. (1998). Does the median voter model explain the size of government? Evidence from the states. *Public Choice*, 97(1-2), 159-177.
- Juhn, C., Murphy, K., & Pierce, B. (1993). Wage inequality and the rise in returns to skill. *Journal of Political Economy*, 101(3), 410-442.
- Meltzer, A., & Richard, S. (1981). A rational theory of the size of government. *Journal of Political Economy*, 89(5), 914-927.
- Meltzer, A., & Richard, S. (1983). Tests of a rational theory of the size of government. *Public Choice*, 41(3), 403-418.
- Persson, T., & Tabellini, G. (2002). Political economics and public finance. In A. Auerbach, M. Feldstein (Eds.), *Handbook of public economics* (vol. 3, pp. 1549-1659). Amsterdam: Elsevier.
- Piketty, T. (1995). Social mobility and redistributive politics. *Quarterly Journal of Economics*, 110(3), 551-584.
- Razin, A., & Sadka, E. (2004). *Aging and the welfare state: The role of young and old voting pivots*. (NBER Working Papers series No. 10967). National Bureau of Economic Research.
- Razin, A., Sadka, E., & Swagel, P. (2002). The aging population and the size of the welfare state. *Journal of Political Economy*, 110(4), 900-918.
- Roberts, K. (1977). Voting over income tax schedules. *Journal of Public Economics*, 8(3), 329-340.
- Sapienza, P., Zingales, L., & Guiso, L. (2006). Does culture affect economic outcomes?. *Journal of Economic Perspectives*, 20(2), 23-48.
- Tirole, J., & Bénabou, R. (2006). Incentives and prosocial behavior. *American Economic Review*, 96(5), 1652-1678.

# CONCURRENCE ‘HYBRIDE’, INNOVATION ET RÉGULATION : UN MODÈLE DE DUOPOLE

## ‘Hybrid’ competition, innovation outcomes and regulation: A duopoly model

**THOMAS LE TEXIER**<sup>1</sup>

Université de Rennes, CNRS, CREM – UMR 6211, France

thomas.letexier@univ-rennes1.fr

ORCID : 0000-0001-5234-011X

**LUDOVIC RAGNI**

Université Côte d’Azur, CNRS, GREDEG – UMR 7321, Nice, France

ORCID : 0000-0003-0132-726X

**Abstract :** This paper presents a duopoly model in which a commercial organization and a community compete by providing digital products while being able to share their innovation outputs to develop their own activities. The commercial organization always benefits from either a ‘closed’ or an ‘open’ institutional regime shift. Our numerical analysis evidences that the ‘closed’ shift provides the best levels of innovation and welfare whereas it is not found to be profit-improving when product differentiation is small. This result partially qualifies the conventional idea according to which public policies may be designed to defend commercial interests rather than public ones.

**Keywords :** firm, community, closed innovation, open innovation, appropriation.

**Résumé :** Cet article présente un modèle de duopole dans lequel une firme et une communauté se concurrencent en produisant des produits/services numériques tout en ayant la possibilité de partager leurs innovations pour développer leurs propres activités. Nous montrons que la firme bénéficie toujours d’un changement de régime ‘ouvert’ ou ‘fermé’ d’innovation. Notre analyse numérique souligne que, si un ‘basculément fermé’ est favorable au bien-être social et à l’innovation agrégée, celui-ci n’est pas systématiquement profitable à la firme. Ces observations exposent clairement une défaillance de marché

---

<sup>1</sup> Université de Rennes, Bureau 194, 7 place Hoche, 35065 Rennes, France.

potentielle, tout en nuancant les vertus du paradigme d'innovation ouverte en matière de maximisation des profits.

**Mots-clés :** firme, communauté, innovation fermée, innovation ouverte, appropriation.

**JEL Classification :** D43, L13, L86.

## Introduction

L'avènement d'Internet en tant qu'espace transactionnel ne repose pas uniquement sur des nouvelles tendances de consommation, proposant en parallèle de nouveaux modes de production. Le développement de nouveaux standards de compression met en avant un basculement vers une 'ère de la dématérialisation' qui mènent à la large diffusion de fichiers numériques en ligne et à des nouvelles modalités d'adoption technologique (Shapiro & Varian, 1998 ; Varian, 2000 ; Hui & Png, 2003 ; Chellappa & Shivendu, 2005 ; Peitz & Waelbroeck, 2006 ; Belleflamme & Peitz, 2010). Dans ce contexte, des nouvelles dynamiques concurrentielles ont également émergé, dans la mesure où les acteurs non-marchands ont montré que leurs capacités productives tirées par l'utilisateur pouvaient concurrencer celles des acteurs marchands traditionnels (Toffler, 1980).

L'exemple de Napster représente un cas d'innovation qui a clairement prouvé que des bonnes idées pouvaient être développées en dehors des frontières des firmes. La manière dont les acteurs marchands ont un temps combattu le partage en ligne de fichiers musicaux numériques avant de l'intégrer dans leurs modèles d'affaires révèle que des innovations 'hors-cadre' peuvent être compatibles avec des objectifs de maximisation de profits (Flowers, 2008 ; Schulz & Wagner, 2008). A titre d'illustration, le succès d'iTunes en tant que plateforme marchande de contenus numériques s'appuie sur celui des ancêtres illégaux, tels que Napster, Gnutella et eDonkey. Le succès de la vidéo à la demande, en particulier celui de la plateforme Netflix, peut être lui vu la conséquence d'une réaction à la menace 'pirate' pour exploiter des innovations initiées par des communautés en ligne. On tend à observer ainsi un basculement dans la manière dont les acteurs marchands dirigent leurs activités innovantes. Précisément, un nombre grandissant d'acteurs marchands ont tendance aujourd'hui à coopérer avec des sources d'innovation qu'elles combattaient auparavant, mettant en lumière l'existence d'autres cas potentiels de 'démocratisation' de l'innovation (von Hippel, 1986, 1988, 2005) ou d'innovation 'ouverte' (Chesbrough, 2003, 2006).

Une première question de recherche consiste à analyser si de telles tendances productives hybrides sont effectivement profitables aux acteurs marchands (Grand, von Krogh, Leonard, & Swap, 2004 ; Bonaccorsi, Giannangeli, & Rossi, 2006 ; Economides & Katsamakos, 2006), relativement aux résultats obtenus dans un cadre

traditionnel d'innovation 'fermée'. Une seconde question est relative à la nature de l'impact de l'ouverture et de la fermeture sur les acteurs présent sur un marché en termes de motivations à innover ; cette question étant essentielle dans une perspective de régulation des marchés numériques (Nelson, 1959, 2004 ; Merton, 1973 ; David, 1998 ; 2004). Toutefois, si des contributions abordent la question sous l'angle de la coopération en R&D interentreprises (d'Aspremont & Jacquemin, 1988, 1990 ; Fershtman & Kamien, 1992 ; Pastor & Sandonis, 2002), l'analyse sous l'angle d'une relation entre des organisations hétérogènes (firmes et communautés) n'a pas fait l'objet de développements substantiels.

Nous analysons l'impact d'un basculement de régime d'innovation ('basculement ouvert' ou 'basculement' fermé) sur les profits des firmes, ainsi que sur leurs efforts innovants. Pour cela, nous présentons un modèle de duopole qui s'inscrit dans un cadre de concurrence 'hybride'. Par 'hybride', nous nous référons à un cadre dans lequel deux types de producteurs (une firme et une communauté) se concurrencent tout en ayant la possibilité de partager, selon les circonstances, leurs innovations pour développer leurs propres activités et/ou produits.

Nos résultats révèlent que la firme tire systématiquement parti aussi bien d'un 'basculement ouvert' que d'un 'basculement fermé', comparativement à un cadre de référence où la firme ignore les innovations de la communauté alors que cette dernière s'approprie une part des innovations de la firme. Nous trouvons aussi que les firme et communauté ont toutes deux des incitations à innover plus élevées quand elles opèrent dans le régime 'fermé'. Des simulations numériques nous permettent d'observer que, si un 'basculement fermé' génère toujours les niveaux d'innovation agrégée et bien-être social les plus élevés, ce même type de basculement n'accroît pas systématiquement le profit de la firme. Ces observations exposent clairement une défaillance de marché potentielle, tout en nuancant les vertus du paradigme d'innovation ouverte en matière de maximisation des profits.

L'article est organisé de la façon suivante. La section 2 présente le modèle. Dans la section 3, nous analysons les équilibres en prix et innovation dans les trois régimes d'innovation que nous spécifions. Les régimes favorables à la réalisation du profit le plus élevé et à la délivrance des efforts innovants les plus intenses sont identifiés dans la section 4, une étude du bien-être social étant également menée. La section 5 conclue et expose des directions pour des recherches ultérieures.

## 1. Le modèle

Nous présentons un marché sur lequel deux entités agissent en tant que duopoleurs distribuant des produits numériques à travers leurs canaux de distribution distincts. Les utilisateurs potentiels de leurs services diffèrent par leur nature intrinsèque et leur sensibilité quant à chacune des deux offres. Le premier duopoleur est une firme

(*F*) et le second est une communauté en ligne (*C*). Chaque organisation propose des produits différenciés conformément au cadre d'analyse d'Hotelling, la firme et la communauté étant localisées respectivement en 0 et 1.

Du côté de la demande, on considère des agents – consommateurs – uniformément répartis sur un segment à la Hotelling et dont la taille totale est égale à 1. Ces agents sont caractérisés par leur localisation  $x(x \in [0;1])$  et adoptent en fonction un produit numérique proposé par la firme ou la communauté. Toutes choses égales par ailleurs, les consommateurs dont la localisation  $x$  est proche de 0 ont une préférence pour l'offre de la firme tandis que ceux dont le  $x$  est proche de 1 sont davantage intéressés par l'offre de la communauté. Les fonctions d'utilité des demandeurs sont définies comme suit :

$$U_x = \begin{cases} r + q_F + \alpha q_C - tx - p & \text{si adopte le produit de } F \\ r + q_C + \beta q_F - t(1-x) - s & \text{si adopte le produit de } C \end{cases} \quad (1)$$

$r$  est la composante d'utilité intrinsèque des consommateurs quand ils adoptent un produit numérique. Le paramètre usuel de coût de transport caractérisant la différenciation horizontale des produits est  $t \cdot p(p > 0)$  représente le prix pratiqué par la firme et  $s(s > 0)$  caractérise le coût d'adoption des consommateurs de la communauté.  $s$  se réfère notamment aux coûts d'opportunité auxquels un demandeur est confronté quand il consomme le produit proposé par la communauté (par exemple, le temps nécessaire pour assimiler et utiliser efficacement les services de la communauté).  $q_F(q_F > 0)(q_C, q_C > 0)$  est le niveau de qualité fourni par la firme (la communauté) quand elle distribue le produit. Ces qualités de service sont le résultat des efforts d'innovation menés par la firme et communauté. Dans un cadre général, nous supposons que chaque duopoleur peut s'approprier une partie des innovations délivrées (et investies) par le concurrent. Nous nous focalisons sur le cas pour lequel cette appropriation est opportuniste, sans contrepartie financières.  $\alpha(\alpha \in [0;1])$  représente la part des innovations initiées par la communauté qui sont captées par la firme, alors que  $\beta(\beta \in [0;1])$  représente la part des innovations initiées par la firme qui sont captées par la communauté. Le choix des consommateurs pour l'une des deux offres dépend naturellement des possibilités d'appropriation des innovations pour la firme et la communauté (ces possibilités sont introduites et analysées par la suite).

La firme et la communauté diffèrent par leurs motivations à opérer sur le marché. La firme est naturellement conduite par un objectif de maximisation de son profit. La communauté est quant à elle souvent perçue comme une entité dont l'activité est tirée par des préoccupations altruistes, idéologiques, ou de signalement (Rossi, 2006 ; Flowers, 2008). Néanmoins, des raisons pragmatiques voire mercantiles tendent aussi à entrer en jeu et à l'emporter sur ces préoccupations, la

principale raison étant que des besoins financiers demeurent pour que les activités de la communauté puissent perdurer (principalement pour des raisons techniques, essentiellement l'acquisition et la maintenance de serveurs). Sans compter que les communautés s'exposent à des poursuites en justice qui requièrent des fonds pour se défendre ou/et que, plus basiquement, certaines communautés 'déviantes' mènent leurs activités à des fins marchandes, on peut raisonnablement considérer que des objectifs de maximisation des ressources sont aussi en application dans le cas d'une communauté. Les fonctions objectif de la firme et de la communauté sont données par

$$\begin{cases} \pi = n_F p - (1/2) q_F^2 \\ S = n_C a - (1/2) q_C^2 \end{cases} \quad (2)$$

$\pi$  est la fonction de profit de la firme. On définit  $n_F$  ( $n_F \in ]0;1[$ ) le nombre de consommateurs qui adoptent le produit de la firme.  $S$  est la fonction de surplus de la communauté,  $n_C$  ( $n_C \in ]0;1[$ ) étant le nombre de consommateurs qui adoptent le produit de la communauté. Contrairement à  $p$ ,  $a$  ( $a > 0$ ) n'est pas un prix de vente mais peut être vu comme un prix de 'participation'. Précisément,  $a$  est le montant unitaire que la communauté génère à partir de son audience via des acteurs tiers publicitaires. La valeur de  $a$  n'est donc pas fixée par la communauté. Enfin, conformément à l'hypothèse usuelle, on suppose que les deux organisations supportent des coûts d'innovation quadratiques. Le duopole est par conséquent un jeu concurrentiel asymétrique dans lequel la firme maximise sa fonction objectif en contrôlant son prix  $p$  et son niveau de qualité  $q_F$ , tandis que la communauté ne contrôle que son niveau de qualité  $q_C$ .

On définit le modèle comme un jeu à quatre étapes :

- à l'étape  $T = 0$ , la firme et la communauté décident de mener leur activité ou pas ;
- à l'étape  $T = 1$ , la firme et la communauté choisissent simultanément leurs niveaux de qualités respectifs  $q_F$  et  $q_C$  ; les duopoleurs ont connaissance mutuelle des niveaux de qualités servis sur le marché, et chacun peut aussi s'appuyer sur le niveau de qualité de son concurrent si le régime l'autorise ;
- à l'étape  $T = 2$ , la firme fixe son prix  $p$  ;
- à l'étape  $T = 3$ , les consommateurs adoptent le produit de la firme ou celui de la communauté.

On suppose que tous les agents du jeu ont une connaissance parfaite et complète, et le jeu est résolu à rebours.

Nous portons notre intérêt sur trois cas (régimes). Dans un premier cas (régime 1, cadre de référence), la communauté peut s'approprier l'effort d'innovation de la firme alors que la firme ne peut pas s'appuyer sur celui de la communauté. Ce cas correspond en réalité à une situation initialement observée et très courante sur

les marchés numériques, avec l'émergence et la large diffusion d'activités déviantes – 'pirates' – illégales (réseaux de partage de fichiers en lignes, sites de consultation d'œuvres musicales/vidéographiques en ligne). Un deuxième cas (régime 2, dit régime 'fermé') fait référence à une situation symétrique où chaque firme ne peut reposer que sur ses propres efforts d'innovation, ne pouvant utiliser ne serait-ce qu'une partie de ceux de son concurrent. Le régime 'fermé' correspond à un contexte dans lequel l'application des droits de propriété intellectuelle est stricte et efficace au point de ne pas permettre une appropriation non consentie ; l'établissement de ce régime allant somme toute dans le sens d'une première expression des ayants droit prônant l'éviction des activités communautaires déviantes par l'action légale. Dans un troisième cas (régime 3, dit régime 'ouvert'), la firme et la communauté opèrent sur le marché en s'appuyant chacun sur leur effort d'innovation personnel ainsi que sur les efforts d'innovation de leur rival ; les niveaux d'appropriation étant définis par les parts  $\alpha$  et  $\beta$ .

Définissant ces trois régimes, nous cherchons à identifier celui le plus favorable aux (i) résultats des firme et communauté, ainsi qu'à la (ii) délivrance du niveau d'innovation agrégé le plus élevé. Cette analyse s'inscrit dans une perspective d'identification de politiques économiques d'innovation efficaces.

## 2. Equilibres en prix et qualité

Nous déterminons les niveaux d'équilibre des prix et qualités dans le cas général (2.1), puis dans les cas spécifiques aux trois régimes (2.2).

### 2.1. Analyse de l'équilibre dans le cadre général

Dans le cadre général, les fonctions d'utilité des adopteurs sont données par

$$U_x = \begin{cases} r + q_F + \alpha q_C - tx - p & \text{si adopte le produit de } F \\ r + q_C + \beta q_F - t(1-x) - s & \text{si adopte le produit de } C \end{cases} \quad (1)$$

les valeurs de  $\alpha$  et  $\beta$  n'étant pas spécifiées ( $\alpha \in [0;1]$  et  $\beta \in [0;1]$ ). A l'étape  $t = 3$ , la localisation de l'adopteur indifférent entre le produit de la firme et celui de la communauté est  $\hat{x}$ , avec

$$\hat{x} = (1/2t)[q_F(1-\beta) - q_C(1-\alpha) + (s+t)] - (p/2) \quad (3)$$

Cette localisation donne une première expression des fonctions de demande sur le marché. On introduit trois hypothèses de travail relatives à la structure du marché.

**Hypothèse 1a.** *Le marché est servi, soit  $r$  est suffisamment grand.*

L'hypothèse 1a stipule que chaque adopteur consomme l'un des deux produits proposés sur le marché.

**Hypothèse 1b.** *Le marché est partagé par la firme et la communauté, soit  $\hat{x} \in ]0;1[$ .* Cette hypothèse impose des conditions de bornes sur la différence entre le prix  $p$  et le coût d'adoption  $s$ , données par  $q_F(1 - \beta) - q_C(1 - \alpha) - t < (p - s) < q_F(1 - \beta) - q_C(1 - \alpha) + t$ .

**Hypothèse 1c.** *Les produits proposés par les firme et communauté sont suffisamment différenciés. Formellement,  $(1/3)[(1 - \beta)^2 + s] < t$ .*

L'hypothèse 1c est une hypothèse traditionnelle dans un cadre théorique de concurrence à la Hotelling.

