

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

RIELF Vol.3 , 2018, N°1

Revue de l'AIELF



avec la collaboration de



UNIWERSYTET
EKONOMICZNY
W POZNANIU

Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań



L'Université Bernardo O'Higgins du Chili

Directeur de la publication
Bernard LANDAIS, Université de Bretagne-Sud, France

Directeur Adjoint de la publication
Krzysztof MALAGA, Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań

Secrétaire de la publication
Eduardo TÉLLEZ, Université Bernardo O'Higgins, Chili

Comité Scientifique

Directeur : Bernard LANDAIS, Université de Bretagne-Sud, France.
Directeur Adjoint : Krzysztof MALAGA, USEGP, Pologne.
Damien AGBODJI, Université de Lomé, Togo.
Joao Sousa ANDRADE, Université de Coimbra, Portugal.
Camille BAULANT, Université d'Angers, France.
Michel BEINE, Université du Luxembourg.
Matouk BELATTAF, Université de Bejaia, Algérie.
Izabela BERGEL, Ecole Centrale de Commerce, Varsovie.
Francis BIESMANS, Université de Lorraine, France.
Serge BLONDEL, Université d'Angers, France.
Jacques BOURRINET, Université d'Aix-Marseille, France.
Iskra CHRISTOVA-BALSKANSKA, IRE, Bulgarie.
Bernard COUPEZ, Université Paris II, France.
Adama DIAW, Université de Saint-Louis, Sénégal.
Jean-Jacques EKOMIE, Université Omar Bongo Libreville, Gabon.
Camelia-Ana FRATILA, Université Valahia de Targoviste, Roumanie.
François GARDES, Université de Paris I, France.
Marian GORYNIA, USEGP, Pologne.
Driss GUERRAOULI, Université de Rabat, Maroc.
Claude JESSUA, Université de Paris II, France.
Georges KOBOU, Université de Yaoundé II, Cameroun.
Gérard LAFAY, Université de Paris II, France.
Michel LELART, Université de Paris I, France.
Jean-Didier LECAILLON, Université de Paris II, France.
Laura MARCU, Université Valahia de Targoviste, Roumanie.
Boniface MBIH, Université de Caen, France.
Médard MENGUE-BIDZO, Université Omar Bongo Libreville, Gabon.
Marc MORIN, ISC Paris, France.
Maria NICULESCU, IFAG, Bulgarie.
Jean-Pierre OLSEM, Université de Besançon, France.
Leon OLSZEWSKI, Université de Wrocław, Pologne.
Albert ONDO OSSA, Université Omar Bongo, Gabon.
Wataubouna OUATTARA, Université de Bouaké, Côte d'Ivoire.
Constanta POPESCU, Université Valahia de Targoviste, Roumanie.
Jean-Christophe POUTINEAU, Université de Rennes I, France.
Marek RATAJCZAK, USEGP, Pologne.
Alain REDSLOB, Université de Paris II, France.
Xavier RICHEL, Université Paris III, France.
Jeannette ROGOWSKI, Rutgers University, Etats-Unis.
Claudio RUFF, Université Bernardo O'Higgins de Santiago, Chili.
Jean-Marc SIROEN, Paris 1 Dauphine, France.
Viatcheslav SHUPER, Institut de Géographie de l'Académie des Sciences, Russie.
Ion STEGARIOU, Université Valahia de Targoviste, Roumanie.
Ioan TALPOS, Université de Timisoara, Roumanie.
Christophe TAVERA, Université de Rennes I, France.
Roger TSAFACK NANFOSSO, Université de Yaoundé II, Cameroun.
Marie-Thérèse UM-NGOUEM, Université de Douala, Cameroun.
François VAILLANCOURT, Université de Montréal, Canada.
Henri-Louis VEDIE, HEC, France.
Isabel VEGA MOCOROA, Université de Valladolid, Espagne.
Dario VELO, Université de Pavie, Italie.
Patrick VILLIEU, Université d'Orléans, France.
Jean-François VERNE, Université Saint Joseph de Beyrouth, Liban.
Salma ZOUARI, Université de Carthage, Tunisie.

© Copyright by Association Internationale des Economistes de Langue Française, Paris 2017
AIELF, Université Paris II Panthéon Assas, 12 Place du Panthéon, Paris Cedex 05 FRANCE
Edition digitale par Ediciones UBO, Chili

Imprimé par Editions de l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań

Projet de la couverture: Izabella Jasiczak, Bernard Landais, Krzysztof Malaga, Eduardo Téllez

TABLE DES MATIÈRES

AVANT- PROPOS	7
Appel à contributions	11
Thème du Congrès AIELF de Santiago du Chili en Mai 2019	11
FRANCIS CLAVE :	
« Eléments d’histoire sur les débuts des congrès des économistes de langue française : les premiers pas de l’AIELF	12
POUR UN MONDE SANS CRISE	
FRANCIS BISMANS :	
« Un monde sans crise est-il possible ? »	17
GÉRARD LAFAY ET CHRISTIAN GOMEZ :	
« Pour une monnaie pleine »	26
BERNARD LANDAIS :	
« Parer aux crises économiques : réussir la politique monétaire ? »	33
BERNARD COUPEZ :	
« Stabilité financière, contagion systémique et outils de décision : le cas de la gestion d’actif »	40
MICHEL LELART :	
« Derrière les crises financières internationales : une crise de la monnaie internationale »	57
HENRI-LOUIS VEDIE :	
« La transition démographique : un enjeu majeur pour l’Afrique tropicale »	70

JEAN-PIERRE OLSEM :

« **L'entreprise, pivot essentiel mais fragile de toute politique anticrise** » 80

VARIA

EMMANUEL CARRE :

« **Politique de bilan des banques centrales et stagnation séculaire : réflexions autour de Wicksell et Keynes** » 88

MALGORZATA MACUDA :

« **Groupes Homogènes de Malades – vers une efficacité économique : analyse des produits et charges d'exploitation** » 114

ABDOULAYE NDIAYE:

« **Pouvoir de marché et efficience : Cas du secteur bancaire de l'UEMOA** » 130

ELOM KOMPBLEKOU ET YVES NAGOU :

« **Effet de diffusion spatiale de la croissance économique dans l'UEMOA** » 155

MALAM MAMAN NAFIOU :

« **Diplômes et emplois informels au Niger : les enseignements de l'enquête nationale sur l'emploi et le secteur informel** » 180

MÉDARD MENGUE BIDZO :

« **Fiscalité et secteur informel au Gabon** » 202

AMATH NDIAYE :

« **Les déficits jumeaux au Sénégal : Evaluation empirique et caractérisation** » 222

PIOTR SKOCZYLAS :

« L'impact des interrelations entre les facteurs culturels et la perception de la qualité de service sur la fidélisation des clients des opérateurs mobiles en Pologne » 245

CHÉRIF SIDY KANE ET DJAM'ANGAI LUDÉ :

« Effets de la Connectivité Maritime sur les Échanges Commerciaux des Pays Côtiers d'Afrique » 259

ANTOINE AUBERGER :

« Cycles politiques rationnels partisans et chômage : Une évaluation empirique » 277

AVANT-PROPOS

Pour la revue, ce numéro 2018-1 marque un tournant et trois nouveautés importantes sont à noter. En premier lieu, le passage à la forme numérique assortie de gratuité, qui devrait démultiplier de façon spectaculaire l'audience et le rayonnement de l'AIELF dans le monde francophone. En second lieu, la mise en place pour chaque livraison, d'un espace de débats permettant aux économistes de langue française de proposer des idées et des solutions à propos de grands problèmes économiques contemporains. En troisième lieu, l'Université Bernardo Higgins de Santiago du Chili et son **Recteur Claudio Ruff Escobar** nous offrent leur collaboration pour la revue et rejoignent ainsi le partenariat établi et confirmé à cet effet avec l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań et **Krzysztof Malaga**.

Dans ce numéro, le débat inaugural est : « Pour un monde sans crise », où les auteurs, se plaçant du point de vue de leur spécialité, s'efforcent d'identifier les risques de crise économique et financière et de dégager des règles permettant de les réduire. Ce faisant, ils pratiquent de façon éminente ce que l'on peut qualifier de « sciences économiques efficaces », en référence au thème choisi pour notre futur congrès de Santiago du Chili en mai 2019. Loin des raisonnements stériles d'une recherche économique désincarnée et irréaliste, nos débats professionnels au sein de l'AIELF se tournent vers l'émission de messages discutables et forts que la revue s'efforce de transmettre au plus large public, aux étudiants et aux décideurs. Une recherche historique de notre collègue **Francis Clavé** nous apprend ci-dessous que c'est une préoccupation que l'Association AIELF a eue dès ses origines dans les années vingt et trente du vingtième siècle, les solutions retenues de nos jours restant ainsi dans sa continuité historique. D'autres débats suivront lors des numéros futurs et nous en annonçons deux à la suite de ce texte.

Pour le débat, nous laissons au lecteur le soin de prendre directement connaissance des présentations des huit participants. Simplement, on peut noter l'article inaugural de **Francis Bismans** dont l'ouvrage récent : « Un monde sans crise est-il possible ? » a inspiré le thème. Dans une optique similaire, **Gérard Lafay**, **Christian Gomez** et **Bernard Landais** évoquent avant tout les problèmes monétaires à l'origine des crises et s'efforcent de leur trouver des solutions, parfois radicales. Un

article d'**Emmanuel Carré** nous donnera plus loin une vision du même type consacrée à la politique monétaire des banques centrales. Les prises de position de **Bernard Coupez** et de **Michel Lelart** étendent la réflexion aux questions financières et du système monétaire international. **Henri-Louis Védie** quant à lui, ouvre la question de l'évitement des crises sur le long terme en pointant du doigt la menace future d'une démographie africaine mal maîtrisée. **Jean-Pierre Olsem** enfin, situe l'entreprise et la recherche d'innovation dans la définition d'une politique anticrise.

Emmanuel Carré écrit : « **Politique de bilan des banques centrales et stagnation séculaire : réflexions autour de Wicksell et Keynes** ». Il propose une nouvelle réponse à la question du débat en attirant l'attention sur les politiques menées par les banques centrales. L'auteur oppose une pratique de politique monétaire du taux d'intérêt inspirée de Wicksell à une politique de bilan inspirée de Keynes et recommande cette dernière pour faire face à la stagnation séculaire. Sa conclusion n'est pas de dire que les politiques de bilan des banques centrales peuvent tout faire et tout résoudre à elles seules. Il s'agit seulement, dans une logique keynésienne, d'affirmer que les politiques de bilan permettent de réorienter la politique monétaire dans des directions de demande et de politique budgétaire qui pourraient être favorables à la sortie de la stagnation séculaire.

Malgorzata Macuda dans son article intitulé « **Groupes Homogènes de Malades – vers une efficacité économique : analyse des produits et charges d'exploitation** », envisage une nouvelle forme de contrat et de financement des services médicaux – système de paiement basé sur les Groupes Homogènes de Malades (GHM) introduit par Narodowy Fundusz Zdrowia – NFZ (Fonds national de la santé) en Pologne. L'objet de cet article est d'abord de calculer les coûts de prestations médicales et ensuite de les analyser et de les comparer au sein de mêmes GHM prenant comme exemple les groupes F72 (hernie inguinale) et F73 (hernie abdominale) afin de vérifier si le financement de NFZ couvre tous les coûts nécessaires pendant la hospitalisation des patients. Afin d'atteindre ce but, l'auteur a employé la méthodologie d'analyse documentaire (la revue de la littérature, l'analyse des documents médicaux), ainsi que d'analyse comparative.

Dans l'article « **Pouvoir de marché et efficience : cas du secteur bancaire de l'UEMOA** », **Abdoulaye Ndiaye** analyse la relation entre le pouvoir de marché et l'efficience de coût sur un échantillon de 49 banques formé à partir de sept pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) sur la période 2003-

2014. Ses résultats montrent que le pouvoir de marché réduit l'efficacité de coût des banques des pays de l'UEMOA à travers d'une hausse des coûts opératoires. Cela conforte l'hypothèse qui stipule qu'un marché concentré incite à des comportements sous optimaux nuisibles à la rentabilité bancaire. Ces résultats ont d'importantes implications de politiques de régulation bancaire dans l'UEMOA.

Elom Komplekou et Yves Nagou, auteurs de : « **Effet de diffusion spatiale de la croissance économique dans l'UEMOA** » utilisent pour leurs analyses des données de panel pour les huit pays de l'union sur la période 1960-2015. Les résultats révèlent que la croissance économique se diffuse bien spatialement et positivement dans l'union. La promotion de la coopération économique et de la politique de libre circulation de biens et services et des individus dans le cadre de l'union demeure ainsi très favorable à la croissance de ces pays.

Nous trouvons ensuite deux textes consacrés au secteur informel. **Malam Maman Nafiou** se propose dans son article intitulé : « **Diplômes et emplois informels au Niger : les enseignements de l'enquête nationale sur l'emploi et le secteur informel** » d'identifier les déterminants de l'emploi informel, en mettant l'accent sur l'effet des types de diplômes. Il montre que les travailleurs ayant été à l'école, tous niveaux confondus, ont plus de chance de sortir du secteur informel que ceux qui n'ont jamais fréquenté ; mieux, cette chance de sortie s'accroît avec le niveau d'études. En outre, plus un père est instruit, moins son enfant exerce dans l'informel. Par ailleurs, l'éducation du père est la principale différence entre les déterminants de l'emploi informel entre les milieux urbain et rural. Enfin, les régions qui ont les plus faibles taux bruts de scolarisation sont aussi celles qui offrent le plus d'opportunités d'activités informelles. Avec **Médard Mengué Bidzo** et son « Fiscalité et secteur informel au Gabon », la pression fiscale est pointée comme l'une des causes principales de développement de l'informalité. L'économie informelle est perçue, entre autres, comme une réponse à la réglementation publique excessive et inadaptée. Vérifiant cette relation dans le cadre de l'économie gabonaise, il en ressort globalement que l'impact de la répression fiscale sur l'économie informelle diffère selon le niveau du taux d'imposition. Autrement dit, il existe deux régimes de croissance du secteur informel conditionnellement à un seuil d'imposition de de l'ordre de 7 %.

« **Les déficits jumeaux au Sénégal : Evaluation empirique et caractérisation** » est le titre de l'article d'**Amath Diaye**. Depuis 1960, année de l'indépendance nationale, le compte courant extérieur et le budget de l'Etat du Sénégal connaissent

des déficits, bien que différentes réformes budgétaires, commerciales et monétaires aient été entreprises pour les enrayer. A la lumière de la théorie des déficits jumeaux, l'auteur établit l'existence d'une corrélation entre les déficits budgétaire et courant du Sénégal, en utilisant la technique de cointégration de Johansen, sur la période allant de 1974 à 2014. Il met en évidence une causalité bidirectionnelle entre ces déficits jumeaux d'une part et une causalité unidirectionnelle allant dans le sens du PIB vers ces mêmes déficits jumeaux d'autre part. Certes, le Sénégal constitue un cas de déficits jumeaux mais ces derniers trouvent aussi leurs origines dans les structures de cette petite économie *dépendante qu'est le Sénégal*.

Piotr Skoczylas aborde le problème de l'**Impact des interrelations entre les facteurs culturels et la perception de la qualité de service sur la fidélisation des clients des opérateurs mobiles en Pologne**. Cette recherche vise à déterminer l'influence de la perception de la qualité de service, des coûts de transfert perçus et des modérateurs culturels sur la fidélisation. La théorie des dimensions culturelles de Geert Hofstede est utilisée dans cette recherche. Les données ont été obtenues auprès de 84 utilisateurs de téléphonie mobile en Pologne via un questionnaire. Les résultats ont prouvé que la qualité de service perçue influence la fidélisation de la clientèle. En même temps, parmi le groupe de personnes ayant un niveau de l'aversion de l'incertitude élevé, les coûts de transfert perçus ont également influencé la fidélisation.

Ludé Djam'Angai et Cherif Sidi Kane évaluent les effets de la connectivité maritime sur les échanges commerciaux des pays côtiers d'Afrique dans un article intitulé : « **Effets de la Connectivité Maritime sur les Échanges Commerciaux des Pays Côtiers d'Afrique** » s'appuyant sur l'économie géographique. En utilisant le modèle de gravité augmenté sur la période de 2006-2013 à partir de la méthode de Pseudo Maximum de Vraisemblance de la Loi de Poisson (PPML), les résultats obtenus montrent que le délai et le coût du transport des conteneurs constituent des obstacles majeurs aux exportations des pays côtiers d'Afrique.

Avec **Antoine Auberger** : « **Cycles politiques rationnels partisans et chômage. Une évaluation empirique** », nous changeons encore d'univers. Il fait une évaluation empirique de la théorie des cycles politiques rationnels partisans développée par Alesina à la fin des années 80 ; les travaux ont donné ensuite des résultats favorables dans l'ensemble : le chômage est temporairement plus faible avec un gouvernement de gauche qu'avec un gouvernement de droite pendant quelques trimestres après les élections. Mais l'impression demeure d'une théorie taillée sur mesure pour les Etats-Unis.

APPEL À CONTRIBUTIONS

Deux débats sont proposés pour les deux prochains numéros :

2018-2 : Les priorités pour débloquer la croissance et assurer le développement.

Etant donné la nature du sujet, il serait bon que le groupe d'économistes participant au débat soit le plus varié possible, notamment sur le plan international.

2019-1 : L'euro, 20 ans après : quel bilan, quel avenir ?

L'anniversaire de l'euro survient avec à propos pour notre congrès de Santiago du Chili et sera ainsi commenté en terrain neutre...

Pour ces deux thèmes, il n'est pas trop tôt pour faire remonter les propositions. Dans tous les cas, les articles de débat souhaités doivent être à dominante littéraire et faire entre 5 et 10 pages.

THÈME DU CONGRÈS AIELF DE SANTIAGO, CHILI - MAI 2019

Le thème retenu pour ce congrès est « **Pour une recherche économique efficace** ». Le choix est très ouvert. Certes, il est possible pour certains d'entre nous d'approfondir et de débattre de la question de l'efficacité sociale de la science économique et des recherches qui lui sont associées. S'en tenir là relèverait d'une interprétation étroite, trop étroite certainement. **Pour la plus grande partie des intervenants le thème peut autoriser tous les sujets.** Ce qu'il leur propose concrètement, c'est de fournir un effort spécifique pour identifier et justifier (surtout en introduction et en conclusion) l'utilité sociale de la contribution présentée, son rattachement aux efforts pour promouvoir une meilleure efficacité productive, un meilleur fonctionnement des marchés, une plus grande pertinence des mesures de politique économique, un niveau plus élevé de croissance ou de développement, voire une meilleure harmonie sociale et internationale...

Se poser systématiquement la question de l'utilité de la recherche économique ou de sa présentation est le fil conducteur de ce Congrès. Celui-ci doit faire la preuve que l'économiste (francophone bien sûr) est indispensable à la Société.

FRANCIS CLAVE
Université de Paris II
clave_f@yahoo.fr

ELÉMENTS D'HISTOIRE SUR LES DÉBUTS DES CONGRÈS DES ÉCONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE : LES PREMIERS PAS DE L'AIELF

L'idée de réunir un congrès des économistes de langue française vient de Madame Pirou. (Travaux 1961, p.135). L'intensité des discussions économiques entre son mari, alors professeur à l'université de Bordeaux et Maurice Ansiaux, un professeur de l'université de Bruxelles venu faire au milieu des années vingt des conférences à l'université de Bordeaux, l'a poussé à leur suggérer d'organiser un congrès annuel où les économistes de langue française pourraient débattre entre eux des problèmes économiques. A cette époque, les professeurs et enseignants universitaires d'économie étaient peu nombreux car outre le faible nombre d'étudiants du supérieur, l'enseignement de l'économie en était à ses débuts. C'est en effet durant l'entre-deux-guerres que les études économiques vont commencer à gagner en importance sur le continent et que les premiers centres de recherche économique sont créés. Aussi, comme Gaetan Pirou, à Bordeaux, pouvaient-ils alors ressentir une certaine solitude intellectuelle. Une fois l'idée d'un congrès lancée, la mise en œuvre est rapide et à partir de 1926, les économistes de langue française ou du moins certains d'entre eux, prennent l'habitude de tenir « chaque année,... un Congrès, où ils s'entretiennent des problèmes scientifiques plus particulièrement préoccupants : stabilisations des monnaies et redressements des bilans après stabilisation ..(Travaux 1933 ; p. 2) ». Ces réunions qui s'organisent autour de deux thèmes présentés par des rapporteurs, font la part belle aux discussions et aux échanges. Les discussions sont usuellement policées même si le premier congrès, si l'on en croit Ansiaux (1935) fut un peu agité (voir en annexe, la liste des premiers congrès).

En 1933, il est décidé de mettre fin à ce que Lescure appelle un « silence voulu » maintenu depuis 1926 et de publier chaque année un compte rendu des travaux. Cette tradition se maintiendra 1966 et sera abandonnée en 1967. Nous ignorons la raison de cet abandon. Tout ce que nous savons c'est que durant les années soixante, le congrès qui cherche à s'adapter aux transformations du monde universitaire et de la recherche, procède à un certain nombre de mutations. Si

l'on s'interroge sur les raisons qui ont poussé à partir de 1933 le congrès à publier ses travaux 1933, trois explications semblent s'imposer. Tout d'abord, on peut constater que suite à la crise de 1929 est né en 1931 le groupe X-crise qui devient en 1933 le Centre polytechnicien d'étude économique. La publication des travaux traduit certainement une volonté des professeurs d'université à ne pas laisser aux polytechniciens le monopole de participation aux débats publics et d'affirmer leur présence et leur expertise en ce domaine. En appui de cette thèse il est loisible d'avancer les propos tenus par François Simiand (1873-1935) en 1935 (Travaux, 1935 p.229) : « ce matin même encore, j'ouvrais un bulletin d'un centre de discussion qui fait peut-être quelque fois un peu concurrence au nôtre : le Centre polytechnicien des économistes ». Simiand a sûrement raison d'être prudent car les membres les plus libéraux du Centre polytechnicien (Armatte 1994, p.391), Clément Colson (1853-1964), Divisia (1889-1964) et Rueff (1886-1978), participent également aux travaux du Congrès des économistes de langue française. Malgré tout et même si le bulletin des polytechniciens est mensuel (Armatte 1994, p.391) alors que les travaux ne paraissent qu'une fois l'an, néanmoins l'idée d'une certaine concurrence nous semble présente.

Une autre preuve du désir des économistes universitaires de langue française de s'imposer par le biais de la publication de leurs travaux sur la place publique et auprès des politiques, réside, selon nous, dans l'insistance mise par Jean Lescure le co-président, avec Maurice Ansiaux du Congrès pendant l'entre-deux-guerres, à affirmer des positions communes partagées par tous les économistes de langue française. Dans la préface des travaux du congrès de 1933 qui a porté sur économie libérale et économie dirigée ainsi que sur l'étalon-or, Lescure écrit : « en ce qui concerne l'étalon-or, les nuances de pensée qui se sont manifestées, au sujet de l'Économie dirigée, ont presque complètement disparu...les Économistes de langue française ont été unanimes à affirmer la supériorité de l'étalon or et à souhaiter sa restauration aussi prochaine que possible dans tous les pays du monde ». Cette affirmation, peut-être trop péremptoire¹, semble traduire une volonté de participer au débat sur l'étalon monétaire de la part des économistes de trois pays du bloc de l'or présents au congrès : les français, les belges et les suisses. De même Lescure écrit-il en

1 Nogaro (1880-1950) nous semble avoir exposé une thèse plus nuancée, plus ouverte vers d'autres systèmes que l'étalon-or. M Ansiaux déclare d'ailleurs : « ce qui m'a frappé dans le rapport de M. Nogaro, c'est qu'il pensait que peut-être un jour, on pourrait arriver à supprimer tout à fait l'or, c'est-à-dire que, entre les différentes monnaies des différents nations, on établirait seulement des relations arithmétiques (Travaux 1933, p.54)

1934 : « le Congrès, abordant le problème de la liberté de grève (le Congrès délibérait un jour de grève générale singulièrement gênante pour ses participants) a-t-il refusé d'en délimiter les frontières. Mais il a été unanime à proclamer la prééminence de l'intérêt public sur l'intérêt professionnel » (Travaux 1934, p. 9). Ailleurs, Lescure insiste sur l'influence qu'il suppose être celle du congrès. En 1938, il écrit « encore une fois notre Congrès paraît avoir intéressé les gouvernements. Nous noterons en tout cas en terminant une coïncidence : plusieurs décrets récents (qualifiés de décrets lois) ont organisé en France une caisse des marchés et l'escompte ou la mobilisation des créances... » (Travaux 1938, p.13).

Un autre élément plaide en faveur de la thèse voulant que la publication des travaux des Congrès ait été mise en place pour constituer pour les professeurs d'économie un moyen d'influence sur la vie publique, c'est le nombre important de participants exerçant un mandat politique ou ayant été impliqués à titre d'experts dans le processus de prise de décision d'importantes mesures de politique économique. Dans ces circonstances, on peut comprendre qu'ils n'aient pas voulu laisser entièrement le champ libre à de jeunes polytechniciens qui n'avaient, de plus, pas forcément la même approche des problèmes économiques.

Bibliographie

Travaux du congrès des économistes de langue française, 1933, *Économie libérale et économie dirigée ; L'étalon or*, Paris : Domat-Montchrestien.

Travaux du congrès des économistes de langue française, 1934, *La place rationnelle des syndicats dans les sociétés modernes ; La réforme des systèmes fiscaux*, Paris : Domat-Montchrestien.

Travaux du congrès des économistes de langue française, 1938, *Quelques aspects de la reprise allemande méthodes et résultats ; Hausse des prix et réorganisation des entreprises*, Paris : Domat-Montchrestien.

Travaux du congrès des économistes de langue française, 1961, *Monnaie et expansion*, Paris : Éditions Cujas.

Ansiaux, M. 1935, *Le Congrès des Économistes de langue française*, Actualités économique , Montréal Québec, vol.11, n°2

Armatte, M., 1994, *L'économie à l'école polytechnique*, in Belhoste B., Dahan Dalmedico A., Picon A., *La formation polytechnicienne*, Paris : Dunod.

(Ci-dessous la liste des premiers congrès)

1	1926	février	Paris	<i>La stabilisation monétaire</i> (T, 1950, p.42).
2	1927	28 février au 1 ^{er} mars	Paris	<i>Les théories monétaires envisagées à la lumière des expériences récentes</i> (REP 1927, XLI, p.192).
3	1928	20 et 21 février	Paris	Les discussions ont porté sur : (REP 1928 p.213) <ul style="list-style-type: none"> • <i>La politique du crédit en vue de remédier au chômage ;</i> • <i>Les bilans après le retour à l'or ;</i> • <i>Les mouvements des prix après la stabilisation ;</i> <i>L'utilité et la possibilité de la création d'une unité monétaire internationale.</i>
4	1929		Paris	<ul style="list-style-type: none"> • inconnu
5	1930		Paris	inconnu
6	1931		Paris	inconnu
7	1932		Paris	inconnu
8	1933		Paris	Deux thèmes : (premier compte-rendu imprimé) <ul style="list-style-type: none"> • <i>Économie libérale et économie dirigée</i>, rapporteur De Leener (Bruxelles). <i>L'étalon or</i> , rapporteur Nogaro (Paris), Jacques Rueff participe aux débats.
9	1934		Paris	Deux thèmes : <ul style="list-style-type: none"> • <i>La place rationnelle des syndicats dans les sociétés modernes</i>, rapporteur De Brouckère (Bruxelles). • <i>La réforme des systèmes fiscaux</i>, rapporteur Laufenburger (Strasbourg).

10	1935	4 et 5 mars	Paris	<p>Deux thèmes</p> <ul style="list-style-type: none"> • <i>Évolution des crédits et contrôle des banques</i>, rapporteur Ansiaux (Bruxelles). • <i>La réforme économique aux USA</i>, rapporteur Oualid (Paris).
11	1936		Paris	<p>Deux thèmes :</p> <ul style="list-style-type: none"> • <i>L'autarcie</i>, rapporteur Landry (Paris). • <i>La corporation devant la doctrine et devant les faits</i>, rapporteur De Lee-ner (Bruxelles).
12	1937		Paris	<p>Deux thèmes :</p> <ul style="list-style-type: none"> • <i>Étude comparée du capitalisme et du bolchevisme</i>, rapporteur Dechesne (Liège). • <i>La stabilisation monétaire est-elle souhaitable, est-elle possible ?</i> Rapporteur Lescure (Paris).
13	1938		Paris	<p>Deux thèmes :</p> <ul style="list-style-type: none"> • <i>Quelques aspects de la reprise allemande : méthode et résultats</i>, rapporteur Laufenburger (Strasbourg). • <i>Hausse des prix et réorganisation des entreprises</i>, rapporteur Baudhuin (Louvain).
14	1939		Paris	<p>Deux thèmes :</p> <ul style="list-style-type: none"> • <i>Comment se pose actuellement la question des étalons de valeur</i>, rapporteur Ansiaux (Bruxelles). • <i>Les fonds d'égalisation des changes et leur action sur les prix et sur l'activité économique</i>, rapporteur Rist (Paris).

POUR UN MONDE SANS CRISE

FRANCIS BISMANS

Université de Lorraine

francis.biesmans@univ-lorraine.fr

UN MONDE SANS CRISE EST-IL POSSIBLE ?

Répondre à cette question nécessite d'adopter une démarche historique. C'est elle que j'ai mise en œuvre dans le petit livre qui porte le même nom. C'est elle aussi que je suivrai ici dans cette brève présentation de l'ouvrage.

Du cycle décennal...

On voit apparaître les premières crises modernes de « surproduction » dès 1825 au Royaume Uni, qui était alors le pays économiquement le plus avancé. Chose curieuse, ce phénomène se reproduit avec une belle régularité en 1836-37, 1848, 1857 et 1867, soit donc approximativement tous les dix ans, dessinant ainsi un cycle décennal.

Une bonne description de ces fluctuations cycliques a été donnée par des auteurs aussi différents que Stuart Mill et Marx. Cependant, avant d'y venir, il faut préalablement signaler, en arrière-fond, qu'à cette époque, la Grande-Bretagne vivait sous le régime de l'étalon-or de sorte que la monnaie-papier émise par la *Bank of England* trouvait son exacte contrepartie dans le stock d'or détenu par cette même banque centrale.

Sans entrer dans trop de détails, disons que l'essentiel du problème provient de l'augmentation du niveau général des prix lors de la phase ascendante du cycle et concomitamment, de celles du crédit commercial et du taux d'escompte. A la longue, l'accumulation des effets de commerce et des crédits de toute sorte dans le portefeuille des banques de second rang conduit à une méfiance accrue à l'égard des billets. Il s'ensuit alors, par réaction, une demande croissante d'or. Les banques ne disposent cependant pas de réserves suffisantes pour répondre à la demande de métal précieux.

Elles se tournent en conséquence vers la Banque d'Angleterre qui voit fondre ses propres réserves d'or. Cette dernière n'a alors d'autre choix que de rendre le crédit plus cher, précipitant de la sorte l'économie dans la crise.

Les faillites d'entreprises et de banques se multiplient, qui s'accompagnent de licenciements nombreux et de la montée du chômage. Surtout, la crise entraîne une baisse généralisée de la production et des prix.

Paradoxalement, c'est donc la Banque d'Angleterre qui a provoqué, en tentant de protéger ses réserves d'or, le retournement cyclique et la plongée dans la dépression. Se pose alors pour elle la question de savoir comment enrayer la baisse du niveau des prix et remettre l'économie sur le chemin de l'expansion.

La réponse tient en quelques mots : elle doit abaisser au moment opportun son taux d'escompte, de manière à rendre confiance aux banques et aux entreprises. C'est ce que j'ai appelé à la suite de John Hicks le précepte de Thornton.

Toujours est-il que la Banque d'Angleterre allait apprendre progressivement à user de la manœuvre du taux de l'escompte avec un succès croissant. C'est ainsi que dans les années 1870, elle parvint à « domestiquer » le cycle. Les crises classiques, décennales avaient, pour l'essentiel, disparu.

Il faut à tout le moins en tirer la double conclusion que la répétition de ces fluctuations n'avait rien de fatal et que les crises économiques proprement dites étaient inextricablement liées à celles du crédit bancaire.

... à la Grande Dépression

À la sortie de la première guerre mondiale, les États-Unis deviennent la première puissance économique, tandis que l'étalon-or s'effondre. Ce pays va alors connaître pendant une dizaine d'années une croissance soutenue et le développement d'une énorme bulle boursière. C'est ainsi que l'indice Dow Jones des valeurs industrielles fut multiplié par cinq entre 1920 et 1929. La bulle allait de pair avec un développement massif du crédit destiné à acheter toujours plus d'actions. Le remboursement de ces crédits de même que le paiement des intérêts ne posèrent pas de problèmes tant que la hausse des cours et la croissance économique se poursuivirent. La spéculation allait bon train et s'exerçait la plupart du temps à crédit.

Cependant, contrairement à l'opinion caractéristique de ces périodes d'euphorie – en fait, c'est d'aveuglement collectif qu'il faudrait parler –, une bulle finit toujours par éclater. L'euphorie prit fin un certain « jeudi noir », le 24 octobre 1929 : ce jour-là, trente millions de titres sont vendus ; beaucoup ne trouvent pas preneurs. Commence alors un processus accéléré de baisse des cours des actions : en trois semaines après le fameux « jeudi noir », l'indice Dow Jones passe de 469 à 220 et trente milliards de dollars partent ainsi en fumée.

L'effondrement du *Stock Exchange* va affecter l'économie réelle – dès 1930, la production industrielle recule de même que le revenu national – et ce, par trois canaux principaux :

- les détenteurs d'actions voient la valeur de leur portefeuille d'actions chuter et sont alors obligés de diminuer leur consommation pour rembourser leurs dettes ;
- les entreprises enregistrent d'une part une dégradation de leurs fonds propres (de leur capital social), ce qui rend pratiquement impossible la levée de capitaux neufs ; d'autre part, le recours au crédit bancaire est rendu difficile par la détérioration du bilan des sociétés ; les deux phénomènes se conjuguent pour réduire drastiquement l'investissement ;
- enfin, les banques, en plus de la baisse de leurs fonds propres, se retrouvent avec une masse de créances irrécouvrables ; beaucoup d'entre elles font alors la culbute, entraînant la paralysie, puis la dislocation, du système bancaire.

La « Grande Dépression », c'est précisément ce mélange inextricable et sur grande échelle de crises boursière, bancaire et économique. Ajoutons qu'elle prit également un caractère mondial, mais le montrer demanderait de trop importants développements.

Pourquoi la dépression fût-elle à ce point grave et prolongée ? Pourquoi revêtit-elle la forme d'une déflation accentuée des prix et des revenus ? Deux données statistiques illustrent l'acuité de cette dernière question : l'indice des prix de gros était de 141 en 1929 (base 1913 = 100) et de 74 en 1934 ; sur la même période, la chute des prix agricoles atteignit près de 50%.