Sous les hypothèses 1a, 1b et 1c, on obtient une première expression des parts de marché  $n_F$  et  $n_C$ :

$$n_i = \begin{cases} (1/2t)[q_F(1 - \beta) - q_C(1 - \alpha) + (s + t) - p] & \text{si } i = F \\ (1/2t)[-q_F(1 - \beta) + q_C(1 - \alpha) + (-s + t) + p] & \text{si } i = C \end{cases} \quad n_F + n_C = 1 \quad (4)$$

À l'étape  $t = 2$ , la firme définit sa stratégie de tarification optimale. Le programme de la firme est

$$\max_p \pi(q_F, q_C, p) = (1/2t)[q_F(1 - \beta) - q_C(1 - \alpha) + (s + t) - p]p - (1/2)q_F^2$$

la solution du sous-jeu étant ici

$$p^*(q_F, q_C) = (1/2)[q_F(1 - \beta) - q_C(1 - \alpha) + (s + t)] \quad (5)$$

On vérifie immédiatement que  $p^*(q_F; q_C)$  caractérise un maximum car  $\partial^2 \pi / \partial p^2 = (-1/t) < 0$ . Nous remarquons ici que cette expression du prix dépend positivement de l'effort d'innovation de la firme ( $q_F$ ) ainsi que de son niveau d'appropriation  $\alpha$  de l'effort d'innovation délivré par la communauté.

À l'étape  $t = 1$ , la firme et la communauté établissent leurs stratégies en matière de qualité ( $q_F^*$  et  $q_C^*$ ). Le programme de la firme est donné par

$$\max_{q_F} \pi^*(q_F; q_C) = (1/8t)[(1 - \beta)q_F - (1 - \alpha)q_C + (s + t)]^2 - (1/2)q_F^2$$

tandis que le programme de la communauté est

$$\max_{q_C} S^*(q_F; q_C) = (1/4t)[-(1 - \beta)q_F + (1 - \alpha)q_C + (-s + 3t)] - (1/2)q_C^2$$

La résolution des deux programmes et l'identification des deux fonctions de réaction aboutit à l'équilibre de Nash suivant :

$$\begin{cases} q_F^* = \left[ \frac{1}{\left[ (1-\beta)^2 - 4t \right] (4t)} \right] (1-\beta) \left[ (1-\alpha)^2 a - 4t(s+t) \right] \\ q_C^* = (1/4t)(1-\alpha)a \end{cases} \quad (6)$$

les conditions du second ordre étant bien vérifiées sous l'hypothèse 1c. ( $\partial^2 \pi^* / \partial q_F^2 = (1/4t) \left[ (1-\beta)^2 - 4t \right] < 0$  et  $\partial^2 S^* / \partial q_C^2 = -1 < 0$ ). Nous pouvons noter une asymétrie dans les équilibres en qualité des deux producteurs, qui résulte de l'incapacité de la communauté de pouvoir fixer son prix ( $a$  étant un prix de participation exogène dans le jeu). Cette asymétrie accorde un avantage concurrentiel à la firme, qui donne à cette dernière la possibilité d'accroître son niveau de qualité par son propre effort ainsi que par celui de son concurrent ; la communauté n'ayant pas la possibilité, a contrario, de bénéficier des efforts de la firme à l'équilibre, et s'appuyant ainsi sur ses propres efforts. Nous posons une nouvelle hypothèse qui garantit la positivité des niveaux de qualité d'équilibre.

**Hypothèse 2.** *Les produits des firme et communauté sont suffisamment différenciés. Précisément,  $(1/2) \left[ -s + \sqrt{s^2 + (1-\alpha)^2 a} \right] \leq t$ .*

Quand les hypothèses 1c et 2 sont respectées, les paramètres de coût de transport sont alors définis tels que

$$t \in \left] \max \left( (1/3) \left[ (1-\beta)^2 + s \right], (1/2) \left[ -s + \sqrt{s^2 + (1-\alpha)^2 a} \right] \right); +\infty \right[.$$

Le lemme 1 présente l'équilibre du jeu concurrentiel dans le cadre général, exprimant les expressions du prix et des qualités optimaux, ainsi que les niveaux de profit et de surplus qui en résultent.

**Lemme 1.** *A l'équilibre, la firme définit sa stratégie*

$$(q_F^{**}; p^{**}) = \left( \frac{(1-\beta) \left[ (1-\alpha)^2 a - 4t(s+t) \right]}{\left[ (1-\beta)^2 - 4t \right] 4t}; \frac{\left[ (1-\alpha)^2 a - 4t(s+t) \right]}{\left[ (1-\beta)^2 - 4t \right] 8t} \right)$$

et réalise un profit  $\pi^{**} = -\frac{1}{32t^2} \left[ \frac{1}{(1-\beta)^2 - 4t} \right] \left[ (1-\alpha)^2 a - 4t(s+t) \right]^2$ , tandis que la

communauté fixe une qualité  $q_C^{**} = (1/4t)(1-\alpha)a$ , générant alors un surplus

$$S^{**} = \frac{1}{32t^2} (1-\alpha)^2 a^2 - \frac{(1-\alpha)^2 (1-\beta)^2 a^2}{\left[ (1-\beta)^2 - 4t \right] (4t)^2} + \left[ \frac{(1-\beta)^2 + (s-3t)}{(1-\beta)^2 - 4t} \right] a.$$

On remarque facilement que les profit et surplus d'équilibre sont positifs sous les hypothèses 1c et 2 pour toutes valeurs de parts d'appropriation  $(\alpha, \beta) \in [0;1]$  ; le marché étant alors effectivement partagé (et l'hypothèse 1b étant vérifiée).

## 2.2. Analyse de l'équilibre pour les trois régimes

Nous identifions maintenant les équilibres pour chacun des trois régimes, à partir des résultats du jeu dans le cadre général. On aborde plus précisément les situations dans lesquelles l'appropriation des efforts innovants est possible ou pas. Les lemmes 2a, 2b et 2c présentent les équilibres pour les trois régimes.

**Lemme 2a.** *Dans le cadre de référence (régime 1), la firme définit sa stratégie*

$$(q_F^{**}; p^{**}) = \left( \frac{(1-\beta)[a-4t(s+t)]}{[(1-\beta)^2-4t]4t}, \frac{[a-4t(s+t)]}{[(1-\beta)^2-4t]8t} \right) \text{ et réalise un profit}$$

$$\pi^{**} = -\frac{1}{32t^2} \left[ \frac{1}{(1-\beta)^2-4t} \right] [a-4t(s+t)]^2, \text{ alors que la communauté pose sa stratégie}$$

$$q_C^{**} = [1/(4t)]a \text{ et génère un surplus}$$

$$S^{**} = \frac{1}{32t^2} a^2 - \frac{(1-\beta)^2 a^2}{((1-\beta)^2-4t)(4t)^2} + \left[ \frac{(1-\beta)^2 + (s-3t)}{(1-\beta)^2-4t} \right] a.$$

L'équilibre présenté dans le lemme 2a est obtenu en posant  $\alpha = 0$  et  $\beta \in ]0;1]$ .

**Lemme 2b.** *Dans le régime 'fermé' (régime 2), la firme définit sa stratégie*

$$(q_F^{**}; p^{**}) = \left( \frac{[a-4t(s+t)]}{[1-4t]4t}, \frac{[a-4t(s+t)]}{[1-4t]8t} \right) \text{ et réalise un profit}$$

$$\pi^{**} = -\frac{1}{32t^2} \left[ \frac{1}{1-4t} \right] [a-4t(s+t)]^2 \text{ alors que la communauté pose sa stratégie}$$

$$q_C^{**} = [1/(4t)]a \text{ et génère un surplus } S^{**} = \frac{1}{32t^2} a^2 - \frac{a^2}{(1-4t)(4t)^2} + \left[ \frac{1+(s-3t)}{1-4t} \right] a.$$

L'équilibre présenté dans le lemme 2b est obtenu en posant  $\alpha$  et  $\beta$  tous deux à 0.

**Lemme 2c.** *Dans le régime 'ouvert' (régime 3), la firme définit sa stratégie*

$$(q_F^{**}; p^{**}) = \left( \frac{(1-\beta)[(1-\alpha)^2 a - 4t(s+t)]}{[(1-\beta)^2-4t]4t}, \frac{[(1-\alpha)^2 a - 4t(s+t)]}{[(1-\beta)^2-4t]8t} \right) \text{ et réalise un profit}$$

$$\pi^{**} = -\frac{1}{32t^2} \left[ \frac{1}{(1-\beta)^2-4t} \right] [(1-\alpha)^2 a - 4t(s+t)]^2 \text{ alors que la communauté pose}$$

sa stratégie  $q_C^{**} = [(1-\alpha)a]/(4t)$  et génère un surplus

$$S^{**} = \frac{1}{32t^2} (1-\alpha)^2 a^2 - \frac{(1-\alpha)^2 (1-\beta)^2 a^2}{((1-\beta)^2-4t)(4t)^2} + \left[ \frac{(1-\beta)^2 + (s-3t)}{(1-\beta)^2-4t} \right] a.$$

L'équilibre présenté dans le lemme 2c est obtenu en posant  $\alpha \in ]0;1]$  et  $\beta \in ]0;1]$ . Sans surprise, on voit que le niveau de qualité fixé par la communauté dépend

négativement de la part d'appropriation  $\alpha$  de la firme dans le cas du régime 'ouvert'. En fonction de la nature du régime, l'introduction des possibilités d'appropriation tend à avoir des conséquences sur la disposition de chaque entité à fournir un effort d'innovation personnel.

### 3. Identification des régimes optimaux

Nous étudions les conditions dans lesquelles un changement de paradigme ('basculément fermé' – passage du régime 1 au régime 2 – ou 'basculément ouvert' – passage du régime 1 au régime 3) améliore (i) le niveau de profit (surplus) de la firme (communauté) et (ii) un meilleur niveau d'innovation agrégée sur le marché ; un basculement ayant un effet sur les niveaux de prix ( $p^{**}$ ), profit ( $\pi^{**}$ ), surplus ( $S^{**}$ ) et d'efforts d'innovation ( $q_F^{**}$ ,  $q_C^{**}$  et  $Q^{**} = q_F^{**} + q_C^{**}$ ). Pour ce faire, nous menons une analyse de statique comparative (3.1), et illustrons nos résultats par des simulations numériques, en portant en outre notre intérêt sur les effets d'un basculement sur le bien-être social (3.2).

#### 3.1. Statique comparative – analyse formelle

On compare les équilibres présentés dans les lemmes 2a, 2b et 2c pour mesurer les effets des basculements 'fermés' et 'ouverts' sur les résultats des firme et communauté d'une part et sur les efforts d'innovation d'autre part. En matière de notation, le 'basculément fermé' est caractérisé par  $\Delta_{2,1}$  et le 'basculément ouvert' est caractérisé par  $\Delta_{3,1}$ . Notons que la condition d'existence du 'basculément fermé' est définie par  $t > \max\left((1/3)(1+s), (1/2)\left[-s + \sqrt{s^2 + (1-\alpha)^2 a}\right]\right)$ , alors que celle du 'basculément ouvert' est  $t > \max\left((1/3)\left[(1-\beta)^2 + s\right], (1/2)\left[-s + \sqrt{s^2 + a}\right]\right)$ .

**Proposition 2.** *Le prix d'équilibre de la firme s'accroît à l'issue aussi bien du 'basculément fermé' que du 'basculément ouvert'.*

**Preuve de la proposition 2.** L'impact du 'basculément fermé' sur le prix d'équilibre de la firme est

$$\Delta_{2,1}p^{**} = \frac{[a - 4t(s+t)]}{[1-4t]8t} - \frac{[a - 4t(s+t)]}{[(1-\beta)^2 - 4t]8t} = \frac{1}{8t}[a - 4t(s+t)] \left[ \frac{1}{1-4t} - \frac{1}{(1-\beta)^2 - 4t} \right],$$

et l'impact du 'basculément ouvert' sur le prix d'équilibre de la firme est

$$\Delta_{3,1}p^{**} = \frac{[(1-\alpha)^2 a - 4t(s+t)]}{[(1-\beta)^2 - 4t]8t} - \frac{[a - 4t(s+t)]}{[(1-\beta)^2 - 4t]8t} = \frac{(1-\alpha)^2 - 1}{[(1-\beta)^2 - 4t]8t} a. \text{ A partir des}$$

hypothèses 1c et 2, on trouve que  $\Delta_{2,1}p^{**} \geq 0$  et  $\Delta_{3,1}p^{**} > 0$ . ■

La proposition 2 montre qu'un basculement permet à la firme d'augmenter son niveau de prix, un résultat allant dans le sens d'un besoin des acteurs marchands de réviser leurs activités innovantes. Il convient toutefois de mesurer l'impact d'un basculement sur leurs profits.

**Proposition 3.** *Le profit d'équilibre de la firme s'élève à l'issue aussi bien du 'basculement fermé' que du 'basculement ouvert'.*

**Preuve de la proposition 3.** L'impact du 'basculement fermé' sur le profit d'équilibre de la firme est  $\Delta_{2,1}\pi^{**} = -\frac{1}{32t^2}[a - 4t(s+t)]^2 \left[ \frac{1}{1-4t} - \frac{1}{(1-\beta)^2 - 4t} \right]$ , et l'impact du 'basculement ouvert' sur le profit d'équilibre de la firme est (resp.

$\Delta_{3,1}P = -\frac{1}{32t^2} \frac{1}{(1-\beta)^2 - 4t} \left[ \left[ (1-\alpha)^2 a - 4t(s+t) \right]^2 - \left[ a - 4t(s+t) \right]^2 \right]$ ). A partir des hypothèses 1c et 2, on trouve que  $\Delta_{2,1}\pi^{**} \geq 0$  et  $\Delta_{3,1}\pi^{**} > 0$ . ■

Nous trouvons donc qu'un basculement – quelle que soit sa forme – améliore le résultat de la firme, en raison de la capacité de la firme à pouvoir pratiquer un prix plus élevé. Il convient d'analyser les conséquences d'un basculement sur le surplus de la communauté.

**Proposition 4.** *Le surplus d'équilibre de la communauté s'accroît à la suite d'un 'basculement fermé' pour des niveaux de paramètre de coût de transport suffisamment faibles. Il décroît sinon.*

**Preuve de la proposition 4.** L'impact du 'basculement ouvert' sur le surplus d'équilibre de la communauté est  $\Delta_{3,1}S^{**} = \frac{[(1-\alpha)^2 - 1]}{32t^2} a^2 + \frac{[1 - (1-\alpha)^2](1-\beta)^2}{[(1-\beta)^2 - 4t](4t)^2} a^2$ , et

l'impact du 'basculement fermé' sur le surplus d'équilibre de la communauté est  $\Delta_{2,1}S^{**} = \left[ a / ((1-4t)(4t)^2) \right] \left[ \frac{1}{(1-\beta)^2 - 4t} \right] \left[ 1 - (1-\beta)^2 \right] \left[ a - (4t)^2(s+t) \right]$ . A partir des hypothèses 1c et 2, on trouve que  $\Delta_{3,1}S^{**} < 0$ .  $\Delta_{3,1}S^{**} < 0$  si et seulement si  $a - (4t)^2(s+t) < 0$ . On peut montrer facilement à partir de l'hypothèse 2 que  $a - (4t)^2(s+t) < 0$  si  $t < (1/4)$ . ■

La proposition 4 révèle l'importance de la nature du basculement sur le résultat de la communauté. Nous voyons que la firme et la communauté bénéficient toutes deux d'un basculement lorsque celui-ci est fermé et que leurs produits sont faiblement différenciés. Dans tous les autres cas, il existe un conflit d'intérêt entre les deux acteurs. Pour tenter d'expliquer de telles situations d'alignement ou non-alignement des intérêts, les propositions suivantes analysent dans quelle manière les basculements influencent les dispositions à innover des firme et communauté.

**Proposition 5.** *L'effort d'innovation d'équilibre de la firme s'accroît à l'issue aussi bien du 'basculé fermé' que du 'basculé ouvert'.*

**Preuve de la proposition 5.** L'impact du 'basculé fermé' sur l'effort d'innovation d'équilibre de la firme est

$$\Delta_{2,1}q_F^{**} = \frac{[a - 4t(s+t)]}{[1-4t]4t} - \frac{(1-\beta)[a - 4t(s+t)]}{[(1-\beta)^2 - 4t]4t} = \frac{[a - 4t(s+t)]}{4t} \left[ \frac{1}{1-4t} - \frac{(1-\beta)}{(1-\beta)^2 - 4t} \right],$$

et l'impact du 'basculé ouvert' sur l'effort d'innovation d'équilibre de la firme est

$$\Delta_{3,1}q_F^{**} = \frac{(1-\beta)[(1-\alpha)^2 a - 4t(s+t)]}{[(1-\beta)^2 - 4t]4t} - \frac{(1-\beta)[a - 4t(s+t)]}{[(1-\beta)^2 - 4t]4t} = \frac{(1-\beta)[(1-\alpha)^2 - 1]}{[(1-\beta)^2 - 4t]4t} a.$$

Encore une fois, à partir des hypothèses 1c et 2, on trouve que  $\Delta_{2,1}q_F^{**} \geq 0$  et  $\Delta_{3,1}q_F^{**} > 0$ . ■

La proposition 5 expose qu'un basculement incite la firme à fournir un niveau d'effort innovant plus important par rapport au cadre de référence.

**Proposition 6.** *L'effort d'innovation d'équilibre de la communauté décroît suite à un 'basculé ouvert', et reste inchangé après un 'basculé fermé'.*

**Preuve de la proposition 6.** L'impact du 'basculé fermé' et celui du 'basculé ouvert' sur l'effort d'innovation d'équilibre de la communauté sont exprimés respectivement par  $\Delta_{2,1}q_C^{**} = [a/(4t)] - [a/(4t)] = 0$  et

$$\Delta_{3,1}q_C^{**} = \left[ \frac{(1-\alpha)a}{(4t)} \right] - [a/(4t)] = -(a\alpha)/(4t). \text{ On trouve donc que } \Delta_{2,1}q_C^{**} = 0 \text{ et } \Delta_{3,1}q_C^{**} < 0. \blacksquare$$

Les basculements ont donc des effets distincts sur les incitations à innover de la firme et de la communauté. Plus précisément, les propositions 5 et 6 mettent en évidence l'existence d'un effet pro-innovant d'un basculement du côté de la firme, et celle d'un effet neutre au mieux, anti-innovant sinon, du même basculement du côté de la communauté. En matière de régulation de l'innovation, on peut s'interroger sur la combinaison des deux effets sur l'effort d'innovation agrégée mené sur le marché.

**Proposition 7.** Le 'basculé fermé' a toujours un effet global pro-innovant sur le marché. Il existe des conditions sous lesquelles le 'basculé ouvert' a un effet global anti-innovant sur le marché.

**Preuve de la proposition 7.** Voir Annexe.

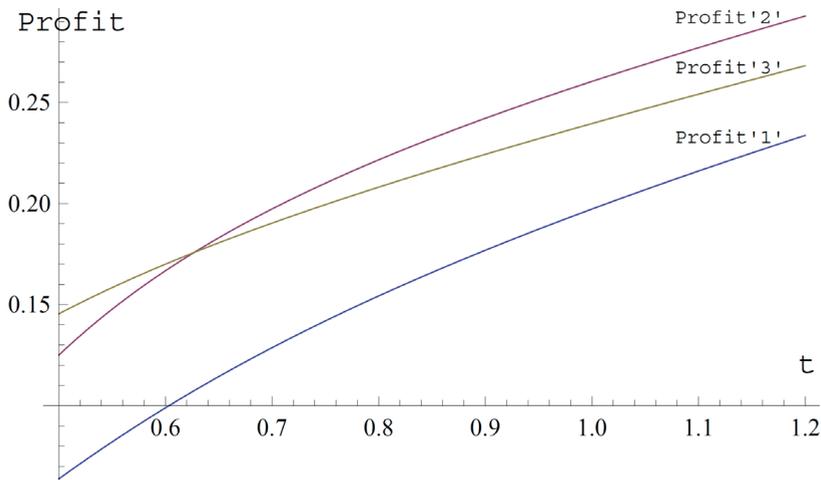
D'un point de vue du régulateur, le 'basculé fermé' élève les efforts d'innovation agrégés tandis que cela n'est pas toujours le cas quand il s'agit du 'basculé ouvert'. Rappelons que le 'basculé fermé' accroît systématiquement le profit de la firme ; ce type de basculement étant également bénéfique pour la communauté à condition que les produits soient faiblement différenciés. On en déduit que le

‘basculement fermé’ tend à limiter l’existence d’une défaillance de marché, alors que le ‘basculement ouvert’ est au contraire souvent source de distorsions et de non-alignement des intérêts de la firme et de la communauté.

### 3.2. Un exemple numérique

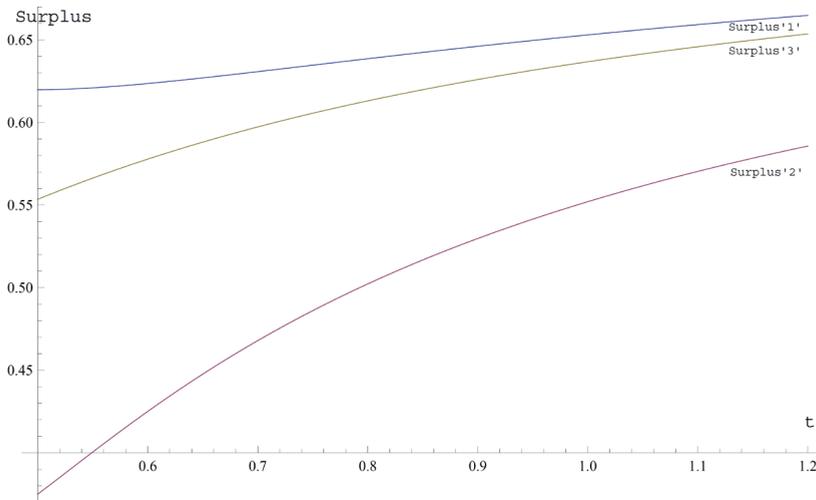
On illustre les propriétés des équilibres en travaillant sur un exemple numérique. On mentionnera que nous avons bien évidemment vérifié la robustesse des résultats exposés à travers cet exemple, ayant répété le même exercice pour d’autres ensembles de valeurs de paramètres que nous ne spécifierons pas ici dans un souci d’exposition. Considérons que  $r = 10$ ,  $a = 1$ ,  $s = 0,5$ ,  $\alpha = 0,3$  et  $\beta = 0,8$ . Le respect des hypothèses de travail et d’existence des équilibres dans les trois régimes imposent que  $t > (1/3)(1 + 0,5) = 0,5$ . A des fins d’illustration, on considère que  $t \in ]0,5; 1,2]$ .

Les graphiques 1 et 2 présentent respectivement les profits et surplus en fonction du paramètre de coût de transport dans les trois régimes.



Graphique 1. Profits dans les trois régimes (exemple numérique)

Une observation de la graphique 1 valide bien la proposition 3, au sens où le profit de la firme dans le cadre de référence est toujours inférieur à ceux dans les régimes ‘fermé’ et ‘ouvert’. Cet exemple numérique permet de voir que le régime ‘ouvert’ génère le niveau de profit le plus élevé uniquement si le paramètre de coût de transport est suffisamment faible (avec comme niveau seuil  $t = 0,62681$ ). Dans le cas contraire, le régime ‘ouvert’ est celui qui permet à la firme d’obtenir le meilleur profit. On en déduit que la prise en compte des degrés de différenciation des produits est critique pour la firme dans son choix d’opter pour un modèle d’innovation ‘ouverte’ ou ‘fermée’.



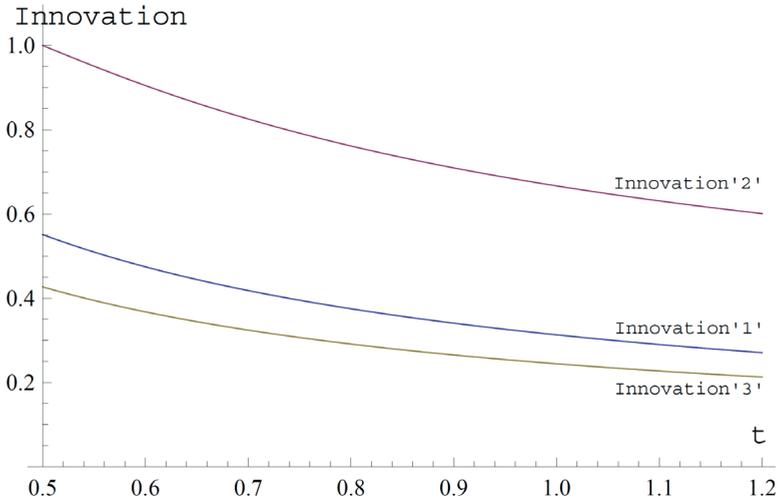
**Graphique 2. Surplus de la communauté dans les trois régimes (exemple numérique)**

Le graphique 2 montre ici un cas où le cadre de référence génère un niveau de surplus plus élevé que les régimes 'fermé' ou 'ouvert'. Dans notre exemple numérique, le régime 'ouvert' octroie à la communauté un gain plus élevé par rapport au régime 'fermé'. Une analyse combinée des graphiques 1 et 2 met ainsi en évidence que la communauté tire avantage du cadre de référence – suggérant donc une préférence pour le statu quo – alors que la firme bénéficie plutôt d'un basculement vers un autre régime (la nature du nouveau régime optimal dépendant quant à elle du niveau du paramètre de coût de transport).

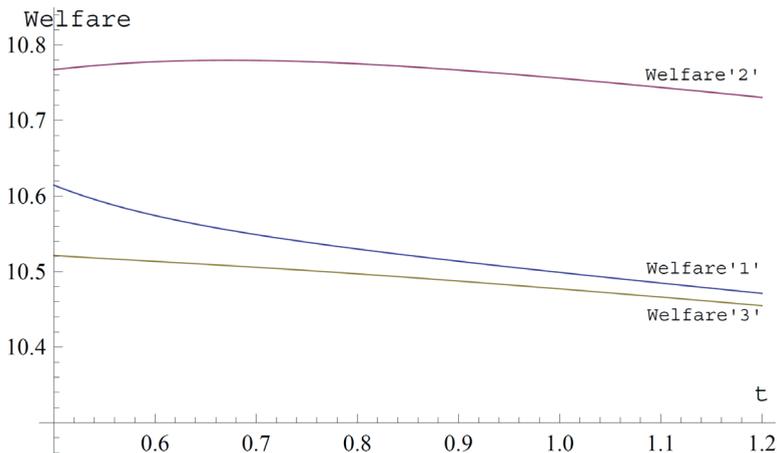
Les niveaux d'efforts d'innovation agrégés  $Q^{**}$  sont exposés dans le graphique 3. L'exemple montre clairement que le meilleur résultat en matière d'efforts d'innovation agrégés est obtenu dans le cas du régime 'fermé'. Une observation intéressante – et assez contre-intuitive avec un discours prônant de méthodologies d'innovation ouverte – est que le régime 'ouvert' est le moins incitatif des trois régimes en matière d'efforts agrégés. Une mutualisation symétrique des efforts de la firme et de la communauté est préjudiciable à l'innovation dans son ensemble sur le marché. En prenant en compte le seul critère de l'innovation, des politiques publiques optimales auraient pour fonction de prohiber le partage des efforts innovants.

Nous ajoutons une discussion relative à l'analyse du bien-être social. Pour cela, nous introduisons le surplus des adopteurs sur le marché, défini par  $AS^{**} = AS_F^{**} + AS_C^{**}$ . Le niveau de bien-être social sur le marché est donné par la somme des surplus des deux producteurs et des adopteurs, soit

$$W^{**} = AS^{**} + \pi^{**} + S^{**} = \int_{x=0}^{\hat{x}} (r + q_F^{**} + \alpha q_C^{**} - tx - p^{**}) dx + \int_{x=\hat{x}}^1 (r + q_C^{**} + \beta q_F^{**} - t(1-x) - s^{**}) dx + \pi^{**} + S^{**}$$



**Graphique 3. Efforts d'innovation agrégés dans les trois régimes (exemple numérique)**



**Graphique 4. Bien-être social dans les trois régimes (exemple numérique)**

$$\text{avec } \hat{x} = \frac{1}{2t} q_F^{**}(1-\beta) - \frac{1}{2t} q_C^{**}(1-\alpha) + \frac{1}{2t}(s+t) - \frac{1}{2} p^{**} = (1/(2t)).$$

Le graphique 4 montre clairement que le régime 'fermé' génère le meilleur niveau de bien-être social par rapport aux deux autres régimes. Cette observation suit qualitativement celle faite dans le cas de l'analyse des efforts d'innovation agrégés : le régime 'fermé' est le régime le moins favorable pour le bien-être social. Le discours des acteurs marchands allant dans le sens d'une interdiction des appropriations de leurs innovations par des acteurs tiers (communautaires, notamment illégaux)

paraît ainsi corroboré, sur les deux arguments de l'innovation sur le marché et du bien-être social. Nous pouvons toutefois rappeler qu'un tel 'bascullement fermé' n'est pas toujours celui à même de tirer le profit de la firme vers le haut ; une condition pour que cela soit le cas étant que la différenciation des produits sur le marché soit faible. En découle alors un résultat original selon lequel le blocage – unilatéral ou bilatéral – des efforts innovants est favorable pour l'intérêt social, mais pas forcément pour l'intérêt marchand.

## Conclusion

Nous avons développé dans cet article un modèle pour étudier l'impact d'un changement de régime ('bascullement fermé' ou 'bascullement ouvert') sur les résultats d'une firme et d'une communauté installées sur un marché dans lequel des dynamiques d'appropriation des efforts d'innovation du rival sont introduites. Nos résultats mettent en évidence des conflits d'intérêts potentiels entre la firme et la communauté, dans la mesure où un changement de régime est systématiquement bénéfique pour la firme mais pas pour la communauté. Nous avons de même identifié les sources d'une défaillance de marché, puisque le passage au régime 'ouvert' génère toujours une baisse du niveau d'efforts d'innovation agrégés et une baisse du niveau de bien-être social ; le 'bascullement fermé' apportant au contraire les meilleurs niveaux d'innovation agrégée et de bien-être social.

Ces résultats contrastent ainsi avec un discours autour des vertus d'une ouverture de l'innovation. Si une approche 'ouverte' de l'innovation peut effectivement améliorer la profitabilité des firmes, non seulement cette amélioration n'est pas systématique, mais elle est toujours néfaste d'un point de vue social. Le régulateur pourra alors trouver là une raison de privilégier l'instauration d'un régime 'fermé' au détriment d'un régime 'ouvert'.

Il existe bien sûr des limites au modèle que cet article a présenté, que plusieurs extensions pourront adresser. Une première extension consistera à endogénéiser le coût d'adoption des utilisateurs de la communauté. Une seconde amélioration visera à considérer les niveaux d'appropriation  $\alpha$  et  $\beta$  non plus comme des paramètres mais comme des variables déterminées stratégiquement par la firme et la communauté. Enfin, une troisième extension possible aura pour objet d'introduire des règles de rémunération (à la manière de licences d'exploitation) ou de règles (ratios) de partage consécutives aux appropriations des efforts innovants, et d'analyser leur effet sur les niveaux d'efforts innovation et de bien-être social.

L'analyse des interactions stratégiques entre firmes et communautés ouvre de nouvelles pistes de recherche. Elle contribuera à la meilleure compréhension des incitations à innover sur des nouveaux marchés dans lesquels les organisations

différent par leurs attentes quand elles développent des activités substituables. Elle apportera également de nouveaux éléments de réponse à l'identification des politiques d'innovation optimales dans ce cadre ; un enjeu certes complexe mais essentiel dans un souci de juste correction des défaillances de marché dans les secteurs hautement innovants.

## Annexe

### Preuve de la proposition 7

Comme  $\Delta_{2,1}q_F^{**} \geq 0$  et  $\Delta_{2,1}q_C^{**} = 0$ , on trouve facilement que  $\Delta_{2,1}Q^{**} \geq 0$ . La démonstration est plus complexe quand il s'agit de traiter le cas du 'bascullement ouvert'.

$$\begin{aligned} \Delta_{3,1}Q^{**} &= \Delta_{3,1}q_F^{**} + \Delta_{3,1}q_C^{**} = \\ &= a \left[ (1-\beta) \left[ (1-\alpha)^2 - 1 \right] - \alpha \left[ (1-\beta)^2 - 4t \right] \right] \left[ (1-\beta)^2 - 4t \right]^{-1} (4t)^{-1}. \end{aligned}$$

A partir de l'hypothèse 1c, on trouve que  $\Delta_{3,1}Q^{**} \geq 0$  ( $\Delta_{3,1}Q^{**} \leq 0$ ) si et seulement si  $t \leq t^* = (1/4)(1-\beta) \left[ (2-\alpha) + (1-\beta) \right]$  ( $t \geq t^* = (1/4)(1-\beta) \left[ (2-\alpha) + (1-\beta) \right]$ ). On se souvient qu'on se retient l'analyse à des niveaux de coûts de transport dont les niveaux sont donnés par  $t \in \max \left[ \left( (1/3) \left[ (1-\beta)^2 + s \right], (1/2) \left[ -s + \sqrt{s^2 + a} \right] \right); +\infty \right]$ . Ainsi, si  $t^* < \max \left( (1/3) \left[ (1-\beta)^2 + s \right], (1/2) \left[ -s + \sqrt{s^2 + a} \right] \right)$ , un effet anti-innovant

s'applique toujours. Comparons tout d'abord les valeurs  $t^*$  et  $(1/3) \left[ (1-\beta)^2 + s \right]$ . On a  $(1/3) \left[ (1-\beta)^2 + s \right] - t^* = (1/12) \left[ (1-\beta)^2 + 4s - 3(1-\beta)(2-\alpha) \right]$ .

En introduisant les variables  $X = 1 - \beta$  ( $X \in [0;1]$ ) et  $Y = 1 - \alpha$  ( $Y \in [0;1]$ ), nous devons étudier le signe de  $(1/12) \left[ X^2 + X \left[ -3(Y+1) \right] + 4s \right]$ . Le discriminant du polynôme du second degré s'écrit

$$\Delta = \left[ -3(Y+1) \right]^2 - 4(1)(4s) = \left[ 3(Y+1) - 4\sqrt{s} \right] \left[ 3(Y+1) + 4\sqrt{s} \right].$$

Pour des valeurs de paramètres  $\alpha$  et  $s$  définies telles que  $2 - (4/3)\sqrt{s} < \alpha$ ,  $(1/12) \left[ X^2 + X \left[ -3(Y+1) \right] + 4s \right] > 0$ . Par conséquent,  $t^* < (1/3) \left[ (1-\beta)^2 + s \right]$  et un effet anti-innovant s'applique ici. Pour des valeurs de paramètres  $\alpha$  et  $s$  définies telles que  $2 - (4/3)\sqrt{s} > \alpha$ , le polynôme admet deux solutions pour  $X$ , à savoir

$$B_1 = (1/2) \left[ 3(Y+1) - \sqrt{9(Y+1)^2 - 16s} \right] < 0 \text{ et}$$

$$B_2 = (1/2) \left[ 3(Y+1) + \sqrt{9(Y+1)^2 - 16s} \right] > 1.$$

On a donc  $t^* > (1/3) \left[ (1-\beta)^2 + s \right]$  dans ce cas. Comparons dans un second temps les valeurs  $t^*$  et  $(1/2) \left[ -s + \sqrt{s^2 + a} \right]$ .

$$\text{On a } (1/2) \left[ -s + \sqrt{s^2 + a} \right] - t^* = (1/4) \left[ -2s + 2\sqrt{s^2 + a} - (1-\beta)(3-\alpha-\beta) \right].$$

On trouve que  $(1/2)\left[-s + \sqrt{s^2 + a}\right] > t^*$  si la valeur de  $a$  est suffisamment grande (précisément,  $a > (1/4)(1-\beta)(3-\alpha-\beta)\left[(1-\beta)(3-\alpha-\beta) + 4s\right]$ ) alors que  $(1/2)\left[-s + \sqrt{s^2 + a}\right] < t^*$  pour une valeur de  $a$  suffisamment faible ( $a < (1/4)(1-\beta)(3-\alpha-\beta)\left[(1-\beta)(3-\alpha-\beta) + 4s\right]$ ).  
 A partir de ces résultats, on montre que  $\Delta_{3,1}Q^{**} \leq 0$  si

$$\left\{ \begin{array}{l} 2 - (4/3)\sqrt{s} < \alpha \\ 2 - (4/3)\sqrt{s} > \alpha \\ (1/4)(1-\beta)(3-\alpha-\beta)\left[(1-\beta)(3-\alpha-\beta) + 4s\right] < a \\ 2 - (4/3)\sqrt{s} > \alpha \\ (1/4)(1-\beta)(3-\alpha-\beta)\left[(1-\beta)(3-\alpha-\beta) + 4s\right] > a \\ t \in \left[(1/4)(1-\beta)\left[(2-\alpha) + (1-\beta)\right]; +\infty\right[ \end{array} \right.$$

D'une manière analogue, on montre que  $\Delta_{3,1}Q^{**} \geq 0$  si

$$\left\{ \begin{array}{l} 2 - (4/3)\sqrt{s} > \alpha \\ (1/4)(1-\beta)(3-\alpha-\beta)\left[(1-\beta)(3-\alpha-\beta) + 4s\right] > a \\ t \in \left] \max\left((1/3)\left[(1-\beta)^2 + s\right], (1/2)\left[-s + \sqrt{s^2 + a}\right]\right); (1/4)(1-\beta)\left[(2-\alpha) + (1-\beta)\right] \right[ \end{array} \right.$$

On peut aussi démontrer qu'un 'bascullement fermé' génère un niveau d'effort d'innovation agrégé plus important que celui consécutif à un 'bascullement ouvert' ( $\Delta_{3,1}Q^{**} < \Delta_{2,1}Q^{**}$ ). Pour ce faire, on considère l'intervalle de définition de  $t$  mutuellement compatible, soit  $t > \max\left((1/3)(1+s), (1/2)\left[-s + \sqrt{s^2 + a}\right]\right)$ .