Même si la Réserve fédérale n' eût pas le comportement approprié, notamment parce qu'elle réduisit l'apport de liquidités aux banques en difficulté au lieu de l'accroître – c'est la thèse de Friedman –, il reste que la meilleure grille explicative combine l'approche de la « déflation par la dette » de Fisher et l'analyse keynésienne de la demande effective.

En très bref, l'apport de Fisher a été de relier le niveau des prix au surendettement généralisé des unités économiques observé lors de la phase d'expansion. Plus précisément, les unités en question doivent tôt ou tard se désendetter dans un environnement où les différents prix des actifs – les cours boursiers en particulier – sont en chute libre. Le désendettement se traduit par des ventes forcées, à perte, et des ponctions sur les comptes bancaires, tandis que la diminution des prix entraîne un alourdissement, en termes réels, de la dette des unités. Les débiteurs doivent vendre à nouveau des actifs, souvent à perte, ce qui conduit à de nouvelles baisses des prix et cours tout en alourdissant encore leur endettement réel, etc. La déflation des prix prend de ce fait un caractère prolongé. Le processus de déflation par la dette s'accompagne d'une baisse de la demande de consommation ou d'investissement des unités économiques – c'est ici qu'intervient l'analyse keynésienne –, de sorte que la demande globale se contracte et le revenu national également. Le chômage atteint alors des sommets : il touche en 1933 près d'un quart de la population active américaine.

Quand le processus cumulatif de désendettement et de déflation s'interrompt-il ? Dans le cas qui nous occupe, seule la guerre en viendra à bout !

Les Trente Glorieuses

L'après-guerre apparaît avec le recul comme un véritable âge d'or : croissance, plein emploi et absence de crises économiques ou financières vont être au rendez-vous pendant quasiment trente ans. (Notons en passant que pas mal d'économistes, dont le keynésien A. Hansen, prédisaient alors une stagnation prolongée dans la foulée de la Grande Dépression.)

Bien évidemment, ces années économiquement bénies ont vu la mise en place d'un nouveau mode de régulation fondé sur l'intervention des pouvoirs publics dans l'économie, ceux-ci se fixant l'objectif de maintenir un plein emploi quasi-permanent. Si l'on veut, on peut associer ce nouveau mode régulateur au nom de

Keynes, même si le « keynésianisme » de la vulgate se résume à accroître les dépenses publiques de manière à porter la demande globale à un niveau compatible avec le plein emploi des facteurs de production. (Je n'ai pas la place pour le montrer, mais les analyses de Keynes sont bien plus nuancées et bien plus riches que ce que la vulgate en a retenu.)

Quoi qu'il en soit, il est indéniable que les pays économiquement développés n'ont connu durant les Trente Glorieuses que des diminutions limitées du PIB ; rien de comparable avec la Grande Dépression !

D'aucuns en tireront la conclusion qu'il serait possible de domestiquer les manifestations cycliques moyennant l'utilisation des recettes keynésiennes et surtout, que le lien entre crédit et cycle, que je considère comme essentiel dans la genèse des crises de tous ordres, appartiendrait désormais au passé.

C'est cependant aller trop vite en besogne, car les Trente Glorieuses représentent une période caractérisée par la finance de couverture pour reprendre la théorisation de Minsky. Les unités à finance de couverture – entreprises, gouvernements, ménages, les unités mondialisées également – ont la capacité de rembourser leur dette, principal et intérêts, en puisant dans leurs flux de trésorerie. En cela, elles s'opposent aux unités spéculatives qui assument exclusivement le paiement des seuls intérêts sur leurs emprunts ou aux unités qui se financent à la Ponzi (terme forgé par Minsky), incapables d'assurer même le simple service des intérêts et qui, de ce fait, recourent continuellement à l'emprunt.

L'hypothèse d'instabilité financière de Minsky revient d'un côté à affirmer que « si la finance de couverture domine, l'économie représente un système convergeant vers un équilibre » et de l'autre, qu'une longue période de croissance ininterrompue, caractérisée par la dominance de la finance de couverture, accroît la confiance des agents et les amènent de manière endogène à adopter des comportements spéculatifs et de Ponzi, motivés par la recherche de plus grands profits. Il s'ensuit alors que l'économie s'achemine vers une crise financière plus ou moins grave avec en perspective des diminutions significatives, voire l'effondrement, des prix des actifs financiers.

La période qui suivra les Trente Glorieuses peut à bon droit être considérée comme celle du passage d'un régime de finance de couverture à un régime de finance spéculative, puis de Ponzi, culminant dans la crise dite des « *subprimes* ».

Pâteuses et Grande Récession

Au tournant des années soixante-dix du siècle précédent, l'économie mondiale est en proie à des changements majeurs, desquels on retiendra tout spécialement

- la dislocation du système monétaire issu de Bretton Woods et le passage aux taux flottants en 1973 ;
- le développement accéléré et l'internationalisation des marchés financiers, en particulier celui de l'euro-dollar ;
- La réapparition des faillites bancaires : ainsi le 26 juin 1974, la banque allemande Herstatt doit déposer son bilan, etc.

De plus, l'économie en voie de globalisation enregistre en 1974-1975 une grave récession marquée à la fois par un fort accroissement du chômage et une inflation élevée. Notons que la récession avait été précédée par une chute accentuée des cours boursiers. Le néologisme « stagflation » voit alors le jour pour caractériser ce curieux mélange de prix et de chômage tous deux en forte hausse.

Les vingt années qui suivront les Glorieuses – nommons-les les Pâteuses – apparaîtront ainsi comme celles du retour des crises et des fluctuations cycliques. Selon l'heureuse expression de Paul Krugman, la tâche s'imposera alors de refaire « l'économie de la dépression ».

La crise tout autant financière qu'économique, qui affecte plusieurs économies du sud-est asiatique en 1998, est une préfiguration de ce qui se produira dix ans plus tard avec les « subprimes » américains. L'exemple des « décennies perdues » au Japon constitue un autre exemple.

Chacun sait aujourd'hui que les prêts « subprimes » étaient accordés à des emprunteurs de second rang (*non prime*), que l'on peut définir, avec un brin d'ironie, comme étant des personnages NINJA (No Income, No Job, No Asset) : en d'autres termes, ils n'auraient jamais dû se voir accorder un prêt hypothécaire.

La véritable question est cependant de savoir comment une « crissette », somme toute assez banale, sur le marché de l'immobilier américain a pu ébranler et mettre en danger le système bancaire et financier international. L'explication, on me le concédera, est forcément complexe et longue à fournir. J'irai donc à l'essentiel et l'essentiel réside en ce que ces crédits hypothécaires de piètre qualité ont servi de sous-jacent à la constitution d'une gamme bigarrée de produits dérivés. Ceux-ci portent des noms un peu barbares tels *Mortgage-backed Securities* (MBS, titres adossés à des prêts hypothécaires), *Collateralized Debt Obligations* (CDO, obligations gagées sur dettes) ou *Credit Default Swaps* (CDS, contrats d'échange sur défaut). C'est encore plus compliqué que ce que je viens de dire parce que, par exemple, les CDO, adossés à des MBS eux-mêmes sous-jacents de prêts subprimes, ont servi à confectionner des CDO « synthétiques » ou des CDO de CDO, dits « au carré », et ainsi de suite.

Ces produits dérivés, tout exotiques qu'ils fussent, se sont multipliés tout au long du processus de hausse de l'immobilier américain. Quelques données chiffrées suffiront pour illustrer leur importance : en 2005, le total des émissions de MBS subprimes se montait à 515 milliards de dollars et celui des CDO à 492 milliards ; pour les CDS, on a évalué leur volume en 2007 à un peu plus de 10 000 milliards de dollars. De plus, tous ces produits se sont rapidement disséminés dans l'ensemble de l'économie mondiale.

L'opération – impossible d'en dire plus ici – qui consiste à transformer des créances hypothécaires en titres négociables, s'appelle la « titrisation » (*securitisation*). Ma thèse est que la crise financière de 2007-2008 est en fait la première crise de la titrisation. Voici le mécanisme principal qui est à l'œuvre.

Il n'existait pas de marchés organisés pour traiter les produits titrisés. Il s'agissait avant tout de contrats de gré à gré. Tout le problème était donc de les évaluer. Certes, il existait bien quelques modèles, mais qui furent rapidement de peu d'utilité. À défaut de valorisation probante, il fallut se rabattre sur les notes attribuées par les agences de notation : Moody's, Standard and Poors et Fitch. Toutes trois distribuèrent généreusement le fameux « triple A ». Cependant, lorsque le marché immobilier se retourna dès l'été 2006 et que les défauts sur les prêts *subprimes* se multiplièrent, les agences de notation furent forcées de revoir leurs notes à la baisse. S'ensuivit un mouvement général de déclassement des produits titrisés qui démarra dans la première moitié de l'année 2007. Les sociétés de crédit hypothécaire d'abord, les banques ensuite qui avaient émis ces dérivés à profusion se retrouvèrent avec un

portefeuille de titres déclassés, auxquels il était impossible d'accorder une valeur précise. Résultat : au début du mois d'août 2007, les banques se méfient tellement les unes les autres qu'elles ne se prêtent plus. Le marché interbancaire se pétrifie : c'est le *credit crunch*, c'est-à-dire l'« assèchement du crédit », dans toute sa splendeur.

La dislocation du système bancaire est désormais en marche. La crise financière systémique de septembre 2008 n'est plus qu'une question de temps. Dans l'intervalle, les faillites bancaires se multiplieront.

Que faire ?

Dans l'exemple des *subprimes* comme dans ceux des crises décennales ou de la Grande Dépression, on trouve à l'œuvre une même corrélation entre le volume du crédit bancaire et les reculs de l'activité économique. Logiquement, c'est donc du côté des banques qu'il faut porter le fer si l'on veut tenter d'éliminer le plus gros des fluctuations cycliques.

Il est connu depuis fort longtemps que les banques (de second rang) créent de la monnaie scripturale via les dépôts qu'elles reçoivent. C'est le mécanisme bien connu du multiplicateur des crédits et des dépôts. De la sorte, la base monétaire, c'est-à-dire les billets et pièces émises par la banque centrale ainsi que les réserves bancaires, ne représente qu'une fraction du total de la masse monétaire au sens $M1$. En pratique, on considère généralement que la valeur de ce multiplicateur est fort élevée, soit de l'ordre de 5,5. Dès lors, empiriquement, la base monétaire représente 15% du total du stock monétaire $M1$ et la quantité de monnaie créée par les banques de second rang pas moins de 85% de ce même stock.

Le principe de base de la réforme est d'éclater la banque universelle – la « bancassurance, dit-on parfois – en séparant fonction de prêt et fonction de gestion des dépôts, de sorte qu'elle ne puisse plus créer de monnaie. En pratique, le système bancaire comporterait trois types d'institutions financières juridiquement distinctes :

1. *Les caisses de dépôts*. Elles recevraient les dépôts de leurs clients – particuliers et entreprises –, leur rôle se limitant à la gestion des fonds qui leur sont confiés. Elles factureraient à leur coût exact les services rendus aux clients, comme c'est d'ailleurs déjà partiellement le cas aujourd'hui. Bien entendu, elles prélèveraient au passage une marge bénéficiaire – réduite faut-il le dire.

Il leur serait interdit d'octroyer quelque prêt que ce soit ; cette règle vaudrait également pour les éventuels découverts qui seraient eux aussi prohibés.

2. *Les banques de prêt.* Ces banques (de crédit) ne seraient pas autorisées à recevoir des dépôts. En conséquence, elles devraient se financer en empruntant sur le marché ou à l'État, pour un terme déterminé, les capitaux qu'elles replaceraient ensuite à un terme moins long. (Une telle pratique relève de la saine gestion, au contraire de la situation actuelle où les dépôts à vue financent des prêts d'une maturité nettement plus élevée.) Leur marge bénéficiaire proviendrait alors de la différence entre les taux d'intérêt débiteurs et créditeurs.
3. *Les banques d'affaire ou holdings.* Elles financeraient leurs investissements – boursiers notamment – sur base de leurs fonds propres ou encore avec des fonds empruntés soit auprès des particuliers, soit auprès des banques de prêt.

Cette organisation du système bancaire empêche donc toute création de monnaie scripturale par les banques. Revient en conséquence à l'État le privilège d'être le seul à pouvoir créer de la monnaie (de banque centrale ou de base) en suffisance, de manière à éviter les soubresauts de l'activité économique et à assurer les conditions d'un développement économique le plus harmonieux possible.

Il va de soi que ce processus de restructuration bancaire – presque une révolution – doit être sérieusement pensé. Sans pouvoir, malheureusement, entrer dans les détails, il faut préciser dès maintenant que la Banque centrale du pays concerné devrait octroyer un prêt à long terme au secteur bancaire, prêt dont le montant serait égal au total des dépôts à vue et des dépôts à terme de moins de trois mois non couverts par la monnaie fiduciaire. C'est la condition pour assurer que la transition au nouveau régime se mène sans difficultés.

Un tel projet de réforme a donc pour lui la cohérence et plus encore l'efficacité économique. De toute évidence, à ce jour il n'a pourtant pu passer le cap de la pratique. Il n'y a cependant pas lieu de sombrer dans le pessimisme, car, comme le disait Victor Hugo dans une phrase que Keynes n'aurait pas désavouée : « Rien n'est plus puissant qu'une idée dont l'heure est venue ».

GÉRARD LAFAY ET CHRISTIAN GOMEZ

Université de Paris II

glafay@noos.fr

POUR UNE MONNAIE PLEINE

Alors que l'économie réelle stagne dans beaucoup de pays, on observe une hypertrophie de la finance, avec la multiplication des produits dérivés et des effets de levier, ainsi que le *trading* à haute fréquence sur les marchés internationaux. Dans l'ensemble du monde, les dettes publiques et privées ont désormais atteint un niveau historique. C'est pourquoi certains craignent une déflagration financière pire que celle de 2008.

Si la financiarisation a été facilitée par une vague de dérèglementation, son origine tient à la nature même de la création monétaire, dont la masse est devenue extravagante. Cette création fut d'abord le fait des banques privées qui, depuis de nombreuses années, créent de la monnaie *ex-nihilo* par le moyen du crédit bancaire, selon l'adage bien connu «les crédits créent les dépôts». Plus récemment, pour tenter de relancer l'économie, les Banques Centrales des principaux pays développés ont mis en œuvre des mécanismes d'«assouplissement quantitatif» (*quantitative easing*), consistant à racheter régulièrement de la dette souveraine détenue par les banques privées. Cette solution a créé de la liquidité pour celles-ci, encourageant la spéculation sur les actifs existants, et donc la montée de leurs prix. En revanche, elle n'a eu que peu d'effet sur l'économie réelle.

1. La situation actuelle de la création monétaire

Les citoyens d'imaginent que la création d'une monnaie est entièrement le fait de la Banque Centrale. En fait, ceci n'est vrai que pour les billets et les pièces en circulation, qui représentent moins de 10 % des moyens de paiement. La création de monnaie, et donc de pouvoir d'achat sur la production et la masse d'actifs existants, est totalement liée aux «humeurs», optimistes ou pessimistes, des opérateurs (banques et emprunteurs). Elle est à la source des perturbations majeures de l'économie : abondante et exubérante dans les périodes fastes (endettement facile, leviers en tout genre) ; plus rare et parcimonieuse dans les périodes plus ternes (emprunteurs prudents, banques réticentes)

Par sa dynamique propre, à la fois en raison de ses impacts économiques (profits, revenus, emploi) et des effets psychologiques qu'ils induisent (optimisme, pessimisme), la création de monnaie est à la source des fluctuations de la dépense globale (expansions, récessions, mouvements des prix) et de ses phénomènes les plus extrêmes (bulles spéculatives, hyperinflation, dépressions, déflation).

La création de monnaie a un impact direct sur les banques et les bénéficiaires de leurs crédits. Par le privilège dont elles disposent, les banques profitent d'intérêts sur des sommes qu'elles créent d'un trait de plume (ou d'une frappe sur un clavier), intérêts qui vont se capitaliser avec le temps. Par le pouvoir d'achat qu'elles créent, les banques peuvent donner à ceux qui en bénéficient, et d'abord à elles-mêmes sur les marchés financiers, une capacité d'appropriation prioritaire leur permettant de jouer des mouvements de prix qu'ils peuvent créer et/ou de spéculer sur les prix des biens ou des actifs, en s'appuyant souvent sur les conséquences démultipliées d'effets levier périlleux.

D'où les revenus grandioses (salaires + bonus + *stock-options*) des dirigeants des banques et des opérateurs vedettes, ainsi que la constitution de fortunes gigantesques pour des spéculateurs opportunistes pouvant bénéficier de largesses bancaires.

En outre, après 2008, devant l'ampleur de la crise et l'éventualité d'une dépression pire que cela de 1929, les autorités monétaires ont été conduites à prendre des mesures dites «non conventionnelles» pour stopper la dégringolade et relancer les économies. D'où le «*Quantitative Easing*» : achats massifs de titres publics d'abord, puis de titres de toute nature pour augmenter massivement la liquidité dans l'économie, alléger les bilans bancaires de certains risques pour, en liaison avec une alimentation sans limites de la liquidité, les inciter à prêter ; baisser les taux d'intérêt, jusqu'à atteindre des taux négatifs ; obtenir des effets de report de liquidité sur les actifs risqués pour faire baisser les primes de risque ; obtenir par ce biais des effets-richeesse massifs (actions) incitant les agents économiques à s'endetter et dépenser.

Le résultat est ambigu. Du point de vue économique, les conséquences sont une faible reprise de la production, et une tendance des prix loin des objectifs des Banques Centrales qui se révèlent impuissantes à l'accélérer. Du point de vue financier, ce sont des bulles de plus en plus massives créées par l'action des Banques Centrales, des effets désastreux à long terme en termes d'efficacité économique, une

spoliation des  pargnants dont les revenus de l' pargne sont aujourd'hui nuls, des risques bilanciaux majeurs   terme pour les banques, les compagnies d'assurance et les fonds de pension, suite   l'accumulation d'actifs   tr s faibles rendements. On envisage aujourd'hui un abandon graduel de cette politique.

2. Les modalit s de la monnaie pleine

La r forme mon taire, pr conis e par Maurice ALLAIS, a  t  propos e par des t nors de la science  conomique sous des formes diverses. Si elle est, dans son principe, une «vieille id e», il nous semble qu'elle n'a jamais  t  autant d'actualit , tant son application permettrait au monde occidental de sortir «miraculeusement» de toutes les errances des derni res d cennies pour repartir sur des bases enti rement nouvelles.

C'est ainsi que le pas franchi il y a plus d'un si cle, avec les billets de banque, le sera aujourd'hui avec les instruments de paiement immat riels. Les billets de banque, qui avaient  t  mis en circulation   l' poque par des banques priv es, ont  t  petit   petit retir s de la circulation au profit des billets des Banques Centrales. Les banques priv es se sont alors vu interdire l' mission de billets de banque. C'est ce que se propose de faire aujourd'hui une r forme «monnaie pleine» avec la monnaie scripturale. Celle-ci deviendra monnaie pleine, moyen de paiement l gal de la Banque Centrale, ce que sont d j  les pi ces de monnaie, les billets de banque et les avoirs que les banques d tiennent sur leurs comptes aupr s des Banques Centrales.

Il faut que tous les cr dits, achats de titres et autres achats faits par les banques soient financ s avec de la monnaie de la Banque Centrale (seul moyen de paiement l gal, en bref, la monnaie pleine). La premi re version de la r forme, dite «100 % monnaie», impliquait que l'on impose aux banques un taux de r serve de 100 % sur les d p ts   vue et assimil s. La formulation pr sente de la r forme consiste   sortir les comptes courants des bilans des banques, et   les g rer hors bilan en tant que comptes d'argent appartenant de plein droit aux clients. Les engagements actuels en monnaie scripturale (engagements   vue de la banque vis- -vis du client) deviennent,   partir de la date de transition, des engagements de la banque vis- -vis de la Banque Centrale.

Les «banques universelles» seraient ainsi scind es en trois cat gories d' tablissements strictement ind pendants :

- des compagnies de gestion des comptes monétaires appartenant à leurs clients ;
- de banques de crédit, qui récolteraient les dépôts d'épargne à différents termes pour les replacer sur des échéances légèrement inférieures, sans effectuer de «transformation» ;
- des banques de marché.

Après la réforme, les dépôts de nature monétaire seraient complètement couverts par de la monnaie de base et circuleraient comme par le passé, la monnaie électronique circulant comme la monnaie fiduciaire (sauf qu'elle est effectivement électronique) et les agents économiques effectueraient toutes leurs opérations comme par le passé. Par définition, ils seraient protégés de toute faillite. Le système des paiements deviendrait déconnecté du circuit du crédit, d'où élimination du risque systémique. Les dépôts monétaires des agents économiques seraient protégés dans leur totalité sans qu'il soit nécessaire d'établir un système de garantie. La mise en œuvre de la réforme serait totalement transparente et indolore pour les agents économiques. Les services de gestion des comptes resteraient payants (comme aujourd'hui), mais le secteur devenant largement plus transparent et plus ouvert à la concurrence, la pression sur les prix serait plus effective qu'aujourd'hui.

3. Les conditions de la transition

La «scission des banques universelles» serait facilitée par le fait que les services de gestion sont déjà des lignes-métiers à part entière dans les grands groupes. La Banque Centrale rénovée aurait, quant à elle, à son passif les billets en circulation, la monnaie électronique, et le compte du Trésor public ; à son actif les avoirs et titres, ainsi que les créances correspondant au remboursement par les banques de la monnaie scripturale existant au moment de la transition. Au fur et à mesure des remboursements des crédits qui avaient été accordés par les banques à leurs clients, ceux-ci doivent être rendus à la Banque Centrale. Ces remboursements pourront être compensés simultanément, et autant que de nécessaire, par l'émission de monnaie pleine nouvelle, afin que la masse monétaire ne diminue pas jusqu'à un niveau déflationniste.

Les d p ts   vue doivent  tre analys s comme une dette remboursable   vue des banques vis- -vis des agents  conomiques non bancaires. Leur transformation en une autre forme de monnaie (la monnaie banque centrale) engendrera *ipso facto* un pr t de cette Banque Centrale, qui pourra prendre la ou les formes qui seront jug es les plus opportunes pour s'adapter   toutes les configurations mon taires possibles (d p t   vue et   terme de la BC, pr ts renouvelables selon des  ch ances d finies, pr ts subordonn s, etc...). Ce faisant, la collectivit  se cr e une cr ance sur le syst me bancaire en se r appropriant la cr ation mon taire pass e, une cr ance dont les conditions de r mun ration ne seront ajust es que tr s progressivement aux conditions du march  (taux du march  sur les instruments et dur es comparables).

Les conditions li es au pr t de la Banque Centrale d pendent enti rement de la strat gie des autorit s mon taires et politiques. Pour un passage en douceur de l'un   l'autre syst me, il pourrait  tre pr vu un d lai de gr ce de cinq ann es, pendant lesquelles les conditions seraient nulles ou tr s faibles afin de ne pas d stabiliser les conditions d'exploitation des banques et ne pas exercer une pression sur les taux du cr dit. Puis en fonction des circonstances, les conditions pourraient  tre relev es pour s'aligner sur les co ts de refinancement du march . Le pr t est renouvelable sans limite *a priori* de dur e et il est   exclure tout calendrier de remboursement pour que les circuits de financement ne soient en rien perturb s. Les remboursements  ventuels doivent  tre   la discr tion de la BC en fonction des circonstances et des objectifs en mati re de dette publique, la BC s'assurant qu'  tout moment les banques trouveront sur le march  des substituts   ses financements. Le pr t peut  tre lui-m me un tr s puissant instrument de r gulation dans des situations particuli res, en liaison avec d'autres instruments.

Le but de la monnaie pleine est de distinguer clairement et fortement les encaisses transactionnelles qui, par leur circulation, forment le revenu national, et les instruments d' pargne (d p ts d' pargne, titres de cr ances n gociables, obligations, actions) qui constituent des v hicules qui ont pour fonction d'allouer une partie du revenu national g n r  au financement de tous les d tours de production (des cycles d'exploitation   tous les types d'investissement qui fourniront des flux de services sur des dur es diverses) qui permettent de renouveler et d' largir la production existante d'une part et, d'autre part, de maintenir et d'accro tre le stock d' quipements de l' conomie (machines, immobilier r sidentiel et non r sidentiel).

4. Les multiples avantages de la monnaie pleine

Son application aurait quatre conséquences :

- une garantie totale contre toute crise systémique du système monétaire (par construction),
- une maîtrise totale de l'offre de monnaie en circulation et donc des capacités d'action inégalées sur la conjoncture économique,
- une amélioration de l'efficacité générale de l'économie par une meilleure allocation de l'épargne,
- -une récupération du seigneurage (rente monétaire) par la collectivité, ce qui se traduirait par un apport de ressources au budget de l'État sans impact inflationniste.

Son inclusion permettrait d'améliorer tout programme économique de manière décisive dans six directions principales :

- a) Une affirmation de l'importance de la stabilité monétaire et financière** dans la mise en œuvre de ce programme et, par là même, le renforcement de sa crédibilité vis-à-vis des milieux financiers internationaux et des catégories d'électeurs soucieux de la préservation de leur patrimoine. Pour éviter toute dérive, le principe d'indépendance de la Banque Centrale serait affiché dans le cadre d'un mandat assurant une croissance raisonnable de l'offre de monnaie (taux annuel de l'ordre de 4% à 5%, correspondant à l'augmentation du volume de production + une hausse modérée des prix).
- b) Un financement monétaire du déficit budgétaire sans aucune inflation**, par la mise à disposition des ressources résultant de l'augmentation souhaitée de la masse monétaire en circulation. Ce serait la seule voie d'injection monétaire, la source bancaire étant tarie du fait de la réforme.
- c) Une neutralisation de la dette publique sans aucune inflation monétaire**, selon des modalités rigoureuses qui relèvent de la technique financière.

- d) **Un financement facilit  de l' conomie r elle**, surtout pour les entreprises tr s d favoris es par le cadre r glementaire actuel dit de B le III, qui pourrait  tre ren goci  compte tenu de l'environnement tr s s curis  par la r forme.
- e) **Une ouverture des activit s bancaires   la concurrence gr ce   la r volution digitale**. Au niveau des moyens de paiement et du syst me de paiement en g n ral, la r forme permettrait la lev e du «monopole» qu'exercent les grandes banques dans ce domaine.
- f) **Une r forme qui transcende le clivage-droite-gauche**. Bien s r, elle sera l'objet des critiques habituelles, toutes ais ment r futables, mais elle ne pourra pas  tre tourn e en d rision car une r forme fondamentale du syst me mon taire et financier fut soutenue, sous diverses formes, par de tr s grands esprits, class s   droite et de tendance lib rale, comme Friedman ou Allais, ou class s   gauche et de tendance keyn sienne, comme Tobin ou Minsky.

5. L'exemple de la Suisse

De m me que l'introduction de billets de la Banque Centrale  tatique avait mis un terme, il y a cent ans,   l' mission de billets par les banques priv es, le r tablissement du monopole d' tat signifie la fin de la cr ation de monnaie scripturale par les banques. Il faut que tous les cr dits, achats de titres et autres achats faits par les banques soient financ s avec de la monnaie de la Banque Centrale. C'est dans cette logique de la monnaie pleine qu'un collectif d'universitaires suisses, men  par le Professeur Joseph HUBER, a constitu  l'Association «Modernisation Mon taire». Son but est de proposer un referendum aux habitants de la Conf d ration helv tique, qui devrait se tenir   l' t  2018. Un tel projet se heurte d j    l'opposition de la haute finance, qui fera tout pour tenter de le faire  chouer. Raison de plus pour entreprendre des d marches similaires dans nos diff rents pays, afin d'enrayer la financiarisation funeste de l'ensemble de l' conomie mondiale.

BERNARD LANDAIS

Université de Bretagne Sud
landais-bernard@wanadoo.fr

PARER AUX CRISES ÉCONOMIQUES : RÉUSSIR LA POLITIQUE MONÉTAIRE ?

Avant de répondre à la question posée, faut-il encore savoir comment et pourquoi les crises se produisent généralement. Je m'appuie sur un modèle explicatif que j'ai appelé Océan (*) et qui s'attache aussi bien aux récessions modérées qu'aux crises économiques et financières. Ces dernières ne représentent pas forcément la majorité des cas mais elles marquent l'Histoire et frappent les esprits par leur force et leurs dégâts en termes de production et de chômage. C'est donc plus principalement à elles que l'on pense dans ce débat. L'épisode de 2008, relancé en Europe en 2011, en est un exemple manifeste.

La théorie exprimée par Océan, nous dit que les crises viennent principalement des anticipations, lorsqu'elles changent brutalement, se portent aux extrémités pessimistes des possibilités et s'impriment alors dans les comportements récessifs.

La partie financière d'une crise porte plusieurs noms : crise bancaire, crise de change, crise de la dette souveraine, crise boursière, crise immobilière, crise obligataire et crise de restriction monétaire. La grande majorité des crises historiques ne comporte pas toutes ces circonstances à la fois, les plus fortes en cumulant cependant plusieurs, qui surviennent sans ordre chronologique immuable, une crise bancaire pouvant suivre un krach boursier ou le précéder, un éclatement de bulle immobilière pouvant précéder ou suivre une situation de tarissement du crédit... etc. Des récessions se produisent aussi sans épisode monétaire ou financier préalable mais dans ces cas leurs effets sont généralement bien plus modérés.

Il y a presque toujours un aller-retour pernicieux entre les anticipations optimistes des agents et leurs anticipations finalement pessimistes, l'intensité de la crise étant souvent en lien avec l'ampleur et la durée des bouffées de prévisions exagérément optimistes de la période montante.

Le modèle Océan considère sept types d'anticipations pouvant donner lieu à cet aller-retour : anticipations de revenus futurs, du rythme d'inflation, de profits immédiats, de profits futurs, du risque financier, des valeurs d'actifs (bourse et actifs immobiliers surtout) et enfin de la politique monétaire. Ces anticipations s'influencent beaucoup les unes les autres et leurs retournements les plus violents sont corrélés rapidement dans le temps. Une crise typique implique les prévisions de **profits futurs**, de **risque financier** et de **valeurs d'actifs**, cocktail détonnant auquel s'ajoute généralement une montée du taux de change réel (perte de compétitivité extérieure).

La solution idéale

Ainsi, à la question de savoir ce qu'il faut faire pour obtenir un monde sans crise, la réponse théorique est plutôt simple : ne pas se trouver en situation de retournement massif et coordonné des anticipations initialement favorables : que les banques et organismes financiers ne se mettent pas à douter de leurs clients, que les profits attendus des investissements ne soient pas ramenés brutalement à des valeurs dérisoires, que les valeurs des actifs détenus (actions, obligations, immeubles) ne soient pas gravement menacées. Eviter ainsi tout « accélérateur financier » récessif quand les blocages de crédit éliminent les dernières velléités courageuses d'investissement productif tandis que la baisse du prix des actifs continue à détériorer les bilans en entraînant le tarissement des prêts.

La crise ou la venue d'une récession correspondent toujours à deux choses : une prédisposition ou « fragilisation » et un facteur de déclenchement souvent accidentel et parfois apparemment anodin. Les économistes peuvent disserter avec efficacité sur le premier aspect mais jamais sur le deuxième car il est par définition inattendu et ne se présente pas deux fois de la même façon. Les « indicateurs de stress » de plus en plus utilisés pour juger des difficultés financières n'ont pas plus de valeur opérationnelle qu'une paire de jumelles pour annoncer un tsunami. Quand on voit, il est beaucoup trop tard pour réagir !

La seule manière d'éliminer ou de réduire ces risques est donc de mener les actions préventivement, au moment où s'accumulent excessivement les forces montantes sur tous les marchés et dans les esprits des acteurs. Qui peut le faire ?

La réponse qui vient naturellement à l'esprit est : « la politique monétaire ». Car derrière toutes ces montées plus ou moins justifiées accompagnées d'anticipations d'un optimisme exagéré, il y a une alimentation constante par le crédit. L'excès de crédit, cet emballement peu raisonnable, est pratiquement toujours le « marqueur » des périodes d'euphorie. C'en est au point que la Banque des Règlements Internationaux a mis en place un observatoire des « écarts de crédits », les dépassements excessifs calculés à partir des tendances du PNB, en tant qu'élément principal du dispositif de surveillance du « cycle financier »**. Ainsi par exemple, tous les dépassements les plus alarmants de ces dernières années concernent la Chine, dont les crédits crèvent les plafonds dans une mesure spectaculaire (de plus de 30 %). On a aussi un regard inquiet vers la Turquie...

Cette réponse monétaire doit être précisée en « politique des grands pays ou des grandes monnaies » car à notre époque où la finance est de plus en plus mondialisée, les risques de déséquilibre dangereux alimentés par une expansion du crédit ne sont pas restreints aux espaces nationaux. Ainsi, les conditions économiques et monétaires américaines des années 2000 attirant des capitaux de partout (banques européennes, Chine ...) ont contribué à développer excessivement certains crédits à l'origine de la crise des « subprime ». De même, la politique de la BCE dans un cadre de monnaie unique a accompagné la montée de crédits massifs et précaires dans la périphérie de la zone euro, aggravant la crise de 2008 et provoquant la surinfection des dettes souveraines de 2011. En pratique, il est relativement facile de voir quelle politique monétaire et de quelle(s) banque centrale(s) dépend la poussée des crédits dans un contexte déterminé.

Politique monétaire et crise : une action ambiguë

Selon Océan, qui suit la tradition Fisherienne et Autrichienne, la politique monétaire a eu et garde un pouvoir ambigu face aux crises. Presque toujours, les emballements ou dérives euphorisantes ont été encouragés par des politiques monétaires trop laxistes alimentant les bulles de crédit et les bulles d'actifs associées (pour le cas européen voir l'encadré ci-dessous). Assez souvent, de façon symétrique, les crises et récessions ont été déclenchées par un retournement de cette même politique monétaire lorsque les banques centrales veulent renverser les tendances (à l'inflation, aux spéculations excessives ou aux surchauffes). Dès 2005, les raidissements de la Réserve Fédérale et de la BCE ont enclenché un processus quasi-assuré vers la récession de 2007-2008. Il se pourrait que l'actuelle politique de remontée annoncée des taux joue le même rôle pour une crise à venir.

BCE ET CRISE EUROPÉENNE : UNE CONSÉQUENCE DE L'UNION

La politique monétaire de la BCE a joué un rôle déterminant dans ces déséquilibres annonciateurs de crise, à la fois comme la plupart des banques centrales qui n'hésitent pas à alimenter les poussées de crédit et comme banque centrale d'un ensemble d'économies nationales qu'elle contribua par la force des choses mais consciemment (pour conduire une convergence des niveaux de vie) à dissocier. Rudiger Ahrend (2008)^{***} a mesuré les « écarts de Taylor » pour des pays de l'OCDE ; ces « écarts de Taylor » sont la différence entre le taux d'intervention de la banque centrale et celui qui résulterait, pour un pays déterminé, du calcul d'un taux d'intervention fictif, compte tenu des écarts de production et des écarts d'inflation vis-à-vis de leur norme souhaitable. Ainsi, la plupart des anomalies détectées avant 2008 concernent des pays qui auraient dû subir des taux d'intervention bien plus élevés que les taux effectifs pratiqués par la banque centrale et qui ont donc connu des « écarts de Taylor » négatifs. Un écart de Taylor, lorsqu'il dure, est donc un formidable encouragement donné à l'endettement excessif. Les pays titulaires d'un « record » à cet égard pour l'écart et sa durée sont l'Irlande (1999-2007), le Portugal (1998-2005), l'Espagne (1998-2007) et la Grèce (2000-2007), tous des pays de la Zone Euro. L'impact de cette politique laxiste vis-à-vis de ces pays s'observe aussi en termes de bulles d'actifs, notamment immobiliers.

Côté positif, les banques centrales ont joué efficacement le rôle de pompier au moment crucial et permis de rétablir les circuits financiers et une confiance suffisante pour surmonter la crise financière. Elles savent aussi éviter la déflation qui se profile souvent dans ces circonstances et qui aggraverait encore les dégâts sur la production et l'emploi. Mais malheureusement, les remèdes qu'elles administrent (taux d'intérêt nuls, voire négatifs) sont à l'origine de nouveaux risques et de nouvelles menaces. C'est ainsi que les banques et acteurs financiers préfèrent spéculer sur les marchés d'obligations plutôt que de prêter aux entrepreneurs à des taux très faibles. Depuis 2016, le krach obligataire s'approche puis s'éloigne pour se rapprocher encore... Où en serons-nous quand on publiera ces lignes ?

Trois objectifs, trois types d'instruments

La politique monétaire doit en permanence veiller à la réalisation de trois objectifs : le contrôle de l'inflation, un niveau suffisant de l'activité et le maintien de la stabilité financière, cette dernière exprimant les conditions qui doivent prévaloir « normalement » sur les divers marchés de crédits. La règle de Taylor implicite devrait donc comporter trois variables de réaction et pas seulement deux. Les « conditions de crédit » doivent être conduites pour préserver la stabilité des prix, assurer l'activité et les investissements suffisants maintenant le plein emploi et éviter les excès de crédits globalement ou sur chacun des divers segments des marchés qui importent [immobilier, actifs financiers (actions et obligations), dette souveraine, dette extérieure]. Faute de maîtriser la montée des crédits, la banque centrale risque un jour d'avoir à en casser la dynamique en troublant dangereusement la confiance des agents et en entraînant une nouvelle crise.

Renonçons d'emblée à l'idée d'une fonction de réaction simple car le taux d'intervention des banques centrales n'est pas le seul instrument (fini par conséquent la règle de Taylor comme seule expression de la politique monétaire)^{****}. Les instruments peuvent ainsi se ranger en trois catégories avec pour point commun d'agir par l'entonnoir des marchés de crédits à court, moyen et long terme. Ces trois catégories sont : les taux d'intervention, qui commandent plutôt bien les taux d'intérêt courts (et les liquidités des organismes financiers) ; la politique dite de « forward guidance » ou dirions-nous, d'annonce à l'avance des intentions de politique monétaire future ; enfin, la politique « qualitativement-quantitative » qualifiée naguère de « non-orthodoxe » qui permet à la banque centrale de s'immiscer dans le fonctionnement de marchés de fonds prêtables à moyen et long terme à la fois globalement et dans le détail, sur le marché des dettes souveraines, des obligations privées mais encore des crédits immobiliers et bien d'autres segments accessibles à son action. Quelque contemporain pourrait être choqué de voir ainsi un libéral prôner l'intervention publique sur les marchés de crédit, mais que font d'autres les banques centrales depuis leur création ? Sauf à les supprimer, que proposer de mieux que de rendre leur intervention plus efficace et plus prudente ?

Quelle stratégie ?

Si la menace de crise économique et financière vient du double mouvement : excès des crédits (ou de certains crédits), suivi d'une perte brutale de confiance et d'enchaînements de prévisions pessimistes généralisées et dans la mesure où c'est le scénario le plus grave à redouter, les banques centrales doivent lui donner la priorité. Pour éviter les excès de crédits, globaux et spécifiques à des bulles particulières, il convient de s'opposer rapidement, globalement et parfois de façon ciblée aux mouvements spéculatifs. Les outils les mieux adaptés sont le taux d'intérêt d'intervention qu'il faut absolument garder (hors crise) à un niveau suffisant pour réprimer les bulles ; on lui associera les interventions non-orthodoxes sur les marchés à moyen et long terme qui sont susceptibles d'abriter ou de pousser des spéculations. Il faut aussi que les banques et autres organismes financiers aient des ressources normalement coûteuses en toutes circonstances, hormis en urgence pour éteindre les crises de sous liquidité. Après 2008 et 2011, la politique de taux artificiellement bas a duré beaucoup trop longtemps !

Le taux d'intervention à court terme joue aussi un rôle normal pour régler la conjoncture et faciliter le plein emploi, un rôle qui n'implique pas qu'il soit réduit à des valeurs dérisoires. Dans ce cas de « répression financière » en effet, les épargnants ne participent plus au financement des entreprises et se découragent de taux non incitatifs (trappe à liquidité du côté offre). La politique monétaire doit aussi redonner un rôle aux agrégats, par exemple la croissance de M1 comme objectif intermédiaire, ce taux de croissance s'avérant le meilleur prédicteur des variations du PNB réel à un an. La rupture néfaste du lien entre les évolutions de M1 et la politique des banques centrales (émission de sa « base ») vient de l'extraordinaire gaspillage des liquidités gratuites du « taux zéro ».

Enfin, il est possible de dédier la politique d'engagement prospectif au maintien des anticipations d'inflation à long terme, au plus près de ce que souhaite la banque centrale (par exemple 2 %). Ce qui ressort à cet égard des événements des dix dernières années c'est l'importance toute relative du problème posé par un rythme plus ou moins élevé de hausse des prix, dès lors qu'on évite la déflation. Les politiques de ciblage d'inflation ont manifestement fait leur temps et le corpus théorique sur lequel elles s'appuyaient naguère est battu en brèche.

Cette combinaison s'ancre sur la nécessité de faire de la prévention contre les crises la priorité des banques centrales et qu'elles s'en donnent les moyens. Leur guide doit être d'éviter toute situation artificielle des marchés de crédits (taux trop bas en moyenne ou dans des segments particuliers du marché) tâche que la politique monétaire peut et doit désormais accomplir.

Notes

(*) Pour Océan voir mon ouvrage : Bernard Landais (2017) : « Les Fluctuations : une synthèse nouvelle » L'Harmattan.

(**) Cette notion de « cycle financier » est l'enfant chérie de la BRI et de son Directeur de recherche Claudio Borio.

(***) Rudiger Ahrend (2008) : « Monetary Ease- A factor behind Financial Crises ? Some Evidence from OECD Countries », OECD Paris, The Open Access, Décembre.

(****) Par contre, la règle de Mc Callum basée sur le montant de monnaie de base peut surnager, la caractéristique commune des interventions de politique monétaire étant une émission de monnaie de la banque centrale avec ses contreparties additionnées à la taille des actifs de son bilan. Cette solution opérationnelle est évidemment en contradiction partielle avec l'exigence des interventions orientées vers des marchés financiers spécifiques

BERNARD COUPEZ

Université Paris II Panthéon Assas

bernard.coupez@u-paris2.fr

STABILITÉ FINANCIÈRE, CONTAGION SYSTÉMIQUE ET OUTILS DE DÉCISION : LE CAS DE LA GESTION D'ACTIF

Résumé

Les risques liés à la structure du secteur financier et notamment des interconnexions entre ses différentes composantes (banques, assurances, gestion d'actifs) font l'objet de nombreuses interrogations, notamment sur leur contribution à l'amplification des risques et de la contagion. Ces interrogations portent en particulier sur le rôle de la gestion d'actifs.

Les interconnexions entre la gestion d'actifs et le reste du système financier français découlent à l'actif de la détention de titres émis par des entités financières (banques, assureurs ou autres intermédiaires financiers), et à leur passif de la détention des parts des fonds par ces mêmes types d'entités.

Il ressort des résultats obtenus que le réseau actuellement formé entre la gestion d'actifs et le reste du système financier n'est pas dense. La cartographie réalisée révèle par ailleurs une structure dite de « petit monde », organisé autour d'entités piliers (banques assurance et certains fonds monétaires) où la distance moyenne séparant les acteurs du réseau les uns des autres est réduite. Ainsi l'actif des fonds est essentiellement connecté au secteur bancaire et le passif des fonds au secteur assurantiel.

Mots-Clés

Risque de Contagion - Risque systémique en gestion d'actifs - Stabilité financière - Consanguinité financière

Introduction

Economistes et opérateurs de salle de marchés n'interprètent pas de la même façon une économie mondiale de plus en plus synchronisée et dans certains endroits en début de fin de cycle conjoncturel. Les marchés financiers espèrent (potentiel d'amélioration des marges et des dividendes) et redoutent (potentiel de hausse des taux directeurs et rendements obligataires) en même temps les phases de synchronisation de la croissance économique de par le monde. Les perspectives de l'économie mondiale poursuivent leur amélioration¹, la croissance économique s'accélère et la reprise mondiale devient de plus en plus synchronisée de par le monde. Tout en restant favorables, les conditions financières se sont légèrement resserrées à la suite de l'épisode d'instabilité des marchés boursiers du début de février 2018 et de la baisse des cours des actifs risqués à la fin de mars imputable à l'inquiétude croissante engendrée par l'escalade de mesures protectionnistes.

Les risques à court terme pesant sur la stabilité financière² se sont quelque peu accentués car l'accumulation de vulnérabilités financières au fil de plusieurs années de basse volatilité et de taux d'intérêt extrêmement bas pourrait compliquer la situation à venir et compromettre la croissance. En Europe et surtout aux États-Unis, l'accélération de la croissance et la montée de l'inflation ont atténué dans une certaine mesure un problème important pour les banques centrales : maintenir une politique monétaire suffisamment accommodante pour soutenir la relance, mais en prenant compte des vulnérabilités financières à moyen terme.

La montée de l'inflation comporte cependant sa part de risques. L'inflation pourrait notamment augmenter plus rapidement que prévu dans le sillage des importantes mesures d'expansion budgétaire mises en œuvre aux États-Unis, et les banques centrales pourraient, de ce fait, y réagir plus rapidement ou vivement qu'anticipé, d'où le risque d'un resserrement marqué des conditions financières avec un effet de débordement sur les prix des actifs risqués.

La valorisation des actifs risqués reste problématique et l'apparition de certains indicateurs de fin du cycle de crédit n'est pas sans rappeler la période qui a précédé la crise. Les marchés sont donc exposés à un éventuel resserrement marqué de la courbe des taux qui causerait une correction soudaine des primes de risque et une révision des cours des actifs risqués. De plus, le décalage de liquidité et le

1 Voir les Perspectives de l'économie mondiale, FMI, Avril 2018

2 Rapport sur la stabilité financière dans le monde, FMI, Octobre 2017

recours à l'effet de levier pour stimuler les rendements pourraient amplifier l'impact des fluctuations des prix des actifs sur le système financier.

L'épisode de volatilité du début de février 2018 (essentiellement concentré sur les indices VIX) n'a été ponctué d'aucune perturbation majeure, mais beaucoup d'acteurs du marché ont accentué leur vigilance en s'abstenant de tout excès de confiance.

Pour remédier aux vulnérabilités financières identifiées, le développement et l'utilisation d'outils microprudentiels et macroprudentiels par les régulateurs est au coeur de travaux académiques mais aussi internes ainsi que dans les enceintes internationales de stabilité financière. Il s'agit non seulement d'utiliser les outils existants mis à disposition mais d'élargir l'arsenal afin, par exemple, d'atténuer les risques dans le secteur non bancaire, et notamment la contagion potentielle entre le secteur bancaire et par exemple les fonds d'investissement dont le poids et la taille de certains acteurs dans les marchés financiers ne cesse de grandir.

La sophistication croissante et l'internationalisation du secteur financier a généré le développement de chaînes de plus en plus complexes d'intermédiations et d'interrelations entre banques, assureurs mais également fonds d'investissements. La crise de 2007, au cours de laquelle ces chaînes ont contribué à l'amplification des risques et de la contagion, a mis au jour la nécessité de mieux comprendre ces liens intersectoriels. Une bonne évaluation et compréhension de la nature et de l'ampleur de ces interconnexions continue de constituer un enjeu crucial pour les autorités macroprudentielles, compte tenu de leur impact potentiel sur la stabilité financière.

Au départ, la notion de banques d'importance systémique ou G-SIBs (Basel Committee on Banking Supervision (2011)) fut au coeur des analyses des superviseurs et des régulateurs. Il s'agissait d'identifier les plus gros nœuds susceptibles d'être de larges facteurs de contagion.

Désormais, l'ambition est d'acquérir une compréhension fine de tout le réseau d'intermédiation et de ses interactions afin d'être à même de cartographier les vulnérabilités générées par ces interdépendances. De nombreuses interrogations portent en particulier sur le rôle du secteur de la gestion d'actifs dans ce réseau.

La gestion d'actifs est une industrie naturellement réglementée mais interconnectée.

Les risques liés aux caractéristiques des fonds ou à leur gestion (risques de liquidité, risques associés au recours au levier, risques liés aux actifs détenus, risques opérationnels, etc.) sont déjà au cœur de l'action réglementaire.

Des instruments ont notamment été développés dans une logique essentiellement microprudentielle (i.e. en se focalisant sur la limitation du risque ou le renforcement de la robustesse au niveau de chaque acteur pris isolément)³.

Par contre, les risques liés à la structure du secteur et aux interconnexions, relevant davantage du macroprudentiel, sont difficiles à appréhender tant que les liens entre acteurs ne sont pas bien identifiés. C'est pourquoi un travail conséquent a été élaboré entre le Financial Stability Board (hébergé par la Banque des Règlements Internationaux) et l'organisation rassemblant les régulateurs de marchés au niveau mondial⁴

Les interconnexions découlant de la gestion d'actifs peuvent tout d'abord résulter de **la nature des expositions des fonds à l'actif**. Entre autres, l'impact de ces interconnexions sera d'autant plus important qu'un fonds ou qu'une famille de fonds aura développé une emprise significative sur un segment de marché. Leurs comportements pourront, en effet, en affecter le fonctionnement et donc affecter les autres intervenants de ce marché (investisseurs, intermédiaires, émetteurs). C'est particulièrement le cas en période de stress où la tentative de vente simultanée et massive d'actifs pourrait générer des pertes importantes pour ces derniers.

Les interconnexions peuvent ensuite découler du **passif de ces fonds**. Elles affecteront les contreparties qui ont investi dans ces fonds mais aussi les contreparties exposées par d'autres biais à ces fonds (via la fourniture de lignes de crédit ou d'autres services financiers, les contreparties sur les marchés du repo ou de dérivés, etc...) en cas de liquidation. De plus, à moins que ce risque ne soit correctement géré, le risque de contrepartie peut être amplifié par l'avantage au premier sortant (first mover advantage), c'est-à-dire la sortie de certains investisseurs avant ou au début d'une situation de marché stressée, laissant les investisseurs restants supporter les conséquences négatives.

3 Notamment les Directives européennes OPCVM 4 et 5 et AIFM.

4 OICV en français et IOSCO en anglais.

Ces interconnexions peuvent, enfin, résulter de liens plus larges (relations capitalistiques, sponsorship) qui peuvent **conduire une autre institution financière à apporter un soutien à un fonds en difficulté en raison d'un risque** (par exemple, de réputation) auquel elle ferait face en cas de liquidation du fonds⁵.

Dans ce contexte, des travaux, reposant sur les données reçues par la Banque de France, l'Autorité de contrôle prudentielle et de résolution et l'Autorité des marchés financiers, dans le cadre des reportings règlementaires entre 2008 et 2016, ont commencé récemment à apporter un éclairage en profondeur sur les interconnexions impliquant le secteur de la gestion collective française⁶⁷.

L'encours des fonds français s'élève à 1 450 milliards d'euros à fin 2016 dans la base utilisée. Il ressort des analyses que les acteurs du secteur financier (banques, assurances et fonds) représentent le premier secteur investisseur et le premier secteur investi des organismes de placement collectifs (OPC) domiciliés en France. En effet, à cette date, 51% des actifs des OPC français (712 milliards d'euros) est investi dans des titres émis par des entités du secteur financier dans son ensemble dont 28% par des entités domiciliés en France (390 milliards d'euros). Les entités françaises détenues sont essentiellement des banques. Elles sont par ailleurs concentrées au sein de certains types de fonds comme les OPC monétaires (350 milliards d'euros d'encours) avec 88% de leur actif investi dans des titres émis par des institutions financières (dont 47% d'institutions françaises). Au passif, 63% des actifs des OPC (915 milliards d'euros) sont détenus par des entités financières dont 53% par des entités françaises (770 milliards d'euros), essentiellement des assureurs. L'exposition au secteur financier tend néanmoins à diminuer depuis 2012.

Contrairement à certains de ses homologues européens, l'industrie de la gestion en France comprend à la fois une poignée d'acteurs de taille européenne voire mondiale mais également une myriade de sociétés de gestion soit entrepreneuriales soit de taille plus importante, adossées ou non à des banques, assurances, caisses de retraite ou d'assurance mutuelle. Le secteur de la gestion d'actifs français compte un nombre relativement important de sociétés de gestion (630 à fin 2016). Toutefois,

5 Notamment en 2008 quand certains fonds ont été obligés de cesser provisoirement d'honorer la liquidité quotidienne des parts

6 En raison de l'absence de données, la gestion sous mandats n'est pas incluse dans l'analyse.

7 En particulier, les travaux internes au sein de l'AMF de Benhami K. et Le Moign C. (2018)

il apparaît que les dix principales sociétés de gestion concentrent près de 60% des encours totaux dont respectivement 20%, 8% et 8% pour les trois plus grosses dont le nombre de fonds dans notre base s'élève respectivement à 2 000, 1 200 et 1 100.

De ce fait, l'analyse détaillée des interconnexions découlant de l'exposition des secteurs bancaire et assurantiel français à celui de la gestion d'actifs met en évidence **l'existence d'un réseau vaste mais relativement peu dense** qui compte 9 943 entités (fonds, banques et assurances) reliées au travers de 61 117 liens (uniquement les liens impliquant des fonds).

Dans le cas français, le réseau présente par ailleurs les caractéristiques d'une structure de « petit monde », où les participants au réseau ont tendance à former des petits groupes entre eux, tout en étant atteignables via un petit nombre de liens. Cela s'explique par l'existence d'entités piliers (hubs) hyper connectées entre elles et auxquelles les petites entités du réseau auront tendance à se connecter. A l'actif des fonds ces entités sont des banques mais aussi des fonds monétaires. Au passif il s'agit essentiellement d'assureurs.

L'analyse des concentrations de l'actif et du passif des fonds montre néanmoins que seules 491 entités pour un total de 35 milliards d'euros (2,4% de l'encours total) présentent des niveaux importants d'exposition au système financier français à leur actif. Au passif, le nombre de fonds concernés s'élève à 232 pour un total de 38 milliards d'euros (2,6% de l'encours total).

Enfin, afin d'avoir une analyse la plus exhaustive possible des interconnexions entre la gestion d'actifs et le reste du système financier français, les travaux se sont également intéressés aux liens entre sociétés de gestion et banques ou assurances découlant de leur appartenance au même groupe. Il ressort un phénomène de consanguinité élevée : une grande partie des montants investis par les banques et assurances dans les fonds français le sont auprès de fonds du même groupe.

Interconnexions au sein de l'industrie financière : revue de la littérature

D'un point de vue théorique, les interconnexions au sein des réseaux financiers pourront être à la fois porteuses d'effets stabilisateurs, issus de la diversification des risques financiers, mais aussi d'**effets amplificateurs, issus de la création de canaux additionnels pouvant propager un choc**. Les modèles existants, centrés sur

le secteur bancaire, soulignent le caractère non-monotone des interconnexions ou de la diversification des contreparties sur la résilience du système : augmenter le nombre de connexions augmente d'abord, puis diminue la probabilité d'une crise de liquidité ; cependant, les interconnexions, en cas de crise importante, augmentent les mécanismes de contagion (Allen et Gale, (2000) ou Gai, Haldane et Kapadia, (2011)).

La littérature économique empirique sur les réseaux financiers est riche d'analyses visant à mieux **qualifier la nature et l'ampleur des interconnexions**, en raison notamment de l'introduction de cette dimension dans les méthodologies d'identification des Institutions financières systémiques (pour les banques et les assurances, voir BCBS 2013, IAIS 2013). Néanmoins, aucun consensus sur la meilleure manière de quantifier ces interconnexions n'a émergé.

Un premier prisme d'analyse est celui des **structures de centre/périphérie et de leurs impacts sur la stabilité financière** : Craig et von Peter (2014) analysent les prêts interbancaires allemands de 1999 à 2007, et identifient également un noyau de 45 banques parmi les 1 802 banques allemandes, qui sont les plus grosses banques, proposant à la fois des services aux particuliers et de financement de gros. Leur analyse permet de différencier entre les banques « centres monétaires » et les autres, les premières étant davantage facteurs de contagion. Sur données danoises de 1998 à 2008, In't Veld et van Lelyveld (2014) identifient 15 banques à caractère central sur les 100 banques danoises actives.

Ils observent également que ces banques sont les moins capitalisées. Bech et Atalay (2010), en étudiant le marché interbancaire américain des réserves obligatoires (fed funds market) de 1997 à 2006, observent un réseau clairsemé de « petit monde », où le caractère central d'une banque dans le réseau prédit le taux d'intérêt qu'elle propose sur le marché interbancaire. Puhr, Seliger et Sigmund (2012) mettent en avant que la centralité de Katz, c'est-à-dire l'importance relative d'une banque mesurée par le volume de ses prêts avec d'autres banques, est un indicateur du risque systémique. En effectuant des simulations de défauts sur les données bancaires autrichiennes de 2008 à 2011, ils observent que la contagion augmente selon la centralité, pouvant en faire un bon indicateur de risque. Cette littérature permet de souligner que les « nœuds principaux » ont des caractéristiques propres, et que leur caractère central peut être un indicateur de risque systémique.

Un deuxième prisme d'analyse empirique, plus récent, vise à **mieux appréhender la complexité des relations interbancaires**, en développant une modélisation des multiples couches de relations (ou « multiplexes »). Bargigli et al. (2013) étudient le marché bancaire italien de 2008 à 2012 et montrent que les propriétés des différentes couches (établies selon la maturité des échanges, collatéralisation ou non) ont des propriétés topologiques différentes (densité, taille, volume des échanges), et que ces caractéristiques sont persistantes. Les conclusions d'Aldasoro et Alves (2017), qui étendent ces analyses pour le réseau des grandes banques européennes fin 2011, sont que l'analyse centre/périphérie n'est pas suffisante pour appréhender l'importance d'un agent du réseau, en raison du caractère critique du rôle de chaque agent au sein du multiplexe. C'est pourquoi ils développent de nouvelles mesures du risque systémique, qui prennent en compte la contribution de l'institution étudiée à chaque couche du multiplexe. Ils identifient ainsi une dizaine de banques, allant au-delà de la notion de « centralité » présentée plus haut, et pointent de manière granulaire les éléments de leur bilan pouvant être facteurs de risque.

Cependant, la plupart des études empiriques caractérisant les réseaux financiers portent sur le secteur bancaire et seules quelques études récentes permettent d'observer la nature des liens entre les fonds d'investissement et le reste du système financier. Xiong et Nadal de Simone (2016), par exemple, utilisent les données de portefeuilles des fonds d'investissement et des banques de la Banque Centrale du Luxembourg de 2008 à 2015 pour étudier l'impact de scénarios de chocs sur des variables d'appréciation du risque systémique. Ils observent une évolution de l'interdépendance entre les fonds et les banques au cours du temps, ainsi qu'une asymétrie dans les interconnexions, les fonds présentant une source plus importante de contagion pour les banques que l'inverse. Gil-Bazo, Hoffmann et Mayordomo (2017) observent, à partir des données de portefeuilles des fonds espagnols de 2008 à 2012, comment les fonds qui sont liés à une banque par un lien capitalistique leur offrent un soutien en financement important, par leurs préférences d'achats d'obligation sur le marché primaire. Ce soutien estimé à un surplus de financement de 514 M€ par banque (14 milliards sur la période étudiée), est accentué en période de stress financier et lorsque les fonds sont proposés aux particuliers (+70% d'achats d'obligations).

Enfin, l'ESRB (Abad et al. 2017) s'est attaché récemment à utiliser les données collectées par l'Autorité Bancaire Européenne dans le cadre de l'écriture des lignes directrices concernant l'exposition des banques au shadow banking. Ils

disposent ainsi de l'exposition de 131 grandes banques européennes à toutes les entités non-bancaires ou assurantielles, pour un montant de 560 milliards d'euros (3 182 expositions significatives, c'est-à-dire représentant plus de 0,25% du capital de réserve des banques étudiées)⁸. Les interconnexions étudiées ici se restreignent aux détentions à l'actif ou hors-bilan des banques européennes, qui entrent dans le calcul des besoins en capital de réserve. Cinq pays concentrent 90% des expositions en valeur : le Royaume-Uni (284 Md€, 15% de son PIB), l'Allemagne (106 Md€, 3,9% de son PIB), la France (78 Md€, 3,8%), l'Italie (27 Md€, 1,7%) et le Luxembourg (10 Md€, mais 23% de son PIB). L'exposition des banques européennes est également concentrée en matière de types de liens, puisque 65% des expositions concernent trois types d'entités : les véhicules de titrisation (26%), les fonds d'investissement non-monétaires (22%) et les sociétés de financement (18%). L'intérêt de cette base de données tient également à la possibilité d'étudier les interconnexions transfrontières. Elle montre que 60% des expositions sont à des entités en-dehors de l'Union Européenne, dont 27% à des entités américaines. En allant au-delà des seuls fonds d'investissement, cette étude présente ainsi le rôle important d'autres acteurs dans le réseau.

Sur données françaises, peu d'études des interconnexions existent à ce stade : Hauton et Héam (2015) observent l'efficacité de plusieurs mesures d'interconnexions sur les données des banques et assureurs français en 2011⁹. Cette étude traite des liens entre banques et assureurs du réseau français. Ils observent que la distribution des expositions n'est pas uniforme, avec un rôle important joué par les conglomerats, et très peu d'expositions envers les assureurs (qui seraient davantage exposés à leurs assurés). Ils recherchent ensuite de nouvelles mesures d'analyse de la « connectivité » entre ces agents du réseau (importance systémique, fragilité systémique, risque de crédit), mesures qui ne sont pas facilement transposables à la gestion d'actifs, concluant qu'il est nécessaire d'allier ces mesures à des stress test de contagion dans une perspective de supervision. Heipertz et al. (2017) utilisent les comptes nationaux de manière agrégée de 2000 à 2015 pour estimer un modèle d'équilibre général encore exploratoire. Le modèle vise à qualifier le niveau de diversification à l'actif et

8 Fonds monétaires (OPCVM et FIA), fonds d'investissement, sociétés de financement, broker-dealers, assureurs de crédit, véhicules de titrisation, véhicules semblables aux banques/assurances, autres.

9 Six conglomerats financiers, quatre banques et onze assureurs, représentant plus de 85 % du secteur financier français. Les institutions déclarent des expositions bilatérales pour un total de 227 milliards d'euros dont 90 % sont composés d'instruments de dette.

au passif des agents du système financier selon la demande d'instruments financiers. Il étudie également les effets de propagation de chocs issus de changements de prix de ces instruments. Une version plus granulaire, analysant les bilans ligne à ligne de ces agents, pourrait venir nourrir la réflexion sur les mécanismes de propagation dans le système financier français.

Premiers enseignements sur l'exposition de la gestion d'actifs en France

Le périmètre des travaux déjà menés couvre les organismes de placements collectifs (OPC) de droit français et leur exposition aux institutions financières françaises¹⁰ sur la période 2008 à 2016, pour lesquels des données détaillées sont disponibles à l'actif et au passif.

En effet, à l'actif, la collecte OPC de la Banque de France permet de collecter tous les mois le détail des lignes du portefeuille de chaque OPC titre par titre. Les enquêtes DTOM et PROTIDE menées auprès des teneurs de comptes conservateurs résidents, apportent, quant à elles, des informations détaillées sur la détention des titres d'OPC par les banques. Enfin, le reporting TCEP de l'ACPR permet d'obtenir cette même information pour les assureurs¹¹.

La relation entre la gestion d'actifs et les secteurs bancaire et assurantiel est appréhendée à l'actif des fonds par la détention de titres (actions ou obligations) émis par les banques et les assureurs et au passif par la détention de parts de fonds par les banques et les assureurs. Il conviendra de noter que les relations financières autres que celles impliquant la détention de titres ou de parts (crédit, lignes de crédit contingente, utilisation de dérivés) ne sont pas captées dans l'analyse car les données ne sont pas suffisamment granulaires pour être disponibles. De plus, dans le cadre des entités assurantielles, il est compliqué de distinguer entre les titres détenus via des fonds euros ou en unités de compte. Or, il convient de préciser que dans le cadre de contrats en unités de compte, les risques découlant de la détention des actifs investis ne sont pas supportés par les assureurs mais par les investisseurs finaux, à l'inverse des titres détenus dans le cadre des fonds en euros. A l'échelle du secteur, la part de marché des unités de compte est évaluée à 11,6% de l'actif total en 2016.

10 Pour leurs établissements qui sont domiciliés en France. Les données disponibles en agrégé permettent par ailleurs de mesurer l'exposition à l'ensemble du système financier (i.e. y compris hors France) sur la même période.

11 Ces données détaillées ne sont disponibles qu'à partir de 2010, date de mise en œuvre de la collecte.

1. Accroissement hétérogène de la taille des encours des OPC français

L'encours des fonds français a sensiblement augmenté sur la période étudiée, notamment après la sortie de crise, et affiche une progression de 20 % depuis fin 2011 à 1 450 milliards d'euros à fin 2016. A titre comparatif cet encours est équivalent à 60% de l'actif des assureurs français et 20% de l'actif des banques françaises.

Cette hausse des encours, due pour moitié à des effets de valorisation, le reste provenant de la collecte nette, est toutefois **très hétérogène par classe d'actifs**. En effet, les fonds monétaires affichent une baisse de près 6% de leurs encours entre fin 2011 et 2016, alors que les autres classes affichent des taux de croissance allant de 30% pour les fonds actions à 33% pour les fonds obligataires sur la même période. Toutefois, depuis deux ans, le niveau de leur encours progresse à nouveau pour atteindre près de 350 milliards d'euros.

Ainsi à fin 2016, l'encours des fonds français se répartit de la façon suivante : 21% dans des fonds actions, 18 % dans des fonds obligataires, 24 % dans des fonds monétaires, 23 % dans des fonds mixtes et 14 % dans des fonds « autres »¹².

Cette croissance des encours s'accompagne par ailleurs d'une baisse du nombre de fonds total qui passe d'un peu plus de 11 000 fonds en fin 2011 à 10 241 en fin 2016 qui traduirait en partie la rationalisation des gammes de produits proposées par les sociétés de gestion de portefeuille afin d'augmenter la lisibilité auprès des investisseurs¹³.

12 La catégorie « autres » comprend essentiellement des fonds communs de placements d'entreprises (60% des encours de la catégorie) et de fonds de capital investissements (fonds communs de placement à risques (FCPR), fonds communs de placement dans l'innovation (FCPI), 39% des encours de la catégorie).

13 Source : AMF, les chiffres clés de la gestion d'actifs 2016.

2. Une réduction tendancielle de l'exposition au système financier

L'étude des données d'exposition globale des fonds français permet de mettre en évidence leur exposition à l'ensemble du système financier¹⁴. Dans le cas des données relatives à l'actif, il est possible d'effectuer une distinction entre les actifs financiers émis par des entités domiciliées en France, en zone euro ou hors zone euro. Au passif, seules les entités financières de la zone euro détenant des parts de fonds peuvent être identifiées en plus des entités françaises. Les entités financières hors zone euro sont incluses la catégorie générique « autres ».

Il ressort qu'à fin 2016, 51% des actifs des OPC français (712 milliards d'euros) sont investis dans des titres émis par des entités du secteur financier dans son ensemble dont 28% par des entités domiciliées en France (390 milliards d'euros), 17% en zone euro hors France et 6% hors zone euro. Au passif, 63% des actifs des OPC (915 milliards d'euros) sont détenus par des entités financières de la zone euro, dont 53% par des entités françaises (770 milliards d'euros) et 10% par des entités situées en zone euro hors France.

Les entités françaises concernées sont, à l'actif, essentiellement des banques (17% de l'actif) mais aussi pour 10% des parts d'autres organismes financiers. Le passif est, quant à lui, détenu à 33% par des assureurs français, 14% par d'autres organismes financiers et 6% par des banques françaises. On constate par ailleurs que la hausse des encours des OPC français observée depuis 2012 s'accompagne d'une diminution de l'exposition des OPC français au système financier dans son ensemble. Si cette baisse est continue jusque fin 2016 à l'actif des OPC, l'exposition de leur passif aux entités financières augmente à nouveau entre 2015 et 2016. Cette baisse n'est de plus pas homogène : à l'actif, alors que la part des titres émis par des entités financières françaises baisse de 7 points, on observe une augmentation de l'exposition aux entités financières de la zone euro et hors zone euro (+3 points depuis 2012).

Enfin, au passif, la hausse observée entre 2015 et 2016 se fait également à la faveur d'entités de la zone euro dont la détention de parts de fonds français augmente de 5 points sur la même période. Le passif des fonds français reste néanmoins principalement exposé aux entités françaises.

14 Le système financier dans son ensemble regroupe ici toutes les institutions (ou entités) financières (i.e. les banques, les assurances, les fonds ainsi que toute autre institution financière), toutes zones géographiques confondues. On parlera de système financier français lorsque ces entités sont domiciliées en France.

3. Une exposition au système financier hétérogène selon les types de fonds

Afin d'analyser l'exposition par type de fonds, les données analysées s'arrêtent à la fin décembre 2016. A l'actif, **les fonds monétaires sont, sans surprise, les plus exposés au système financier français dans son ensemble** qui représente 88% de leurs actifs investis, soit 270 milliards d'euros. Ces investissements sont pour 47% effectués sur des titres émis par des contreparties financières françaises, 29% par des entités de la zone euro et 24% par des entités hors zone euro.

Les expositions de l'actif à l'ensemble du système financier sur les autres classes vont de 20% pour les OPC actions (80 milliards d'euros) à 51% pour les OPC mixtes (165 milliards d'euros). Elle se réduit à respectivement 13% pour les OPC actions et à 29% pour les fonds mixtes lorsqu'on ne considère que les institutions financières françaises.