On a  $(1/3)(1+s) - t^* = (1/12)\left[4 + 4s - 3(1-\beta)^2 - 3(1-\beta)(2-\alpha)\right]$ .

En introduisant encore une fois les variables  $X = 1 - \beta$  ( $X \in [0;1]$ ) et  $Y = 1 - \alpha$  ( $Y \in [0;1]$ ), on doit analyser le signe de  $3X^2 + 3XY - 4 - 4s$ . Le discriminant du polynôme du second degré est  $\Delta = 9Y^2 + 12(4 + 4s) > 0$  et ce polynôme admet deux solutions pour  $X$ , à savoir

$$B_3 = (1/6)\left[-3Y - \sqrt{9Y^2 + 12(4 + 4s)}\right] < 0 \text{ et}$$

$$B_4 = (1/6)\left[-3Y + \sqrt{9Y^2 + 12(4 + 4s)}\right] > 1.$$

Ainsi,  $3X^2 + 3XY - 4 - 4s < 0$ ,  $(1/12)\left[4 + 4s - 3(1-\beta)^2 - 3(1-\beta)(2-\alpha)\right] > 0$  et  $t^* < (1/3)(1+s)$ . Finalement,  $\Delta_{3,1}Q^{**} < \Delta_{2,1}Q^{**}$ . ■

## References

- Belleflamme, P., & Peitz, M. (2010). *Digital piracy: Theory*. (CORE Discussion Paper No. 2010/60).
- Bonaccorsi, A., Giannangeli, S., & Rossi, C. (2006). Entry strategies under competing standards: Hybrid business models in the open source software industry. *Management Science*, 52(7), 1085-1098.
- Chellappa, R. K., & Shivendu, S. (2005). Managing piracy: Pricing and sampling strategies for digital experience goods in vertically segmented markets. *Information Systems Research*, 16(4), 400-417.
- Chesbrough, H. W. (2003). *Open innovation: The new imperative for creating and profiting from technology*. Cambridge: Harvard Business School Press.
- Chesbrough, H. W. (2006). *Open business models: How to thrive in the new innovation landscape*. Cambridge: Harvard Business School Press.
- D'Aspremont, C., & Jacquemin, A. (1988). Cooperative and non-cooperative R&D in duopoly with spillovers. *American Economic Review*, 78, 1133-1137.
- D'Aspremont, C., & Jacquemin, A. (1990). Cooperative and non-cooperative R&D in duopoly with spillovers: Erratum. *American Economic Review*, 80, 641-642.
- David, P. A. (1998). Common agency contracting and the emergence of 'open science' institutions. *American Economic Review*, 88(2), 15-21.
- David, P. A. (2004). Understanding the emergence of 'open science' institutions: Functionalist economics in historical context. *Industrial and Corporate Change*, 13(4), 571-589.
- Economides, N., & Katsamakas, E. (2006). Two-sided competition of proprietary vs. open source technology platforms and the implications for the software industry. *Management Science*, 52(7), 1057-1071.
- Fershtman, C., & Kamien, M. L. (1992). Cross-licensing of complementary technologies. *International Journal of Industrial Organization*, 10(3), 329-348.
- Flowers, S. (2008). Harnessing the hackers: The emergence and exploitation of outlaw innovation. *Research Policy*, 37(2), 177-193.
- Grand, S., Krogh, G. von, Leonard, D., & Swap, W. (2004). Resource allocation beyond firm boundaries: A multi-level model for open source innovation. *Long Range Planning*, 37(6), 591-610.
- Hui, K. L., & Png, I. (2003). Piracy and the legitimate demand for recorded music. *Contributions to Economic Analysis and Policy*, 2(1), 1-11.
- Merton, R. K. (1973). *The sociology of science: Theoretical and empirical investigations*. Chicago: University of Chicago Press.
- Nelson, R. R. (1959). The simple economics of basic scientific research. *Journal of Political Economy*, 77(3), 297-306.
- Nelson, R. R. (2004). The market economy, and the scientific commons. *Research Policy*, 33(3), 455-471.
- Pastor, M., & Sandonis, J. (2002). Research joint ventures vs. cross licensing agreements: An agency approach. *International Journal of Industrial Organization*, 20(2), 215-249.
- Peitz, M., & Waelbroeck, P. (2006). Piracy of digital products: A critical review of the theoretical literature. *Information Economics and Policy*, 18(4), 449-476.

- 
- Rossi, M. A. (2006). Decoding the free/open source software puzzle. In J. Bitzer, P. J. H. Schröder (Eds.), *The economics of open source software development* (pp. 15-55). Oxford: Elsevier.
- Schulz, C., & Wagner, S. (2008). Outlaw community innovations. *International Journal of Innovation Management*, 12(3), 399-418.
- Shapiro, C., & Varian, H. R. (1998). *Information rules: A strategic guide to the network economy*. Cambridge: Harvard Business School Press.
- Toffler, A. (1980). *The third wave*. New York: William Morrow and Co.
- Varian, H. R. (2000). Buying, sharing and renting information goods. *Journal of Industrial Economics*, 48(4), 473-488.
- von Hippel, E. (1986). Lead users: A source of novel product concepts. *Management Science*, 32(7), 791-805.
- von Hippel, E. (1988). *The sources of innovation*. New York: Oxford University Press.
- von Hippel, E. (2005). *Democratizing innovation*. Cambridge: MIT Press.

## DYNAMIQUE DE RÉSEAU : HÉTÉROGÉNÉITÉ, RATIONALITÉ ET INERTIE

### Network dynamics : Heterogeneity, rationality and inertia

ÉRIC MALIN<sup>1</sup>

Université de Rennes, CREM UMR CNRS 6211, France

eric.malin@univ-rennes1.fr

ORCID : 0000-0001-6855-9984

**Abstract :** Revisiting the work of Farrell and Saloner (1985, 1986) on the processes of technological adoption or choice of standard, this article analyzes the problems related to the timing of decisions and deepens the study of the inertia effect in these situations. We focus our analysis on the interaction of network effects and informational externalities to show that the information revelation, through its backward and forward effects, can in some cases eliminate inefficient inertia while all the literature on networks has mostly focused on the bandwagon effects systematically giving rise to momentum behaviors or more oftenly excessive inertia. In an incomplete information framework on agent preferences, we add to our model the possibility of a transitional incompatibility situation as well as any switching cost situation in such a way as to examine without bias and completely the impact of the dissemination of information on the adoption decisions of agents. Finally, some of our results on equilibrium strategies and optimality can be reinterpreted from the point of view of the heterogeneity of the population, in terms of preferences or ability to process information. Some types of agents that do not react to their environment will lead to a bias in the decisions of sophisticated agents and influence in a « disproportionate » way the result and the optimality of the game.

**Keywords :** network externality, informational externality, technology adoption, incomplete information, inertia, heterogeneity.

**Résumé :** Revisitant les travaux de Farrell et Saloner (1985, 1986) sur les processus d'adoption technologique ou de choix de standard, cet article analyse les problèmes liés au *timing* des décisions et approfondit l'étude de l'effet d'inertie dans ces situations. Nous centrons notre analyse sur l'interaction des effets de réseau et des externalités informationnelles pour montrer que la révélation d'information, par ses effets *backward* et *forward*, peut dans certain cas éliminer l'inertie inefficace alors que toute la littérature sur les réseaux a majo-

---

<sup>1</sup> Université de Rennes, 7 place Hoche, 35065 Rennes.

ritairement mis l'accent sur les effets de *bandwagon* donnant systématiquement lieu à des comportements d'entraînement ou surtout d'inertie excessive. Dans un cadre d'information incomplète sur les préférences des agents, nous autorisons la position d'incompatibilité transitoire ainsi que toute situation de coût de changement de manière à examiner sans biais et complètement l'impact de la diffusion d'information sur les décisions d'adoption des agents. Enfin, certains de nos résultats sur les stratégies d'équilibre et l'optimalité de ces dernières peuvent être réinterprétés à partir de l'hétérogénéité de la population, en termes de préférences ou de capacité à traiter l'information. Certains types d'agent ne réagissant pas à leur environnement vont entraîner un biais dans les décisions des agents sophistiqués et influencer de manière « disproportionnée » le résultat et l'optimalité du jeu.

**Mots-clés :** externalité de réseau, externalité informationnelle, adoption technologique, information incomplète, inertie, hétérogénéité.

**JEL Classification :** C72, D62, D82.

## Introduction

Nous analysons dans cet article la présence d'effet d'inertie dans les décisions d'agents économiques pour l'adoption d'une technologie ou le choix d'un standard lorsque la date d'adoption (*timing*) est endogène. Dans ces situations, les agents peuvent devenir membres d'un « réseau » et bénéficier dans ce cas d'une externalité positive de réseau. Dans ce contexte, il est bien connu qu'un effet *bandwagon* peut affecter significativement les comportements d'adoption en créant un entraînement exagéré ou, plus souvent, une inertie excessive. Il est également souvent souligné que le biais défavorable à l'adoption, i.e. l'inertie, empêche le changement collectif vers un nouveau standard pourtant considéré comme plus efficace<sup>2</sup>. Cet effet a notamment été mis en avant dans la littérature pour expliquer la domination de certains standards techniques, le cas le plus célèbre opposant les claviers *Qwerty* et *Dvorak*<sup>3</sup>. L'impact de cet argument théorique est également devenu de plus en plus important dans son application pratique aux politiques de la concurrence comme en témoigne l'usage qui en a été fait, par exemple dans le procès Microsoft (voir notamment Lopatka, & Page, 1995).

Dans leur article fondateur, Farrell et Saloner (1985) ont démontré l'existence systématique d'un tel effet d'inertie dans le choix de standard quand l'incertitude porte sur les préférences des agents<sup>4</sup>. L'émergence d'une nouvelle technologie est alors contrariée par la présence et la base installée d'une plus ancienne. Dans leur

---

<sup>2</sup> Voir Shapiro et Varian (1998) et Rohlfs (2001).

<sup>3</sup> Voir David (1985) et Liebowitz, Margolis (1990, 1994) à ce sujet.

<sup>4</sup> Choi (1997) propose une analyse similaire lorsque l'incertitude porte sur la valeur intrinsèque de la nouvelle technologie et fournit ainsi un autre canal de diffusion pour l'inertie.

modèle, les stratégies d'équilibre sont des stratégies *bandwagon* : les agents qui accordent le plus de valeur au nouveau standard sont prêts à l'adopter immédiatement sans avoir besoin de bénéficier d'une externalité de réseau substantielle, alors que d'autres types d'agent vont systématiquement attendre pour voir s'il est valable de prendre le « train » en marche, enfin certains types d'agent ne se raccorderont jamais. Ainsi, il est possible que même si les agents ont un intérêt unanime pour le changement, on reste au final avec l'ancien standard parce que les agents ont un comportement attentiste (inertie symétrique). Par exemple, deux entreprises de caractéristiques identiques et favorables à l'adoption unanime d'une technologie peuvent être individuellement dissuadées de faire le premier pas pour entrer dans ce « réseau » technologique de peur de s'y retrouver seule et, de supporter, entre autres, l'intégralité des coûts d'apprentissage. Il est également possible que l'inertie provienne de la présence d'une forte proportion dans la population d'agents réfractaires au changement (inertie asymétrique). Nous pensons que cette dominance de l'effet d'inertie est à son paroxysme dans les modèles de type Farrell et Saloner et que, dans une modélisation dynamique avec timing endogène, il existe au moins un équilibre pour lequel la révélation d'information induite par la dynamique du jeu permet un accès au réseau facilité pour certains agents ceci même en présence d'un coût de sortie du réseau (fini ou infini)<sup>5</sup>.

En effet, le modèle de Farrell et Saloner (1985) élude la dimension temporelle du problème en ne considérant que la position *in fine* des agents. Dans leur modèle, les gains sont déterminés indépendamment de la date d'adoption du standard<sup>6</sup>. Or, il peut y avoir des bénéfices et des coûts à une adoption précoce. En particulier, il pourrait être coûteux pour un agent de subir une incompatibilité avec les autres agents le temps que ceux-ci prennent la décision de le rejoindre.

La première contribution de cet article est donc d'intégrer explicitement la dimension temporelle des décisions. Dans ce but, nous introduisons une fonction de gain *interim* qui permet de tenir compte d'une incompatibilité transitoire et d'avoir une meilleure compréhension du processus de révélation d'information induit par la dynamique du jeu. Nous centrons notre analyse sur l'interaction des effets de réseau et des externalités informationnelles pour montrer que la révélation d'information, par ses effets *backward* et *forward*, peut dans certain cas éliminer l'inertie inefficace alors que toute la littérature sur les réseaux a majoritairement mis l'accent sur les effets de *bandwagon* donnant systématiquement lieu à des comportements d'inertie excessive.

---

<sup>5</sup> Concernant le problème pur de coordination, voir Dybvig et Spatt (1983) pour un mécanisme de coordination ou Gale (1995) pour l'influence de la durée des périodes de jeu et de la spécification des complémentarités stratégiques sur le comportement d'attente des agents.

<sup>6</sup> Farrell et Saloner (1986) traitent ce problème de timing mais en information complète.

Nous autorisons également toute situation de coût de changement (sortie sans coût, irréversibilité, coût fini) de manière à examiner sans biais et complètement l'impact de la diffusion d'information sur les décisions d'adoption des agents. Les situations de libre sortie ou intermédiaires entre cette dernière et l'irréversibilité sont assez peu exploitées dans la littérature des réseaux, la plupart des modèles s'inspirant de Farrell, Saloner optent pour l'irréversibilité des décisions (cf Choi, 1997, par exemple). Au final, dans ces conditions, nous montrerons que l'effet d'inertie dans les équilibres du jeu n'est pas une fatalité.

Enfin, l'influence de l'hétérogénéité de la population sur les stratégies d'équilibres, les issues d'équilibre et l'optimalité de ces dernières, est examinée. Nous étudions d'abord l'impact d'une variation de l'hétérogénéité, ou de la distribution des types, sur l'externalité informationnelle. Enfin, certains de nos résultats sur les stratégies d'équilibre et l'optimalité de ces dernières peuvent être réinterprétés par rapport à l'influence d'agents *myopes* ou *sophistiqués*. Haltiwanger et Waldman (1985, 1991) ont proposé une nouvelle approche de l'hétérogénéité des agents lorsque cette hétérogénéité peut provenir de différences de préférences ou de capacité à traiter l'information. Dans leur terminologie, certains types d'agent ne réagissent pas à leur environnement pour prendre leur décision et sont qualifiés de *naïfs* ou de *non-réactifs* alors que d'autres agents *sophistiqués* ou *réactifs* forment des anticipations pour prendre leur décision. Haltiwanger et Waldman montrent qu'en cas de complémentarités stratégiques, les décisions des agents *non-réactifs* vont entraîner un biais dans les décisions des agents *sophistiqués* et influencer de manière « disproportionnée » le résultat et l'optimalité du jeu. Cette perspective permettra d'obtenir un éclairage intéressant sur certains résultats tout en tenant compte du fait que des conclusions différentes peuvent apparaître du fait que notre modélisation ne correspond pas entièrement aux conditions d'applications des travaux d'Haltiwanger et Waldman.

Nous examinons d'abord l'influence du coût de changement sur les stratégies d'équilibres (section 2). Nous développons dans un premier temps un modèle de base dans lequel les agents ne supportent aucun coût de retour à leur situation initiale. Dans une deuxième étape, nous introduirons d'abord un coût de sortie infini ou fini quelconque pour montrer qu'à l'équilibre, de nombreux comportements sont envisageables, certains ne témoignant d'aucun effet d'inertie modérant ainsi le résultat de Farrell et Saloner qui se caractérise par un effet d'inertie inefficace. Même en interdisant le retour à la situation initiale ou en introduisant un coût (fini) de changement, les équilibres bayésiens obtenus ne donnent pas toujours lieu à des comportements attentistes de la part des agents. Enfin, la section 3 traite de l'influence de l'hétérogénéité sur les stratégies d'équilibres. Nous étudions la robustesse des équilibres caractérisés dans les sections précédentes lorsque la composition de la population d'agents est modifiée. Dans la dernière section, nous donnons une vision unifiée des résultats selon la grille de lecture fournie par Haltiwanger et Waldman.

## 1. Inertie et coût de changement

### 1.1. Le modèle de base sans coût de sortie

Nous développons le modèle de base et nous décrivons rapidement les hypothèses de notre modèle ainsi que les résultats basiques concernant les équilibres. Notons que ce modèle se singularise par rapport au reste de la littérature en ce qu'il considère comme support de l'information un ensemble discret de types de joueurs et non pas un continuum de types : l'avantage du cadre continu est de donner des résultats techniquement élégants mais son inconvénient principal est de rendre impossible, à notre connaissance, la caractérisation d'équilibres bayésiens parfaits pour des coûts de changement finis<sup>7</sup>.