Au passif, **l'exposition apparaît moins hétérogène** : les souscriptions de parts de fonds actions par des contreparties financières s'élèvent à 73% de leur passif (225 milliards d'euros, dont 190 par des entités françaises). Elles atteignent quasiment la même proportion pour les OPC obligataires à 180 milliards d'euros (dont 133 milliards d'euros détenus par des entités françaises). Les OPC monétaires sont exposées pour leur part à hauteur de 230 milliards d'euros (dont 190 milliards à des entités françaises).

Seule la catégorie « autres » se démarque avec une exposition de 28% au système financier, dont 26% au système financier français en lien avec la forte proportion de fonds d'épargne salariale dans cette catégorie. C'est la conséquence directe des contraintes réglementaires sur la gestion de leurs avoirs.

4. Interconnexion faible mais agrégé autour d'« entités piliers »

Les interconnexions entre la gestion d'actifs et le reste du système financier français découlent à l'actif de la détention de titres (actions et obligations) émis par des entités financières (banques, assureurs ou autres intermédiaires financiers), et à leur passif de la détention des parts des fonds par ces mêmes types d'entités.

Le réseau étudié présente de fait les caractéristiques d'un vaste réseau orienté très peu interconnecté. Il présente, par ailleurs, des caractéristiques structurelles typiques des réseaux dits « petit monde » (ou « small world property ») dans la théorie des réseaux :

5. Des interconnexions plus marquées par des expositions de fonds à des entités bancaires ou assurantielles du même groupe ?

Afin d'avoir une analyse la plus exhaustive possible des interconnexions entre la gestion d'actifs et le reste du système financier français, nous nous intéressons aux liens pouvant exister au-delà de la détention d'actifs. En particulier, les liens entre sociétés de gestion et banques ou assurances découlant de leur appartenance au même groupe. Il est en effet apparu durant la crise financière de 2007-2008 que plusieurs institutions financières (en particulier, des banques) sont venues soutenir des entités en difficulté, en particulier dans la gestion d'actifs et que dans plusieurs cas, ces interventions (qualifiées de « step-in ») ont même eu lieu alors qu'aucun engagement contractuel ne les y obligeait¹⁵.

On notera que, pour une société de gestion donnée, ne sont incluses dans l'analyse que les expositions via ses fonds de droits français. Ainsi un fonds d'une société de gestion française domicilié au Luxembourg ne sera pas pris en compte dans cette analyse¹⁶. Vu la taille des gammes luxembourgeoises des grands groupes bancaires français, cela limite effectivement la portée du travail d'analyse.

Il ressort tout d'abord qu'à l'actif, les expositions à une entité du même groupe sont du même ordre que celle à d'autres entités et ne laissent pas apparaître de déséquilibre. Cette diversification découle, sans surprise, des règles de gestion microprudentielles imposées aux fonds. Par exemple, un organisme de placements collectif en valeurs mobilières (OPCVM) ne peut investir plus de 5 % de ses actifs dans des valeurs mobilières ou des instruments du marché monétaire émis par la même entité.

Au passif, en revanche, la grande majorité des montants investis par les banques et assurance dans les fonds français le sont auprès de fonds du même groupe. Afin d'apprécier l'importance de ces expositions a été rapporté à l'actif consolidés des groupes. Ainsi, les montants investis par les plus grosses banques et assurances dans les fonds représentent de 1% à 6% de leur actif total. La plus grosse exposition

15 Moody's estime qu'une soixantaine de fonds sur près de 900 analysés ont bénéficié d'un soutien à travers le monde.

16 Les encours des OPC de droit européen, gérés par les sociétés de gestion françaises, sont estimés à 316 milliards d'euros en 2016 (source : AMF, Les chiffres clés de la gestion d'actifs 2016).

intra-groupe s'élève à 60 milliards d'euros dans notre réseau, moins de 4% de l'actif de l'entité concerné. L'entité la plus exposée (une assurance) l'est à hauteur de 6% de son actif pour 18 milliards d'euros.

Conclusion

Les premiers enseignements des travaux entrepris montrent que le réseau actuellement formé entre la gestion d'actifs et le reste du système financier n'est pas dense. La cartographie réalisée révèle par ailleurs une structure dite de « petit monde », organisé autour d'entités piliers (banques assurance et certains fonds monétaires) où la distance moyenne séparant les acteurs du réseau les uns des autres est réduite. Ainsi l'actif des fonds est essentiellement connecté au secteur bancaire et le passif des fonds au secteur assurantiel. Il ressort que les fonds monétaires sont les plus exposés avec 89% de leur actif constitué d'actifs bancaires. Le passif des fonds reste par ailleurs plus concentré que leur actif et laisse apparaître une exposition marquée aux entités du même du groupe.

Ces premiers enseignements devraient être intégrés à des modèles de propagation de chocs afin d'évaluer comment, dans ce cas, un choc peut être amplifié ou contraire atténué par le biais d'exposition au fonds d'investissements.

Ce pan reste néanmoins naissant et il conviendra de bien prendre en compte aussi, dans un éventuel stress-test, l'ensemble des contraintes réglementaires qui s'imposent au secteur de la gestion d'actifs (en termes de diversification des actifs, de contraintes de liquidité des actifs, de possibilité de rachats...) et des outils dont disposent les gestionnaires pour gérer leur liquidité en cas de stress (mécanismes de plafonnement des rachats ou gates, préavis de souscription et/ou de rachat, rachats en nature et fermeture, partielle ou totale, des souscriptions notamment). Et plus généralement, les avantages ou les inconvénients de la situation actuelle pourront être considérés au regard d'un contrefactuel majeur : l'absence de fonds d'investissements qui se traduirait par une détention directe des actifs par les acteurs concernés.

Bibliographie

Abad, J., M D'Errico, N Killeen, V Luz, T Peltonen, R Portes and T Urbano (2017), "Mapping the interconnectedness between EU banks and shadow banking entities", European Systemic Risk Board Working Paper No. 40.

Aldasoro I. et Alves, I. (2017), "Multiplex interbank networks and systemic importance - An application to European data", BIS Working Papers No 603.

Allen, F., et D. Gale (2000), « Financial contagion », *Journal of political economy*, 108(1), 1-33.

Basel Committee on Banking Supervision (2011), "Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems", Basel Committee on Banking Supervision.

Basel Committee on Banking Supervision (2013), "Global systemically important banks: updated assessment methodology and the higher loss absorbency requirement", Basel Committee on Banking Supervision Consultative Document.

Bargigli, L., di Iaso, G., Infante, L., Lillo, F., Pierobon, F. (2013), "The multiplex structure of interbank networks", arXiv:1311.4798v1.

Bech M., et E. Atalay, (2010), "The Topology of the Federal Funds Market", *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications* 389 (22): 5223–46.

Craig, B. et G. von Peter (2014), "Interbank Tiering and Money Center Banks", *Journal of Financial Intermediation* 23 (3) : 322–47.

Elsinger, H. (2009), "Financial Networks, Cross Holdings, and Limited Liability", Oesterreichische Nationalbank Working Paper 156.

Gai, P., A. Haldane et S. Kapadia (2011), "Complexity, Concentration and Contagion.", *Journal of Monetary Economics* 58 (5): 453–70.

Gil-Bazo, J., Hoffmann, P. et Mayordomo, S. (2017), "Mutual Funding", SSRN.

Glasserman, P., et Young, H.P. (1016), "Contagion in Financial Networks" *Journal of Economic Literature* · vol. 54 (3) :779-831

Hauton, G. et Héam J.C. (2016): «How to measure interconnectedness between Banks, Insurers and Financial Conglomerates?», *Statistics & Risk Modeling*, 33, 3-4, 95-116

Heipertz J. et Ouazad A., Rancière R. et Valla N. (2017), «Balance-Sheet Diversification in General Equilibrium: Identification and Network Effects», National Bureau of Economic Research Working Paper n°23572.

IAIS (2013), “Global systemically important insurers: Initial assessment methodology”, International Association of Insurance Supervisors.

In't Veld, D. et van Lelyveld I. (2014), “Finding the Core: Network Structure in Interbank Markets”, *Journal of Banking and Finance* 49: 27–40.

K. Benhami, K., Le Moign, C. (2018), « Les interconnexions entre le secteur de la gestion d'actif français et le reste du système financier français », Note interne au Collège, Autorité des Marchés Financiers.

Puhr, C., Seliger, R. et Sigmund M. (2012), “Contagiousness and Vulnerability in the Austrian Interbank Market”, Oesterreichische Nationalbank Financial Stability Report 24.

Xisong Jin X. et F. Nadal De Simone (2016), “Tracking Changes in the Intensity of Financial Sector's Systemic Risk”, Central Bank of Luxembourg working papers No 102

MICHEL LELART

Directeur de recherche émérite au CNRS, Laboratoire d'Economie d'Orléans

michel.lelart@wanadoo.fr

DERRIÈRE LES CRISES FINANCIÈRES INTERNATIONALES : UNE CRISE DE LA MONNAIE INTERNATIONALE

Résumé :

Plus que jamais le système monétaire international fait parler de lui. Il était déjà critiqué il y a cinquante ans, parce qu'il était déjà et qu'il allait devenir de plus en plus un système dollar. Que leur monnaie soit la monnaie internationale permettait aux Etats-Unis d'être et de rester en déficit sans être inquiétés, et leur conférait un privilège qualifié souvent d'exorbitant.

Les choses n'ont pas changé. Cet article analyse, comme J. Rueff l'avait fait, les modalités par lesquelles le dollar devient une monnaie internationale. Il mesure l'importance de ce phénomène et analyse ses principales manifestations qui sont autant de conséquences pour les Etats-Unis comme pour les autres pays du monde. Enfin il présente quelques-unes des réformes envisagées.

Mots-clés : seigneuriage – dissymétrie – dollar US – liquidités internationales

Code JEL : E 51 – F 31 – F 32 – G 15

Abstract :

Today, more than ever, the international monetary system is front page news. Some fifty years ago, it was soon criticized because it was already – and would rapidly evolve as – a dollar-based system that allowed the US to run persistent external deficits without any concern for the rest of the world. This system, whereby the US currency became the international currency, provided the US with what was known as an “exorbitant privilege”.

The current situation has not changed. This paper analyzes, as J. Rueff had done, the process by which the dollar becomes an international currency. Statistical data to measure its importance is presented and the paper analyzes the principal characteristics of this system with its consequences on the US, as well as on the rest of the world.

Key words : seignorage – asymmetry – US dollar – international liquidity

Le système monétaire international n'en finit pas de faire parler de lui. Les uns considérant qu'il n'existe plus veulent le reconstruire. Les autres considérant qu'il existe toujours veulent seulement le réformer. Mais rares sont ceux qui ne veulent rien faire et rares sont ceux qui n'ont pas une idée de ce qui pourrait être fait.

En fait, les discussions ont commencé pratiquement dès que le système de Bretton Woods est entré en application. Ce système ne reposait pas sur une nouvelle monnaie internationale gérée par une nouvelle institution – le plan Keynes avait été rejeté – mais sur la monnaie du pays dont l'économie était à ce moment-là la plus solide, le niveau de vie le plus élevé, les marchés financiers les plus performants... Les Accords adoptés en 1947 faisaient en effet du dollar la monnaie internationale par plusieurs de leurs dispositions. Les pays devaient exprimer la parité de leur monnaie « soit en or, soit en dollars US » (art.4, section 1). Les pays devaient racheter leur monnaie... ils pouvaient le faire « soit en la monnaie du pays demandeur, soit en or » (art.8, section 4). Compte tenu de leurs réserves, il était évident que les Etats-Unis étaient le seul pays capable de convertir sa monnaie en métal. Le dollar allait ainsi être « as good as gold » et devenir l'avoir de réserve le plus populaire. Enfin les pays qui convertiraient leur monnaie en or ne seraient pas tenus de la stabiliser dans les marges prescrites autour de la parité (art. 4, section 4). Ainsi les Etats-Unis ne seraient plus tenus d'intervenir sur les marchés des changes. Et comme les pays avaient défini leur monnaie par rapport au dollar, c'est leur banque centrale qui devrait intervenir, seule et en dollars... elle le pourrait d'autant plus facilement qu'elle en détiendrait dans ses réserves. Unité de compte, avoir de réserve, monnaie d'intervention, le dollar peut entrer en scène, le décor est planté.

Mais cela ne pouvait tenir qu'à deux conditions¹. Il fallait d'abord que, à défaut de pouvoir augmenter la quantité, on augmente le prix de l'or. Il fallait ensuite que l'augmentation des avoirs en dollars des banques centrales soit maîtrisé, il fallait que les Etats-Unis maîtrisent le déficit de leur balance des paiements et qu'ils gèrent leur monnaie non pas comme une monnaie nationale, mais comme une monnaie internationale, comme la Grande-Bretagne l'avait fait avec la livre sterling entre les deux guerres. En fait les Etats-Unis se sont toujours opposés à une réévaluation du prix de l'or – laquelle nécessitait leur accord et celui de la Grande-Bretagne (art.4, section 7). Et ils n'ont guère fait d'efforts, malgré des promesses sans cesse réitérées, pour maintenir à peu près en équilibre leurs échanges extérieurs. La décennie 60, marquée par une baisse incessante des réserves d'or US et par une augmentation rapide des avoirs en dollars des banques centrales, a été riche de critiques faites par les pays occidentaux... La France a bien tenu son rang pendant tout ce temps, en particulier par la voix de Jacques Rueff qui n'a eu de cesse à partir de 1963 de dénoncer l'avantage qu'avaient les Etats-Unis de pouvoir rester indéfiniment en déficit : le fameux « déficit sans pleurs » qui leur permettait « de donner sans prendre, de prêter sans emprunter et d'acquérir sans payer » (1963, p. 134).

Ces avantages sont la manifestation du privilège lié à l'émission de monnaie. En septembre 1964, à l'Assemblée Générale du Fonds Monétaire International à Tokyo, Valéry Giscard d'Estaing, alors ministre des Finances, parle du « privilège exorbitant » dont profitent les Etats-Unis du fait que leur monnaie est une monnaie internationale. Dans sa célèbre conférence de presse du 4 février 1965, le général de Gaulle s'élève contre la possibilité qu'ont les Etats-Unis « de s'endetter gratuitement vis-à-vis de l'étranger ». En effet, « ce qu'ils lui doivent, ils le lui paient... avec des dollars qu'il ne tient qu'à eux d'émettre »². L'expression n'est pas très heureuse, car à l'époque les Etats-Unis avaient une balance des opérations courantes excédentaire, ils avaient donc moins de dettes envers l'étranger que de créances. Mais l'idée exprimée renvoie bien au processus d'émission de monnaie.

1 C'est ce que Robert Triffin avait fort bien vu, dès 1947. Cf. B. Eichengreen, 2011, p. 71.

2 Cette conférence est reproduite dans J. Rueff, 1971, pp. 89-95.

C'est ce mécanisme qui est au cœur du système monétaire international et qui n'est plus régulé depuis que le Président Nixon a suspendu – provisoirement ne l'oublions pas – la convertibilité en or du dollar. Nous pensons que là réside la principale cause de l'instabilité monétaire, en même temps que financière, à l'heure actuelle.

Nous allons revoir comment fonctionne ce mécanisme, puis analyser les conséquences d'un tel dérèglement, enfin discuter des solutions qui peuvent être envisagées.

Le mécanisme de la création internationale de dollars

Dans un exposé devant le Conseil Economique et Social en mai 1965, J. Rueff a bien expliqué comment les Etats-Unis émettaient de la monnaie internationale. « Lorsque les Etats-Unis ont un déficit à l'égard de l'étranger, ils paient en dollars, naturellement. Ces dollars qui sont reçus par le créancier (disons français) arrivent par des canaux divers à la banque d'émission (la banque de France). Mais ces dollars sont inutilisables à Paris, donc le jour même où la banque d'émission les reçoit, elle les replace sur le marché de New York, par télégramme, en achetant des bons du Trésor ou en les déposant en banque. On arrive alors à ce système merveilleux, incomparable, dans lequel le pays débiteur recouvre, le jour même où il les a accomplis, les versements qu'il a opérés à l'égard de l'étranger » (1967). Si on excepte la référence au télégramme, cette explication est très intéressante car elle met bien l'accent sur ce va-et-vient du dollar, sur cet aller-retour qui fait qu'une fois cédé dans un sens il est aussitôt cédé dans l'autre. Il revient donc à son point de départ, comme s'il était sorti puis rentré aussitôt. Mais il a été l'objet de deux transactions : dans l'exemple cité d'abord un règlement, par exemple de produits importés, puis une acquisition de titres, par exemple des bons émis par le Trésor US. D'abord une sortie puis une rentrée de capitaux.

Le schéma ainsi présenté appelle néanmoins quelques observations. La première concerne la « sortie » du dollar, l'opération par laquelle le dollar est transféré à un créancier supposé français. Quel peut bien être ce déficit qu'il est censé régler ? Des importations certes, mais encore ? L'expression n'est pas très heureuse, car les investissements ou les placements à l'étranger que les Etats-Unis peuvent faire de la même façon – en dollars – ne sont pas vraiment un déficit. La deuxième observation concerne la « rentrée » du dollar, l'opération par laquelle le dollar est

ensuite transformé en bons du Trésor ou en dépôt à terme. Ces dollars sont déjà dans une banque US, ils ne peuvent donc pas y revenir après avoir été transférés en règlement à l'étranger. Une dernière observation concerne l'intervention de la banque d'émission étrangère. Elle était systématique lorsque les changes étaient fixes, elle ne l'est plus maintenant.

Le mécanisme de l'émission de monnaie internationale apparaît maintenant clairement. Les dollars deviennent une monnaie internationale chaque fois que, inscrits au compte de résidents dans une banque américaine, ils sont transférés au compte de non-résidents. Les raisons de ces transferts – importations, investissements directs, placements, crédits bancaires... – constituent autant de contreparties à cette émission. Une fois transférés à l'étranger, les dollars peuvent « revenir » aux Etats-Unis en règlement des exportations américaines : ils ne sont plus de la monnaie internationale et l'émission est diminuée d'autant. Mais beaucoup de ces dollars restent détenus par des non-résidents : ils restent en dépôt dans des banques US ou, plus souvent, sont transformés en avoirs un peu, voire beaucoup moins liquides : des bons du Trésor, des titres à court ou à long terme, des investissements directs aux Etats-Unis... L'émission de monnaie internationale à travers le transfert de dollars en règlement s'accompagne ensuite de la transformation de cette monnaie en avoirs moins liquides. La balance des paiements US peut donc être analysée comme le bilan d'une banque créatrice de monnaie. Au passif l'émission de monnaie internationale durant l'année est égale à l'augmentation des engagements US envers l'étranger ce qui correspond au montant des dollars transférés au reste du monde. A l'actif se trouvent les contreparties de cette émission.

Ce mécanisme n'a pas toujours été présenté de cette façon. Il arrive même qu'il soit nié, notamment par les Américains. En 1966 – toujours la même époque – E. Desprès, C. Kindleberger et W. Salant ont expliqué que les Etats-Unis ne faisaient que de la transformation : ils empruntaient des dollars au reste du monde sous forme relativement liquide, dépôts bancaires, bons du trésor... et ils prêtaient ensuite ces dollars en prenant des risques, par exemple en investissant dans les pays européens (1966). Cette thèse dite « DKS » a eu et a toujours beaucoup de succès. Il est vrai que sur un plan comptable les engagements américains envers l'étranger sont plus liquides que leurs avoirs, mais d'où viennent les dollars qu'ils emprunteraient ainsi pour les prêter ? Comment peuvent-ils emprunter à d'autres pays des dollars qu'ils sont seuls à pouvoir prêter ? A vrai dire les Etats-Unis sont au cœur d'un mécanisme

de création monétaire qui repose sur la fameuse relation « Les crédits font les dépôts ». Car comment peut-on expliquer qu'une monnaie, quelle qu'elle soit, puisse arriver dans une banque en dépôt si elle n'en est pas d'abord sortie à l'occasion d'un crédit ? En renversant la relation et en faisant dépendre les crédits des dépôts, la thèse DKS nie la création internationale de dollars par les Etats-Unis.

Cette thèse a été plébiscitée outre-Atlantique. En 1971, alors que la balance des paiements américaine calculée en termes de *liquidités brutes* était de plus en plus déficitaire, les Autorités ont décidé de publier la balance des *liquidités nettes* qui faisait la compensation entre les créances et les dettes, quelles qu'elles soient, comme s'il s'agissait de crédits et de dépôts. Le déficit de la balance des paiements apparaissait diminué, mais il devenait impossible de détecter le processus par lequel les dollars devenaient de la monnaie internationale. Quelques années plus tard, les Etats-Unis ont renoncé à faire apparaître un solde à la hauteur de la ligne, mais ils ont mesuré « les entrées nettes de capitaux », comme s'ils devaient emprunter pour prêter. Et plus récemment, le Département du Commerce a présenté les transactions internationales US en distinguant, après les transactions courantes et le solde qui leur correspond, les transactions financières qui aboutissent à un « Net Financial Flows ». Toujours la compensation, donc la différence, entre les avoirs et les engagements, alors que les engagements US sont de la monnaie internationale et que les avoirs sont la contrepartie de son émission !³

Il est impossible, en procédant de cette façon, de comprendre et d'analyser l'émission internationale de dollars. Et cependant il y a bien là un véritable mécanisme de création monétaire. Nous allons voir qu'il n'est pas régulé, ce qui n'est pas sans conséquences.

3 La même procédure appliquée au niveau international conduirait à compenser les avoirs en devises des banques centrales et les engagements envers le reste du monde des pays émetteurs de ces monnaies... Il n'y aurait plus de liquidités internationales !

Le dérèglement de la création monétaire internationale

Il y a donc émission de monnaie internationale par les Etats-Unis chaque fois que des dollars sont transférés à des non-résidents, chaque fois que les engagements américains envers le reste du monde augmentent. Au 31 décembre 2016, ils s'élevaient à 30.000 milliards. A la fin de 1970, quelques mois avant l'inconvertibilité du dollar, ils ne dépassaient pas 100 milliards. Le volume des dollars transférés par les Etats-Unis au reste du monde a été multiplié par 300 en 46 ans, et cela malgré le ralentissement récent dû à la crise. Un tel taux (plus de 13% par an), en soi exceptionnel, devient invraisemblable pendant tant d'années de suite.

Cette accumulation n'a pas été régulière⁴ : 1,8 milliard de dollars par an en moyenne dans les années 50, moins de 5 milliards dans les années 60, quelques dizaines de milliards durant les années 70, quelques centaines dans les années 80, plus du double la décennie suivante et toujours de plus en plus, jusqu'à plus de 2.000 milliards en 2006 puis en 2007, avant que la crise ne se déclenche. Et depuis 2000 de 300 à 1.200 milliards selon les années. Car ces engagements n'ont jamais progressé d'une façon régulière, ils ont pu être doublés d'une année à l'autre, voire divisés par trois. En fait cela ne peut étonner. Les transactions par lesquelles les dollars « sortent » des Etats-Unis sont très variées : des importations (nettes des exportations), des investissements, des placements, des crédits accordés par le secteur privé US et surtout par le secteur bancaire.

Ces transactions sont en effet très diverses, elles peuvent être effectuées par une entreprise US, une filiale étrangère, des courtiers, une banque, une filiale de banque étrangère... situés en Europe, au Japon, aux Bahamas... En réalité, ce sont tous les agents économiques, aux Etats-Unis comme dans le reste du monde, qui cèdent ou reçoivent des dollars. C'est donc l'économie américaine dans son ensemble qui fait fonction de banque créatrice de monnaie, et qui en crée selon ses propres besoins. Cette création ne dépend pas de décisions collectives, prises en concertation avec les demandeurs de cette monnaie qui sont éparpillés de par le monde. Il n'y a pas le moindre contrôle, pas la moindre régulation. La création de monnaie internationale est le résidu d'une multitude d'opérations, toutes indépendantes les unes des autres, et qui ne s'équilibrent globalement que du fait de la logique des comptes dans lesquels

⁴ On retrouve les données qui suivent dans M. Lelart (2012). Cf. aussi (2017), pp. 91-94.

ces transactions sont enregistrées. Il n'est pas exagéré de parler à cet égard d'un dérapage de la création monétaire (de Lauzun, 2011) ou d'une émission désordonnée des liquidités mondiales (Camdessus, 2011).

Que les transactions des Etats-Unis avec le reste du monde transforment le dollar en monnaie internationale n'est pas sans avantages pour ce pays. Un *premier avantage* correspond au *seigneuriage*. Les dollars transférés au reste du monde par les Etats-Unis leur rapportent un revenu s'ils sont investis ou un intérêt s'ils sont prêtés, et ils leur coûtent un revenu s'ils sont réinvestis chez eux ou un intérêt s'ils sont empruntés ou déposés dans leurs banques. Le seigneuriage correspond à cette différence. En 2016 les Etats-Unis ont perçu 814 milliards de dollars de ces revenus et en ont payé 641, soit un excédent de 173 milliards. Il s'explique à la fois parce que les investissements directs US à l'étranger rapportent plus que les investissements étrangers aux Etats-Unis (10,9% contre 8,2% en 2016) et parce que la plupart des engagements US sont plus liquides que leurs avoirs : ce sont les bons du Trésor US, les dépôts dans les banques... et les billets qui, eux, ne coûtent rien⁵.

Ce seigneuriage a commencé à diminuer depuis quelques années, du fait notamment de la baisse des taux d'intérêt. Mais il prend maintenant une autre dimension, qu'a bien révélée il y a quelques années l'affaire BNP. La première banque française a dû payer au Trésor américain une amende de près de 9 milliards de dollars parce qu'elle avait effectué des transactions avec quelques pays – l'Iran, le soudan, Cuba – que les Etats-Unis avaient placés sous embargo. Elle a dû aussi se séparer d'une quinzaine de responsables et s'engager à mettre en place à New York une cellule dédiée à la surveillance de ces transactions. Cette affaire a fait beaucoup de bruit. La BNP a certes « joué avec le feu », mais les Etats-Unis peuvent-ils imposer leur droit à des transactions effectuées entre des non-résidents. Elles sont effectuées en dollars, certes, mais parce que, au lendemain de la guerre, leur monnaie était la plus forte. Aucun traité international n'a entériné depuis une telle primauté. On pourrait ajouter le cas de l'Argentine à laquelle les tribunaux américains ordonnent de rembourser certains créanciers et lui interdisent d'en rembourser d'autres... parce que ces crédits ont été accordés dix ou quinze ans plus tôt en dollars !

5 Ces billets qui sont effectivement « sortis » des Etats-Unis représentent 36% des billets US en circulation. Ils représenteraient même 75% des billets de 100 dollars (cf. Eichengreen 2011, p. 8).

Un *deuxième avantage* dont bénéficient les Etats-Unis est leur capacité d'importer, d'investir ou de prêter à l'étranger sans limites puisqu'ils le font en leur monnaie et qu'elle n'est plus convertible en or depuis 47 ans ! Le « déficit sans pleurs » est toujours en place, et quand on passe des flux aux stocks, le résultat devient impressionnant. L'endettement extérieur des Etats-Unis atteint 30.000 milliards de dollars fin 2016, leur endettement net atteint 8.400 milliards et il progresse toujours à mesure que chaque année ils importent plus qu'ils n'exportent. Cette situation a plusieurs conséquences.

- Une première est *la dissymétrie* entre ce pays et les autres. Les Etats-Unis peuvent être en déficit et y rester, ils ne sont pas obligés de prendre certaines mesures ou de modifier leur politique. Et comme ils n'ont jamais besoin d'augmenter leurs réserves, ils n'auront jamais besoin de recourir au Fonds Monétaire International et de suivre ses recommandations. C'est tout le contraire pour les autres pays. Ceux qui sont en déficit ne peuvent le rester longtemps. Quant à ceux qui sont en excédent, car tous les pays ne peuvent pas être en même temps en déficit, ceux-là interviennent sur les marchés des changes plus souvent que les Etats-Unis qui pratiquent le « benign neglect ».
- Une deuxième conséquence est *le déséquilibre* entre les pays. Si les Etats-Unis sont de plus en plus débiteurs envers le reste du monde, d'autres pays sont nécessairement créanciers. S'ils ont importé plus qu'ils n'ont exporté, d'autres pays ont davantage exporté. Ce sont surtout la Chine, la Zone euro, les pays pétroliers, enfin quelques pays émergents ou qui ont fini de l'être comme la Corée ou le Brésil. Leurs avoirs en dollars sont devenus pléthoriques, et comme ils ne sont plus rachetés par les Etats-Unis et que, du fait de leur quantité, ils ne peuvent plus être échangés facilement sur les marchés, ils sont devenus en fait inconvertibles.

Privège exorbitant, seigneurage, déficit sans pleurs... ces concepts bien connus depuis cinquante ans résument bien le dysfonctionnement du système monétaire international du dollar qui fait fonction de système monétaire international. Cela va-t-il durer toujours !

Les solutions envisagées

Depuis le 15 août 1971, bien des solutions ont été envisagées pour freiner l'accumulation incontrôlée de dollars dans le monde. Sait-on que les avoirs en or des Etats-Unis, évalués au prix du marché, représentent maintenant moins de 5% des dollars détenus par les banques centrales ? Un tel pourcentage interdit toute velléité d'un retour à l'or qui, à vrai dire, n'est plus guère envisagé de nos jours. Mais après le déclenchement de la crise, la réforme du système monétaire international a suscité un grand intérêt. Le G 20 s'est même emparé du sujet en 2011. Le problème n'est plus vraiment à l'ordre du jour aujourd'hui. Quelques solutions sont encore parfois évoquées.

Une solution avait été imaginée par la Grande-Bretagne dès la Conférence de Bretton Woods. *Le plan Keynes*, qui a été rejeté, prévoyait la mise en place d'une nouvelle monnaie en laquelle les règlements entre les pays pourraient être compensés chaque mois. Les soldes, excédentaires comme déficitaires, seraient maîtrisés grâce à l'intervention d'une banque internationale de compensation et la fixation de quotas. Ce système très ingénieux, qui a été repris avec succès par l'Union Européenne des Paiements dans les années 50, a toujours quelques partisans (par exemple Davidson, 2009). Ils sont rares, car si le principe d'une monnaie internationale destinée à régler les échanges internationaux est tout à fait séduisant, il est difficile d'imaginer aujourd'hui une centralisation des transactions de l'ensemble des agents nationaux. A quoi serviraient alors les marchés des changes, et comment réagiraient les banques, en particulier celles qui sont spécialisées dans le commerce international, et qui n'auraient plus qu'à additionner et soustraire pour le compte d'une nouvelle banque internationale ?

La solution adoptée à Bretton Woods a été la mise en place d'un *Fonds de Stabilisation* – il deviendra le Fonds Monétaire International – qui devait aider les pays à stabiliser leur taux de change. Mais le FMI ne crée pas de monnaie internationale et ses opérations n'ont qu'un impact très limité sur les réserves de change des pays membres. Et au-delà de montants somme toute limités, il doit emprunter pour prêter. C'est pour cela qu'il n'est pas vraiment le prêteur en dernier ressort dont le monde aurait besoin. C'est aussi pour cela que l'on peut souhaiter une extension de son rôle grâce à une très forte augmentation de ses ressources comme de sa capacité d'emprunt, notamment auprès des marchés. Pour l'instant son rôle consiste principalement à prévenir les crises financières et à surveiller « fermement » (art.4) les politiques de

change, mais pas seulement celles-là, de ses pays membres.

Avant que la convertibilité du dollar ne soit suspendue, les pays avaient réfléchi à une solution dont ils auraient besoin un jour ou l'autre. C'est ainsi que les *droits de tirage spéciaux* ont été inventés. Les premières allocations sont intervenues le 1^{er} janvier 1970 « pour compléter les instruments de réserve existants » (art.15). Quelques années plus tard, le second amendement aux Accords de Bretton Woods a introduit dans les statuts « l'objectif qui consiste à faire du DTS le principal instrument de réserve du système monétaire international » (art.8, section 7 et art.22). Les choses sont claires. En réalité, le DTS dont le fonctionnement a été fort bien conçu, a pratiquement échoué. Les premières allocations avaient été de 9,5 milliards ; elles sont restées à 21 milliards pendant 28 ans, alors que les avoirs en dollars des banques centrales sont passés pendant ce temps de l'équivalent de 210 milliards de DTS à l'équivalent de 2.900 ! Le rôle du DTS est donc resté tout à fait marginal. Les choses auraient pu changer en 2009, non pas parce que les allocations ont été doublées pour égaliser les avoirs de chaque pays par rapport à sa quote-part, mais parce qu'une nouvelle allocation de près de 200 milliards cette fois a été décidée pour répondre au souhait de la Chine de réformer le système monétaire international et de commencer à réduire le rôle du dollar. En fait ces nouveaux DTS n'ont pratiquement rien changé au fonctionnement – très ralenti – de ce système depuis dix ans.

En fait, c'est la volonté politique qui a manqué, et en particulier le peu d'empressement des Etats-Unis qui se sont opposés pendant plusieurs années à la dernière augmentation des allocations, comme ils s'étaient opposés à la mise en place d'un compte de substitution en 1980. Et pourtant le DTS est un avoir de réserve imaginé par la communauté internationale et géré par le FMI. Aux termes des statuts actuels, il a vocation à avoir la première place dans les liquidités internationales. C'est la raison pour laquelle les projets de réforme du système monétaire international font souvent une place à une réforme des DTS⁶. Cette piste-là est sans doute la plus intéressante à explorer. Elle supposerait une coopération plus étroite entre les pays, surtout les plus grands, une surveillance de leurs politiques par le FMI qui soit plus contraignante, enfin une réforme du FMI lui-même, notamment de sa gouvernance. La réforme sera longue à mettre en place, il faudra beaucoup d'ingéniosité aux experts car il ne faudra pas seulement essayer de réguler à l'avenir l'expansion internationale

6 Cf. par exemple l'initiative du Palais Royal, par laquelle une vingtaine de responsables ont réfléchi ensemble à ce que pourrait être la réforme du système monétaire international (2011).

du dollar – et de quelques autres monnaies. Il faudra aussi faire face aux conséquences du dérèglement que nous avons analysé. Et pourtant, nous pensons que c'est sans doute là notre meilleure chance d'arriver, un jour, à ce que la monnaie que les pays utilisent entre eux ne soit pas toujours la monnaie de l'un d'eux, ni toujours du même.

Conclusion

Les années ont passé. La nécessité d'une réforme du système monétaire international ne semble plus être une priorité aujourd'hui. Deux raisons contribuent à l'expliquer, en même temps que toutes les deux font que la situation actuelle est de plus en plus difficile à supporter.

- *La première* est la montée en puissance d'autres monnaies susceptibles de concurrencer le dollar. Il n'est pas sûr du tout qu'un système bipolaire ou multipolaire soit plus stable, et qu'une concurrence entre le dollar et l'euro – et le yuan pour l'instant – permette un jour une certaine maîtrise de la création monétaire internationale. Déjà il est difficile de transposer notre analyse au cas de ces monnaies, car si les transactions internationales des Etats-Unis sont quasiment toutes réglées en leur monnaie, qu'en est-il des transactions des pays de la Zone euro ou de la Chine ?
- *La seconde* est la transformation de la monnaie en actif financier. La monnaie qui est la contrepartie dans une opération d'échange devient l'objet même du contrat dans une transaction financière : c'est elle qui est prêtée et empruntée. Elle est ainsi « la matière première » de la finance. Une création plus importante de monnaie internationale entraîne donc une expansion des transactions financières internationales. Ces transactions-là ont aussi posé de sérieux problèmes du fait d'un manque de régulation. Mais la crise a révélé les défauts du système financier international, et un certain nombre de réformes ont été prises depuis.

Elles ne doivent pas faire oublier que le système monétaire international doit lui aussi – et devrait même en priorité – être réformé. Il ne repose pas sur un mécanisme original de création monétaire qui tiendrait compte des besoins de l'économie mondiale et permettrait de contrôler l'expansion des liquidités internationales. Il

ne fonctionne pas dans l'intérêt de tous les pays, puisqu'il privilégie celui dont la monnaie est utilisée par les autres. Une telle situation ne peut durer éternellement. Un jour viendra où une telle réforme s'imposera. Elle finira bien par être acceptée.

Quelques références

Camdessus M. (2011), Renforcer la gouvernance financière mondiale, in J.P. AUDOYER (éd.), *L'économie autrement*, Editions Peuple libre, Valence.

Davidson P. (2009), Réformer la monnaie internationale, *L'Economie politique*, n°42, avril, pp. 75-87.

Despres E., Kindleberger C.B. et Salant M.S. (1966), The dollar and World Liquidity – A minority View, *The economist*, 5 février, pp. 526-529.

Eichengreen B. (2011), *Un privilège exorbitant – Le déclin du dollar et l'avenir du système monétaire international*, Odile Jacob, Paris.

Initiative du Palais Royal (2011), *La réforme du système monétaire international : une approche coopérative pour le XXIème siècle*, 18 janvier.

Lauzun P. de (2011), Les leçons de la crise financière, in J.P. Audoyer, *op.cit.*, pp. 23-62.

Lelart M. (2012), Comment le dollar devient-il une monnaie internationale ?, *Revue d'Economie Financière*, n°107, septembre, pp. 265-288.

Lelart M. (2017), *Le système monétaire international*, Coll. Repères, La Découverte, Paris, 9^{ème} édition.

Rueff J. (1963), *L'âge de l'inflation*, Payot, Paris.

Rueff J. (1967), Le système monétaire international, in *Les fondements philosophiques des systèmes économiques – Textes de J. Rueff*, Payot, Paris.

Rueff J. (1971), *Le péché monétaire de l'Occident*, Plon, Paris.

HENRI-LOUIS VEDIE

Professeur Émérite / Groupe HEC Paris

henrivedie@hotmail.com

LA TRANSITION DÉMOGRAPHIQUE : UN ENJEU MAJEUR POUR L'AFRIQUE TROPICALE

Résumé :

Cette étude porte sur les conséquences des projections démographiques des Nations Unies, horizon 2050, et surtout horizon 2100, pour l'Afrique Tropicale, regroupant 46 des 56 états africains au sens onusien, considérant par exemple Mayotte et la Réunion /départements français/ comme des états africains. Ces projections, analysées ici, montrent la gravité de la situation. En effet, si rien n'est fait dès maintenant, l'Afrique Tropicale dépassera les 3.8 milliards d'habitants ! Avec un Nigéria à plus de 750 millions d'habitants, la RD Congo à plus de 300 millions d'habitants, la Tanzanie à près de 300 millions d'habitants, le Niger dont la population sera multipliée par 2.6 en moins d'un demi-siècle, etc... Ce ne sont que des prévisions certes, mais on aurait grand tort de ne pas les prendre au sérieux, principalement celles de 2050.

Mots clés : Projections – Démographie – 2050/2100, Afrique Tropicale

Abstract :

This study is to deal with the consequences attached to the demography forecast of the United Nations by 2050, and especially by 2100, concerning the Tropical Africa gathering 46 of the 56 african states, within the meaning of the United Nations, Mayotte and Reunion, french overseas department are considered as African states. These projections show the seriousness of the situation. If nothing is done now, the populations of the Tropical Africa would exceed the 3.8 millions, eg : Nigeria with the more than 750 millions inhabitants, the Democratic Republic of Congo with more 300 millions inhabitants, Niger with population would be multiplied by 2.6 in less of a century, etc... Admitted, these are only forecast but it would be wrong not to take them seriously, especially the 2050 forecast.

Key words : Forecast demography – 2050/2100 Tropical Africa

Parmi les défis majeurs à relever au cours du siècle, celui d'une révolution démographique achevée n'est pas le moins important. Et son succès, ou son échec conditionne d'autres succès et d'autres échecs. Les projections démographiques et planétaires de l'ONU, horizon 2050 et 2100, annoncent une population mondiale progressant de deux milliards d'individus, en 2050, et de deux milliards supplémentaires horizon 2100. Certes, il s'agit de projections, et comme toute projection, elle donne lieu à débat, portant sur sa fiabilité et, ici, sur les conséquences éventuelles d'une progression sans précédent de la population mondiale. L'erreur en la matière, souvent commise, est de considérer ces projections démographiques de même nature, horizon 2050 et horizon 2100. Les experts démographes nous ont montré, dans un passé récent, que sur un espace générationnel de l'ordre de 25-30 ans, leurs prévisions ou projections démographiques se vérifiaient à 90 %. Il n'y a aucune raison qu'il en soit autrement aujourd'hui pour les projections horizon 2050, 35 ans les séparant de leur publication et de cet horizon. C'est pourquoi nous les considérons comme devant se vérifier à au moins 90 % de leurs estimations, les mesures prises maintenant demandant plus d'une génération pour atteindre leur objectif.

Tel n'est pas le cas de celles horizon 2100, trois générations nous en séparant aujourd'hui. Et en trois générations, il peut se passer beaucoup de choses. Ainsi, en agissant dès maintenant, et sous certaines conditions, on peut mettre en place une transition démographique qui remettrait en cause certaines de ces projections. Autre certitude, celle de « toutes choses égales par ailleurs », où rien ne change, donnant à ces projections toutes les chances de se vérifier.

A l'horizon 2050, l'Inde sera l'état le plus peuplé de la planète, avec 1.8 milliards d'habitants, loin devant la Chine. Et sur les deux milliards d'individus attendus en supplément, un milliard sera africain. C'est pourquoi notre étude porte sur ce continent, et ses 54 pays. En sont exclus le Maghreb et l'Afrique Australe, peu concernés par cette révolution démographique, ayant achevé pour la plupart leur transition démographique, concentrant l'analyse de ces projections démographiques sur l'Afrique Tropicale. Ce qui nous conduit tout d'abord à préciser et détailler ces projections (I), pour ensuite en analyser les raisons et les conséquences (II).

I. Une population d'Afrique Tropicale qui progresse de deux milliards en 2050 et qui pourrait progresser encore de deux milliards entre 2050-2100

L'Afrique tropicale regroupe les 20 pays d'Afrique de l'Est, les 9 pays d'Afrique Centrale et les 17 pays d'Afrique de l'Ouest (approche onusienne). Les projections démographiques concernant ces quarante-six états sont les suivants.

A. Une population pouvant atteindre voire dépasser plus d'un milliard cinq cents millions de personnes en Afrique de l'Est, horizon 2100

Tableau (1) : Evolution de la population d'Afrique de l'Est, entre 2015-2100

Pays	Population en milliers		Taux de croissance	
	2015	2100	2015-2050	2050-2100
Burundi	22 668	62 222	156%	119%
Comores	788	2 306	91%	54%
Djibouti	888	1 186	34%	-5%
Erythrée	5 228	15 616	99%	50%
Ethiopie	99 391	242 644	90%	29%
Kenya	46 050	156 856	107%	64%
Madagascar	24 235	105 499	128%	91%
Malawi	17 215	37 056	115%	102%
Maurice	1 273	952	-2%	-24%
Mayotte	240	752	107%	51%
Mozambique	27 978	127 078	134%	95%
Réunion	861	870	15%	-12%
Rwanda	11 610	25 692	82%	21%
Seychelles	96	81	3%	-19%
Somalie	10 787	58 311	151%	116%
Soudan du Sud	12 340	41 752	110%	61%
Ouganda	39 032	202 868	161%	99%
Tanzanie	53 470	299 633	156%	118%
Zambie	16 212	104 869	165%	144%
Zimbabwe	15 603	40 263	90%	36%

Source : Revision of world population prospects - 2015.

B. Une population pouvant atteindre 700 millions en Afrique Centrale, horizon 2100

Le tableau (2) précise les populations respectives des 9 états constitutifs de l'Afrique Centrale onusienne en 2015 et 2100, ainsi que leur croissance, en pourcentage, entre 2015-2050 et 2050-2100.

Tableau (2) : Evolution de la population d'Afrique centrale, entre 2015-2100.

Pays	Population en milliers		Taux de croissance	
	2015	2100	2015-2050	2050-2100
Angola	25 022	138 738	162%	112%
Cameroun	23 444	82 382	107%	70%
République Centre Afrique	4 900	12 515	79%	43%
Tchad	14 037	68 927	150%	96%
Congo	4 620	22 015	132%	105%
RD Congo	77 267	388 733	153%	99%
Guinée Equatoriale	845	2 984	115%	64%
Gabon	1 725	4 466	83%	41%
Sao Tome and Princip.	190	353	86%	52%

Source : Revision of world population prospects - 2015.

C. Une population de plus d'un milliard cinq cents millions en Afrique de l'Ouest horizon 2100

Le tableau (3) regroupe les populations des 17 états constitutifs de l'Afrique de l'Ouest, en 2015 et 2100, ainsi que leur variation en pourcentage entre 2015-2050 et 2050-2100.

Tableau (3) : Evolution de la population d'Afrique de l'Ouest sur la période 2015-2100.

Pays	Population en milliers		Taux de croissance	
	2015	2100	2015-2050	2050-2100
Benin	10 880	35 544	107%	58%
Burkina Faso	18 106	80 999	136%	89%
Cap Vert	521	680	36%	-4%
Côte d'Ivoire	22 702	101 154	115%	107%
Gambie	1 991	8 896	150%	79%
Ghana	27 440	73 033	83%	46%
Guinée	12 609	49 049	198%	78%
Guinée Bissau	1 844	5 489	93%	54%
Liberia	4 503	15 977	110%	69%
Mali	17 600	92 981	158%	105%
Mauritanie	4 068	13 059	0,98	0,62
Niger	19 899	209 334	263%	190%
Nigeria	182 202	752 247	119%	89%
Sainte Hélène	4	3	4%	-17%
Sénégal	15 129	75 642	139%	107%
Sierra-Leone	6 453	14 489	77%	27%
Togo	7 305	27 873	115%	78%

Source : Revision of world population prospects - 2015.

En 2100, toutes choses égales par ailleurs, l'Afrique Tropicale pourrait donc compter 33 pays dépassant 10 millions d'habitants. Ils n'étaient que 25 en 2015. Plus significatif encore, 12 pays dépasseraient 100 millions d'habitants, ils n'étaient que 2 en 2015 (Ethiopie et Nigéria). Et parmi ces 12 pays, le Nigéria dépasserait les 750 millions, la RD Congo les 380 millions, la Tanzanie les 290 millions, l'Ethiopie les 240 millions et l'Ouganda et le Niger les 200 millions. Enfin, parmi les progressions les plus spectaculaires, on notera celle de la Somalie passant de 10.7 millions à 58.3 millions celle de l'Ouganda passant de 39 millions à 202 millions, celle de la Tanzanie passant

de 53 millions à 299 millions, celle de la Côte d'Ivoire, passant de 22 millions à 101 millions et bien sûr celle du Nigéria passant de 182 millions à 752 millions. Avec ce dernier chiffre, le Nigéria serait alors, à lui seul, aussi peuplé que l'Afrique Tropicale... en 2015.

Un dernier tableau /tableau 4/ regroupe les pays de 10 millions d'habitants à minima, par région et par bloc de 10 millions, 50 millions, 100 millions, 200 millions et 350 millions. Tableau établi à partir des données des tableaux (1)-(2)-(3).

Tableau (4) : Récapitulatif des pays, par région et par bloc, de 10 millions, 50 millions, 100 millions, 200 millions et 350 millions en 2050.

Pays	350 millions et plus	200 millions et plus	100 millions et plus	50 millions et plus	10 millions et plus
<i>Afrique de l'Est</i>		Tanzanie (299)	Kenya (156)	Malawi (87)	Soudan Sud (41)
14 pays		Ethiopie (242)	Mozambique (127)	Burundi (62)	Zimbabwe (40)
		Ouganda (202)	Madagascar (105)	Somalie (58)	Rwanda (25)
			Zambie (104)		Erythrée (15)
<i>Afrique Centrale</i>			Angola (138)	Cameroun (82)	Congo (22)
6 pays	RDC (388)			Tchad (68)	Centrafrique (12)
<i>Afrique de l'Ouest</i>			Côte d'ivoire (101)	Burkina Faso (80)	Guinée (49)
13 pays	Nigéria (752)	Niger (209)		Sénégal (75)	Bénin (35)
				Ghana (73)	Togo (27)
				Mali (92)	Libéria (15)
					Sierra Leone (14)
					Mauritanie (13)

Quel que soit l'horizon, 2050 ou 2100, les projections onusiennes démographiques mettent en évidence le continent africain dont la population doublera en 2050, et pouvant dépasser 4 milliards d'individus en 2100. En Afrique, l'Afrique Tropicale est plus particulièrement concernée par ces projections, comme nous venons de le rappeler. Deux questions se posent alors, pourquoi cela et comment faire pour que ces projections 2100 ne soient pas la réalité démographique africaine 2100.

II. Une transition démographique où tout est à faire dans 28 des 46 pays

A. Une transition démographique africaine où la baisse de la mortalité ne s'est pas accompagnée d'une baisse de la natalité

Habituellement, la transition démographique se traduit d'abord par une baisse de la mortalité, toutes tranches d'âges confondues, suivie dans la ou les décennie(s) qui l'accompagne(ent) de la baisse de la natalité : Tel n'est pas le cas en Afrique Tropicale. Ainsi, une étude portant sur l'Afrique Subsaharienne, c'est-à-dire sur l'Afrique Tropicale et l'Afrique Australe, sur la période 2000-2015, montre que le nombre d'enfants par femme a certes diminué, passant de 6.1 à 5.1, mais demeure toujours trop élevé, très supérieur à celui observé partout ailleurs dans le monde. De plus, comme l'étude intègre l'Afrique Australe, où le nombre d'enfants par femme est de 4, on peut donc en déduire que le nombre d'enfants par femme en Afrique Tropicale est supérieur à 5.1. Par ailleurs, comme les politiques mises en place pour abaisser le taux de mortalité ont connu le succès, on en arrive à une situation paradoxale, déjà mise en évidence en son temps par Alfred Sauvy, à savoir qu'il est plus facile d'abaisser le taux de mortalité que de réguler les naissances.

Aussi, pour les experts démographes onusiens, en 2050, plus d'un enfant sur deux /tous continents confondus/ naîtra en Afrique. Et même si des politiques familiales nouvelles étaient engagées, elles n'auraient pas d'effet réel sur la réduction du taux de fécondité à l'horizon 2050. Ces mêmes experts onusiens estiment même que si ce taux de fécondité était divisé par 2, en 2050, et donc ramené à 2.6, les projections annoncées n'en seraient guère affectées. Or, ce taux de fécondité /2.6/ est pour nous fort peu probable et confirme les conclusions précédentes. Les raisons de cette situation sont très diverses : économiques, politiques, sociologiques, psychologiques, etc... la difficulté dans les mesures à prendre, leur non efficacité, est la conséquence de cette diversité. Et ce d'autant plus que, parmi ces 46 états africains onusiens, certains ont réussi leur transition démographique, ils sont peu nombreux (6), d'autres en connaissent les premiers balbutiements, plus nombreux puisque cela concerne 12 états. Reste donc 28 états où tout est à faire.

B. Une transition démographique à des stades d'avancement très variables

L'analyse des tableaux (1)-(2)-(3), particulièrement les projections démographiques, horizon 2050, les plus fiables, permettent de regrouper ces pays en trois catégories :

- Celle où la transition démographique est achevée. Dans ces pays la croissance de la population ne dépasse pas 40 % entre 2015-2050. Elle peut même être négative.
- Celle où la croissance démographique connaît ses premiers balbutiements, avec une croissance de la population comprise entre 40 et 99 %.
- Celle enfin où tout est à faire, avec des taux de croissance compris entre 100 % et 263 % sur la période.

1. Transition démographique achevée dans six pays

Ces six pays sont le Cap Vert (36 % d'augmentation), Djibouti (34 % d'augmentation), la Réunion (15 % d'augmentation), Sainte Hélène (4 % d'augmentation), les Seychelles (3 % d'augmentation) et Maurice (2 % d'augmentation). Tous ces états sont des petits états, voire de très petits états (moins de 10 000 habitants) ou des états microscopiques, comme Sainte Hélène (4 000 habitants). Dans ce classement, la Réunion est considérée comme un état, bien que département français.

2. Transition démographique se mettant en place dans douze pays

Dans ces onze pays, non seulement le taux d'accroissement de leurs populations respectives est inférieur à 100 % entre 2015-2050, mais leur taux d'accroissement se ralentit entre 2050-2100, laissant penser que certaines mesures ont été mises en place au cours de la période 2050-2100. Ces douze pays sont les pays suivants. Entre parenthèse, le taux d'accroissement de leur population, sur la période 2015-2050, établi à partir des projections onusiennes :

Comores (91 %), Erythrée (99 %), Ethiopie (90 %), Rwanda (82 %), Zimbabwe (90 %) /Afrique de l'Ouest/, République Centrafricaine (79 %), Gabon (83 %), Sao Tome and Principe (86 %) /Afrique Centrale/, Ghana (83 %), Guinée Bissau (93 %), Mauritanie (98 %), Sierra Leone (77 %) /Afrique de l'Ouest/.

3. Transition démographique où tout est à faire

Parmi ces 28 pays, on a distingué ceux où la croissance de la population ne dépasse pas 150 % sur la période 2015-2050, ce qui est déjà considérable, et ceux qui la dépassent, atteignant même 263 % pour le Niger, ce qui est plus que préoccupant, dramatique si rien n'est mis en place dès maintenant pour inverser ces projections sur la période 2050-2100.

Vingt pays où la croissance de la population sera comprise entre 100 et 150 % sur la période 2015-2050

Sept sont en Afrique de l'Est : le Kenya (107 %), Madagascar (128 %), le Malawi (151 %), Mayotte (107 %), le Mozambique (134 %), la Somalie (151 %), et le Soudan du Sud (110 %).

Quatre sont en Afrique Centrale : Cameroun (107 %), Tchad (150 %), Congo (132 %), et Guinée Equatoriale (115 %).

Neuf sont en Afrique de l'Ouest : Bénin (107 %), Burkina Faso (136 %), Côte d'Ivoire (115 %), Gambie (150 %), Guinée (118 %), Libéria (110 %), Nigéria (119 %), Sénégal (139 %) et Togo (115 %).

Huit pays où la croissance de la population dépassera 150 % sur la période 2015-2050

Quatre sont en Afrique de l'Est : Burundi (156 %), Tanzanie (156 %), Ouganda (161 %) et Zambie (165 %). Deux sont en Afrique Centrale : Angola (162 %) et la RDC (153 %). Deux sont en Afrique de l'Ouest : Mali (158 %) et Niger (263 %).

La population d'Afrique Tropicale devrait donc doubler d'ici 2050. Cinq pays dépasseront alors les 100 millions d'habitants (un seul aujourd'hui : le Nigéria). Le Nigéria devrait même dépasser la population des Etats-Unis avant 2050. La plupart de ces états sont en retard de développement. Ceci explique pour beaucoup, mais pas seulement, cela. Dans leur cas, la croissance accélérée de leurs populations respectives ne constitue pas pour eux, à court terme, une force, bien au contraire. L'intérêt des projections, horizon 2100, pas d'une fiabilité comparable, est cependant de montrer l'urgence qu'il y a à intervenir si on veut qu'elles ne se vérifient pas. Dans le cas contraire, celui du statu quo actuel, le Nigéria pourrait alors connaître en 2100 une population égale, à lui seul à celle du continent africain en 2018.

Conclusion

Les projections en général, et démographiques en particulier, montrent ici leurs limites, mais aussi leur utilité. Leurs limites lorsque l'on se projette dans le long terme, où leur fiabilité supposerait que rien ne change en 85 ans. Ce n'est bien sûr pas souhaitable, et c'est une hypothèse totalement irréaliste. Par contre, dans le court terme, elles deviennent beaucoup plus fiables. Et lorsqu'il s'agit de projections démographiques, sur un intervalle générationnel, elles se vérifient à plus de 90 %. Que nous disent-elles au sujet de l'Afrique ? Principalement que la population devrait augmenter de 900 à 1 000 millions d'individus. Cette quasi-certitude doit nous interroger sur la capacité du continent à relever un double défi, celui de l'eau et celui de l'alimentaire.

Défi de base, celui qui consiste à nourrir une population qui aura doublé en 2050. N'oublions pas qu'en 2018 on est très loin de l'autosuffisance alimentaire, que chaque année, on consacre plusieurs dizaines de milliards, sur ce continent, à l'importation de produits alimentaires, 5% seulement de leur montant étant le fait d'un commerce intra Afrique. Et au-delà de l'augmentation des terres cultivées, la FAO préconise principalement l'augmentation de la productivité des terres et du rendement agricole, qui pourrait selon elle répondre à l'augmentation des besoins. Autre défi, celui de l'eau, l'OCPE estime que la demande en eau, au niveau mondial, augmentera de 55 % d'ici 2050, précisant que cette hausse en Afrique devrait dépasser 55 %. Et ce pour deux raisons : celle due à un effet de rattrapage, compte-tenu du retard pris dans le domaine au cours des dernières décennies, celle également des conséquences de l'augmentation de la consommation, donc des besoins dans le secteur agricole et dans celui de l'urbanisation fort consommateurs d'eau.

Les projections « horizon 2050 » en rappellent l'actualité et la priorité. Celles horizon 2100, avec toutes les réserves rappelées, sont cependant une très utile piqure de rappel pour celles et ceux qui en douteraient. Quoi qu'il arrive, on ne pourra plus dire qu'on ne savait pas.

JEAN-PIERRE OLSEM

Université de Savoie

jpoldem@gmail.com

L'ENTREPRISE, PIVOT ESSENTIEL MAIS FRAGILE DE TOUTE POLITIQUE ANTICRISE ; DE LA POLITIQUE ANTI-CRISE À L'ENTREPRISE : L'ÉMERGENCE D'UN LIEN CONSUBSTANTIEL

La coupure entre la politique de l'offre et la politique de la demande

La complémentarité entre la politique de l'offre et la politique de la demande fait actuellement l'objet de ce que l'on pourrait qualifier de consensus mou, imposé par l'expérience qui condamne l'exclusivisme obtus, ne reconnaissant que l'une des deux composantes de la politique anti-crise. En particulier c'est le souci de la compétitivité externe qui impose la retenue dans la relance à tout va de la demande. Et, en sens inverse, c'est la pression du chômage qui contraint les rigoristes de la politique de l'offre à concéder le déficit budgétaire ou les largesses des banques centrales. Ainsi les deux versants de l'action anticrise coexistent dans une vision qui demeure éclatée. D'une part, la politique conjoncturelle, macroéconomique. D'autre part, les réformes dites structurelles dominées par l'urgence de mettre fin à des distorsions devenues insupportables à l'opinion publique. Mais l'intégration, notamment conceptuelle, des deux politiques n'est aucunement réalisée.

Une même dépendance de l'innovation

Mais les deux politiques sont tributaires de l'innovation. Pour la politique de l'offre, c'est particulièrement évident. On peut même identifier la politique de l'offre à la recherche des réserves d'innovation que contient tout système industriel, et qui peuvent être considérables : les baisses de coûts observées couramment dans le secteur manufacturier aussi bien que dans les services, comme les perspectives offertes par la numérisation, sont spectaculaires. Mais le lien de la politique de la demande avec l'innovation n'est pas moins essentiel. Les préférences des consommateurs ne cessent de se modifier et les pratiques productives ont également leurs changements

propres et cette double évolution soutient un processus auto-entretenu, dans lequel les variations de la demande, finale ou intermédiaire, et les changements dans les méthodes de production se relaient et s'entraînent mutuellement.

De l'innovation à l'entreprise

Or l'innovation est indissociable de l'entreprise parce que c'est l'entreprise qui lui donne naissance en transformant l'invention, c'est-à-dire en intégrant cette dernière dans le réseau des échanges et de la formation des prix. C'est en effet par l'entreprise que l'invention prend la forme d'un bien ou d'un service offert et demandé. Il en découle que l'intégration de l'innovation dans le système des échanges et des prix s'opère par cette même intégration appliquée à l'entreprise. L'entreprise est en effet duale. Elle est à la fois un acteur, sinon l'acteur fondamental, structurant, du système économique, et un objet ayant un prix. Ces deux aspects sont interdépendants : c'est parce que l'entreprise joue son rôle dans la vie économique qu'elle a un prix et c'est parce qu'elle a un prix qu'elle attire des capitaux, y compris publics, qui lui permettent de se développer.

Définition de l'entreprise par son insertion dans le mécanisme des prix

Cette interdépendance, ou réciprocité, en appelle deux autres qui s'enchaînent. D'abord l'entreprise commande l'évaluation des biens et services offerts et demandés parce qu'elle se soumet elle-même à cette évaluation. Mais ensuite elle soumet cette évaluation en lui imposant des adaptations qui tiennent compte des configurations dans lesquelles elle se trouve, et qui sont les quatre étapes majeures de son développement. Ainsi l'entreprise nouvellement créée est soumise à une sous-évaluation induite par son absence d'histoire, que les phénomènes passagers d'engouement excessif aggravent plus qu'ils ne l'atténuent. L'entreprise défaillante est confrontée au grippage, voire au blocage, du mécanisme des prix en raison du poids de l'incertitude qui pèse sur elle-même en tant qu'entité que sur ses composantes qui affluent brutalement sur le marché. La transmission de l'entreprise est souvent faussée par les déséquilibres entre les acteurs, illustrés notamment par le poids des considérations financières par rapport aux considérations industrielles. Même le temps ordinaire de l'entreprise peut être troublé par les deux menaces symétriques de la technocratie des hauts dirigeants ou du harcèlement des fonds activistes, Charybde et Scylla du capitalisme de notre temps.

La pratique des affaires et les politiques publiques offrent des instruments pour contenir ou éliminer ces distorsions. L'entreprise idéale serait celle qui les écarterait totalement. En autres termes, la définition de l'entreprise dans le système économique, lui-même reconnu comme un système de prix, pourrait se résumer par la neutralisation des quatre menaces qui pèsent sur l'entreprise selon le stade d'évolution dans lequel elle se trouve. Ainsi une condition nécessaire majeure de la maîtrise de l'innovation serait réalisée. Ce n'est pas le cas, même si des progrès sont en cours.

Fragilité de l'enracinement de l'entreprise dans le système des prix

Création de l'entreprise : une mobilisation universelle mais des lacunes subsistent

La reconnaissance du levier que constitue l'innovation dans toute politique économique et dans toute stratégie d'entreprise est universelle ou peu s'en faut. Peut-être le signe le plus éclatant en est-il donné par la création du fonds nippo-saoudien de capital-risque, le mieux doté du monde, dans lequel deux économies aux orientations diamétralement opposées organisent leur coopération pour relancer leurs chemins de croissance respectifs. La Silicon Valley est la référence mondiale. On prend la mesure du dynamisme et des perspectives d'une économie en dénombrant ses « licornes » : les 280 de l'UE ne sont certes pas négligeables mais sont encore éclipsées par les 830 américaines. Les grands groupes industriels, notamment asiatiques sont désormais tous entrés dans la mobilisation générale. Les majors européens de l'assurance se tournent vers cet investissement, à l'exemple de leurs homologues des EU. D'amples programmes publics suscitent des initiatives privées. Les coups d'éclat et les perspectives d'E. Musk n'ont aucune limite. Des philosophes voient arriver l'immortalité dans le sillage des Gafa, dont le potentiel d'innovation est indissociable de leur écosystème riche en « pépites », entreprises innovantes formant une population en constant renouvellement... .

Pour autant des lacunes et des distorsions se révèlent à l'expérience. Le scandale Holmes fait apparaître jusqu'où peut aller la manipulation de l'information donnée aux investisseurs. Un nombre encore indéterminé, mais vraisemblablement non négligeable, de licornes est en surévaluation. Le Nasdaq, certes, est plus stable qu'il y a quinze ans, lords de la crise du début des années 2000, en raison de la présence en son sein de secteurs traditionnels qui jouent un rôle d'amortisseur.

Mais, les levées de capital-risque restent en général très fluctuantes et le Nasdaq reste unique dans son attractivité. Les grands programmes publics dans certains pays sont considérés comme insuffisamment ciblés. On peut supposer que cette faiblesse est fort répandue. Pour s'en convaincre, il n'est que de considérer le taux de succès des entreprises nouvellement créées dans la Silicon Valley : la moitié d'entre elles disparaissent sans avoir jamais dégagé de profits, et les percées spectaculaires ne sont obtenues que par moins de 5% de cette population.

En somme, l'engagement universel dans l'innovation est évidemment positif, contribuant au renouvellement de l'offre et donc au succès des politiques anti-crise. Mais le modèle de la Silicon Valley doit une part de ses succès à son enracinement dans la première économie du monde, une autre part à son ancienneté (plus de soixante-dix ans), et il n'est pas exempt de faiblesses et d'incertitudes. Son perfectionnement dans les autres pays s'en impose donc avec plus de force encore.

L'entreprise en défaillance : du confinement des difficultés à la rationalisation

La composante industrielle, sinon la cause fondamentale, de la crise est l'accumulation des faux investissements. Il y en a en toute période. Le régime juridique de l'entreprise défaillante a pour but de les confiner, et les instruments financiers tels que les fonds spécialisés dans la reprise des dettes avec une décote, et le marché des créances grises, permettent le recyclage des actifs rendus stériles par l'arrêt de l'entreprise et de sa création de valeur. Mais ce régime et ces instruments ne sont utilisables que dans le cadre d'une activité globale soutenue, tant que les défaillances restent ponctuelles. Au-delà d'un certain seuil, ce sont tout un secteur, et éventuellement toute une région qui basculent dans le défaut, et il faut que le système productif identifie une nouvelle spécialisation pour reconvertir les capacités de production devenues inutiles. La politique macro-économique ne peut intervenir qu'en deçà, pour empêcher que le processus cumulatif de contraction des dépenses et la thésaurisation de l'épargne ne portent la réduction de la demande au-delà des faux investissements qui sont à l'origine de la récession.

La difficulté essentielle de la politique anti-crise est dans le partage entre le confinement des conséquences des faux investissements et les mesures monétaires et budgétaires qui doivent le relayer. Ce partage est rendu problématique par l'incertitude qui entoure le confinement des faux investissements et de leurs effets.

Cette incertitude est aggravée par le poids des traditions juridiques du traitement de l'endettement, qui a fait l'objet de changements incessants dans l'Histoire de peut-être tous les pays. En somme, face à la mise en échec du mécanisme des prix dans l'évaluation des actifs de l'entreprise défaillante, on ne trouve qu'une désespérante dispersion des réponses. Plus précisément, deux dispersions s'ajoutent l'une à l'autre. La première est celle qui conduit aux faux investissements, et qui découle d'une erreur sur l'innovation attendue, consciemment ou non, par la demande. La deuxième est celle des réponses, juridiques et financières, au défaut de paiement.

La diversité de ces réponses est un handicap pesant lourdement sur les investissements internationaux. Elle donne donc tout naturellement lieu à des tentatives d'harmonisation, notamment dans le cadre de l'UE, et ces tentatives ont au moins pour effet de dégager les questions majeures auxquelles le régime idéal de l'entreprise défaillante doit répondre. Quatre d'entre elles semblent dominer la recherche à mener. Les deux premières sont relatives au régime juridique de l'entreprise défaillante. Il s'agit d'abord du moment de la première intervention, qui devrait sans doute être aussi précoce que possible, pour tenir compte de l'expérience du célèbre chapitre 11 du Droit de la faillite des EU et de la sauvegarde française. La deuxième question juridique est celle de l'organisation des créanciers, pour tenir compte de l'expérience allemande, et qui emporte implicitement l'accent à mettre sur la valorisation de l'entreprise, contre les abus de la reprise pour un euro symbolique.

Les deux autres questions sont relatives aux principes de la stratégie de redressement à mettre en œuvre, et qui se réfèrent à la restauration du mécanisme des prix. Cette restauration associe en effet la chasse aux coûts et l'identification du modèle économique de l'entreprise. L'automobile française donne l'exemple de la chasse aux coûts intégrée dans une stratégie globale et qui apparaît donc comme la prévention du faux investissement. Le redressement d'American Airlines donne l'exemple du retour aux fondamentaux de l'entreprise, le rôle de pionnier dans les plates-formes et dans le système de réservation.

La transmission de l'entreprise : logique industrielle et financière et démocratie actionnariale

Le transfert de propriété récapitule la nature de l'entreprise en économie de marché, en réunissant deux de ses caractéristiques. En premier lieu, il suppose et réalise la liberté du commerce et de l'industrie, premier pilier de la suppression du

corporatisme qui a enfermé la fonction productive pendant des millénaires dans une conception sclérosée de la division du travail. En deuxième lieu, il manifeste la dualité de l'entreprise, acteur de la production et objet évalué par un prix, qui semble défier, sinon insulter, la complexité d'une communauté de travail et d'innovation soudain ramenée à un simple chiffre qui justifiera éventuellement des licenciements et une destruction de savoir-faire collectif constitué pendant de longues années. Cependant ces deux caractéristiques ne sont pas simplement juxtaposées. Elles sont réunies dans l'interdépendance d'une dialectique : pour accroître la valeur de l'entreprise, il faut en permanence modifier son métier, et pour maîtriser ce dernier, il faut augmenter la force, c'est-à-dire la valeur de l'entreprise.

Le métier n'est plus défini matériellement et une fois pour toutes par la concession royale du monopole dans la monarchie d'autrefois. Il est devenu l'enjeu d'une stratégie de remise en question permanente, dans laquelle un enchaînement de fusions et de scissions met en cause à tout instant le portefeuille d'activités de la firme. Mais ces opérations de croissance externe ou de retour vers une spécialisation étroite impliquent des capitaux considérables, et bien souvent des emprunts géants, qui réduisent à quelques semaines ou quelques mois, dans le climat souvent conflictuel des OPA hostiles, le temps disponible pour analyser le potentiel d'une entreprise éventuellement très grande et en tout cas d'une complexité que les grands fonds d'investissement, ou les concurrents pressés candidats à une reprise apparemment sans risques, minimisent volontiers.