Considérons un réseau dont la « clientèle » potentielle est constituée de deux agents qui peuvent chacun être de trois types<sup>8</sup> : un type supérieur qui de toute façon veut bénéficier du raccordement, un type inférieur qui de toute façon ne voit aucun intérêt à se raccorder et un type intermédiaire qui préférerait se raccorder s'il était sûr que l'autre usager veuille se raccorder mais qui opérerait pour le non-raccordement s'il était certain que l'autre agent ne veuille pas se raccorder. Pour chaque usager  $i$  la caractéristique  $\theta_i$  d'intérêt du raccordement est donc susceptible de prendre trois valeurs :  $\underline{\theta}$ ,  $\tilde{\theta}$  et  $\bar{\theta}$ , telles que  $\underline{\theta} < \tilde{\theta} < \bar{\theta}$ .

Chaque usager potentiel ne connaissant qu'en probabilité le type de l'autre, l'information de chacun est incomplète. Autrement dit, la valeur prise par  $\theta_i$  est une information privée  $\theta_j$ ,  $j \neq i$ , de l'usager  $i$  qui ne connaît pas l'information privée de l'autre usager. On suppose pour simplifier que les distributions de probabilités de  $\theta_i$  et  $\theta_j$  sont indépendantes et que chaque valeur a la même probabilité d'apparition,  $\frac{1}{3}$ . Cette distribution uniforme sur les types d'agent est connaissance commune.

Chacun de ces deux usagers est en mesure de retirer de son rattachement au réseau une utilité  $u_i$  qui dépend premièrement de son type  $\theta_i$ ,  $\theta_i \in \Theta_i$ , deuxièmement du fait que l'autre usager est lui-même raccordé ou non et enfin du prix qu'on lui demande en contrepartie de ce rattachement. On pose

$$u_i = \begin{cases} 0 & \text{si } i \text{ n'est pas raccordé} \\ \theta_i - p & \text{si } i \text{ est raccordé seul} \\ 2\theta_i - p & \text{si } i \text{ et } j, i \neq j, \text{ sont tous deux raccordés} \end{cases} \quad (1)$$

De plus, par hypothèse sur les types :

<sup>7</sup> Voir Malin (2017) pour une résolution du cas continu avec irréversibilité de l'adoption.

<sup>8</sup> On peut montrer que nos conclusions peuvent être généralisées pour un nombre quelconque d'individus.

- lorsque  $\theta_i = \underline{\theta}$ , l'utilisateur  $i$  n'est pas intéressé par le raccordement, même si l'autre utilisateur se raccorde, i.e.  $\underline{\theta} < \frac{1}{2}p$ ,
- lorsque  $\theta_i = \bar{\theta}$ , l'utilisateur  $i$  se raccorde même si l'autre utilisateur ne se raccorde pas, i.e.  $p < \bar{\theta}$ .
- lorsque  $\theta_i = \tilde{\theta}$ , l'utilisateur  $i$  a intérêt à se raccorder si et seulement si l'autre utilisateur se raccorde, i.e.  $\frac{1}{2}p < \tilde{\theta} < p$ .

Enfin, chaque utilisateur doit décider, indépendamment de ce que décide l'autre, s'il se raccorde ou non. Le jeu constituant est typiquement un jeu bayésien de coordination. Dans ce jeu, nous avons ainsi deux équilibres : un équilibre de première variété dans lequel les types intermédiaires se raccordent et un équilibre de seconde variété dans lequel les utilisateurs de type intermédiaire ne se raccordent pas.

**Proposition 1.** Si  $\tilde{\theta} \in \left(\frac{3}{5}p, p\right)$ , il existe un équilibre bayésien (première variété) avec stratégie pure de raccordement des joueurs de type intermédiaire.

Si  $\tilde{\theta} \in \left(\frac{1}{2}p, \frac{3}{4}p\right)$ , il existe un équilibre bayésien (deuxième variété) avec stratégie pure de non-raccordement des joueurs de type intermédiaire.

Si  $\tilde{\theta} \in \left(\frac{3}{5}p, \frac{3}{4}p\right)$ , ces deux équilibres co-existent.

Considérons maintenant la répétition du jeu constituant. Chaque partie est jouée simultanément. Au début de la seconde étape, avant d'arrêter sa décision, chaque utilisateur a le loisir d'observer le choix effectué par l'autre utilisateur à la première étape. L'information privée de chacun reste cependant la propriété exclusive de l'agent. Seule l'observation de la décision de première étape réduit l'incertitude sur le type du joueur qui l'a prise et dans certains cas révèle même sans ambiguïté son type. Nous développons pour l'instant un modèle dans lequel les agents sortent du réseau sans coût de retour à leur situation initiale. Cette hypothèse nous positionne donc à l'extrême opposé du modèle de Farrell et Saloner (1985), dans lequel le coût de retour (*switching cost*) est infini, cela se traduisant par le fait, qu'un agent, une fois « raccordé » au réseau, le reste définitivement. Aucune de ces deux hypothèses ne se justifie plus qu'une autre, seul le choix d'une application spécifique peut permettre de retenir la plus pertinente. Ainsi, ce coût de retour à la situation initiale est nul pour les abonnés de nombreux réseaux de télécommunications, qui n'ont qu'à résilier leur contrat. Par contre, les entreprises qui remettraient en cause le choix d'une technologie de production pourraient subir un coût très élevé de démantèlement et de remise en place de l'ancien procédé de production.

On précise les différentes sortes d'équilibre (en stratégies pures) que l'on peut mettre en œuvre dans cette situation. La répétition du jeu constituant possède deux variétés d'équilibres parfaits symétriques en stratégies pures selon la valeur du type intermédiaire  $\tilde{\theta}$ <sup>9</sup>. On appelle dans le jeu répété : équilibre de première variété les équilibres où à la première période les usagers de type intermédiaire se raccordent et équilibre de seconde variété les équilibres où à la première période les usagers de type intermédiaire ne se raccordent pas<sup>10</sup>.

Les couples de stratégies de première variété spécifient les comportements suivants :

- à la première étape un usager du type intermédiaire ou supérieur se raccorde, et un usager du type inférieur ne se raccorde pas;
- à la seconde étape :
  - un usager qui ne s'est pas raccordé à la première étape et qui constate que l'autre usager ne s'est pas raccordé, ne se raccorde à la seconde étape que s'il est de type supérieur;
  - un usager qui ne s'est pas raccordé à la première étape et qui constate que l'autre usager s'est raccordé, se raccorde lui-même à la seconde étape s'il est du type intermédiaire ou supérieur, mais ne se raccorde pas s'il est du type inférieur;
  - un usager qui s'est raccordé à la première étape et qui constate que l'autre usager ne s'est pas raccordé, ne se raccorde à la seconde étape que s'il est de type supérieur;
  - un usager qui s'est raccordé à la première étape et qui constate que l'autre usager s'est aussi raccordé, se raccordera lui-même à la seconde étape s'il est du type intermédiaire ou supérieur, mais ne se raccordera pas s'il est du type inférieur.

Les équilibres de la seconde variété prescrivent aux usagers de type intermédiaire et inférieur de ne pas se raccorder à la première étape et aux usagers de type supérieur de se raccorder, par définition. Les comportements spécifiés à la seconde étape par les stratégies se caractérisent essentiellement de cette façon : lorsque l'un seulement des usagers s'est raccordé à la première étape les deux usagers se raccordent à la seconde étape s'ils sont de type intermédiaire ou supérieur.

**Proposition 2.** *Si  $\tilde{\theta} \in \left(\frac{5}{9}p, p\right)$ , il existe un équilibre bayésien parfait de première variété (avec stratégie pure de raccordement des joueurs de type intermédiaire en première étape).*

<sup>9</sup> On peut montrer qu'il n'existe pas d'autres équilibres en stratégies pures, en particulier asymétriques.

<sup>10</sup> Il y a en réalité plusieurs genres d'équilibres de première variété et de seconde variété qui ne se distinguent que par des actions différentes à des ensembles d'information atteints avec probabilité nulle à l'équilibre.

Si  $\tilde{\theta} \in \left( \frac{1}{2}p, \frac{5}{7}p \right)$ , il existe un équilibre bayésien parfait de deuxième variété (avec stratégie pure de non-raccordement des joueurs de type intermédiaire en première étape).

Si  $\tilde{\theta} \in \left( \frac{5}{9}p, \frac{5}{7}p \right)$ , ces deux équilibres co-existent.

Ces différentes variétés d'équilibres donnent lieu en probabilité à de nombreuses trajectoires de la taille du réseau (expansion, régression, stagnation). La révélation d'information impliquée dans ces équilibres est à la base de la dynamique et joue toujours dans le sens des intérêts des agents.

### Effet d'inertie à l'équilibre

Lorsqu'il y a libre sortie du réseau, il existe un équilibre (de première variété) sans effet d'inertie puisque tous les agents intéressés (de types intermédiaire ou supérieur) accèdent au réseau dès le début du jeu.

En revanche, l'équilibre de deuxième variété pourrait être considéré comme un équilibre à stratégie *bandwagon* dans notre spécification. Les agents les plus intéressés par l'accès au réseau sont les agents de type  $\bar{\theta}$ . Ils se raccordent au réseau dès le début du jeu sans avoir besoin de l'assentiment d'autres agents (car  $\bar{\theta} > p$ ). Les agents de type  $\tilde{\theta}$  sont eux susceptibles d'accéder au réseau mais vont attendre la deuxième étape pour le faire et seulement si l'autre joueur s'est raccordé en première étape. Enfin, les agents de type  $\underline{\theta}$  ne se raccordent jamais.

Il est donc intéressant de noter que même en l'absence d'engagement ferme (sans accès irréversible ou sortie coûteuse du réseau) de la part des joueurs, ainsi que sans effet de réseau sur la situation initiale, il peut exister à l'équilibre un effet d'inertie : certains joueurs n'accéderont au réseau que s'ils ont pu constater l'accès d'autres individus.

Nous allons maintenant étudier l'extension de notre modèle de base, en considérant dans un premier temps (section 1.2) une situation d'irréversibilité de l'accès au réseau (coût de changement infini), puis dans un deuxième temps (section 1.3) le cas d'une sortie possible du réseau avec un coût fini quelconque. La question est de savoir si l'addition d'une contrainte plus ou moins serrée d'engagement va renforcer la présence de l'effet d'inertie pour peut-être éliminer les équilibres avec raccord immédiat des joueurs de type intermédiaire.

## 1.2. Irréversibilité des décisions d'accès au réseau

Le coût de sortie du réseau est à présent infini. Le cadre d'analyse est ici beaucoup plus classique puisque c'est celui choisi par la plupart des modélisations, e.g. Farrell et Saloner (1985, 1986), Choi (1997). Une fois raccordé au réseau, un agent n'a plus la possibilité d'en sortir. Nous allons dans un premier temps voir ce que

cela implique sur les gains des joueurs pour tous les profils de décisions et pour toutes les histoires du jeu. Puis, nous donnerons les conditions sur les valeurs du type intermédiaire qui caractérisent les équilibres bayésiens parfaits. Nous pourrions alors constater qu'il n'y a pas que des stratégies à effet d'entraînement jouées à l'équilibre.

Les gains de première période sont donnés par :

- Première période :

	j	0	1
i			
	0	0, 0	0, $\theta_j - p$
	1	$\theta_i - p, 0$	$2\theta - p$

Il n'y a pas ici de changement par rapport aux gains de première période d'un jeu avec possibilité de sortie sans frais.

- Les gains de deuxième période pour les quatre histoires du jeu sont :
  - suite à  $(d_i, d_j) = (1, 1)$  : Les deux joueurs sont « condamnés » à rester dans le réseau.

	j	$\theta$	1
i			
	0	$\theta, \theta$	0, $\theta_j - p$
	1	$\theta_i - p, 0$	$2\theta - p$

- suite à  $(d_i, d_j) = (1, 0)$  : Seul le joueur doit prendre une décision.

	j	0	1
i			
	$\theta$	$\theta, \theta$	0, $\theta_j - p$
	1	$\theta_i - p, 0$	$2\theta - p$

- suite à  $(d_i, d_j) = (0, 1)$  : Seul le joueur doit prendre une décision.

	j	$\theta$	1
i			
	0	$\theta, \theta$	0, $\theta_j - p$
	1	$\theta_i - p, 0$	$2\theta - p$

- suite à  $(d_i, d_j) = (0, 0)$  :

Il suffit de reprendre les gains de la matrice de première période.

Nous allons maintenant étudier quelles sont les conditions soutenant les deux équilibres bayésiens parfaits suivants :

- le premier avec non raccordement des agents de type intermédiaire au début du jeu et accès en deuxième période si l'autre joueur s'est raccordé en pre-

mière étape. C'est donc l'analogue de l'équilibre de *bandwagon* (ou avec effet d'entraînement);

- le deuxième avec raccordement des agents de type intermédiaire en début de jeu. L'objectif est de montrer que parallèlement à l'équilibre *bandwagon* attendu, il existe d'autres situations d'équilibre sans effet d'inertie ou avec un effet amoindri même dans une situation a priori plutôt favorable à l'attentisme.<sup>11</sup>

### 1.2.1. L'équilibre *bandwagon*

Nous analysons les conditions d'existence d'un équilibre *bandwagon* dans lequel les individus indécis quant à leur accès au réseau, attendent de voir si d'autres ont pris le « risque » de se raccorder en première étape, pour à leur tour se joindre au réseau.

**Définition 1.** On appelle couple de stratégies *bandwagon* les couples  $(\gamma_1^*, \gamma_2^*)$  suivants :

- à la première étape

$$\forall i = 1, 2, \gamma_i^{*1} = \begin{cases} 1 & \text{si } \theta_i = \bar{\theta} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

- à la seconde étape

- Pour  $(d_i^1, d_j^1) = (0, 0)$

$$\gamma_h^{*2} = \begin{cases} 1 & \text{si } \theta_h = \bar{\theta} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad h = 1, 2$$

- Pour  $(d_i^1, d_j^1) = (0, 1)$

$$\gamma_i^{*2} = \begin{cases} 1 & \text{si } \theta_i \in \{\tilde{\theta}, \bar{\theta}\} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$\forall \theta_j = \underline{\theta}, \tilde{\theta}, \bar{\theta}, \gamma_j^{*2}(\theta_j) \equiv 1.$$

- Pour  $(d_i^1, d_j^1) = (1, 1)$

$$\forall j = 1, 2, \forall \theta_j = \underline{\theta}, \tilde{\theta}, \bar{\theta}, \gamma_j^{*2}(\theta_j) \equiv 1.$$

**Proposition 3. (Equilibre *bandwagon*)** Si  $\tilde{\theta} \in \left(\frac{1}{2}p, \frac{5}{7}p\right)$ , il existe un équilibre bayésien parfait avec stratégie pure de non-raccordement en première période des joueurs de type intermédiaire et raccordement en seconde étape de ces joueurs uniquement si l'autre joueur s'est raccordé en première étape.

<sup>11</sup> Il y a sans doute d'autres équilibres dans ce jeu mais nous concentrerons notre attention sur des stratégies de première période contrastées : adoption ou non-adoption.

**Preuve :** Voir Annexes disponibles sur demande.

Il est à noter que l'irréversibilité (ou l'introduction d'un coût de changement infini) n'apporte rien de nouveau sur les conditions d'équilibre sans raccordement du type intermédiaire par rapport à la situation de sortie libre. L'équilibre *bandwagon* émerge donc indépendamment de la possibilité ou non de revenir à la situation initiale.

### 1.2.2. L'équilibre de raccordement

Il existe aussi des équilibres avec raccord des joueurs de type intermédiaire dès la première période lorsque le coût de sortie du réseau est infini.

Nous nous limiterons à l'étude de l'existence de l'équilibre, dénommé équilibre de raccordement, défini ci-dessous (et qui diffère de l'équilibre précédent par la seule composante de première étape) :<sup>12</sup>

– à la première étape

$$\forall i = 1, 2, \gamma_i^{*1} = \begin{cases} 1 & \text{si } \theta_i \in \{\tilde{\theta}, \bar{\theta}\} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

**Proposition 4. (Equilibre de Raccordement)** *Il existe un équilibre bayésien parfait avec stratégie pure de raccordement en première période des joueurs de type intermédiaire lorsque le coût de sortie du réseau est infini, pour  $\tilde{\theta} \in \left(\frac{2}{3}p, p\right)$ .*

**Preuve :** Voir Annexes disponibles sur demande.

Même en présence d'un coût infini de retour à la situation initiale, on peut observer à l'équilibre, le raccordement des individus de type intermédiaire au début du jeu.

Cette description de deux équilibres de ce jeu (qui en possèdent encore d'autres) montre sans surprise que dans une situation d'irréversibilité de l'entrée dans le réseau, l'effet d'inertie peut jouer au travers de la stratégie préconisée à l'équilibre *bandwagon*. Mais, l'inertie n'est pas le seul résultat possible (équilibre de raccordement). Cela constitue une singularité par rapport au modèle de Farrell et Saloner qui ne possède que le seul équilibre *bandwagon*<sup>13</sup>. *Bandwagon* et inertie ne sont donc pas une fatalité même dans un contexte défavorable pour l'adoption (information incomplète).

<sup>12</sup> Nous ne cherchons pas tous les équilibres avec raccord des joueurs de type intermédiaire en première période, mais simplement à montrer qu'il existe une alternative à l'équilibre *bandwagon*.

<sup>13</sup> Cette unicité de l'équilibre est due au choix d'un continuum de types.

### 1.3. Possibilité de sortie du réseau avec coût de changement

Nous allons maintenant étudier le cas intermédiaire entre la libre sortie du réseau et l'irréversibilité de l'accès. A notre connaissance, cette situation est assez peu exploitée dans la littérature. Elle peut être interprétée comme le paiement à l'entrée du réseau d'un prix plus élevé pour les non-membres que pour les agents déjà membres du réseau, auquel cas, il serait coûteux de sortir du réseau, pour peut-être y revenir, à cause de la perte du différentiel des tarifs<sup>14</sup>.