Le caractère superficiel de certaines fusions est d'ailleurs confirmé par des scissions dans lesquelles l'acquéreur se sépare d'une firme acquise plusieurs années auparavant, en conservant son périmètre exact. L'abandon du modèle congloméral par de très grandes entreprises qui en ont été le symbole, comme GE, va dans le même sens, et illustre les risques d'erreur considérables qui pèsent sur toute fusion. Mais il n'y a aucun moyen d'éliminer ces risques. Dans une certaine mesure, l'opposition entre les dirigeants et les actionnaires dans une OPA peut conduire à expliciter le décalage entre les considérations à court ou long terme, les dirigeants étant plus sensibles aux intérêts à long terme et les actionnaires aux avantages à court terme. Alors la compétence dans l'adoption des défenses anti-OPA déterminerait contre quel risque l'entreprise est le mieux défendue. Mais rien ne dit que la défense la plus forte est effectivement la plus opportune dans telle ou telle configuration. On peut donc juger heureux, par exemple, le fait que l'UE n'ait pas imposé en matière de défense

anti-OPA, un régime de compétence commun à tous les Etats membres. L'aggravation du risque a donc été écartée. Mais le risque lui-même subsiste. Du point de vue du métier de l'entreprise, la libre transmission de cette dernière est ambivalente, et donc le potentiel d'innovation du tissu industriel en est diminué.

Pesanteurs institutionnelles et valeur actionnariale ou participative

Le concept de valeur actionnariale a pour raison d'être d'arracher l'entreprise aux pesanteurs de toute institution, dans l'intérêt des actionnaires, et la valeur participative étend cette finalité aux autres acteurs économiques, toutes les parties prenantes contribuant à son fonctionnement ou affectées par ses retombées. Logiquement, ce souci d'ordonner la conduite de l'entreprise à ses missions doit maximiser son potentiel d'innovation en stimulant la révision permanente de ses pratiques et des choix stratégiques et opérationnels de ses dirigeants. Il peut sembler que l'édiction de règles appropriées, telles que celles relatives à la composition des organes dirigeants et à leurs relations avec les actionnaires puisse en gros suffire à réaliser cette finalité. Mais l'expérience suggère qu'elle reste menacée, tant du point de vue de la valeur actionnariale que de la valeur participative.

La valeur actionnariale semble actuellement passer d'un dilemme à l'autre. Le dilemme de départ est celui de l'actionnaire de quelque importance qui vient à éprouver de l'inquiétude quant à la trajectoire que les dirigeants donnent à l'entreprise. Le petit actionnaire peut selon son opinion revendre ses actions à tout moment. Le détenteur d'un paquet d'actions ne peut le faire que très progressivement, sous peine de provoquer un affaissement des cours, c'est-à-dire d'anticiper la dépréciation à laquelle il voudrait précisément échapper. C'est le dilemme de l'actionnaire, réduit au choix de la modalité de sa ruine. Le gouvernement d'entreprise, la participation active des actionnaires au contrôle des organes dirigeants, est la réponse à ce dilemme. Mais cette réponse, désormais entrée dans la pratique de tous les grands pays industriels, induit un autre dilemme, celui de l'activisme. Des fonds d'investissement qualifiés activistes poussent le contrôle jusqu'au harcèlement, sans que l'on ait trouvé le point d'équilibre auquel ils devraient arrêter leurs interventions. Les dirigeants sont passés du pouvoir technocratique à l'interpellation sans mesure, préjudiciable aux stratégies de long terme.

La valeur participative est peut-être menacée par une autre forme de destruction de sa propre finalité, comme le montre une conséquence perverse de la cogestion allemande : la présence des syndicats dans les conseils de surveillance a conduit les organes à mettre en place des pratiques de dissimulation, pour éviter des conflits provoqués par les risques de licenciements. L'excellence industrielle allemande limite ces risques, et donc la diffusion des pratiques de dissimulation. Mais ces dernières sont réapparues dans la mise en œuvre des normes légales de pollution, et ont même été observées dans d'autres pays. Il y a donc lieu de craindre que la valeur participative comporte sa propre limite : non pas le basculement d'un dilemme dans un autre, comme dans la valeur actionnariale, mais, tout simplement, si l'on peut dire, le non-respect des normes légales, probablement en partie imputable à l'excès d'ambition et au formalisme qui caractérise leur adoption.

Un plafond de verre sur la politique anti-crise ?

La force des controverses sur la politique anticrise laisse souvent l'impression qu'il suffirait, ou qu'il aurait suffi, d'un choix politique courageux, prudent ou mieux éclairé pour éviter la crise ou la contenir. On pense immédiatement à l'euro, à la Banque centrale, au commerce extérieur... Mais, comme il vient d'être exposé, il ne faut pas sous-estimer la difficulté d'orienter le secteur productif selon les attentes de l'opinion et du pouvoir politique. Cependant cette difficulté n'est pas sans contrepartie. L'innovation comporte aussi des surprises positives. Il y a un plafond de verre, mais ce plafond s'élève insensiblement car la pratique des affaires et les politiques structurelles sont engagées dans un apprentissage permanent suivant les axes de l'institution et du développement des entreprises.

VARIA

EMMANUEL CARRÉ

Maître de Conférences à l'Université de Bretagne-Sud

emmanuel.carre@univ-ubs.fr

POLITIQUE DE BILAN DES BANQUES CENTRALES ET STAGNATION SÉCULAIRE : RÉFLEXIONS AUTOUR DE WICKSELL ET KEYNES

Résumé

Les politiques monétaires non conventionnelles de la Banque Centrale Européenne, souvent qualifiées de politique de bilan, sont généralement traitées dans la littérature selon une approche néo-wicksellienne basée sur le taux d'intérêt réel naturel. L'article présente cette approche néo-wicksellienne, ainsi que ses limites. En particulier, il est proposé l'idée que cette approche maintient la politique monétaire dans une perspective de court-moyen terme de politique de stabilisation conjoncturelle ne permettant pas d'intégrer de manière parfaitement adéquate des problématiques de moyen terme et structurelles, comme la stagnation séculaire, mises en évidence par la crise. L'article développe une approche d'inspiration keynésienne des politiques de bilan de la Banque Centrale Européenne permettant notamment de tenir compte de problèmes structurels de l'économie européenne comme la stagnation séculaire et la transition écologique ; mais aussi les questions de demande, de redistribution et d'inégalités qui ont aussi été présentés comme étant à l'origine de la crise. La finalité ultime de cette approche d'inspiration keynésienne des politiques de bilan est de contribuer à la sortie de la crise actuelle, et tenter de prévenir les crises futures.

Codes JEL : E12, E25, E52, E58**Mots clefs :** politique de bilan, stagnation séculaire, taux naturel, demande, redistribution, inégalités, transition écologique

Abstract

The unconventional monetary policies of the European Central Bank, often qualified of balance sheet policies, are commonly analyzed in the literature with a neo-wicksellian approach based on the natural real rate of interest. The article inspects this neo-wicksellian approach, and highlights its limitations. In particular, the article advances the idea that this neo-wicksellian approach confines monetary policy to stabilization policies, not allowing for integrating medium term and structural issues, such as secular stagnation, highlighted by the current crisis. In this article is developed a Keynesian approach of European Central Bank's balance sheet policies permitting notably to deal with the structural questions of the European economy such as secular stagnation and ecological transition; but also concerns about global demand, redistribution and inequalities which are considered to be at the roots of the crisis. The ultimate goal of this Keynesian approach of balance sheet policies is to contribute to exit from the current crisis, and trying to prevent future crises.

Introduction

La politique monétaire a été bouleversée par la crise financière. Lorsque cette dernière était à son pic, il était commun de considérer que l'objectif de la politique monétaire ne se limitait plus à la stabilité des prix et devait être augmentée de la stabilité financière. Les banques centrales revenaient à leur objectif historique originel de stabilité financière (Goodhart, 2011 ; Reinhart et Rogoff, 2013). Cet objectif de stabilité financière demeure actuellement, dans un environnement que nombre d'auteurs jugent plus stable avec la fin de la crise aux Etats-Unis depuis décembre 2009 et la fin du *quantitative easing* de la Réserve Fédérale américaine (Fed) en novembre 2014. Des pressions s'exerçaient sur la Fed pour qu'elle clôt ses politiques d'instrument de bilan, donc dégonfle son bilan, et revienne aux politiques d'instrument de taux d'intérêt ; bref remonter les taux d'intérêt. Les politiques de bilan n'auraient été que temporaires, une parenthèse à refermer d'urgence. Pour nombre d'auteurs, il paraissait possible de revenir à la normale en matière de politique monétaire, c'est-à-dire le régime de ciblage de l'inflation d'avant crise.

Autour de 2013, la proposition était un retour à la priorité à la stabilité des prix : l'objectif de stabilité financière restant, mais relégué au second rang. La stratégie de « *cleaning up afterwards* » de Greenspan, et Bernanke et Gertler (2001), demeurerait ainsi *grosso modo* préservée, et avec elle la traditionnelle règle d'instrument de taux

d'intérêt lancée par Taylor (1993). En somme, la « science » de la politique monétaire des Nouveaux Keynésiens à la Clarida *et al.* (1999) et Woodford (2003) pouvait de nouveau prévaloir. Certes cette « science » était présentée comme amendée, notamment pour tenir compte de la trappe à liquidité à la Keynes, comme dans les articles de Eggertsson et Woodford (2003) ou Eggertsson et Mehrotra (2014). Mais on peut considérer que ces amendements étaient à la marge, plutôt qu'une remise en cause radicale au sens retour aux racines des Nouveaux Keynésiens : Keynes.

Cependant depuis 2013-14, notamment depuis Summers (2013a), un nombre croissant d'articles de la littérature suggèrent que la sortie de crise ne sera pas nécessairement un retour à la normale. La problématique de la stagnation séculaire s'est invitée dans le débat sur la politique monétaire (Summers, 2013a-b, 2014 ; 2015 ; Krugman, 2013 ; 2014a-b-c). Comme à la suite de la Grande Dépression des années 1930, nombre d'auteurs considèrent que la reprise de la croissance ne sera pas aussi forte qu'avant : la stagnation est possible. Hansen (1939 : 4) définit la stagnation séculaire comme « *sick recoveries which die in their infancy and depressions which feed on themselves and leave a hard and seemingly immovable core of unemployment* ». Dit autrement, le capitalisme, ou pour parler comme Keynes notre économie monétaire de production, n'a pas encore trouvé son régime d'accumulation générateur de croissance et de plein emploi. Ce scénario de stagnation séculaire commence à paraître d'autant plus envisageable que depuis plus de dix ans, depuis la crise de 2007, la zone euro n'a pas retrouvé des niveaux d'emploi élevés. La situation européenne se rapproche du scénario de stagnation séculaire japonais prévalant depuis les années 1990.

Ce débat sur la stagnation séculaire fait resurgir des questions qui ne sont pas nouvelles : insuffisance de la demande, inégalités, répartition des richesses. Ces questions ne sont pas nouvelles tant en histoire de la pensée économique¹ que dans la macroéconomie très récente. La littérature récente souligne que la demande et les inégalités étaient parmi les causes de la crise financière débutée en 2007 (Rajan, 2010 ; Palley, 2012 ; Stockhammer, 2013 ; Van Treeck, 2014 ; Kumhof et al., 2015)². Une des

1 On peut d'ailleurs s'étonner du peu de référence dans la littérature des Nouveaux Keynésiens sur la stagnation séculaire, qui dominent cette littérature, aux travaux pourtant anciens sur la redistribution ou les inégalités.

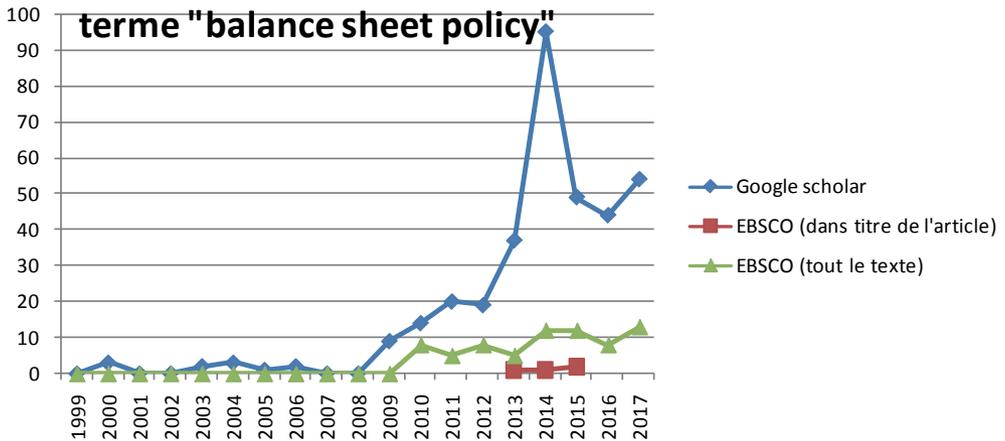
2 Le consensus des Nouveaux Keynésiens et Post-Keynésiens sur le rôle des inégalités et de l'insuffisance de la demande dans la crise des *subprimes* masque cependant dans le détail des divergences entre ces deux courants de pensée, comme mis en évidence par Palley (2015).

raisons pour lesquelles ces questions ont été laissées pendant presque dix ans à la marge, de la macroéconomie en général et de la politique monétaire en particulier, est peut-être parce que la littérature s'est concentrée sur la finance. Par myopie de court terme et effet de sidération, la littérature a zoomé sur la finance du fait du problème central clef du moment : la crise financière. Dans une vision pessimiste, il se peut que la macroéconomie ait vu la baignoire débordée (finance) et que nous ayons épongé au lieu de fermer le robinet (insuffisance de la demande, inégalités). Mais cette vision n'explique pas totalement la résurgence de ces questions. Dans une vision plus optimiste, il se peut qu'une fois pris de la distance par rapport à la crise financière, la macroéconomie prenne de la hauteur et entame l'analyse des causes structurelles et réelles de la crise financière. La re-découverte de ces questions de demande et d'inégalités par le biais du débat sur la stagnation séculaire est donc une opportunité à saisir pour la macroéconomie de se renouveler en profondeur, comme elle le fit à la suite de la Grande Dépression avec Keynes notamment. Toutefois, aborder ces questions par le biais du débat sur le thème de la « stagnation séculaire » peut se révéler périlleux. En effet la notion de stagnation séculaire peut aisément être appréhendée via des théories néo-wickselliennes relativement éloignées des questions de demande ou d'inégalités. Il ne faudrait pas qu'après avoir été accaparé par l'analyse de la finance, le débat en macroéconomie d'après crise soit désormais confisqué par l'analyse du taux d'intérêt réel naturel ou de la stagnation de la croissance.

Dans cet article nous discutons des politiques monétaires dites « de bilan » comme recommandation de politique économique pour faire face à la stagnation séculaire. Les politiques de bilan peuvent être définies comme l'ensemble des actions des banques centrales (prêts, achats de titres) modifiant le bilan de la banque centrale, tout particulièrement sa taille. Un des premiers à employer le terme de « *balance sheet policy* » est Bernanke (2009). Il est aussi employé par la BRI (2009), Borio et Disyatat (2009) et Borio (2010). Suivant le moteur de recherche sur le site internet de la BCE, le terme de « *balance sheet policy* » apparaît dans les documents officiels de cette banque centrale le 26 février 2010, lors d'un discours de Gonzalez-Paramo associant cette politique avec la taille du bilan, notamment en rapport avec le PIB. Dans le *Bulletin Economique*, la BCE (2015 : 10) présente le bilan comme un instrument de politique monétaire à part entière et le terme « politique de bilan » est employé. Dans la littérature, le pic d'articles sur les politiques de bilan est clairement atteint

autour de 2014 (Figure 1), au moment même où la Fed prend la décision d'arrêter son *quantitative easing* le 29 octobre 2014, et alors que la BCE le recommence par une décision de janvier 2015.

Figure 1 : Mentions du terme « balance sheet policy » dans la littérature



Note : pour éviter toute confusion avec d'autres thèmes, le terme « balance sheet policy » est associé au terme « monetary policy » lors de la recherche dans les bases de données

Source: Auteur

Nous avançons la proposition que, si l'on prend au sérieux le risque de stagnation séculaire, alors les politiques de bilan pourraient être maintenues pour contrecarrer ce risque. Dans la littérature, les politiques de bilan sont suggérées pour éviter la stagnation séculaire, donc deviennent le nouveau conventionnel et s'inscriraient donc dans le long terme à deux points de vue : 1) elles seraient menées jusqu'à un futur lointain et 2) l'horizon temporel de la politique monétaire serait le long terme plutôt que le moyen terme (2-3 ans) comme à l'heure actuelle. Elles deviendraient permanentes, mais plus seulement dans une perspective néo-wicksellienne des Nouveaux Keynésiens à la Woodford, mais dans une nouvelle optique keynésienne que nous développons, à partir d'une nouvelle synthèse fondée sur plusieurs courants de pensée : d'une partie des Nouveaux Keynésiens (Summers ; Krugman), des Post-Keynésiens (Taylor ; Hein, Lavoie), mais aussi des travaux de Piketty sur les inégalités. Les politiques de bilan appuieraient la dépense publique en matière de croissance endogène (éducation, santé, écologie), de politique de demande et de politique de redistribution.

La première section examine le courant dominant de la macroéconomie de la stagnation séculaire, notamment l'approche néo-wicksellienne, recommandant les politiques de bilan pour sortir de la stagnation séculaire. Etant données les limites de cette approche mises en évidence dans cette première section, la deuxième section propose une approche à la Keynes de la politique de bilan. La section 3 conclut.

1. Portée et limites de l'approche néo-wicksellienne des politiques de bilan des Nouveaux Keynésiens

1.1. Macroéconomie de la stagnation séculaire des Nouveaux Keynésiens : une approche néo-wicksellienne

1.1.1. Stagnation séculaire et taux naturel

L'analyse dominante actuelle de la stagnation séculaire est celle des Nouveaux Keynésiens, largement basée sur les analyses de Wicksell³, ou plus exactement des analyses néo-wickselliennes. On peut même parler de macroéconomie de la stagnation séculaire tant cette approche néo-wicksellienne des Nouveaux Keynésiens est commune dans la littérature (Teulings et Baldwin, 2014 ; Summers, 2014 ; Ragot, 2016a). Cependant, cet accent mis sur Wicksell est à l'origine même du débat sur la stagnation séculaire puisqu'il remonte à Hansen (1939) mentionnant Wicksell dans son analyse du phénomène.

Ces analyses actuelles, pour simplifier, nous ramènent à l'analyse de politique monétaire d'avant crise, notamment l'article de référence sur la stagnation à l'époque : Eggertsson et Woodford (2003). Ces analyses néo-wickselliennes relativement anciennes sont connues, aussi nous ne les répéterons pas, mais les présenterons de manière moins courante en les axant sur les politiques de bilan. Pour simplifier, dans cette optique à la Wicksell, la stagnation séculaire est marquée par un taux d'intérêt réel naturel négatif r^* , notamment du fait d'un excès d'épargne. En effet r^* indique

3 Au regard de l'évolution de la macroéconomie des quinze dernières années, le retour des analyses néo-wickselliennes et du taux d'intérêt réel naturel r^* est surprenant. En vogue avec Woodford (2003), Eggertsson et Woodford (2003), ainsi que Laubach et Williams (2003), le concept de r^* avait progressivement perdu de son influence dans la littérature pour ensuite passer à l'arrière-plan de l'analyse de politique monétaire suite à la crise de 2007. Par conséquent, son retour en force dans la littérature pourrait symboliser le retour de la Nouvelle Synthèse Néo-classique pourtant questionnée par la crise.

l'équilibre épargne/investissement ($I=S$), suivant une théorie des fonds prêtables ; donc si l'épargne (offre de fonds prêtables) excède la demande d'investissement (demande de fonds prêtables), dans une logique de loi de l'offre et de la demande, le prix diminue : r^* diminue jusqu'à $r^* < 0$. L'excès d'épargne pourrait provenir de l'inégalité dans la répartition des revenus (à la Piketty), ou du comportement d'épargne de précaution d'agents (à la Keynes) craignant le chômage ou des salaires bas.

1.1.2. Plancher zéro de la politique monétaire et stagnation séculaire

La situation où $r^* < 0$ est la première étape de cette macroéconomie de la stagnation séculaire. La seconde étape est l'aggravation de cette situation, où si l'on veut l'incapacité d'en sortir, du fait du plancher 0% de la politique monétaire. Dans cette optique, la politique monétaire doit assurer avec son instrument de taux d'intérêt nominal i l'équilibre de l'économie défini par r^* . Elle doit assurer que le taux d'intérêt réel monétaire r est égal au taux naturel r^* , soit :

$$r = r^*$$

La politique d'instrument de taux d'intérêt de la banque centrale cible l'écart (*gap*) $r - r^*$ qui est censé être équivalent au ciblage (stabilisation de court terme) de l'inflation au regard de sa cible π^* ou de l'*output gap*, c'est-à-dire l'écart de la croissance y à son potentiel y^* , soit :

$$\text{Politique monétaire} \approx r - r^* \approx \pi - \pi^* \approx y - y^* = 0$$

Pour les nouveaux keynésiens, la banque centrale ne peut amener le taux d'intérêt réel r en territoire négatif du fait du plancher zéro pourcent sur son taux d'intérêt nominal i (Blanchard et al. 2014). Pour expliquer ce plancher 0%, les Nouveaux Keynésiens partent d'une formule de Fisher simplifiée du taux d'intérêt réel r , avec i est le taux d'intérêt nominal de la banque centrale ; π mesure l'inflation ou les anticipations d'inflation ; soit :

$$r = i - \pi$$

Pour les Nouveaux Keynésiens, la politique monétaire ne peut faire entrer r en territoire négatif pour deux raisons : 1) du fait du plancher zéro de la politique monétaire faisant que $i > 0\%$, mais aussi parce qu'en stagnation séculaire l'inflation

π est faible, voire négative, de sorte qu'au lieu de faire baisser r , l'inflation le fait augmenter. Le résultat est un taux d'intérêt réel r trop élevé par rapport à r^* :

$r > r^*$ donc $r - r^* > 0$, alors qu'il faudrait $r = r^*$.

$r > r^* \Rightarrow \downarrow \pi$ avec un risque que $\pi < 0$

Donc si on a $r - r^* < 0$, on a $\pi - \pi^* < 0$ et $y - y^* < 0$

La stagnation séculaire est alors non plus seulement une question de taux naturel, mais devient une question d'inflation π et de croissance y .

En matière d'inflation, la stagnation séculaire serait une situation d'inflation faible, voire de la déflation ($\pi - \pi^* < 0$). Cette approche interprète aussi souvent plus simplement la stagnation séculaire comme une baisse séculaire de l'inflation π (période d'inflation faible). La raison est qu'une spirale cumulative déflationniste à la Wicksell s'enclenche car du fait d'un r trop élevé, le crédit est trop cher, de sorte que les ménages réduisent leurs crédits, et donc leur consommation. De même, les firmes contractent leurs crédits, et donc leurs investissements. La spirale déflationniste est auto-renforçante car la baisse de la consommation entraîne une baisse de la demande et donc de l'investissement (Le Garrec et Touzé, 2017). Les firmes peuvent réagir en baissant leurs prix pour relancer la demande. Mais pour maintenir leurs marges face aux prix en baisse, les firmes peuvent être tentées de compresser leurs salaires, de sorte que la demande se contracte. De leur côté, les ménages abaissent leurs anticipations d'inflation du fait de la baisse des salaires. Les ménages peuvent même aggraver l'excès d'épargne car leurs anticipations de baisse des salaires peuvent les inciter à faire de l'épargne de précaution, de sorte que l'écart $r - r^*$ augmente puisque r augmente, tandis que r^* diminue.

En matière de croissance y , la stagnation séculaire regroupe trois situations pourtant différentes (Teulings et Baldwin, 2014) : i) une baisse séculaire de la croissance potentielle y^* , ii) accompagnée d'un *output gap* négatif ($y - y^* < 0$) ou iii) dit autrement une croissance y faible en dessous de son potentiel y^* ($y < y^*$). Dans le dernier cas iii) la croissance potentielle y^* n'est pas concernée par la stagnation séculaire, seulement la croissance y .

1.1.3. La politique de bilan comme remède à la stagnation séculaire : approche néo-wickselliennne

Dans l'optique néo-wickselliennne des Nouveaux Keynésiens, la stagnation séculaire perdure car du fait du plancher 0% de l'instrument de taux d'intérêt, la politique monétaire ne peut assurer l'atteinte du taux naturel ($r=r^*$). Pour assurer $r=r^*$, il faut que r soit négatif. Pour ce faire les Nouveaux Keynésiens proposent deux solutions sur la base de la formule simplifiée du taux d'intérêt réel de Fisher: a) baisser i et b) augmenter π , soit :

$$r = i - \pi$$

$$\downarrow r = \downarrow i - \uparrow \pi$$

$$\downarrow r^* \text{ et } \downarrow r \text{ donc } r = r^*$$

Or ces solutions a) et b) ne peuvent être atteintes par l'instrument de taux d'intérêt de la banque centrale. Aussi cette dernière recourt-elle à l'autre instrument de bilan. L'idée sous-jacente des politiques monétaires de bilan néo-wickselliennes est ainsi de lutter contre la stagnation séculaire par une politique de bilan qui (solution (a) *supra*) abaisse les taux d'intérêt nominaux de moyen et long terme, donc tous les segments de la courbe des taux afin d'atteindre $r=r^*$. La politique de bilan passe ainsi par des achats de titres privés et publics de moyen long terme, notamment des obligations. Par un effet balançoire, ces achats d'obligations par la banque centrale augmentent leur prix et donc abaissent leur rendement : i baisse.

En outre, la politique de bilan vise (solution (b) *supra*) à augmenter l'inflation π et les anticipations d'inflation, renforçant ainsi la baisse de r . C'est pourquoi des Nouveaux Keynésiens comme Blanchard et al. (2010), Krugman (2014b) ou Ball (2013) plaident depuis près de 20 ans pour une hausse de la cible d'inflation des banques centrales de 2 à 4%. Il faut crier au loup pour que la politique de bilan marche : les agents doivent croire que la politique de bilan fait marcher la planche à billets et va faire de l'inflation. Il faut des agents monétaristes croyant au multiplicateur de base monétaire et la théorie quantitative de la monnaie.

Pour d'autres Nouveaux Keynésiens défendant cette approche des politiques de bilan, la baisse de r est difficile à atteindre non seulement en raison du plancher zéro de i , mais aussi en raison de la difficulté de réaliser le management des anticipations conduisant à la hausse des anticipations d'inflation π . Aussi proposent-ils de plutôt chercher à faire remonter r^* pour le faire repasser en territoire positif (Aglietta et Brand, 2015).

1.1.4. Limites de l'approche néo-wicksellienne de la politique de bilan

Cette approche néo-wicksellienne est très discutable, comme souligné par Keynes (2013 :243) : « *I am now no longer of the opinion that the concept of a 'natural' rate of interest, which previously seemed to me a most promising idea, has anything very useful or significant to contribute to our analysis* ». En effet r^* entraîne dans une logique de politique de stabilisation du cycle de moyen terme fondée sur l'instrument de taux d'intérêt et les fonds prêtables. Les questions d'emploi et de croissance de long terme sont à la marge. Certes, la question de la déflation est évoquée dans cette approche néo-wicksellienne, mais rarement prise au sérieux. Cette approche se concentre sur l'*output gap* et donc sur la croissance : la stagnation séculaire se concentre sur la stagnation de la croissance. Or, comme le souligne Palley (2015), il convient de s'interroger si nous ne sommes pas plutôt face un « *demand gap* » donc une stagnation de la demande.

Dans cette approche néo-wicksellienne, la question de savoir d'où vient la croissance potentielle y^* , donc le rapprochement avec la stagnation séculaire et l'optique de long terme, est très rarement posée. Le niveau et les causes de y^* restent à l'arrière-plan, car ce qui compte c'est avant tout une politique monétaire de court terme stabilisant le cycle, soit $y=y^*$. Plus encore, pour Krugman (2014a-c), se concentrer sur y^* , et présenter la stagnation séculaire comme une baisse structurelle de y^* est sujet à débat. En effet, cette présentation concentre le débat sur la stagnation sur une question d'offre, et non de demande. Dans cette approche y^* découlerait des investissements qui augmentent la productivité : il faut augmenter l'investissement pour augmenter y^* . Par conséquent, réduire la stagnation séculaire à une question de stagnation de y ou y^* est une orientation discutable du débat macroéconomique. D'autant plus que l'on peut être face à une croissance pauvre en emplois, ou un équilibre de sous-emploi pour parler à la manière des Keynésiens.

Quant à relier sérieusement la cible d'inflation aux salaires, c'est une question vraiment très éloignée de cette théorie. Pourtant, cette approche à la Woodford est basée sur une New Keynesian Phillips Curve (NKPC) où l'inflation vient des anticipations d'inflation. Mais d'où viennent ces anticipations d'inflation ? Des salaires ? Dans cette approche la réponse est que les salaires sont éventuellement un choc de *cost push* en fin d'équation NKPC : un ε en fin d'équation qui peut être une source de choc inflationniste, donc à juguler. L'idée générale est que le salaire est antinomique de la productivité puisque l'inflation apparaît dès que les salaires dépassent la productivité. L'ensemble est discutable, d'autant plus que parallèlement d'autres Nouveaux Keynésiens associent cible d'inflation et salaires : Bernanke et Mihov (1997) se réclament de la tradition de la Bundesbank dont la cible d'inflation servait de point de référence à la formation des négociations et anticipations sur les salaires.

De plus, la NKPC sous-tendant cette stratégie néo-wicksellienne recommande de sortir de la déflation moins par une hausse des salaires, que par une augmentation des anticipations d'inflation via le fameux « management des anticipations » de Woodford (2003) dont les liens avec une hausse des salaires par un pouvoir de négociation accru des syndicats paraissent faibles. Le management des anticipations porte sur les anticipations d'inflation, et non les anticipations de salaires. Enfin, le management des anticipations fait *in fine* reposer la sortie de la stagnation séculaire sur les anticipations des agents d'une future politique monétaire expansionniste : « *we argued that neither expansion of the monetary base as such nor open-market purchases of particular types of assets should have any effect on either inflation or real activity, except to the extent that these actions might change expectations regarding future interest rate policy* » (Eggertsson and Woodford, 2003). Cela paraît une stratégie relativement extrapolative, et supposant une efficacité redoutable de la crédibilité des banques centrales. Pour finir, le modèle d'Eggertsson et Woodford (2003) s'appuie sur des anticipations rationnelles : quel lien entre cette hypothèse forte et la stagnation séculaire ?

Par ailleurs, l'hypothèse des Nouveaux Keynésiens d'un plancher zéro pourcent paraît remise en cause dans la pratique. En Suède, la Riksbank a mis le taux d'intérêt en territoire très négatif : -0,5% ; tandis que la Banque Centrale Européenne a décidé un taux de la facilité de dépôt de -0,4%. Au regard des débats, le secteur financier, notamment bancaire, paraît ne pas avoir de préférence pour des taux

négatifs, qui réduisent les rendements de leurs assurances-vie et leur marge d'intérêt, prétendent-ils. L'article d'Epstein et Ferguson (1984) suggère que la banque centrale peut être capturée par l'industrie financière dont l'intérêt n'est pas toujours des taux d'intérêt faibles.

Enfin, dans ces modèles Nouveaux Keynésiens (Eggertsson et Mehrotra, 2014), la rigidité à la baisse des salaires nominaux est une source de la stagnation séculaire. En période de déflation (baisse du niveau général des prix P), cette rigidité des salaires nominaux W^n induit une hausse des salaires réels W^r .

$$W^r = W^n / P ; \text{ donc si } P \downarrow \Rightarrow W^r \uparrow$$

Il s'ensuit une baisse de la demande de travail des firmes, donc *in fine* du chômage. La rigidité des salaires n'est pas un frein, mais un accélérateur de la stagnation séculaire. On connaît l'argument traditionnel selon lequel la persistance du chômage de crise serait due à la rigidité des salaires à la baisse. La flexibilité des salaires est donc recommandée pour sortir de la stagnation séculaire. Au final, la réforme structurelle de flexibilisation du marché du travail est censée augmenter y^* . Cette hypothèse est discutable, notamment car l'histoire de la Grande Dépression enseigne que la rigidité des salaires à la baisse a été un facteur contrecarrant la déflation (Akerlof et al., 1996). Elle est aussi discutable car la flexibilité des salaires peut entraîner une baisse des salaires nominaux générant une baisse accrue des anticipations d'inflation. In fine r augmente, et s'éloigne d'un r^* négatif : $r=r^*$ n'est pas atteint (Le Garrec et Touzé, 2015). Plus encore, la hausse de r va déprécier la demande, notamment par un effet de déflation par la dette à la Fisher : la hausse de la charge de la dette réelle générée par la hausse de r comprime la consommation.

Une dernière remarque concerne la sortie de la stagnation séculaire par une stratégie de hausse de r^* . L'idée paraît séduisante, mais la recommandation est souvent en pratique d'augmenter la productivité par l'offre (l'investissement), plutôt que par la demande. La solution proposée est en effet d'accroître les profits des firmes pour relancer l'investissement, et cette hausse des profits passe souvent par des baisses des salaires. La solution est donc l'absence de rigidité des salaires à la baisse, donc une forme de « répression salariale » pour employer le terme de Taylor (2015).

Au regard de ces interrogations sur l'approche néo-wicksellienne des politiques de bilan par les Nouveaux Keynésiens, on est conduit à envisager une approche alternative.

2. Pour une approche « à la Keynes » des politiques de bilan

2.1. Taux naturel et politique de bilan : l'approche de Keynes

Comme indiqué auparavant, Keynes n'adhère pas totalement aux thèses de Wicksell. Sur la question de la stagnation séculaire, la question du recours au cadre néo-Wicksellien se pose-t-elle aussi ? L'approche néo-wicksellienne est-elle indispensable pour comprendre les conséquences d'un excès d'épargne ? Ne peut-on pas au contraire se baser sur Keynes pour comprendre la macroéconomie d'un excès d'épargne ? En effet, Keynes traite de cette question tant dans la « fable des bananes » (Keynes, 1930) que dans le cadre du « paradoxe de l'épargne » (Keynes, 1936). Les Nouveaux Keynésiens font rarement le lien entre stagnation séculaire et paradoxe de l'épargne de Keynes, et quand ils le font (Eggertsson et Krugman, 2012 ; Krugman, 2013 ; Eggertsson et Mehrotra, 2014 :127), c'est souvent une simple allusion (Krugman, 2013 ; Eggertsson et Mehrotra, 2014 :127). On peut comprendre la liaison directe, et donc la simplicité, du recours aux taux d'intérêt naturel lorsque l'instrument de la banque centrale est le taux d'intérêt. Mais en politique de bilan des banques centrales, le lien explicite ayant disparu, faut-il continuer d'autant s'attacher à r^* en matière de conduite de la politique monétaire ?

Keynes (1930 : 369) évoque des politiques relativement proches de celles de bilan pour sortir de la crise dans le cadre des « open-market operations to the point of saturation » : « *These extra-ordinary methods are, in fact, no more than an intensification of the normal procedure of open-market operations. I do not know of any case in which the method of open-market operations has been carried out à outrance* ». Kregel (2011) nuance ce lien entre les politiques de bilan et les écrits postérieurs, notamment Keynes (1936) qui doute, pas tant de la nécessité, que de l'efficacité de ces politiques de bilan. C'est pourquoi Keynes (1936) insiste sur la nécessité d'une stimulation de la demande non seulement par les politiques de bilan, mais surtout par la dépense publique. Les limites des politiques de bilan, comme la trappe à liquidité, les canaux de transmission, ou encore les risques de bulles (canal de la prise de risque à la Borio) sont une question clef méritant un traitement à part entière que nous ne ferons pas ici par manque de place.

Dans une optique à la Keynes, la politique de bilan vise *in fine* plusieurs objectifs : 1) le plein emploi (Seccareccia et Lavoie, 2016), 2) la redistribution des revenus, 3) la fin de la répression salariale, 4) le soutien de la demande, 5) de la

productivité et 6) ainsi que le soutien de la politique budgétaire dédiée à la croissance de long terme. C'est le mandat de la Fed datant de 1977 : « maximum employment ». En abaissant les taux longs et remontant l'inflation, la politique de bilan induit la fameuse euthanasie des rentiers de Keynes. C'est d'ailleurs pour cette raison que nombre d'épargnants allemands sont actuellement contre les politiques de bilan (Coeuré, 2013 ; Bindseil et al., 2015) ; et pour cette raison que le *quantitative easing* de 1932 de la Fed fut brutalement stoppé (Epstein et Ferguson, 1984).

La hausse de l'inflation visée par la politique de bilan ne doit pas être perçue dans une logique de seule inflation. Elle vise plus largement la fin de la répression salariale (Taylor, 2015). En effet les années de Grande Modération de l'inflation des années 1990-2000 sont aussi une période de modération salariale. Ainsi la hausse de la cible d'inflation à 4% est à voir dans une logique de long terme comme une stratégie de soutien de la demande par une hausse des salaires. Cette dernière permettrait de limiter les comportements d'épargne de précaution, et donc limiterait les risques de stagnation séculaire. En effet, si on suit certains Nouveaux Keynésiens, la stagnation séculaire proviendrait d'anticipations futures pessimistes (Blanchard et al., 2017). Une des causes de ce pessimisme pourrait être des anticipations futures de salaires bas. *A contrario*, la politique de bilan accroît les salaires, la demande, et donc les capacités de production, et donc l'investissement et *in fine* la productivité : la stagnation séculaire par baisse de la productivité est limitée (Taylor, 2015 ; Lavoie, 2016). La stratégie de croissance de long terme est donc différente de celle actuellement menée qui se base sur l'offre. Cette dernière stratégie, en augmentant les capacités de production sans augmenter la demande ne fait que faire de la déflation puisque l'offre est supérieure à la demande (Summers, 2015 :63). De même, la stratégie de sortie de la stagnation séculaire par les réformes structurelles du marché du travail consiste principalement à rendre les salaires flexibles à la baisse, donc pourrait renforcer la déflation dans une forme d'effet pervers. La crise des *subprimes* a démontré que le surendettement des travailleurs pauvres (NINJA) pouvait être générateur de bulles, et donc ne paraît pas une solution durable à la stagnation séculaire. On s'éloigne alors de la stratégie d'offre actuelle basée sur la combinaison inégalités-hauts revenus, épargne, actions, ruissellement et investissement.

2.2. Un policy-mix à la Keynes : la politique monétaire de bilan au service de la politique budgétaire

La baisse des taux longs sur les dettes publiques permise par la politique de bilan permet une relance de la dépense publique à destination de la croissance de long terme, dans une logique de croissance endogène (Ragot, 2016a). Dans la tradition de Keynes, la politique budgétaire est plus efficace que la politique monétaire pour sortir de la crise. Il existe désormais un consensus sur l'idée que le multiplicateur des dépenses publiques est plus fort en période basse du cycle économique (Creel *et al.*, 2011). L'investissement public dans la croissance de long terme par une hausse de la productivité passerait par des investissements de croissance endogène dans des secteurs de forte demande sociale : éducation, environnement, santé (Hein, 2016 ; Le Garrec et Touzé, 2016). Le financement de la transition écologique par les politiques de bilan est un enjeu crucial. Dit autrement, la contrainte sur l'épargne passe aussi par sa réorientation vers les secteurs clés de la demande sociale et de la croissance endogène. Ces dépenses publiques peuvent être perçues comme une redistribution indirecte aux ménages, via des secteurs ciblés forts en croissance endogène, et rendant des services publics aux agents, comme l'éducation.

2.3. Politique de bilan et les racines de la stagnation séculaire dans les inégalités

Une politique fiscale de redistribution à la Piketty peut aussi jouer en redistribuant les revenus des dividendes des actions des hauts revenus vers les ménages à bas revenus et à forte propension marginale à consommer (Hein, 2016 ; Lavoie, 2016 ; Taylor, 2017). L'intérêt d'une telle politique de redistribution est aussi de réduire les inégalités de revenus qui sont une des causes possibles de l'excès d'épargne comme souligné par Hobson (1909), et plus récemment par Taylor (2015), Summers (2016), et Backhouse et Boianovsky (2016). Plus largement, les bulles étaient trop souvent auparavant tolérées car elles servaient de compensation à l'absence structurelle de demande. Si cette insuffisance de la demande est réduite, le recours aux bulles est moins nécessaire. Les puissants effets des politiques de bilan en matière d'inégalités et de redistribution sont soulignés tant par la littérature (Haltom, 2012; Coibion et al., 2012; Tropeano, 2012; Saiki et Frost, 2014; Bernanke, 2015; Furceri *et al.*, 2016; O'Farrell et al., 2016; Auclert, 2017; Dow, 2017; Mumtaz and Theopilopoulou, 2017; Inui *et al.*, 2017) que par les banquiers centraux (Bank of England, 2011; Bundesbank,

2016; Draghi; 2015; 2016). Par conséquent, ces politiques de bilan sont susceptibles de participer à une réduction des inégalités et une redistribution des revenus contrecarrant le risque de stagnation séculaire.

Dans cette approche à la Keynes des politiques de bilan, le mandat des banques centrales n'est plus centré sur l'inflation : le ciblage de l'inflation n'est plus la priorité absolue. L'emploi est aussi au cœur des préoccupations de la banque centrale. Pour la Banque Centrale Européenne se serait une révolution. En réalité, vu de la Fed, cette évolution vers un mandat lié à l'emploi est la pratique courante : depuis 1977, le « maximum employment » est l'objectif final mentionné en premier dans ses statuts.

2.4. Politique de bilan « verte »⁴ : la sortie de la stagnation séculaire par l'écologie

Ajouter une responsabilité supplémentaire à la BCE en lien avec l'écologie est une proposition faite par Giraud (2015). En matière de politique monétaire de bilan, on parle alors de quantitative easing « vert » (Murphy et Hines, 2010 ; Grandjean, 2012) ou de SUMO : Smart Unconventional Monetary Policy (Ferron et Morel, 2014 ; Leguet et Morel, 2015). En lien avec la dépense publique, cela passerait par des politiques de bilan où la BCE s'engage à acheter la dette publique issue des dépenses environnementales de l'Etat sur le marché secondaire pour respecter ses statuts. Au niveau européen, et pour éviter de se heurter aux critères budgétaires de Maastricht, la BCE pourrait acheter sur le marché secondaire des obligations finançant les investissements verts de la Banque Européenne d'Investissement (Grandjean, 2012 ; Couppey-Soubeyran, 2016). Cette politique de bilan pourrait aussi se faire au niveau national des pays de la zone euro avec les banques publiques de développement et d'investissement comme la Banque Publique d'Investissement en France. L'Etat donnerait sa garantie. Bien sûr, rien n'empêcherait les banques commerciales d'acheter aussi ces titres émis par les banques publiques d'investissement et les présenter comme collatéral pour une politique de bilan de prêts auprès de la BCE. Aglietta et al. (2015) proposent une politique de bilan de ce type sur les prêts bas carbone. La BCE pourrait aussi très bien acheter ces titres aux banques, et pas seulement les prendre en pension.

4 Nous ne discuterons pas de la politique de bilan par émissions de certificats carbone par la banque centrale, puis leur emploi comme collatéral dans le refinancement des banques par la banque centrale (Perrissin-Fabert et al., 2013 ; Aglietta et Hourcade, 2012).

Pour ce qui est des dépenses privées en matière d'écologie, leur financement par la banque centrale est une boîte à outils quasi infinie. La politique de bilan pourrait d'abord passer par des « GTLTRO » des TLTRO « green ». La BCE prête à taux négatifs à long terme (4 ans et plus) à condition que les liquidités prêtées soient ciblées vers des crédits « verts ». Dans la même veine de politique de bilan verte par les prêts ou refinancement (pas des achats), la proposition est faite d'émettre des certificats carbone que les banques pourront utiliser pour se refinancer auprès de la BCE (Ferron et Morel, 2014).

La politique de bilan peut aussi être des achats de titres privés par la BCE, comme par exemple un CBPP « vert » : la BCE achète des obligations sécurisées basées sur des crédits « verts » sur les marchés primaires comme secondaires. Bien sûr, la BCE peut plus simplement accepter ces obligations sécurisées vertes comme collatéral pour les opérations de refinancement. On peut même avoir un CSPP « vert », la politique de bilan consistant alors à l'engagement de la BCE à acheter des obligations émises par des entreprises liées à la transition écologique.

Certains auteurs proposent des politiques de bilan consistant à racheter des produits financiers issus de la titrisation en lien avec le carbone (Aglietta, 2015a ; 2017). On parle alors de titrisation non plus simple (comme les obligations sécurisées), mais de titrisation complexe avec des tranches différentes de produits structurés « verts », chacune des tranches étant des obligations carbonées. On retrouve la même finance structurée que pour les asset backed securities (ABS) ou mortgages-backed securities (MBS). Or ces derniers produits complexes ont été au cœur de la crise financière de 2007. Par ailleurs, l'idée est d'impliquer les banques publiques d'investissement dans cette titrisation, à l'image de Fannie Mae pour la titrisation pour les crédits immobiliers. Il ne faudrait donc pas refaire et une bulle, cette fois-ci non pas sur l'immobilier, mais sur l'environnement. Pour éviter que l'environnement ne devienne le nouveau support de la spéculation financière et de la crise financière qui peut s'en suivre, les banques centrales pourraient être avisées de ne pas accepter au refinancement ces produits complexes.

Cependant, toutes ces politiques de bilan liées à des produits financiers du secteur privé sont à encadrer de manière drastique par une régulation financière forte afin d'éviter les bulles ainsi que les difficultés énormes connues lors de la crise financière de 2007. Par ailleurs, il est à démontrer que cette dépense privée « verte » a des effets macroéconomiques plus forts que la dépense publique. En effet quelle est la stratégie

globale de ces acteurs privés : quels secteurs environnementaux vont-ils choisir ? Sur quels critères : rentabilité privée ou sociale ? Les biens environnementaux ne sont-ils pas des biens publics globaux, de sorte qu'il est discutable de les financer par la dépense privée ? En effet le bénéfice social (santé, bien être, transmission aux générations futures) de ces investissements dépasse très largement leur seule rentabilité financière privée. Enfin, il est difficile de comprendre pourquoi les investisseurs privés seraient très actifs sur ces activités « vertes » alors qu'elles n'ont une rentabilité seulement à très long terme qui est en décalage avec l'horizon temporel de court moyen terme de la plupart des investisseurs privés (Aglietta, 2016b). Ce dernier point plaide pour un investissement plutôt public, et donc une politique de bilan d'achats de titres d'Etat, de collectivités locales ou de banque d'investissement publique.

Au niveau du montant global de cette politique de bilan, Aglietta (2015b) avance le chiffre de 1000 milliards d'euros d'ici 2020, soit 200 milliards par an. Au regard des *quantitative easing* de la BCE et de la Fed ce montant est relativement faible pour une ambition de changement de régime afin de sortir de la stagnation séculaire. Rien que dans le cas de la BCE, en moins de 4 ans, entre septembre 2014 et janvier 2018, la taille de son bilan a augmenté de 2455 milliards d'euros, soit près de 736 milliards d'euros par an.

Une solution naturelle au problème d'insuffisance de demande à la base de la stagnation séculaire serait que la BCE distribue directement la monnaie aux agents (Ragot, 2016a). Reste à savoir à qui cette monnaie est distribuée car dans une logique à la Keynes, il fait sens de le distribuer aux agents à la propension à consommer la plus élevée, sinon l'excès d'épargne n'est pas résolu. En outre, cette monnaie par hélicoptère ne lève en rien le problème de la contrainte extérieure : l'effet multiplicateur serait alors plus faible que la dépense publique de santé de proximité par exemple.

2.5. Régulation financière.

Une des craintes exprimées concernant les politiques de bilan est le risque de bulles, notamment sur les marchés boursiers. On a pu souligner les risques pour la stabilité financière d'une politique de bilan verte qui pourrait refaire une bulle en lien avec la titrisation. Toutefois, trop souvent cette crainte d'instabilité financière débouche sur un refus d'action : cet immobilisme ne résout pas le problème de stagnation séculaire. Ce risque de bulle peut être limité via une politique macroprudentielle bien calibrée

de la banque centrale (Hein, 2016). En outre, la régulation de la finance pourrait permettre de renforcer la réorientation de l'épargne vers les secteurs industriels de croissance endogène. On éviterait ainsi les bulles comprises comme une mauvaise allocation du capital par la finance (Ragot, 2016). Pour être clair, la politique de bilan doit s'accompagner de la « répression financière », au sens où à la place du laissez-faire et de la *forebearance*, la régulation oriente la finance dans la direction de croissance verte et soutenable par exemple.

2.6. Essai de synthèse

La synthèse de cette approche de la politique monétaire de bilan à la Keynes serait donc par la formule :

$$B_{BC} = f(D, G, In ; F)$$

B_{BC} : bilan de la banque centrale

D : Demande, avec pour objectif le plein-emploi et le soutien des salaires

G : dépense publique de croissance endogène visant un accroissement de la productivité (santé, éducation, écologie)

In : inégalités ; donc une politique de revenus, de redistribution

F : politique de régulation de la finance visant à éviter les bulles, à réorienter la finance vers les objectifs précédents.

Conclusion

La volonté farouche de retour à la normale par une sortie des politiques de bilan propose principalement le retour au cadre de politique monétaire Woodford-Wicksell qui a été pourtant largement questionné par la crise. Le cadre néo-wicksellien de Woodford (2003) était le paradigme de politique monétaire dominant avant celle-ci. Les solutions actuelles à la stagnation séculaire nous ramènent à Woodford et au taux d'intérêt. Mais si cette piste n'est pas à négliger, elle a largement été remise en cause par la crise financière débutée en 2007. Il est donc difficile de soutenir que ce cadre de politique monétaire nous permettra d'éviter la stagnation séculaire. En outre, revenir au cadre *ante-crisis* revient à revenir aux politiques budgétaires anti-keynésiennes.

En prenant distance avec Wicksell, Keynes a temporairement écarté la macroéconomie du taux d'intérêt comme instrument d'ajustement pour l'amener vers la demande, l'emploi et les politiques de revenus comme instruments de régulation (Taylor, 2017). Keynes a émergé de la Grande Dépression, et il pourrait être de retour suite à la Grande Récession actuelle. La politique monétaire de bilan paraît bien plus propice à ce retour de Keynes que ne l'est la politique monétaire basée sur la politique de taux d'intérêt. La politique de bilan permet une vision plus globale de l'économie que ne le permet le seul instrument de taux d'intérêt. Elle permet aussi d'inscrire la politique monétaire dans une vision de plus long terme, la sortant ainsi de l'horizon de politique de stabilisation dans laquelle l'interprétation de Wicksell par Woodford l'avait enfermé. La politique de bilan permet aussi plus facilement de penser la croissance de long terme par un *policy-mix* plus harmonieux entre politique monétaire et politique budgétaire. La stagnation séculaire est depuis l'origine un débat sur les dépenses publiques (Backhouse et Boianovsky, 2016). A l'heure où la croissance endogène vantant la dépense publique est la théorie communément admise (Guellec et Ralle, 2003), il était peu logique de complètement se passer d'une dépense publique de croissance de long terme. La politique de bilan permet aussi de renouveler l'approche des Post Keynésiens qui opposent souvent politique budgétaire et politique monétaire dans la lutte contre la stagnation séculaire car ils souhaitent donner la priorité à la politique budgétaire. La politique de bilan rend les deux politiques complémentaires : la politique monétaire peut même être mise au service de la politique budgétaire pour sortir de la stagnation séculaire.

La conclusion n'est donc absolument pas de dire que les politiques de bilan des banques centrales peuvent tout faire et tout résoudre à elles seules. Il s'agit plutôt, dans une logique à la Keynes, que les politiques de bilan permettent de réorienter la politique monétaire dans des directions de demande et de politique budgétaire qui pourraient être favorables à la sortie de la stagnation séculaire. Au final le terme « de stagnation séculaire » ne devrait pas être l'arbre qui cache la forêt des difficultés du capitalisme actuel : stagnation (répression) salariale, stagnation des inégalités dans la distribution des richesses, stagnation de l'emploi ou encore stagnation de la demande. Autant de problématiques qui paraissent plus à même d'être appréhendées par la politique de bilan des banques centrales que par le retour à la règle de Taylor, même augmentée de la stabilité financière. Tout se passe comme si la politique monétaire augmentée de la stabilité financière ne prenait en compte que la partie émergée de l'iceberg de la crise financière débutée il y a maintenant plus de dix ans et qui a nourri le risque de stagnation séculaire : derrière les produits titrisés complexes il y avait des crédits à des travailleurs pauvres.

Bibliographie

Aglietta, M. (2015a), « Après la cop 21, mobiliser la finance pour la croissance soutenable », Fondation Terra Nova.

Aglietta, M. (2015b), « Une dynamique d'investissement », Le Monde, 5 mars.

Aglietta, M. (2016a), « perspectives monétaires et financières : stagnation séculaire ou mutation du capitalisme ? », Revue d'Economie Financière, 121, pp. 159-72.

Aglietta, M. (2016b), « La finance tourne en rond », Alternatives Economiques, 16 novembre.

Aglietta, M. (2017), « Entretien avec Michel Aglietta », 8 mars.

Aglietta, M. et T. Brand (2015), « La stagnation séculaire dans les cycles financiers de longue période », in L'Economie Mondiale, La Découverte, pp. 24-39.

Aglietta, M. Espagne, E. et Perissin Fabert (2015), « Une proposition pour financer l'investissement bas carbone en Europe », France Stratégie, Note No.24.

Aglietta, M. et J.C. Hourcade (2012), « Can Indebted Europe Afford Climate Policy? Can It Bail Out Its Debt Without Climate Policy? » Intereconomics 2012. ZBW-Leibniz Information Center for Economics, 159–64.

Aglietta, M. et N. Valla (2016a), « taux d'intérêt négatifs : décryptage d'une anomalie », L'Economie Politique, 70, pp. 8-26.

Aglietta, M. et N. Valla (2016b), « Taux d'intérêt négatifs et stagnation séculaire : politique monétaire ou choix sociétal ? », Panorama du CEPII, 2016-01.

Akerlof, G., Dickens, W. et G. Perry (1996), « The macroeconomics of low inflation », Brookings Papers on Economic Activity, 1, pp. 1-59.

Artus, P. (2016), « déflation et taux d'intérêt zéro : causes profondes, conséquences sur les politiques économiques et le secteur financier », Revue d'Economie Financière, 121, pp. 187-94.

Auclert, A. (2017), « Monetary policy and the redistribution channel », NBER Working Paper No. 23451.

Backhouse, R. et M. Boianovsky (2016), « Theories of stagnation in historical perspective », European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention, 13(2) : 147–59.

Ball, L. (2013), « The Case for four percent inflation », Central Bank Review, Vol. 13 (May 2013), pp.17-31

Bank for International Settlements (2009), 79th Annual Report, June 2009.

Bank of England (2011), « Instruments of macroprudential policy. A Discussion Paper », Bank of England.

Banque centrale Européenne (2015), « Le rôle du bilan de la banque centrale dans la politique monétaire », *Bulletin Economique*, 4, pp. 63-82.

Bernanke, B. (2009), « The Federal Reserve's balance sheet », speech.

Bernanke, B. (2015), « Monetary policy and inequality », Brookings Institution, 1 june.

Bernanke, B. et M. Gertler (2001), « Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices? », *American Economic Review*, 91(2) : 253-7.

Bernanke, B. et I. Mihov (1997), « What does the Bundesbank target? », *European Economic Review*, 41(6): 1025-1053.

Bindseil, U., Domnick, C. et J. Zeuner (2015), "Critique of accommodating central bank policies and the 'expropriation of the saver'. A review", ECB Occasional Paper Series, No. 161.

Blanchard, O., Dell'Ariccia, G. et P. Mauro (2010), « Rethinking Macroeconomic policy », *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(s1): 199-215.

Blanchard, O., Furceri, D. et A. Pescatori (2014), « A prolonged period of low real interest rates ?, in Teulings, C. and Baldwin, R. (eds.), *Secular Stagnation : Facts, Causes and Cures*, CEPR : London, pp. 101-10.

Blanchard, O., G. Lorenzoni et J-P. L'Huillier (2017), « Short run effects of lower productivity growth. A twist on the secular stagnation hypothesis », *Journal of Policy Modelling*, 39(4) : 639-649.

Borio, C. (2010), « Ten propositions about liquidity crises », *CESifo Economic Studies*, 56(1) : 70-95.

Borio, C. et P. Disyatat (2009), « Unconventional monetary policies: an appraisal », *BIS Working Papers*, No. 292.

Bundesbank (2016), « Distributional effects of monetary policy », *Deutsche Bundesbank Monthly Report*, September, pp . 13-36.

Clarida, R., Gali, J., Gertler, M. (1999), "The science of monetary policy: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature*, 37(4): 1661-1707.

Coeuré, B. (2013), "Savers aren't losing out", *Discours*, 11 novembre.

Coibion, O., Gorodnichenko, Y. L. Kueng, L. et J. Silvia (2012), « Innocent bystanders? monetary policy and inequality in the U.S. », *NBER Working Paper* 18170.

Coupey-Soubeyran, J. (2016), *Taux négatif : arme de poing ou signal de détresse ?* »,

Revue d'Economie Financière, 2016/1 (n° 121) :195-212.

Creel, J., Heyer, E. et M. Plane (2011), « Petit précis de politique budgétaire par tous les temps. Les multiplicateurs budgétaires au cours du cycle », Revue de l'OFCE, 116, pp. 61-88.

Dow, S. (2017), « Central banking in the twenty-first century », Cambridge Journal of Economics, 41(6) : 1539-57.

Draghi, M. (2015), "The ECB's recent monetary policy measures: Effectiveness and challenges", discours, 14 mai.

Draghi, M. (2016), « Stability, equity and monetary policy », 25 octobre.

Eggertsson, G. et Krugman, P. (2012), « Debt, Deleveraging, and the Liquidity Trap: A Fisher-Minsky-Koo Approach », Quarterly Journal of Economics, 127, 1469-1513.

Eggertson, G. et N. Mehrotra (2014), « A model of secular stagnation », in Teulings, C. and Baldwin, R. (eds.), Secular Stagnation : Facts, Causes and Cures, CEPR : London, pp. 123-130.

Eggertsson, G. et M. Woodford (2003), « The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy », Brookings Papers on Economic Activity, 34, 139-235.

Epstein, G. et T. Ferguson (1984), « Monetary Policy, Loan Liquidation, and Industrial Conflict: The Federal Reserve and the Open Market Operations of 1932 », Journal of Economic History, 44(4) : 957-983.

Ferron, C. et R. Morel (2014), « Smart unconventional monetary (sumo) policies: giving impetus to green investment », CDC Climate Research, No.46.

Fujiki, H., Okina, K. et S. Shiratsuka (2001), « Monetary Policy under Zero Interest Rate: Viewpoints of Central Bank Economists », Bank of Japan, Monetary and Economic studies, February, pp. 89-130.

Furceri, D., Loungani, P. et A. Zdzienicka (2016), « The Effects of Monetary Policy Shocks on Inequality », International Monetary Fund, WP/16/245.

Giraud, G. (2015), Illusion Financière, Les Editions de l'Atelier.

Goodfriend, M. (2000), « Overcoming the Zero Bound on Interest Rate Policy », Journal of Money, Credit and Banking, 32(4), Part 2: 1007-35.

Goodhart, C. (2011), « The Changing role of central banks », Financial History Review, 18(2) : 135-54.

Grandjean, A. (2012), « La Monnaie, Une Affaire d'Etat », Projet, n°329 (April), pp 81-87.

Guellec, D. et P. Ralle (2003), Les Nouvelles Théories de la Croissance, Paris : La

Découverte.

Haltom, R. (2012), « Winners and Losers from Monetary Policy », *Region Focus*, pp. 6-10.

Hansen, A. (1939), « Economic Progress and Declining Population Growth », *American Economic Review*, 29(1) : 1-15.

Hayami, M. (1999), « On Recent Monetary Policy », discours, Banque du Japon.

Hein, E. (2016), « Secular Stagnation or Stagnation Policy? Steindl after Summers », *Levy Economics Institute, Working Paper No. 846*.

Inui, M., Sudo, M. et T. Yamada (2017), « Effects of Monetary Policy Shocks on Inequality in Japan », *Bank of Japan Working Paper Series, No.17-E-3*.

Keynes, J.M. (1930), *A Treatise on Money*, vol.2, London :Macmillan

Keynes, J.M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, London :Macmillan.

Keynes, J.M. (2013), *The Collected Writings of John Maynard Keynes, Volume VII*. Cambridge: Cambridge University Press.

Kregel, J. (2011), « Was keynes's monetary policy, à outrance in the treatise, a forerunner of ZIRP and QE? did he change his mind in the general theory? », *Levy Economics Institute of Bard College, Policy Note, 2011-4*.

Krugman, P. (2000), « Thinking About the Liquidity Trap », *Journal of the Japanese and International Economies*, 14, 221-37.

Krugman, P. (2013), « Secular Stagnation, Coalmines, Bubbles, and Larry Summers », *New York Times*, November 16.

Krugman, P. (2014a): Four observations on secular stagnation, in: Teulings, C., Baldwin, R. (eds), *Secular Stagnation: Facts, Causes and Cures*. A VoxEU.org eBook, London: Centre for Economic Policy Research (CEPR).

Krugman, P. (2014b), « Inflation Targets Reconsidered », article présenté à la conférence de la BCE, Sintra, mai.

Krugman, P. (2014c), « What Secular Stagnation Isn't », *The New York Times*, October 27.

Kumhof, M., Rancière, R. et P. Winant (2015), « Inequality, Leverage, and Crises », *American Economic Review*, 105 (3): 1217-45.

Laubach, T. et J. Williams (2003), « Measuring the natural rate of interest », *The Review of Economics and Statistics*, 85(4): 1063-1070.

Lavoie, M. (2016), « The origins and evolution of the debate on wage-led and profit-led regimes », Document de travail, septembre.

Le Garrec, G. et Touzé, V. (2015), « Stagnation séculaire et accumulation de capital », Revue de l'OFCE, 142, pp. 307-37.

Le Garrec, G. et Touzé, V. (2016), « Caractéristiques et dynamique de l'équilibre de stagnation séculaire », Notes de l'OFCE, N° 57, 26 janvier.

Le Garrec, G. et Touzé, V. (2017), « La macroéconomie à l'heure de la stagnation séculaire », Revue de l'OFCE, 153, pp. 79-104.

Leguet, B. et R. Morel (2015), « Pour impliquer le secteur privé dans les financements climatiques : les mécanismes de projets de Kyoto et les politiques non conventionnelles 'sumo' », Annales des Mines - Responsabilité et environnement, 2015/1, No. 77, pp. 82-85.

Mumtaz, H. et A. Theopilopoulou (2017), « The Impact of Monetary Policy on Inequality in the UK. An Empirical Analysis », European Economic Review, 98, pp. 410-23.

Murphy, R. et C. Hines (2010), 'Green Quantitative Easing: Paying for the Economy We Need', Finance for the Future.

O'Farrell, R., Ł. Rawdanowicz et K. Inaba (2016), « Monetary Policy and Inequality », OECD Economics Department Working Papers, No. 1281.

Palley, T. (2012), From Financial Crisis to Stagnation: The Destruction of Shared Prosperity and the Role of Economics, Cambridge: Cambridge University Press.

Palley, T. (2015), « Inequality, the Financial Crisis and Stagnation: Competing Stories and Why They Matter », IMK Working Paper No. 151.

Perrissin Fabert, B., Hourcade, J.C. et E. Espagne, « Triggering the funding of the low-carbon transition: a monetary plan »

Ragot, X. (2016a), « De quoi la stagnation séculaire est-elle le nom ? », L'Economie Politique, 70(2) : 27-38.

Ragot, X. (2016b), « Le retour de l'économie keynésienne », Revue d'Economie Financière, 2016/1 n° 121, pp. 173-86.

Rajan, R. (2010), Fault Lines: How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy. Princeton: Princeton University Press.

Reinhart, C. et K. Rogoff (2013), « Shifting Mandates: The Federal Reserve's First Centennial », American Economic Review, 103(3): 48-54.

Saiki, A et J. Frost (2014), « How Does Unconventional Monetary Policy Affect Inequality? Evidence from Japan », DNB Working Paper, No. 423.

Seccareccia, M. et M. Lavoie (2016), « Income Distribution, Rentiers, and Their Role in a Capitalist Economy », *International Journal of Political Economy*, 45(3): 200-223.

Stockhammer, E. (2013), « Rising inequalities as a cause of the present crisis », *Cambridge Journal of Economics*, 39(3) : 935-958.

Summers, L. (2013a), speech, Fonds Monétaire International, 8 november

Summers, L. (2013b), « Why stagnation might prove to be the new normal », *Financial Times*, 15 December.

Summers, L. (2014), « U.S. Economic Prospects: Secular Stagnation, Hysteresis, and the Zero Lower Bound », *Business Economics*, 49(2), pp. 65-73.

Summers, L. (2015), « Demand Side Secular Stagnation », *American Economic Review*, 105(5): 60–65.

Taylor, J. (1993), “Discretion versus policy rules in practice”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39: 195-214

Taylor, L. (2015) « Wage repression and secular stagnation are rather close in kind », *European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention*, 12(3) :250–4.

Taylor, L. (2017), « The “Natural” Interest Rate and Secular Stagnation: Loanable Funds Macro Models Don’t Fit the Data », *Challenge*, 60(1) :27-39.

Teulings, C. et R. Baldwin (2014), *Secular Stagnation: Facts, Causes and Cures*. London: CEPR Press.

Tropeano, D. (2012), ‘Quantitative easing in the United States after the crisis : conflicting views’, in Rochon, L.P., Olawoye, S. (eds.), *Monetary Policy and Central Banking*, Cheltenham: Edward Elgar, pp.227-42.

Van Treeck, T. (2014), « Did inequality cause the u.s. financial crisis? », *Journal of Economic Surveys*, 28(3) : 421-48.

Werner (1995), « How to Create a Recovery through ‘Quantitative Monetary Easing’ We must increase total purchasing power. Even economic growth of 4% is possible », *The Nihon Keizai Shinbun*, 2 September.

Wilson, D. (2000), « Japan’s slow down : monetary versus real explanations », *Oxford Review of Economic Policy*, 16(2) : 18-33.

Woodford, M. (2003). *Interest and Prices*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

MAŁGORZATA MACUDA

Université des Sciences Économiques et de Gestion de Poznań

malgorzata.macuda@ue.poznan.pl

GROUPES HOMOGÈNES DE MALADES – VERS UNE EFFICACITÉ ÉCONOMIQUE : ANALYSE DES PRODUITS ET CHARGES D’EXPLOITATION

Résumé :

Le 1er juillet 2008, Narodowy Fundusz Zdrowia – NFZ (Fonds national de la santé) a introduit une nouvelle forme de contrat et de financement des services médicaux – système de paiement basé sur les Groupes Homogènes de Malades (GHM). Les objectifs les plus importants liés à l’entrée en vigueur de ce système de paiement comprenaient une amélioration de l’efficacité économique et de la qualité de prestations médicales. NFZ a effectué l’évaluation de tous les Groupes Homogènes de Malades (système des points) dont les tarifs sont égaux pour tous les types d’hôpitaux, quelle que soit la région où ils exercent leur activité. Les revenus provenant de la vente de services médicaux générés en vertu des contrats signés avec NFZ et remboursés sur la base des GHM constituent la principale source de revenu (de 65% à 90%) pour chaque hôpital. L’objet de cet article est d’analyser les coûts de prestations médicales et ensuite de les comparer au sein de mêmes GHM prenant comme exemple les groupes F72 (hernie inguinale) et F73 (hernie abdominale) afin de vérifier si le financement de NFZ couvre tous les coûts nécessaires pendant l’hospitalisation des patients. Afin de réaliser ce but, l’auteur a employé la méthodologie d’analyse documentaire (la revue de la littérature, l’analyse des documents médicaux), ainsi que d’analyse comparative.

Mots-clés : GHM, Groupes Homogènes de Malades, calcul de coûts, benchmarking, prestations médicales, hôpitaux, Pologne

JEL Classification : M41

Diagnosis-related groups – towards economic efficiency: operating revenues and costs analysis

Abstract :

On July 1, 2008, Narodowy Fundusz Zdrowia – NFZ (National Health Fund) introduced a new form of medical services contracting and financing – DRG-based payment system. The most important objectives related to the implementation of this payment system included an improvement in the economic efficiency and quality of medical services. The NFZ carried out the valuation of Diagnosis-related groups (point system) whose tariffs are equal for all types of hospitals, regardless of the region where they run their activity. Revenues from sale of medical services generated under contracts signed with NFZ and refunded on the basis of DRG are the main source of revenue (from 65% to 90%) for each hospital. The aim of this article is first to calculate the costs of medical services and then to analyze and compare them within the same DRG taking as example the groups F72 (inguinal hernia) and F73 (abdominal hernia) in order to verify if funding from NFZ covers all necessary costs occurred during hospitalization of patients. In order to achieve this aim, the author used the documentary analysis methodology (the literature review, the analysis of medical documents), as well as comparative analysis.

Keywords : DRG, diagnosis-related groups, cost calculation, benchmarking, medical services, hospitals, Poland

Introduction

Le secteur de santé est traversé par un courant de réformes depuis plus qu'une quinzaine d'années en Pologne : l'adoption des styles de gestion provenant des entreprises privées, la mise en oeuvre de principes de concurrence, l'exigence d'efficacité dans l'utilisation des ressources, l'introduction de mesures de la performance et l'amélioration de la qualité des services (Chluska, 2005, p. 124-125; Orliński, 2011, p. 141; Macuda, 2016, p. 404).