On introduit un coût de retour à la situation initiale  $c$  (*switching cost*) avec  $c > 0$ . On a les modifications suivantes des gains :

- Gains de première période :

i \ j	0	1
0	0, 0	0, $\theta_j - p$
1	$\theta_i - p, 0$	$2\theta - p$

- Gains de deuxième période :

– suite à  $(d_i, d_j) = (1, 0)$

i \ j	0	1
0	$-c, 0$	$-c, \theta_j - p$
1	$\theta_i - p, 0$	$2\theta - p$

– suite à  $(d_i, d_j) = (1, 1)$

i \ j	0	1
0	$-c, -c$	$-c, \theta_j - p$
1	$\theta_i - p, -c$	$2\theta - p$

– suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (0, 0)$ , on retrouve les gains de première période.

On ne va pas chercher à décrire tous les équilibres de ce jeu. Il existe dans le jeu avec coût infini des équilibres avec raccord ou non-raccord des joueurs de type  $\bar{\theta}$ ; on observe également dans le jeu à coût nul l'existence de ces deux catégories d'équilibres. Le graphe de la correspondance  $E$  des équilibres de Nash est fermé et lorsque le paramètre  $c$  varie, il n'y a pas de réduction de l'ensemble des équilibres en passant à la limite. Cependant, la correspondance  $E$  n'est pas nécessairement

<sup>14</sup> Par exemple, le prix du raccordement à un réseau de télécommunications est en général plus élevé que l'abonnement à acquitter une fois raccordé.

continue et il peut y avoir des équilibres supplémentaires, par exemple aux valeurs limites de  $c$  ( $c = 0$  ou  $c$  infini) par rapport à l'ensemble d'équilibres pour une valeur intermédiaire de  $c$ . Il est donc nécessaire d'examiner en dehors du coût nul ou infini le cas d'un coût intermédiaire. On admettra que cette diversité est présente dans le jeu avec coût fini. Nous allons en fait négliger l'étude des équilibres de non-raccord en première étape pour nous concentrer plutôt sur la mise en évidence des conditions soutenant les équilibres avec raccord des joueurs de type intermédiaire en première étape. L'idée est de considérer l'influence de la variation du coût de sortie du réseau sur le comportement de raccord à l'équilibre en première période et d'examiner de façon sommaire la continuité du graphe de l'équilibre. Dans un premier temps, nous nous intéresserons à un équilibre fortement crédible pour de faibles valeurs du coût (avec pour cas limite le coût nul). Puis, nous traiterons d'un équilibre soutenu pour de fortes valeurs du coût (avec pour cas limite le coût infini).

### 1.3.1. Equilibre de première variété : cas d'un coût de changement faible

On va s'intéresser aux conditions d'existence d'un équilibre de première variété (avec raccord des agents de type  $\tilde{\theta}$  en première période) mis en évidence lorsque le retour à la situation initiale se faisait librement (coût de changement nul).

#### Proposition 5. (Equilibre de Première Variété)

- Il existe un équilibre de première variété, avec présence de coûts de sortie du réseau, pour  $\tilde{\theta} \in \left( \frac{5}{9}p + \frac{c}{9}, p - c \right)$ , avec  $c < \frac{2p}{5}$ .
- L'équilibre de Nash est parfait sur l'intervalle suivant de valeurs de  $\tilde{\theta}$  :  $\left( \frac{2}{3}p, p - c \right)$ , avec  $c < \frac{p}{3}$ .

**Preuve :** Voir Annexes disponibles sur demande.

Lorsque le coût de changement  $c$  tend vers 0, on retrouve les conditions de crédibilité et de non-déviabilité de l'équilibre de première variété dans le cas avec sortie « libre ».

### 1.3.2. Equilibre de raccordement : cas d'un coût de changement élevé

On va s'intéresser aux conditions d'existence de l'équilibre de raccordement défini dans la section 3, mais cette fois-ci, en considérant un coût de retour à la situation initiale qui n'est pas nécessairement infini. L'équilibre précédent permettait de faire le lien avec le cas sans coût de sortie, l'étude de cet équilibre de raccord va, pour sa part, s'attacher aux fortes valeurs du coût avec pour cas particulier le coût infini de changement.

Rappelons qu'une stratégie de raccordement diffère d'une stratégie de première variété en ce qu'elle spécifie une action différente à un joueur de type intermédiaire

dans une situation où seul cet agent s'est raccordé : le raccord pour la première de ces stratégies, le non-raccord pour l'autre. La stratégie de raccordement n'était soutenue à l'équilibre que dans le cas d'une adoption irréversible.

**Proposition 6. (Equilibre de Raccordement)**

- *Il existe un équilibre de raccordement, avec présence de coûts de sortie du réseau, pour  $\tilde{\theta} > p - c$  si  $c < \frac{p}{3}$ , ou bien pour  $\tilde{\theta} > \frac{2}{3}p$  si  $c > \frac{p}{3}$ .*
- *L'équilibre de Nash est parfait pour les valeurs de  $\tilde{\theta} \in (p - c, P)$  si  $c < \frac{p}{2}$ ; il est toujours parfait sinon ( $\tilde{\theta} \in (\frac{p}{2}, p)$ ) et  $c < \frac{p}{2}$ .*

**Preuve :** Voir Annexes disponibles sur demande.

En conclusion :

- Pour de fortes valeurs du coût ( $c < \frac{p}{3}$ ), on retrouve le résultat de la section précédente qui traitait d'un coût infini. Il est possible que des agents de type intermédiaire (pour des valeurs assez élevées  $\tilde{\theta} > \frac{2}{3}p$ ) se raccordent à l'équilibre en première période. Il n'y a donc pas nécessairement d'effet d'inertie.
- Cet équilibre de raccord tel qu'il a été défini plus haut n'existe qu'en présence de coût de changement (fini ou infini), la présence de coûts de changement ne réduit donc pas l'ensemble des équilibres bayésiens parfaits.

## 2. Hétérogénéité et dynamique

### 2.1. Hétérogénéité et externalité informationnelle

Nos résultats ont été obtenus pour une spécification particulière (uniforme) de la distribution des types d'agents. Nos conclusions reposent ainsi sur l'hypothèse qu'a priori, un individu a autant de chances d'être de l'un des trois types possibles, ou encore que la population d'usagers potentiels est composée à parts égales des trois types d'agents. Nous devons donc vérifier la robustesse de nos résultats qualitatifs par rapport à la composition de la population, c'est-à-dire son hétérogénéité.

Il serait en particulier intéressant de savoir si la proportion d'agents réfractaires au réseau peut jouer sur le développement du réseau. Cette influence n'est en fait pas univoque dans la mesure où la décision d'accès au réseau dépend de l'externalité potentielle du nombre de raccordés (donc négativement du nombre d'agents réfractaires) mais également de l'externalité informationnelle. Or, selon la stratégie d'équilibre considérée, les agents de type réfractaire révèlent rapidement leur

vraie nature ce qui accroît donc la révélation d'information. La même révélation se produit pour les agents de type enthousiaste pour certaines stratégies d'équilibre.

On se limitera ici à l'influence de l'hétérogénéité de la population sur le seul équilibre de première variété en stratégies pures. On sait, que pour une distribution uniforme, une externalité informationnelle est à l'oeuvre dans les équilibres de première variété permettant le raccord au début du jeu pour de plus faibles valeurs  $\tilde{\theta}$  de par rapport à  $p$  :

$$\tilde{\theta} > \frac{5}{9}p \text{ condition d'adoption en début de jeu répété} \quad (2)$$

$$\tilde{\theta} > \frac{3}{5}p \text{ condition d'adoption pour le jeu simultané} \quad (3)$$

### Jeu constituant

Soit la distribution discrète (non dégénérée) de forme générale sur les types des agents:

$$\underline{\pi} > 0, \tilde{\pi} > 0, \bar{\pi} > 0.$$

Il existe un équilibre de raccordement (première variété) soutenu pour certaines valeurs du type  $\tilde{\theta}$ . Ainsi, les types intermédiaires se raccordent à l'équilibre si et seulement si:

$$\tilde{\theta} > p(2(\tilde{\pi} + \bar{\pi}) + \underline{\pi})^{-1} \quad (4)$$

### Jeu répété

Nous passons à présent à la répétition de cette situation de choix d'accès simultané. Il s'agit de savoir si le fait de ne pas contraindre la distribution à un cas particulier peut modifier la nature des équilibres et, notamment, faire disparaître ou distordre l'externalité informationnelle qui rend dans certains cas l'accès des agents de type intermédiaire plus facile en début de jeu (cf section 6).

Cet équilibre est soutenu par un intervalle de valeurs du type intermédiaire (les agents de type intermédiaire  $\tilde{\theta}$  sont les seuls à devoir réellement prendre une décision, les agents d'autres types ayant une stratégie dominante).

### Condition d'équilibre

On va étudier les modifications possibles induites par l'introduction d'une distribution différente pour ce type d'équilibre de première variété<sup>15</sup>.

<sup>15</sup> Les modifications observées pour ce type d'équilibre sont qualitativement les mêmes pour l'autre équilibre de seconde variété, le rôle des types  $\tilde{\theta}$  et  $\underline{\theta}$  étant inversé.

On note  $d_i$  la décision de première étape du joueur  $i$ ,  $d_i \in \{0,1\}$ , et  $\pi_i^{d_i}$  la probabilité a posteriori du joueur  $j$  sur le type du joueur  $i$ . On a les révisions suivantes des croyances :

Suite à  $d_i = 0$  :

$$\underline{\pi}_i^0 = 1, \tilde{\pi}_i^0 = \bar{\pi}_i^0 = 0$$

Suite à  $d_i = 1$  :

$$\underline{\pi}_i^1 = 0, \tilde{\pi}_i^1 = \frac{\tilde{\pi}}{\tilde{\pi} + \bar{\pi}}, \bar{\pi}_i^1 = \frac{\bar{\pi}}{\tilde{\pi} + \bar{\pi}}.$$

Dans ce cas, on peut montrer que la condition de non déviation de la stratégie d'équilibre de première variété est<sup>16</sup> :

$$\tilde{\theta} > p \left( \frac{1 + \tilde{\pi} + \bar{\pi}}{\underline{\pi} + 4\tilde{\pi} + 4\bar{\pi}} \right) \quad (5)$$

### Hétérogénéité et externalité informationnelle

A présent, pour évaluer l'influence du degré d'hétérogénéité sur l'externalité informationnelle, nous allons associer à l'intensité de cette externalité l'écart entre la valeur d'accès à l'équilibre du jeu répété et celle du jeu constituant. Il s'agit de comparer l'écart entre la valeur du seuil d'accès du type intermédiaire du jeu simultané et la valeur du seuil d'accès du jeu répété (à l'équilibre de première variété).

D'une part, la comparaison nous donne :

$$p \frac{1 + \tilde{\pi} + \bar{\pi}}{\underline{\pi} + 4\tilde{\pi} + 4\bar{\pi}} < p \left( 2(\tilde{\pi} + \bar{\pi}) + \underline{\pi} \right)^{-1} \quad \text{puisque } \underline{\pi} < 1 \quad (\text{est toujours vérifiée})$$

La valeur d'accès à l'équilibre en début du jeu répété est toujours inférieure à celle du jeu constituant, l'externalité informationnelle ne disparaît donc pas, au sens où la répétition permet toujours aux agents de type intermédiaire d'accéder à l'équilibre au réseau pour une valeur-seuil (fonction du prix d'accès  $p$ ) plus faible qu'en situation de jeu simultané, ceci quelque soit l'hétérogénéité de la population considérée.

D'autre part, considérons l'écart entre ces deux valeurs-seuil d'accès, noté  $EX$  et fonction des proportions des différents types de joueurs dans la population :

$$EX(\underline{\pi}, \tilde{\pi}, \bar{\pi}) = \left[ 2(\tilde{\pi} + \bar{\pi}) + \underline{\pi} \right]^{-1} - \frac{1 + \tilde{\pi} + \bar{\pi}}{\underline{\pi} + 4\tilde{\pi} + 4\bar{\pi}} \quad (6)$$

Si l'existence de l'externalité informationnelle ne dépend pas de la distribution (ou du degré d'hétérogénéité) choisie, l'intensité de cette externalité en dépend

<sup>16</sup> On retrouve bien sûr  $\frac{5}{9}p$  pour le cas particulier de la distribution uniforme.

probablement. En étudiant cet écart, on va quantifier l'impact de variation d'hétérogénéité de la population sur le gain apporté par la répétition, en terme d'acquisition d'information, par rapport au jeu constituant (diminution de la valeur minimale d'accès).

Dans l'analyse de l'influence du choix de la distribution sur cet écart, nous ne disposons cependant que d'un seul degré de liberté : on ne peut qu'évaluer l'effet  $\underline{\pi}$  de et en déduire l'effet de  $\tilde{\pi} + \bar{\pi} = 1 - \underline{\pi}$ . Pour ce type d'équilibre de première variété, on peut considérer que  $\underline{\pi}$  représente la proportion d'individus défavorables au réseau et  $\tilde{\pi} + \bar{\pi}$  la proportion d'agents favorables à l'accès au réseau. L'hétérogénéité va donc se traduire ici par un partage de la population en deux sous-populations d'intérêts opposés concernant le raccordement au réseau<sup>17</sup>.

$$EX(\underline{\pi}, \tilde{\pi}, \bar{\pi}) = EX(\underline{\pi}) = (2 - \underline{\pi})^{-1} - \frac{2 - \underline{\pi}}{4 - 3\underline{\pi}} \quad (7)$$

Déterminons le sens de variation de l'écart par rapport à  $\underline{\pi}$  :

$$\frac{\partial EX}{\partial \underline{\pi}} = \frac{1}{(2 - \underline{\pi})^2} - \frac{2}{(4 - 3\underline{\pi})^2} \quad \text{et} \quad \frac{\partial EX}{\partial \underline{\pi}} = 0 \Leftrightarrow 7\underline{\pi}^2 - 16\underline{\pi} + 8 = 0$$

Ce polynôme en  $\underline{\pi}$  possède une seule racine réelle positive comprise entre 0 et 1 :

$$\underline{\pi}' = \frac{16 - \sqrt{32}}{14} \approx 0,74$$

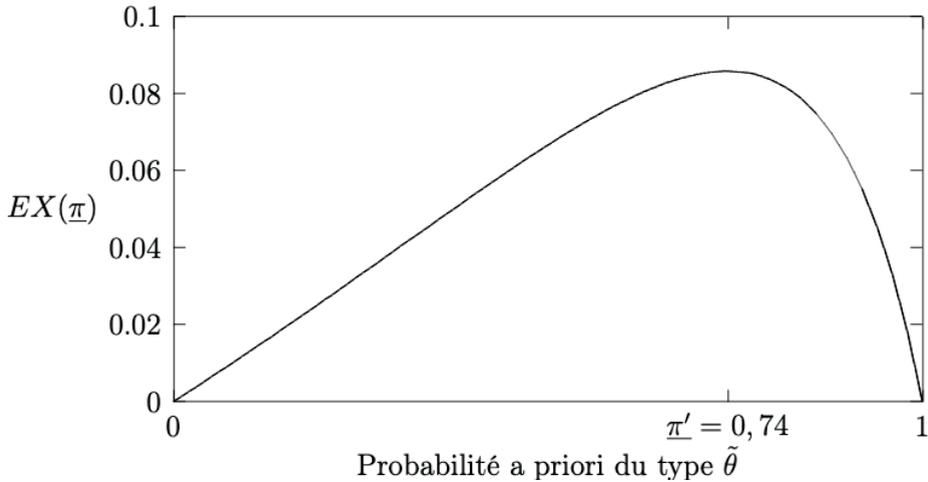
d'où le sens de variation de l'externalité :

$$\frac{\partial EX}{\partial \underline{\pi}} < 0 \Leftrightarrow \underline{\pi} \in ]\underline{\pi}', 1[, \quad \frac{\partial EX}{\partial \underline{\pi}} > 0 \Leftrightarrow \underline{\pi} \in ]0, \underline{\pi}'[ \quad \text{et} \quad \frac{\partial EX}{\partial \underline{\pi}} = 0 \Leftrightarrow \underline{\pi} = \underline{\pi}'$$

Nous observons donc que la présence (en proportion) de nombreux agents réfractaires à l'accès au réseau a deux effets qui peuvent jouer en sens opposés (voir graphique 1) :

- jusqu'à un certain point, cela joue en faveur de la révélation d'information sur la valeur privée des individus pour le réseau. Cela va donc favoriser, non pas nécessairement l'accès, mais la situation des agents de type intermédiaire (qui, par exemple, ont peu de chances de se retrouver seul raccordés au réseau). Même si la proportion de type  $\underline{\theta}$  est forte (jusqu'à), lorsque cette proportion augmente (entre 0 et  $\underline{\pi}'$ ), l'externalité est de plus en plus forte, ce qui est normal puisque

<sup>17</sup> Pour l'étude symétrique de l'équilibre de seconde variété, on aurait ainsi considéré le découpage  $\bar{\theta}$  et  $(\bar{\theta}, \underline{\theta})$ .



**Graphique 1. Hétérogénéité et externalité informationnelle**

dans les équilibres de première variété, les types  $\underline{\theta}$  sont les seuls à jouer systématiquement le non-raccord (notamment en première période), les joueurs de type  $\tilde{\theta}$  acquièrent ainsi rapidement l'information sur les réalisations des types des autres joueurs.

- cela diminue l'importance de l'externalité de réseau « moyenne » contenue dans le calcul d'espérance de gain et risque donc de freiner le raccordement des agents de type intermédiaire. Ainsi, lorsque la distribution est fortement disymétrique, avec une très forte proportion de type inférieur  $\underline{\theta}$  ( $\underline{\pi} > \underline{\pi}'$ , soit plus des trois-quart des individus), l'apport en gain de la répétition est de moins en moins important lorsque la proportion d'individus  $\underline{\theta}$  augmente.

## 2.2. Influence des agents *non-réactifs* sur l'équilibre du jeu

Nous avons vu dans la section précédente comment la composition hétérogène de la population pouvait influencer la révélation d'information. Nous revenons à présent sur l'interprétation, évoquée en introduction, en terme de rationalité limitée ou de réaction de certains types d'agents proposée par Haltiwanger et Waldman (1985, 1991) pour examiner comment l'hétérogénéité de la population d'agents peut jouer sur l'issue d'équilibre.

Notons  $N_0^s, N_1^s$  le nombre d'agents qui prennent la décision ou quand tous les agents sont sophistiqués (la proportion d'agents  $\tilde{\theta}$  est  $p = 1$ ). Notons également  $N_0^n, N_1^n$  le nombre d'agents qui prennent la décision ou quand tous les agents sont non-réactifs (la proportion d'agents  $\tilde{\theta}$  est  $p = 0$ ).

Dans notre cadre d'analyse, les agents de type  $\tilde{\theta}$  sont les agents sophistiqués ou réactifs puisqu'ils prennent leur décision en anticipant le comportement des autres joueurs conditionnellement à l'information disponible sur les types de ces joueurs (croyances a priori et révision bayésienne). Les agents de type  $\underline{\theta}$  et  $\bar{\theta}$  sont en revanche naïfs ou non-réactifs puisqu'ils reproduisent le même type de comportement indépendamment du contexte de jeu et des externalités potentielles. Leur rationalité limitée les conduit à extrapoler toujours de la même façon, très pessimiste ou très optimiste, le développement du réseau.

**Proposition 7. (Haltiwanger & Waldman, 1985, 1991)** *Dans un cadre de complémentarité stratégique, les agents naïfs ont un impact disproportionné sur l'issue d'équilibre. Soit  $N_j$  le nombre d'agents qui choisissent la décision  $j$ ,  $j = 0, 1$ ,  $N_j^s$  ressemble plus à  $N_j^n$  que ce qu'indique la distribution de la population :*

$$\begin{array}{ccc} N_j^n & \geq & N_j^s \Rightarrow N_j & \geq & pN_j^s + (1-p)N_j^n & (8) \\ & & & & & \\ & \leq & & & \leq & \end{array}$$

Les décisions des agents non-réactifs sont biaisées en défaveur (ou en faveur) du réseau. Les agents sophistiqués anticipant ce biais « compensent » en adaptant leur comportement et au final renforcent d'une certaine manière le biais en question puisqu'ils adoptent le même type de comportement. Ce résultat ne s'applique cependant pas sans précaution puisque d'une part il y a ici deux types d'agents non-réactifs de comportements opposés (alors que tous les agents naïfs agissent de concert chez Haltiwanger et Waldman), d'autre part il n'y a pas unicité de l'équilibre. Enfin, les joueurs ne connaissent pas exactement la composition de la population, ils n'ont qu'une croyance sur la distribution des types. Néanmoins, il est possible de tirer des enseignements de cette proposition dans une perspective *ex post* pour des réalisations données de population, en considérant des populations homogènes d'agents non-réactifs et en sélectionnant un équilibre particulier. Définissons  $N_j$  comme la taille du réseau à la fin du jeu.

Dans le cas d'un équilibre de première variété (voir définition section 1.1), nous avons un effet disproportionné du type  $\underline{\theta}$  :

<i>Population</i>	<i>Issue</i>
$(\tilde{\theta}, \tilde{\theta})$	$N_1^s = 2$
$(\underline{\theta}, \underline{\theta})$	$N_1^n = 0$
$(\tilde{\theta}, \underline{\theta})$	$N_1 = 0$

et on a bien  $N_1^n < N_1^s \Rightarrow N_1 < \frac{1}{2}N_1^s + \frac{1}{2}N_1^n$ . Ce résultat est valable pour tous les équilibres spécifiant le raccordement en début de jeu : la présence d'un agent de type

$\underline{\theta}$  donne un biais vers l'inertie (le réseau ne se développe pas). Pour les équilibres spécifiant le nonaccès en première période pour les agents sophistiqués (deuxième variété par exemple, voir définition section 1.1), l'agent de type  $\bar{\theta}$  entraîne l'agent de type  $\tilde{\theta}$  renforçant ainsi le biais vers l'adoption. Si l'on se place *ex ante*, il est également possible de définir à partir de :

<i>Population</i>	<i>Probabilité</i>	<i>Issue</i>
$(\underline{\theta}, \underline{\theta})$	$\frac{1}{9}$	$N_1^n = 0$
$(\bar{\theta}, \bar{\theta})$	$\frac{1}{9}$	$N_1^n = 2$
$(\bar{\theta}, \underline{\theta})$	$\frac{2}{9}$	$N_1^n = 1$
$(\tilde{\theta}, \tilde{\theta})$	$\frac{1}{9}$	$N_1^s = 2$
$(\tilde{\theta}, \underline{\theta})$	$\frac{2}{9}$	$N_1 = 0$
$(\tilde{\theta}, \bar{\theta})$	$\frac{2}{9}$	$N_1 = 2$

$$N_1^n = \frac{4}{9}, N_1^s = \frac{2}{9}, N_1 = \frac{10}{9} \text{ et on a encore } N_1^n > N_1^s \Rightarrow N_1 > pN_1^s + (1-p)N_1^n.$$

## Conclusion

Cette étude montre l'importance de l'impact de l'hypothèse faite sur le type de distribution des types sur l'existence et la nature des équilibres du jeu. On passe ainsi d'un seul équilibre *bandwagon*, dans le cas d'un continuum de types (le modèle de Farrell et Saloner), à une grande diversité d'équilibres lorsque le support est discret (notre modèle). L'existence dans certains cas d'un effet d'inertie n'est pas remise en cause mais sa prédominance sur d'autres réalisations d'équilibre plus favorables au développement du réseau n'est pas universelle et doit être tempérée par la sensibilité de l'ensemble des équilibres au choix d'un support discret ou continu des types. Nous conjecturons que le passage d'un support discret à un support continu s'accompagne de la création de seuils (ou d'une propriétés de monotonie des stratégies) favorisant l'émergence de stratégies *bandwagon* lorsque par ailleurs on introduit un phénomène d'hystérésis par l'engagement ferme en première étape des agents dans leur décision d'accès au réseau.

## Annexes

### A. Preuve de la proposition 3

#### A.1. Conditions de crédibilité forte en seconde étape

Les conditions de crédibilité garantissent le fait que le type intermédiaire des joueurs va bien se conformer à la composante de seconde étape de sa stratégie, quelle que soit sa décision de première étape.

a) suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (0, 0)$

$$\forall i, j = 1, 2, \quad \pi_i(\theta_j | 0, \gamma_j^{*1}) = \begin{cases} \frac{1}{2} & \text{si } \theta_j \in \{\underline{\theta}, \tilde{\theta}\} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Un joueur de type intermédiaire ne se raccorde pas si  $\tilde{\theta} - p < 0 \Leftrightarrow \tilde{\theta} < p$ , vérifié par hypothèse.

b) suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (0, 1)$

$$\pi_i(\theta_j | 1, \gamma_j^{*1}) = \begin{cases} 1 & \text{si } \theta_j = \bar{\theta} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \pi_j(\theta_i | 0, \gamma_i^{*1}) = \begin{cases} \frac{1}{2} & \text{si } \theta_i \in \{\underline{\theta}, \tilde{\theta}\} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

i se raccorde si  $2\tilde{\theta} - p > 0 \Leftrightarrow \tilde{\theta} > \frac{1}{2}p$ , vérifié par hypothèse; j reste raccordé par définition.

c) suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (1, 1)$

$$\forall i, j = 1, 2, \quad \pi_i(\theta_j | 1, \gamma_j^{*1}) = \begin{cases} 1 & \text{si } \theta_j = \bar{\theta} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Les deux joueurs restent raccordés par définition.

La stratégie *bandwagon* est donc toujours fortement crédible en seconde étape (pour le type  $\tilde{\theta}$ ).

#### A.1.1. Analyse de déviation

Si le joueur i (de type  $\tilde{\theta}$ ) se conforme à la stratégie  $\gamma_i^{*1}$ , il obtient un gain de première période nul. Il va atteindre les situations (0, 0) ou (0, 1) avec probabilités respectives  $\frac{2}{3}, \frac{1}{3}$ .

Suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (0, 0)$ , l'espérance de gain de seconde étape est nulle (i ne se raccorde pas), et suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (0, 1)$ , l'espérance de gain de seconde étape est  $2\tilde{\theta} - p$ .

D'où un gain espéré total de :  $\frac{1}{3}(2\tilde{\theta} - p)$  pour le joueur i de type intermédiaire qui se conforme à la stratégie testée.

Déviaton 1 – En première période, i change la seule composante de première période et se raccorde d'où un gain instantané de  $\frac{2}{3}(\tilde{\theta} - p) + \frac{1}{3}(2\tilde{\theta} - p) = \frac{4}{3}\tilde{\theta} - p$

– suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (1, 0)$

i reste raccordé, d'où un gain  $\frac{1}{2}(\tilde{\theta} - p) + \frac{1}{2}(2\tilde{\theta} - p) = \frac{3}{2}\tilde{\theta} - p$ .

– suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (1, 1)$

i reste raccordé et a un gain espéré de  $2\tilde{\theta} - p$  dans cette situation.

D'où un gain total :  $\frac{4}{3}\tilde{\theta} - p + \frac{2}{3}\left(\frac{3}{2}\tilde{\theta} - p\right) + \frac{1}{3}(2\tilde{\theta} - p) = 3\tilde{\theta} - 2p$

$$\text{et } 3\tilde{\theta} - 2p < \frac{1}{3}(2\tilde{\theta} - p) \Leftrightarrow \tilde{\theta} < \frac{5}{7}p \text{ Condition de non déviation}$$

Déviaton 2 – En seconde période : suite à (0, 1) ou (0, 0), i change la composante de seconde période de sa stratégie.

Déviaton 2.1 suite à (0, 0)

i choisit de se raccorder, dans ce cas le gain espéré de seconde période est :  $\tilde{\theta} - p$  et le gain total de déviation est :

$$0 + \frac{2}{3}(\tilde{\theta} - p) + \frac{1}{3}(2\tilde{\theta} - p) \leq \frac{1}{3}(2\tilde{\theta} - p) \Leftrightarrow \tilde{\theta} < p$$

Déviaton 2.2 suite à (0, 1)

i choisit de ne pas se raccorder, d'où un gain de période nul et un gain total :  $0 + \frac{2}{3}(0) + \frac{1}{3}(0) = 0$ .

i n'a pas intérêt à dévier si  $0 < \frac{1}{3}(2\tilde{\theta} - p) \Leftrightarrow \tilde{\theta} > \frac{p}{2}$ , vérifié par hypothèse.

Déviaton 2.3 suite à (0, 0) et (0, 1)

– suite à (0, 1), i ne se raccorde pas d'où un gain nul et suite à (0, 0), i se raccorde, d'où un gain  $\tilde{\theta} - p$ .

Gain total :  $0 + \frac{2}{3}(\tilde{\theta} - p) + \frac{1}{3}(0)$

et  $2/3(\tilde{\theta} - p) < \frac{1}{3}(2\tilde{\theta} - p) \Leftrightarrow p > 0$ , vérifié par hypothèse.

Déviaton 3 – Le joueur i change les composantes de première et de seconde étape de sa stratégie.

– A la première période, i se raccorde d'où un gain de  $\frac{4}{3}\tilde{\theta} - p$ ;

– En deuxième étape :

Suite à (1, 0), i reste raccordé par définition, d'où un gain  $\frac{2}{3}\tilde{\theta} - p$ .

Suite à (1, 1), i reste raccordé par définition, d'où un gain  $2\tilde{\theta} - p$ .

Gain total :  $\frac{4}{3}\tilde{\theta} - p + \frac{2}{3}\left(\frac{3}{2}\tilde{\theta} - p\right) + \frac{1}{3}(2\tilde{\theta} - p)$  et il n'y a pas déviation si  $\tilde{\theta} < \frac{5}{7}p$ .

**Conclusion** : Pour que le couple de stratégies soit un équilibre de Nash, il faut et il suffit que  $\tilde{\theta} \in \left(\frac{1}{2}p, \frac{5}{7}p\right)$ .

## B. Preuve de la proposition 4

### B.1. Analyse de déviation

Si le joueur i (de type  $\tilde{\theta}$ ) se conforme à cette stratégie  $\gamma_i^{*1}$ , il obtient un gain de première période  $\frac{5}{3}\tilde{\theta} - p$ . Il va atteindre les situations (1, 0) ou (1, 1) avec probabilités respectives  $\frac{1}{3}, \frac{2}{3}$ .

suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (1, 0)$ , l'espérance de gain de seconde étape est  $\tilde{\theta} - p$ , et suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (1, 1)$ , l'espérance de gain de seconde étape est  $2\tilde{\theta} - p$ .

On a donc un gain total de  $\frac{5}{3}\tilde{\theta} - p + \frac{1}{3}(\tilde{\theta} - p) + \frac{2}{3}(2\tilde{\theta} - p)$  pour le joueur i qui se conforme à la stratégie testée.

Déviation 1 – En première période (i change la seule composante de première étape) :

i ne se raccorde pas, d'où un gain nul en première période.

Le joueur 1 atteint les histoires (0, 0) ou (0, 1) :

– suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (0, 0)$

$$\pi_i(\theta_j \vee 0, \gamma_j^{*1}) = 1 \text{ si } \theta_j = \underline{\theta}$$

Le joueur i ne se raccorde pas, d'où un gain nul de deuxième période.

– suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (0, 1)$

$$\pi_i(\theta_j | 1, \gamma_j^{*1}) = \begin{cases} \frac{1}{2} & \text{si } \theta_i \in \{\underline{\theta}, \tilde{\theta}\} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Le joueur i se raccorde, d'où un gain de continuation  $2\tilde{\theta} - p$ .

L'espérance de gain total est  $0 + \frac{1}{3}(0) + \frac{2}{3}(2\tilde{\theta} - p)$ .

Le joueur i ne dévie pas si :  $\tilde{\theta} > \frac{2}{3}p$  condition de non-déviation.

Déviatoin 2 – En deuxième période (déviation dans une seule continuation ou les deux)

Si un joueur s'est raccorde en première période, il n'a pas la possibilité de sortir du réseau en deuxième étape. Il n'y a donc pas de déviation en seule seconde période.

Déviatoin 3 – Le joueur  $i$  change les composantes de première et seconde étapes de sa stratégie

- à la première étape, il ne se raccorde pas d'où un gain nul;
- à la seconde étape, il peut atteindre les situations  $(0, 1)$  ou  $(0, 0)$ .

Déviatoin 3.1 suite à  $(0, 1) = (d_i^1, d_j^1)$

$i$  ne se raccorde pas et obtient un gain nul en seconde période. d'où un gain total de déviation de  $0 + \frac{1}{3}(0) + \frac{2}{3}(0)$ .

Il n'y a pas déviation si  $\tilde{\theta} > \frac{3}{5}p$ .

Déviatoin 3.2 suite à  $(0, 0) = (d_i^1, d_j^1)$

$i$  se raccorde et obtient un gain de  $\tilde{\theta} - p$  d'où un gain espéré total de :

$$0 + \frac{1}{3}(\tilde{\theta} - p) + \frac{2}{3}(2\tilde{\theta} - p)$$

et il n'y a pas déviation si  $\tilde{\theta} > \frac{3}{5}p$ .

Déviatoin 3.3 suite à  $(0, 0)$  et  $(0, 1)$

Le gain espéré total est  $0 + \frac{1}{3}(\tilde{\theta} - p) + \frac{2}{3}(0)$ .

Il n'y a pas déviation si  $\tilde{\theta} > \frac{5}{9}p$ .

**Conclusion** : Pour que le couple de stratégies soit un équilibre de Nash, il faut et il suffit que  $\tilde{\theta} \in \left(\frac{2}{3}p, p\right)$ .

## C. Preuve de la proposition 5

### C.1. Conditions de crédibilité forte en seconde étape

a) suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (1, 0)$

$$\pi_i(\theta_j | 0, \gamma_j^{*1}) = \begin{cases} 1 & \text{si} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \theta_j = \underline{\theta} \quad \text{et} \quad \pi_j(\theta_i | 1, \gamma_i^{*1}) = \begin{cases} \frac{1}{2} & \text{si} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \theta_i \in \{\underline{\theta}, \tilde{\theta}\}$$

Le type intermédiaire du joueur i ne se raccorde pas si  $\tilde{\theta} < p - c$ . Le type intermédiaire du joueur j se raccorde si  $\frac{1}{2}(2\tilde{\theta} - p) + \frac{1}{2}(\tilde{\theta} - p) > 0 \Leftrightarrow \tilde{\theta} > \frac{2}{3}p$ , qui est la condition de crédibilité forte.

b) suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (1, 1)$  :

$$\pi_i(\theta_j | 1, \gamma_j^{*1}) = \begin{cases} \frac{1}{2} & \text{si } \theta_j \in \{\underline{\theta}, \tilde{\theta}\} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Un joueur de type intermédiaire se raccorde si  $2\tilde{\theta} - p > -c \Leftrightarrow \tilde{\theta} > \frac{p-c}{2}$ .

c) suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (0, 0)$

$$h, k = 1, 2, \quad \pi_h(\theta_k | 0, \gamma_k^{*1}) = \begin{cases} 1 & \text{si } \theta_k = \underline{\theta} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Un joueur de type intermédiaire ne se raccorde pas si  $\tilde{\theta} - p < 0$  (vérifié par hypothèse).

**Conclusion :** Si  $c < \frac{p}{3}$ , la condition de crédibilité forte s'écrit  $\tilde{\theta} \in \left(\frac{2p}{3}, p - c\right)$ ; si  $c > \frac{p}{3}$ , l'équilibre n'est pas crédible en deuxième étape.

## C.2. Analyse de déviation

Si le joueur i (de type  $\tilde{\theta}$ ) se conforme à cette stratégie  $\gamma_i^{*1}$ , il obtient un gain de première période  $\frac{5}{3}\tilde{\theta} - p$ . Il va atteindre les situations (1, 0) ou (1, 1) avec probabilités respectives  $\frac{1}{3}, \frac{2}{3}$ .

suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (1, 0)$ , l'espérance de gain de seconde étape est  $-c$ , et suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (1, 1)$ , l'espérance de gain de seconde étape est  $2\tilde{\theta} - p$ .

On a donc un gain total de  $\frac{5}{3}\tilde{\theta} - p + \frac{1}{3}(-c) + \frac{2}{3}(2\tilde{\theta} - p)$  pour le joueur i qui se conforme à la stratégie testée.

Déviation 1 – En première période (i change la seule composante de première étape) :

i ne se raccorde pas, d'où un gain nul en première période

Le joueur 1 atteint les histoires (0, 0) ou (0, 1) :

– suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (0, 0)$

$$\pi_i(\theta_j \vee 0, \gamma_j^{*1}) = 1 \quad \text{si } \theta_j = \underline{\theta}$$

Un joueur de type intermédiaire ne se raccorde pas, d'où un gain nul de deuxième période.

– suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (0, 1)$

$$\pi_i(\theta_j | 1, \gamma_j^{*1}) = \begin{cases} \frac{1}{2} & \text{si } \theta_j \in \{\underline{\theta}, \tilde{\theta}\} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Le joueur i se raccorde, d'où un gain de continuation  $\frac{1}{2}(\tilde{\theta} - p) + \frac{1}{2}(2\tilde{\theta} - p) = \frac{3}{2}\tilde{\theta} - p$ .

L'espérance de gain total est  $0 + \frac{1}{3}(0) + \frac{2}{3}\left(\frac{3}{2}\tilde{\theta} - p\right)$ .

Le joueur i ne dévie pas si :  $\tilde{\theta} > \frac{p}{2} + \frac{c}{6}$ .

Déviations 2 – En deuxième période (déviations dans une seule continuation ou les deux)

Déviations 2.1 suite à  $(1, 0) = (d_i^1, d_j^1)$

$$\pi_i(\theta_j \vee 0, \gamma_j^{*1}) = 1 \text{ si } \theta_j = \underline{\theta}$$

Le joueur i choisit de se raccorder, or le joueur j qui est de type  $\underline{\theta}$  ne se raccorde pas, d'où un gain espéré de  $\tilde{\theta} - p$  pour cette période.

Le gain total est  $\frac{5}{3}\tilde{\theta} - p + \frac{1}{3}(\tilde{\theta} - p) + \frac{2}{3}(2\tilde{\theta} - p)$ .

La déviation n'est pas intéressante si  $\underline{\theta} < p - c$ .

Déviations 2.2 suite à  $(1, 1) = (d_i^1, d_j^1)$

Le joueur i choisit de ne pas se raccorder d'où un gain de seconde période  $-c$ .

D'où un gain total de  $\frac{5}{3}\tilde{\theta} - p + \frac{2}{3}(-c) + \frac{1}{3}(-c)$ . Il n'y a pas déviation si  $\tilde{\theta} > \frac{p-c}{2}$ ,

vérifié par hypothèse puisque  $\tilde{\theta} > \frac{p}{2}$ .

Déviations 2.3 suite à  $(1, 0)$  et  $(1, 1)$

suite à  $(1, 0)$ , le joueur i se raccorde (j ne se raccorde pas) et suite à  $(1, 1)$  i ne se raccorde pas.

D'où un gain espéré total de déviation de :

$$\frac{5}{3}\tilde{\theta} - p + \frac{1}{3}(\tilde{\theta} - p) + \frac{2}{3}(-c)$$

La déviation n'est pas profitable puisque  $\tilde{\theta} > \frac{p-c}{3}$  est toujours vérifié.

Déviations 3 – Le joueur i change les composantes de première et seconde étapes de sa stratégie

- à la première étape, il ne se raccorde pas d'où un gain nul;
- à la seconde étape, il peut atteindre les situations  $(0, 1)$  ou  $(0, 0)$ .

Déviatoin 3.1 suite à  $(0, 1) = (d_i^1, d_j^1)$

i ne se raccorde pas et obtient un gain nul en seconde période, d'où un gain total de déviatoin de  $0 + \frac{1}{3}(0) + \frac{2}{3}(0) = 0$ .

Il n'y a pas déviatoin si  $\tilde{\theta} > \frac{5}{9}p + \frac{c}{9}$ .

Déviatoin 3.2 suite à  $(0, 0) = (d_i^1, d_j^1)$

i se raccorde et obtient un gain de  $\tilde{\theta} - p$  d'où un gain espéré total de :

$$0 + \frac{1}{3}(\tilde{\theta} - p) + \frac{2}{3}\left(\frac{3}{2}\tilde{\theta} - p\right)$$

Le joueur i ne dévie pas si  $\tilde{\theta} > \frac{p}{3} + \frac{c}{6}$ .

Déviatoin 3.3 suite à  $(0, 0)$  et  $(0, 1)$

Le gain espéré total est  $0 + \frac{1}{3}(\tilde{\theta} - p) + \frac{2}{3}(0)$ .

Le joueur i ne dévie pas si  $\tilde{\theta} > \frac{p}{2} + \frac{c}{8}$ .

**Conclusion :** Il faut que  $c < \frac{p}{2}$  pour que  $p - c > \frac{p}{2}$  et que la déviatoin ne soit pas toujours profitable (voir déviatoin Déviatoin 2.1). Dans ce cas, la condition la plus contraignante sur la borne inférieure des valeurs de  $\tilde{\theta}$  est  $\tilde{\theta} > \frac{5}{9}p + \frac{c}{9}$ .

Pour que le couple de stratégies soit un équilibre de Nash, il faut et il suffit que  $\tilde{\theta} \in \left(\frac{5}{9}p + \frac{c}{9}, p - c\right)$ , avec  $\frac{5}{9}p + \frac{c}{9} < p - c \Leftrightarrow c < \frac{2}{5}p$ .

## D. Preuve de la proposition 6

### D.1. Conditions de crédibilité forte en seconde étape

a) suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (1, 0)$

$$\pi_i(\theta_j | 0, \gamma_j^{*1}) = \begin{cases} 1 & \text{si } \theta_j = \underline{\theta} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{et} \quad \pi_j(\theta_i | 1, \gamma_i^{*1}) = \begin{cases} \frac{1}{2} & \text{si } \theta_i \in \{\tilde{\theta}, \bar{\theta}\} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Le joueur i reste raccordé si  $\tilde{\theta} > p - c$ . Le type intermédiaire du joueur j se raccorde si  $2\tilde{\theta} - p > 0 \Leftrightarrow \tilde{\theta} > \frac{1}{2}p$ , vérifié par hypothèse.

b) suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (1, 1)$  :

Un joueur de type intermédiaire se raccorde si  $\tilde{\theta} > \frac{p-c}{2}$ , vérifié par hypothèse.

c) suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (0, 0)$

$$h, k = 1, 2, \quad \pi_h(\theta_k | 0, \gamma_k^{*1}) = \begin{cases} 1 & \text{si } \theta_k = \underline{\theta} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Un joueur de type intermédiaire ne se raccorde pas si  $\tilde{\theta} - p < 0$  (vérifié par hypothèse).

**Conclusion :** la condition de crédibilité forte est  $\tilde{\theta} \in (p - c, p)$  si  $c < \frac{p}{2} \left( \left( \frac{p}{2}, p \right) \text{ sinon} \right)$ .

## D.2. Deviation analysis

Si le joueur  $i$  (de type  $\tilde{\theta}$ ) se conforme à cette stratégie  $\gamma_i^{*1}$ , il obtient un gain de première période  $\frac{5}{3}\tilde{\theta} - p$ . Il va atteindre les situations  $(1, 0)$  ou  $(1, 1)$  avec probabilités respectives  $\frac{1}{3}, \frac{2}{3}$ .

suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (1, 0)$ , l'espérance de gain de seconde étape est  $\tilde{\theta} - p$ , et suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (1, 1)$ , l'espérance de gain de seconde étape est  $2\tilde{\theta} - p$ .

On a donc un gain total de  $\frac{5}{3}\tilde{\theta} - p + \frac{1}{3}(\tilde{\theta} - p) + \frac{2}{3}(2\tilde{\theta} - p)$  pour le joueur  $i$  qui se conforme à la stratégie testée.

Déviaton 1 – En première période ( $i$  change la seule composante de première étape) :

$i$  ne se raccorde pas, d'où un gain nul en première période

Le joueur  $1$  atteint les histoires  $(0, 0)$  ou  $(0, 1)$  :

– suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (0, 0)$

$$\pi_i(\theta_j \vee 0, \gamma_j^{*1}) = 1 \quad \text{si } \theta_j = \underline{\theta}$$

Seul un joueur de type haut se raccorde, d'où un gain nul de deuxième période.

– suite à  $(d_i^1, d_j^1) = (0, 1)$

$$\pi_i(\theta_j | 1, \gamma_j^{*1}) = \begin{cases} \frac{1}{2} & \text{si } \theta_j \in \{\tilde{\theta}, \bar{\theta}\} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Le joueur  $i$  se raccorde, d'où un gain de continuation  $2\tilde{\theta} - p$ .

L'espérance de gain total est  $0 + \frac{1}{3}(0) + \frac{2}{3}(2\tilde{\theta} - p)$ .

Le joueur  $i$  ne dévie pas si :  $\tilde{\theta} > \frac{2}{3}p$ .

Déviaton 2 – En deuxième période (déviation dans une seule continuation ou les deux)

Déviations 2.1 suite à  $(1, 0) = (d_i^1, d_j^1)$

$$\pi_i(\theta_j \vee 0, \gamma_j^{*1}) = 1si\theta_j = \underline{\theta}$$

Le joueur i choisit de ne pas se raccorder d'où un gain espéré  $-c$  pour cette période.

$$\text{Le gain total est } \frac{5}{3}\tilde{\theta} - p + \frac{1}{3}(-c) + \frac{2}{3}(2\tilde{\theta} - p).$$

La déviation n'est pas intéressante si  $\tilde{\theta} > p - c$ .

Déviations 2.2 suite à  $(1, 1) = (d_i^1, d_j^1)$

Le joueur i choisit de ne pas se raccorder d'où un gain de seconde période  $-c$ .

$$\text{D'où un gain total de } \frac{5}{3}\tilde{\theta} - p + \frac{1}{3}(-c) + \frac{1}{3}(2\tilde{\theta} - p).$$

Il n'y a pas déviation si  $\tilde{\theta} > \frac{p-c}{2}$ , vérifié par hypothèse puisque  $\tilde{\theta} > \frac{p}{2}$ .

Déviations 2.3 suite à  $(1, 0)$  et  $(1, 1)$

suite à  $(1, 0)$ , le joueur i ne se raccorde pas et suite à  $(1, 1)$  i ne se raccorde pas.

D'où un gain espéré total de déviation de :

$$\frac{5}{3}\tilde{\theta} - p + \frac{1}{3}(-c) + \frac{2}{3}(-c)$$

La déviation n'est pas profitable si  $\tilde{\theta} > \frac{3}{5}(p-c)$ .

Déviations 3 – Le joueur i change les composantes de première et seconde étapes de sa stratégie

- à la première étape, il ne se raccorde pas d'où un gain nul;
- à la seconde étape, il peut atteindre les situations  $(0, 1)$  ou  $(0, 0)$ .

Déviations 3.1 suite à  $(0, 1) = (d_i^1, d_j^1)$

i ne se raccorde pas et obtient un gain nul en seconde période, d'où un gain total de déviation de  $0 + \frac{1}{3}(0) + \frac{2}{3}(0) = 0$ .

Il n'y a pas déviation si  $\tilde{\theta} > \frac{3}{5}p$ .

Déviations 3.2 suite à  $(0, 0) = (d_i^1, d_j^1)$

i se raccorde et obtient un gain de  $\tilde{\theta} - p$  d'où un gain espéré total de :

$$0 + \frac{1}{3}(\tilde{\theta} - p) + \frac{2}{3}(2\tilde{\theta} - p)$$

Le joueur i ne dévie pas si  $\tilde{\theta} > \frac{3}{5}p$ .

Déviations 3.3 suite à  $(0, 0)$  et  $(0, 1)$

Le gain espéré total est  $0 + \frac{1}{3}(\tilde{\theta} - p) + \frac{2}{3}(0)$ .

Le joueur i ne dévie pas si  $\tilde{\theta} > \frac{5}{9}p$ .

**Conclusion :** Si  $c < \frac{p}{3}$ , la condition la plus contraignante sur la borne inférieure des valeurs de  $\tilde{\theta}$  est  $\tilde{\theta} > p - c$ ; si  $c < \frac{p}{3}$ , la condition la plus contraignante sur la borne inférieure des valeurs de  $\tilde{\theta}$  est  $\tilde{\theta} > \frac{2}{3}p$ .

## References

- Choi, J. (1997, autumn). Herd behavior, penguin effect and the suppression of informational diffusion: An analysis of informational externalities and payoff interdependency. *Rand Journal of Economics*, 28(3), 407-425.
- David, P. A. (1985). Clio and the economics of QWERTY. *American Economic Review*, 75(2), 332-337.
- Dybvig, P., & Spatt, C. (1983). Adoption externalities as public goods. *Journal of Public Economics*, 20, 231-247.
- Farrell, J., & Saloner, G. (1985, spring). Standardization, compatibility, and innovation. *Rand Journal of Economics*, 16(1), 70-83.
- Farrell, J., & Saloner, G. (1986). Installed base and compatibility: Innovation, product pre-announcements, and predation. *American Economic Review*, 76(5), 940-955.
- Gale, D. (1995). Dynamic coordination games. *Economic Theory*, 5, 1-18.
- Haltiwanger, J., & Waldman, M. (1985). Rational expectations and the limits of rationality: An analysis of heterogeneity. *American Economic Review*, 75(3), 326-340.
- Haltiwanger, J., & Waldman, M. (1991). Responders versus non-responders: A new perspective on heterogeneity. *The Economic Journal*, 101, 1085-1102.
- Liebowitz, S. J., & Margolis, S. E. (1990). The fable of the keys. *Journal of Law and Economics*, 33(1), 1-26.
- Liebowitz, S. J., & Margolis, S. E. (1994). Network externality: An uncommon tragedy. *Journal of Economic Perspectives*, 8(2), 133-150.
- Lopatka, J. E., & Page, W. H. (1995, summer). Microsoft, monopolization, and network externalities: Some uses and abuses of economic theory in antitrust decision making. *The Antitrust Bulletin*, 317-370.
- Malin, E. (2017). *Endogenous timing and intensity of inertia in a bandwagon equilibrium*. (Working Paper CREM, No. 2017-18).
- Rohlf, J. (2001). *Bandwagon effects in high-technology industries*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Shapiro, C., & Varian, H. (1998). *Information rules: A strategic guide to the network economy*. Brighton, MA: Harvard Business Press.

**Alain REDSLOB**

Professeur émérite à l'Université Panthéon Assas (Paris 2)

Président de l'AIELF

L'Association Internationale des Economistes de Langue Française (AIELF) réunit des économistes sans parti pris, respectueux des convictions de celles et de ceux qui les portent. Fusion d'une diversité culturelle dans le creuset d'une communauté d'intérêt, elle rassemble universitaires, chercheurs et hommes de culture qui réfléchissent, coopèrent et diffusent une pensée économique vivée à la passion de la langue de Molière.

Vaste est sa mission. Parce qu'elle instaure, élargit et renforce des liens culturels aux fins de propager notre discipline, dans son aspect humain, institutionnel et formel. Parce qu'elle participe au rayonnement de la recherche, favorise l'élévation des niveaux d'éducation et incite les jeunes à s'investir. Parce qu'en écartant toute pompe, elle encourage le rapprochement des peuples en densifiant des échanges propres à la compréhension de cultures si diverses.

Aujourd'hui, les difficultés abondent, les défis se multiplient, les solutions tardent. À vrai dire, l'économie politique se trouve contrainte d'explorer des champs dont l'étendue grandissante n'a de cesse de le disputer à une aridité parfois inquiétante. Aussi, avec l'ardeur qui nous anime, valorisons nos connaissances, suscitons des confrontations d'opinions, propageons des idées neuves, tout en portant haut les couleurs de ce si beau langage qui est le nôtre.

La Revue Internationale des Economistes de Langue Française (RIELF) ambitionne de prendre sa juste part à cet élan avoué et prometteur.

**Prof. dr hab. Maciej ŻUKOWSKI**

Recteur de l'USEGP

L'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań est l'une des écoles d'économie et d'affaires les plus anciennes et les plus prestigieuses de Pologne. Depuis 1926, nous développons continuellement l'enseignement supérieur et garantissons des études scientifiques de haute qualité et un développement constant des infrastructures de recherche. Nous préparons de nombreux expertises économiques et réalisons des projets innovants. Une éducation de haute qualité, que nous offrons depuis des années, permet à nos étudiants et diplômés de relever avec succès les défis d'un marché du travail dynamique.

L'innovation de nos méthodes de recherche et d'enseignement a été confirmée par de nombreux classements et réalisations de nos étudiants et employés. Nous combinons notre souci de la meilleure qualité d'enseignement avec le développement de la coopération avec d'autres pays et des pratiques commerciales largement définies.

**Dr Claudio RUFF ESCOBAR**

Recteur de l'Université Bernardo O'Higgins, Chili

L'Université Bernardo O'Higgins (UBO), de Santiago du Chili, est une fondation sans but lucratif, de droit privé, accréditée par la Commission Nationale d'Accréditation (CNA-Chile), pour sa qualité académique, sa gestion et sa politique en matière de relations extérieures avec la Société. Comptant près de 7.000 étudiants répartis sur quatre facultés offrant des programmes de niveaux Licence, Master et Doctorat, ainsi que des départements et centres de recherche, l'Université a pour axe stratégique de développer l'excellence académique et consolider sa politique d'internationalisation, vecteur de croissance académique et culturelle pour toute la communauté universitaire. Cette stratégie est d'ailleurs distinguée par les ranking internationaux (Scimago et Times Higher Education (THE), et régionaux (Revue América Economía), notamment sur les axes de Recherche et d'ouverture à l'international.

L'Université Bernardo O'Higgins compte plus de 125 accords de coopération internationale, parmi lesquels, nombreux sont célébrés avec des pays francophones, cherchant à promouvoir la Francophonie comme axe stratégique d'internationalisation se positionnant ainsi comme l'Université chilienne la plus engagée dans cette vocation tant sur plan académique, que culturel et linguistique. Depuis 2018, l'UBO est membre actif de l'Agence Universitaire de la Francophonie (AUF). Dans ce contexte, l'adhésion au prestigieux réseau de l'AIELF, et l'organisation de son 61<sup>e</sup> Congrès à Santiago du Chili en mai 2019, contribuent largement à enrichir cette vision et au rayonnement de la francophonie en Amérique Latine.

Note aux lecteurs : Les textes à soumettre sont à adresser en version électronique à l'adresse de la revue RIELF [Krzysztof.Malaga@ue.poznan.pl](mailto:Krzysztof.Malaga@ue.poznan.pl)

Le « guide de soumission » est disponible auprès de la revue ou sur le site officiel de l'AIELF :

<http://www.aielf.org>