Le 1er juillet 2008, Narodowy Fundusz Zdrowia – NFZ (Fonds National de la Santé) a introduit une nouvelle forme de contrat et de financement des services médicaux – système de paiement basé sur les Groupes Homogènes de Malades (GHM). Dans presque tous les pays européens où ce système de paiement a été implémenté depuis le milieu des années 1980, les objectifs les plus importants comprenaient une augmentation de transparence concernant le financement des services médicaux,

ainsi qu'une amélioration de l'efficacité économique¹ et de la qualité de prestations médicales. Aujourd'hui, après une décennie d'expérience avec les GHM dans le cas de la Pologne, il est possible d'examiner si leur utilisation a contribué à la réalisation des objectifs susmentionnés.

Les patients sont affectés à des particuliers Groupes Homogènes de Malades selon les critères suivants : le diagnostic primaire, le diagnostic secondaire, la méthode de traitement (les procédures médicales adoptées, les médicaments prescrits), l'âge et le genre – les données qui sont facilement accessibles de la documentation médicale de chaque patient. Les GHM devraient alors refléter les niveaux similaires de coûts d'hospitalisation et de ressources hospitalières nécessaires pour traiter les patients du même groupe. NFZ a effectué l'évaluation de tous les Groupes Homogènes de Malades (système des points – certain nombre de points est attribué à chaque groupe, la valeur d'un point correspond à 52 PLN). Les tarifs GHM sont égaux pour tous les types d'hôpitaux fournissant les services médicaux, quelle que soit la région où ils exercent leur activité. Les revenus, provenant de la vente de prestations médicales, générés en vertu des contrats signés avec NFZ et remboursés sur la base des Groupes Homogènes de Malades constituent la principale source de revenu (de 65% à 90%) pour chaque hôpital (Macuda, 2015, p. 332-333).

L'objet de cet article est d'abord de calculer les coûts de prestations hospitalières et ensuite de les analyser et de les comparer au sein de mêmes GHM prenant comme exemple les groupes F72 (hernie inguinale) et F73 (hernie abdominale) afin de vérifier si le financement de NFZ couvre tous les coûts nécessaires pendant l'hospitalisation des patients. Afin de réaliser ce but, l'auteur a employé la méthodologie d'analyse documentaire (la revue de la littérature, l'analyse des documents médicaux) et d'analyse comparative.

1 Plusieurs interprétations de l'efficacité peuvent être trouvées dans la littérature; cependant, selon Bartlett et Le Grand (1993), il semble y avoir deux concepts de base qui sous-tendent la plupart de ces interprétations différentes. Selon le premier concept, le service est considéré comme efficace s'il minimise le coût total de la prestation de services. Cette interprétation a été critiquée parce qu'elle ne semble pas être en rapport avec la quantité ou la qualité du service considéré. Le deuxième concept d'efficacité met en rapport les coûts du service avec la quantité et la qualité de la prestation de services – le service est considéré comme efficace si les activités d'un fournisseur sont organisées de telle sorte que les coûts de fourniture d'une qualité ou d'une quantité donnée d'un service sont minimisés. Cette dernière interprétation de l'efficacité est adoptée dans les études sur les GHM et les systèmes de paiement prospectifs.

1. Groupes Homogènes de Malades – la double homogénéité

La classification des GHM est une adaptation de la classification américaine des Diagnosis Related Groups (DRG) développée par Robert Fetter, John Thompson, Ronald Miller, Richard Averill et Jean Freedman à l'université de Yale à la fin des années 1970. Elle permet un classement exhaustif et unique. Les informations relatives aux patients à fournir sont d'ordre administratif (date de naissance, sexe, adresse postale de résidence, numéro de l'unité médicale d'hospitalisation, dates et modes d'entrée et de sortie, etc.) et médical (diagnostics – diagnostic principal, diagnostic relié, diagnostics associés ; actes médicaux). L'homogénéité des Groupes Homogènes de Malades est médicale (dès son premier niveau le groupe est fondée sur des critères médicaux – appareil fonctionnel ou motif notoire d'hospitalisation) et économique (les séjours classés dans un même groupe ont, par construction, des consommations de ressources voisines) (ATIH, 2016). Les avantages des GHM sont notables, car outre la cohérence clinique une telle classification permet d'affiner la connaissance des moyens économiques mis en jeu pour les patients, et par conséquent leur maîtrise.

D'après Lethonen (2007, p. 369) l'entrée en vigueur du système de paiement basé sur les Groupes Homogènes de Malades a affecté le fonctionnement des hôpitaux en Europe – la durée moyenne des séjours, les admissions et l'intensité des prestations médicales, et donc les coûts des services médicaux, ont, au moins initialement, diminué comme prévu. Malheureusement, en plus de ces effets attendus, plusieurs impacts dysfonctionnels, tels que le DRG-creeping (un comportement qui vise à manipuler les enregistrements GHM des patients afin d'obtenir une compensation GHM plus élevée) et le dumping DRG (une tentative pour éviter de traiter des cas difficiles, car on soupçonne que le coût de leur traitement dépasserait le remboursement reçu) ont été rapportés.

2. Le *benchmarking* – une approche innovante en santé

L'hôpital devrait être traité comme une entreprise et on ne peut pas oublier son caractère économique. Cependant, la nature spécifique de l'hôpital se reflète dans le fait que son but principal n'est pas de générer des bénéfices (le résultat financier), ou d'autant plus d'en maximiser (comme c'est le cas de la plupart d'entités économiques), mais de réaliser la mission sociale qui consiste à fournir des services médicaux (des prestations médicales) de haute qualité (Macuda, 2013, p. 89). Les hôpitaux de toute

l'Europe reconnaissent que les données comptables sur les coûts sont fondamentales pour un *benchmarking* (l'analyse comparative) systématique qui peut améliorer l'efficacité de l'activité hospitalière. Si les données fournies par les systèmes de comptabilité analytique sont imprécises, les hôpitaux peuvent être sous-payés pour des particuliers GHM.

Le *benchmarking*, démarche managériale de mise en œuvre des meilleures pratiques au meilleur coût, est un concept récent dans le secteur de santé. Son principe de base est l'identification d'un point de comparaison que l'on appelle *benchmark* par rapport auquel tout peut se comparer (Ettorchi-Tardy, Levif & Michel, 2011, p. 35-36). Grâce au *benchmarking*, il est possible de comparer des résultats de la performance pour identifier les écarts. Le *benchmarking* est considéré comme une approche innovante en santé et son impact sur l'amélioration des performances doit encore être élucidé (Wait & Nolte, 2005).

La démarche du *benchmarking* est la suivante : (1) déterminer les produits importants pour l'organisation (quoi), (2) choisir avec qui se comparer (qui), et (3) s'interroger sur la collecte des données (comment) (Ettorchi-Tardy, Levif & Michel, 2011; Pitarelli & Monier, 2010).

R. C. Camp, qui est considéré comme le pionnier de l'analyse comparative, mentionne quatre types du *benchmarking* :

- interne – la forme la plus simple de *benchmarking* qui consiste à comparer différentes unités organisationnelles dans une même institution, son objectif principal est de déterminer les standards de performance interne d'une organisation, il est possible de l'appliquer dans le secteur de santé puisque les hôpitaux ont des processus et des fonctions similaires ;
- concurrentiel – comparaisons de l'efficacité de l'activité avec des concurrents directs (des hôpitaux caractérisés par les mêmes organismes de financement, la même gamme de services médicaux, le territoire similaire de leur activité, ou les mêmes mode et période de traitement des patients – prestations médicales de jour / de nuit, de courte / de longue durée);
- fonctionnel – dépassant les limites de la concurrence directe (des hôpitaux caractérisés par un profil différent ou les zones territoriales

diverses de leur activité, l'analyse comparative est pourtant liée à des domaines communs tels que le nettoyage, le stockage des matériaux médicaux, le laboratoire de diagnostic, la pharmacie);

- général (appelée autrement l'analyse comparative des processus génériques) – liée à l'analyse des processus économiques intervenant dans toutes les sphères d'activité, c'est-à-dire indépendamment de l'industrie (Węgrzyn, 2000, p. 85 ; Łuczak & Macuda, 2014, p. 56 ; Briš et al., 2016, p. 13).

Afin de réaliser le but de cet article, l'auteur a employé le *benchmarking* interne, plus précisément l'analyse comparative des coûts et résultats de services similaires – les services médicaux au sein de mêmes Groupes Homogènes de Malades. Les objectifs de la comptabilité des cas sont de fournir une image financière complète des coûts de traitement de patients individuels et des coûts de traitement de différents groupes de patients (Lethonen, 2007). Le *benchmarking* basé sur les coûts est réalisé dans le but de déterminer la valeur de benchmarking pour une prestation efficace et économique.

3. Coûts et revenus – la comparaison au sein de mêmes GHM

L'analyse et la comparaison comparative concerne deux Groupes Homogènes de Malades : F72 (hernie inguinale) – 22 cas et F73 (hernie abdominale) – 7 cas. Cet échantillon représente les données d'un mois complet de l'année 2017 provenant d'un hôpital particulier. Le but de l'analyse et la comparaison est de vérifier si le financement de NFZ couvre tous les coûts nécessaires pendant l'hospitalisation de ces patients.

NFZ a procédé à l'évaluation de GHM F73 de manière suivante: le nombre de points attribués à une hernie abdominale est de 37 et la valeur d'un point s'élève à 52 PLN, le remboursement est donc égal à 1924 PLN. Le tableau 1 présente les coûts et les revenus, ainsi que le résultat financier qui est calculé pour chaque cas de patient.

Tableau 1. Groupe Homogène de Malades F73 – Hernie abdominale : résultat financier

Patient	Jours-patient	GHM	Valeur en points	Prix	Revenus provenant de NFZ	Coûts d'hospitalisation	Résultat financier
1.	2	F 73	37	52,00 zł	1 924,00 zł	2 021,44 zł	- 97,44 zł
2.	2	F 73	37	52,00 zł	1 924,00 zł	1 900,89 zł	23,11 zł
3.	3	F 73	37	52,00 zł	1 924,00 zł	2 410,36 zł	- 486,36 zł
4.	2	F 73	37	52,00 zł	1 924,00 zł	1 824,46 zł	99,54 zł
5.	2	F 73	37	52,00 zł	1 924,00 zł	1 814,43 zł	109,57 zł
6.	2	F 73	37	52,00 zł	1 924,00 zł	1 709,69 zł	214,31 zł
7.	2	F 73	37	52,00 zł	1 924,00 zł	1 904,56 zł	19,44 zł
					13 468,00 zł	13 585,83 zł	-117,83 zł

Le résultat financier est au total négatif sur les 7 cas présentés. C'est le cas n°3 qui a causé cette situation liée probablement au nombre de jours d'hospitalisation (3 jours pendant que tous les autres patients ont été traités au cours de 2 jours). La figure 1 présente le niveau de revenu prédéterminé par NFZ – 1924 PLN et l'emplacement des coûts d'hospitalisation des patients particuliers de GHM F73 – dessous (5 cas) ou dessus (2 cas) de ce niveau. D'après la figure 2, on peut supposer que le cas n°3 est un résultat atypique (ang. *outlier*).

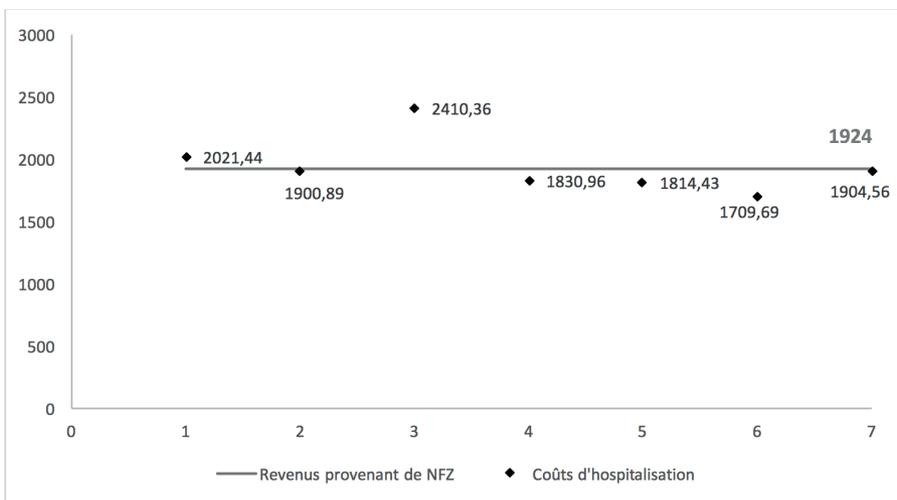
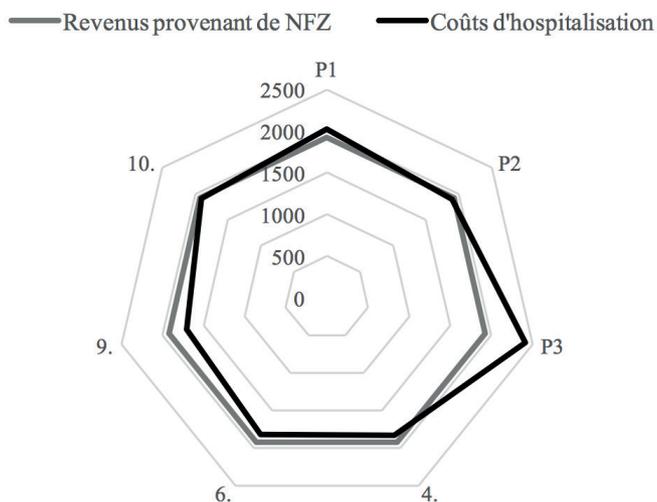
Figure 1: Groupe Homogène de Malades F73 – Hernie abdominale : coûts versus revenus

Figure 2: Groupe Homogène de Malades F73 – Hernie abdominale : coûts versus revenu



NFZ a procédé à l'évaluation de GHM F72 de manière suivante: le nombre de points attribués à une hernie inguinale est de 51 et la valeur d'un point s'élève à 52 PLN, le remboursement est donc égal à 2652 PLN. Dans le tableau 2 les coûts et les remboursements sont comparés, et le résultat financier est calculé pour chaque cas de patient.

Tableau 2. Groupe Homogène de Malades F72 – Hernie inguinale : résultat financier

Patient	Jours-patient	GHM	Valeur en points	Prix	Revenus provenant de NFZ	Coûts d'hospitalisation	Résultat financier
1.	3	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	2 021,44 zł	106,94 zł
2.	4	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	1 900,89 zł	- 558,83 zł
3.	3	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	2 410,36 zł	- 25,22 zł
4.	3	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	1 824,46 zł	31,99 zł
5.	2	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	1 814,43 zł	601,54 zł
6.	2	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	1 709,69 zł	776,51 zł
7.	4	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	1 904,56 zł	- 576,12 zł
8.	3	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	2 178,52 zł	473,48 zł
9.	2	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	2 328,99 zł	323,01 zł
10.	3	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	2 389,23 zł	262,77 zł
11.	3	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	2 295,19 zł	356,81 zł
12.	12	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	5 823,74 zł	- 3 171,74 zł
13.	2	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	2 184,37 zł	467,63 zł
14.	2	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	1 748,16 zł	903,84 zł
15.	5	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	3 794,41 zł	- 1 142,41 zł
16.	2	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	1 936,11 zł	715,89 zł
17.	2	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	2 084,33 zł	567,67 zł
18.	3	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	2 316,90 zł	335,10 zł
19.	2	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	1 829,53 zł	822,47 zł
20.	2	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	1 755,54 zł	896,46 zł
21.	2	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	2 158,76 zł	493,24 zł
22.	2	F 72	51	52,00 zł	2 652,00 zł	1 746,38	905,62 zł
					58 344,00 zł	54 777,35 zł	3 566,65 zł

La figure 3 présente le niveau de revenu prédéterminé par NFZ – 2652 PLN et l'emplacement des coûts d'hospitalisation des patients particuliers de GHM F72 – dessous (17 cas) ou dessus (5 cas) de ce niveau. D'après la figure 4, on peut supposer que le cas n°12, et peut-être aussi le cas n°15 sont des résultats atypiques (ang. *outlier*).

Figure 3 : Groupe Homogène de Malades F72 – Hernie inguinale : coûts versus revenus

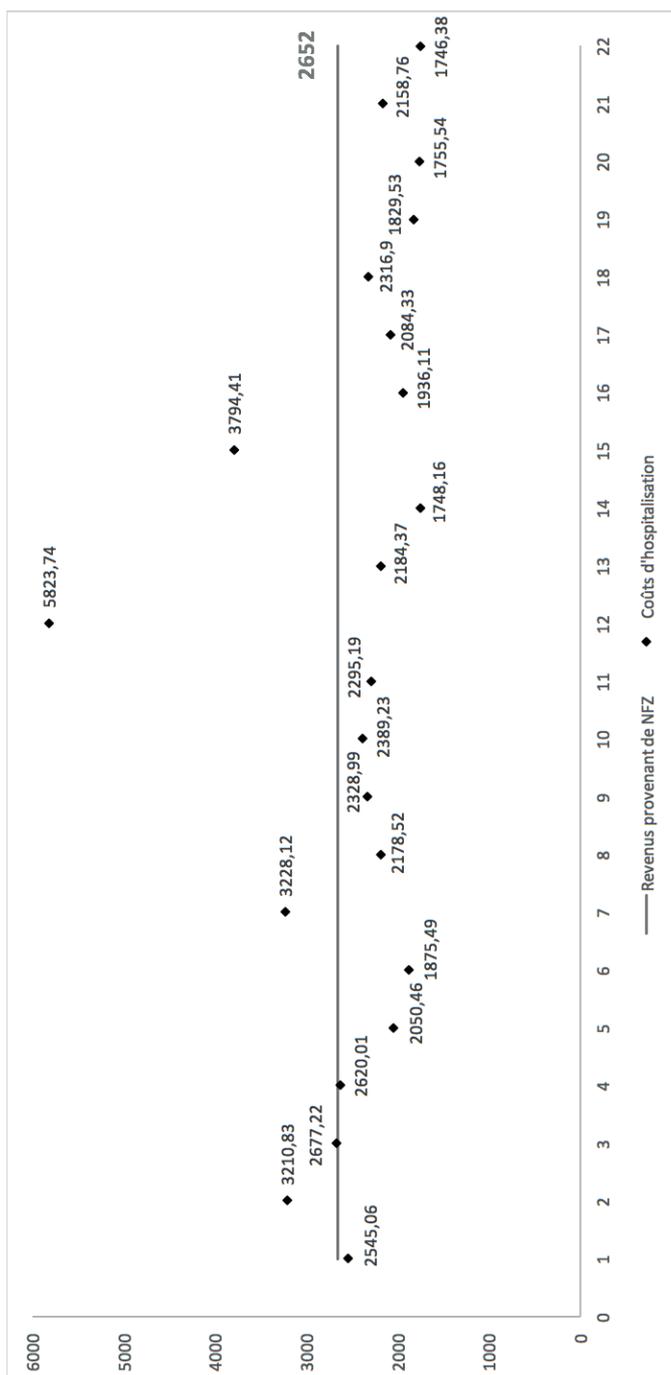
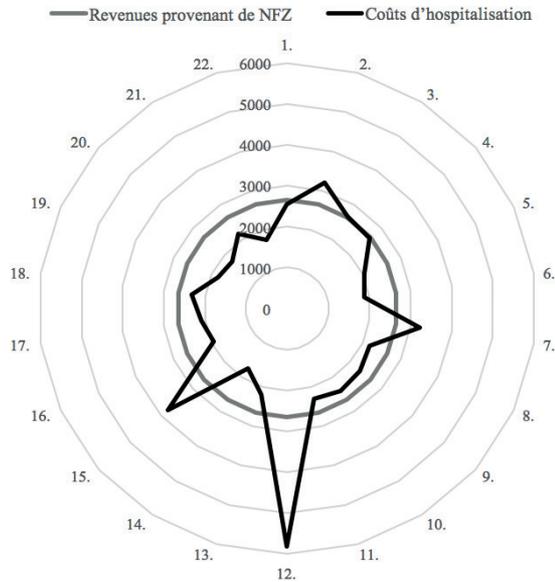


Figure 4 : Groupe Homogène de Malades F72 – Hernie inguinale : coûts versus revenus

Le résultat financier est au total positif sur les 22 cas présentés. Pourtant quelques cas : n°12, n°15, n°7, n°2 et n°3 ont diminué fortement sa valeur. Cette situation est de nouveau liée au nombre de jours d'hospitalisation, surtout dans le cas n°12 (12 jours) et le cas n°5 (5 jours). Si on analyse de manière détaillée la structure de coûts prenant comme exemple ces 22 cas de GHM F72, on observe que ce sont jours-patients qui sont le plus onéreux parmi tous les coûts concernant les prestations médicales fournies par les hôpitaux (figure 5). Juste derrière cette position, il y a d'autres coûts dont la valeur est aussi élevée. Quant aux médicaments, tests de laboratoire, tests diagnostiques et matériels médicaux, leur valeur est presque marginale dans la somme de coûts dans chaque cas analysé. L'exemple de GHM F72 montre que le prix de la hernie inguinale est calculé par Narodowy Fundusz Zdrowia de cette manière, que le surplus est généré. Prenant en considération l'existence des résultats atypiques, ce surplus peut couvrir la perte sur les 5 cas de patients avec les valeurs de coûts extrêmes.

Figure 5 : Hernie inguinale – Structure de coûts (en PLN)

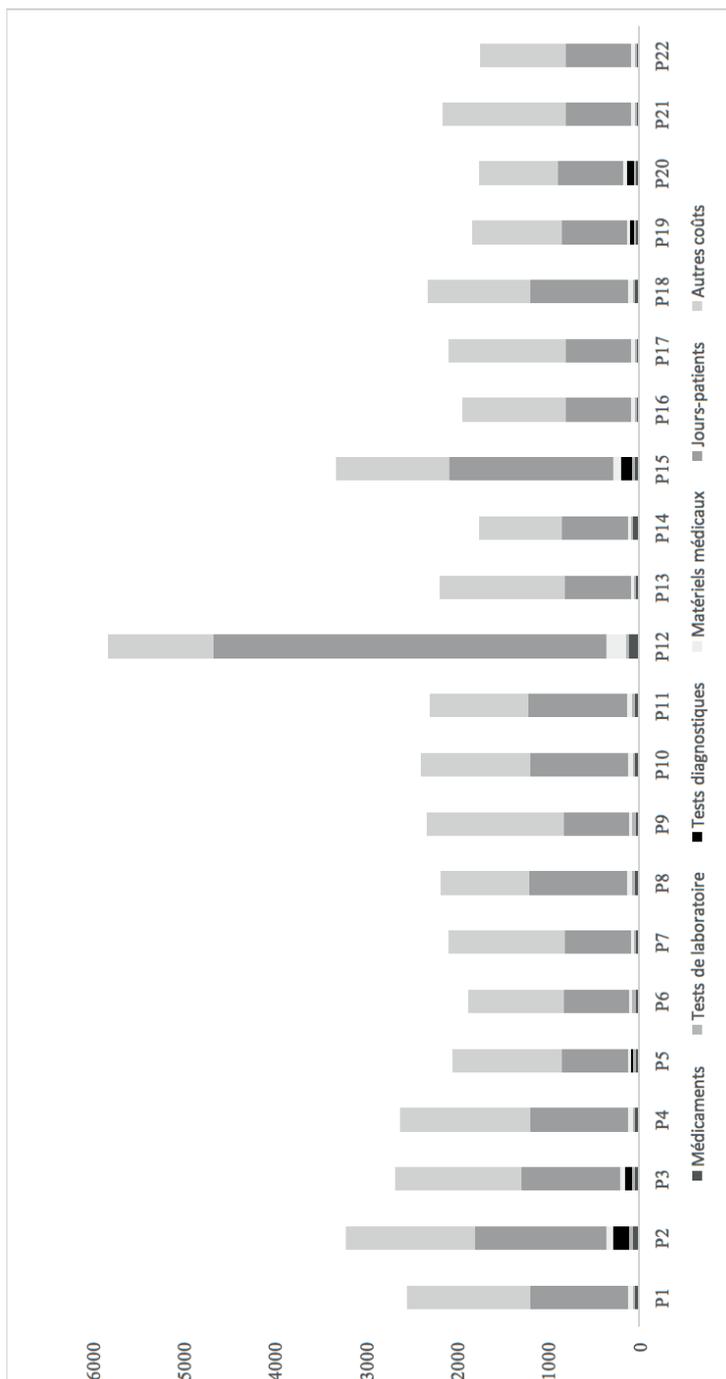


Tableau 3 : Les valeurs moyennes du groupe F

GHM	Le nombre de patients au sein de GHM	Revenu moyen par patient	Revenus moyens au sein de GHM	Coût moyen d'hospitalisation par patient	Coûts moyens d'hospitalisation au sein de GHM	Résultat financier par patient	Résultat financier
F 11 ESTOMAC ET DUODÉNUM (OPÉRATIONS COMPLEXES)	2	13 000,00	26 000,00	8 801,15	17 602,30	4 198,85	8 397,70
F 12 ESTOMAC ET DUODÉNUM (OPÉRATIONS GRAVES)	10	5 668,00	56 680,00	6 030,42	60 304,20	- 362,42	- 3 624,20
F 13 ESTOMAC ET DUODÉNUM (TRAITEMENTS MÉDICAUX)	3	2 678,00	8 034,00	3 363,86	10 091,58	- 685,86	- 2 057,58
F 16 ESTOMAC ET DUODÉNUM (MALADIES)	13	1 967,33	25 575,29	3 038,70	39 503,10	- 1 071,37	- 13 927,81
F 72 HERNIE INGUINALE	180	2 652,00	477 360,00	2 516,89	453 040,20	135,11	24 319,80
F 73 HERNIE ABDOMINALE	41	1 924,00	78 884,00	2 212,93	90 730,13	- 288,93	- 11 846,13
F 82 APPENDICECTOMIE AVEC COMPLICATIONS	17	3 588,00	60 996,00	4 044,35	68 753,95	- 456,35	- 7 757,95
F 83 APPENDICECTOMIE	45	2 444,00	109 980,00	3 022,33	136 004,85	- 578,33	- 26 024,85

D'après le tableau 3 qui présente les valeurs moyennes des coûts, des revenus et des résultats financiers, aussi bien les valeurs totales et les valeurs calculées par patient au sein de quelques Groupes Homogènes de Malades du groupe F (les données concernent une demie d'année 2017), on peut observer que dans la majorité de GHM la perte est réalisée. Cette situation est aussi visible dans GHM F73. Le résultat financier négatif peut causer l'augmentation de la dette des hôpitaux. L'introduction du système prospectif de paiement basé sur les Groupes Homogènes de Malades avait pour l'objectif une amélioration de l'efficacité économique, ce qui n'est pas le cas des GHM susmentionnés. Il est donc très important d'analyser systématiquement le niveau des coûts, des revenus et des résultats financiers afin de noter toutes les situations où les pertes sont réalisées.

Conclusion

La difficulté que l'économie du secteur de santé rencontre, c'est une quantité limitée de ressources financières. De plus, NFZ ne paie pas plus que les tarifs déterminés à l'avance, égaux pour tous les types d'hôpitaux. S'il y a une perte, l'hôpital doit trouver une solution pour en couvrir.

Cette observation nous conduit à une conclusion suivante : le benchmarking interne des coûts et des résultats est une approche innovante dans le secteur de santé, mais bien implémenté au sein des entreprises, qui permet effectuer l'analyse comparative des valeurs clés pour le calcul du résultat financier. C'est bien entendu qu'une analyse des résultats atypiques (outliers) devrait être réalisée car les cas de patients avec des valeurs de coûts extrêmes – minimum et maximum, peuvent fausser la moyenne des valeurs. Il est donc important de les identifier et ensuite rejeter de l'échantillon de recherche, ce qui va être fait dans l'article suivant.

De plus, l'implémentation du *benchmarking* externe devrait être considérée en vue de comparer le niveau des coûts, des revenus et des résultats financiers avec d'autres hôpitaux. Ce type de *benchmarking* repose en effet sur une collaboration volontaire et active entre plusieurs entités afin de vérifier si les valeurs d'un hôpital sont au même niveau que dans les autres. Les objectifs peuvent être aussi les suivants : créer une émulation et de mettre en application les meilleures pratiques.

Bibliographie

- ATIH (Agence technique de l'information sur l'hospitalisation) (2016). Programme de médicalisation des systèmes d'information en médecine, chirurgie, obstétrique et odontologie (PMSI MCO). Repéré à <https://www.atih.sante.fr/mco/presentation>.
- Bartlett, W. & Le Grand, J. (1993). The theory of Quasi-Markets, [dans:] W. Bartlett, J. Le Grand (Eds.) *Quasi-Markets and Social Policy*. London: The MacMillan Press Ltd.
- Briš, P., Keclíková, K., Macuda, M., Čermáková, M. (2016). Healthcare Quality Management in Great Britain and Czech Republic. *Economics and Sociology*, 9(3), 169-179.
- Chluska, J. (2005). Polityka rachunkowości samodzielnych publicznych zakładów opieki zdrowotnej w procesach restrukturyzacji. *Zeszyty Teoretyczne Rachunkowości*, 28(84), 124-133.
- Donaldson, C. & Magnussen, J. (1992). DRGs: The road to hospital efficiency, *Health Policy*, 21(1), 47-64.
- Ettorchi-Tardy, A., Levif, M. & Michel, P. (2011). Le benchmarking : une méthode d'amélioration continue de la qualité en santé. *Pratiques et Organisation des Soins* 2011/1, 42, 35-46.
- Lehtonen, T. (2007). DRG-based prospective pricing and case-mix accounting – Exploring the mechanisms of successful implementation. *Management Accounting Research*, 18(3), 367-395.
- Łuczak, K., Macuda, M. (2014). Wykorzystanie benchmarkingu w optymalizacji kosztów świadczeń zdrowotnych. *Studia Oeconomica Posnaniensia*, 2, 5(266), 52-74.
- Macuda, M. (2013). Społeczna odpowiedzialność biznesu na przykładzie szpitala, [dans:] M. Remlein (Ed.), *Rachunkowość odpowiedzialności społecznej – teoria i praktyka*, Poznań: ZPW „M-DRUK”, 88-96.
- Macuda, M. (2015). Challenges in financial reporting: a tailor-made profit and loss

statement for hospitals, [dans:] J. Krasodomska & K. Świetla (Eds.), *Współczesne uwarunkowania sprawozdawczości i rewizji finansowej*, Kraków: Fundacja Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, 329-340.

Orliński, R. (2011). Budżetowanie kosztów na przykładzie oddziału chorób wewnętrznych badanego szpitala. *Zeszyty Teoretyczne Rachunkowości*, 63(119), 141-154.

Pitarelli, E. & Monnier, E. (2010). *Benchmarking: the missing link between evaluation and management?* Genève: Université de Genève et Centre européen d'expertise en évaluation.

Wait, S. & Nolte, E. (2005). Benchmarking health systems: trends, conceptual issues and future perspectives. *Benchmarking: An International Journal*, Vol. 12(5), 436-448.

Węgrzyn, A. (2000). *Benchmarking – nowoczesna metoda doskonalenie przedsiębiorstwa*. Kluczbork – Wrocław: Antykwa.

ABDOULAYE NDIAYE

Université Gaston Berger de Saint-Louis, Sénégal

layebaye2@yahoo.fr

POUVOIR DE MARCHÉ ET EFFICIENCE : CAS DU SECTEUR BANCAIRE DE L'UEMOA.

Résumé :

Dans cet article nous analysons la relation entre le pouvoir de marché et l'efficacité de coût sur un échantillon de 49 banques formé à partir de sept pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) sur la période 2003-2014. Notre méthodologie empirique repose sur l'analyse des données de panel et sur l'estimateur *2SLS IV*. Nos résultats montrent que le pouvoir de marché réduit l'efficacité de coût des banques des pays de l'UEMOA à travers une hausse des coûts opératoires. Cela conforte le *Quiet Life Hypothesis* qui stipule qu'un marché concentré incite à des comportements sous optimaux nuisibles à la profitabilité bancaire. Ces résultats ont d'importantes implications de politiques de régulation bancaire dans l'UEMOA.

Mots Clé : Efficacité bancaire ; pouvoir de marché ; concentration ; concurrence

Classification JEL : G14 ; G 21 ; D4 ; L16.

Abstract : In this article, we investigate the relationship between market power and cost efficiency using a sample of 49 banks drawing from seven West African Economic and Monetary Union (WAEMU) countries for the period 2003-2014. We used a panel data analysis and *2SLS IV* estimation for our empirical investigation. We find that market power reduces the cost banking efficiency in WAEMU's countries through an increase of banking operating costs. This is consistent with the *Quiet Life Hypothesis*, which established that concentrated markets incites to an under optimal behaviors harmful to the banking profitability. The results have important regulation banking policy implications for WAEMU.

Keywords : Banking efficiency ; market power ; concentration, ; competition.

JEL classification : G14 ; G21 ; D4 ; L16

1. Introduction

Les politiques de libéralisation financières des années 1980-1990 ont engendré de profondes mutations dans le paysage des systèmes financiers des pays d'Afrique Sub-saharienne (ASS). Au sein de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), ces changements ont pris des formes diverses : notamment i) l'assainissement progressif du secteur financier, ii) le rétablissement de la liquidité et de la rentabilité des banques et iii) la détention d'important stock de réserves excédentaires auprès de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO). Ces changements ont également touché la structure du secteur bancaire de l'UEMOA. Nonobstant, l'arrivée de nouveaux acteurs et le développement de groupes de dimension internationale et régionale, le secteur bancaire reste toujours concentré. En effet, en 2014, les cinq plus grands groupes bancaires ont concentré à eux-seuls 53,7% du total des bilans contre 50,7% en 2007 (*rapports CB-UMOA, 2007 et 2014*). Une analyse portant sur l'indice de concentration IHH révèle également cette forte concentration ($IHH > 2000$ sur la période 2003-2014, Tableau 2 annexe). Aussi, l'analyse par pays montre que les places bancaires du Benin, du Burkina Faso, du Niger, du Sénégal et du Togo sont fortement concentrées ($IHH > 2000$) alors que celles de la Côte d'Ivoire et du Mali sont modérément concentrées ($1000 < IHH < 2000$). Cette situation est analysée comme étant une conséquence non seulement de la crise, mais surtout une réponse à l'évolution réglementaire mise en place dans l'UEMOA pour sécuriser le système bancaire dans le cadre du processus de restructuration (Avom et Eyeffa-Ekomo, 2007). En effet, avec la norme minimale de capital social pour l'exercice d'une activité bancaire, fixée à 10 milliards de FCFA, il existe une barrière artificielle à l'entrée dans le système bancaire de l'UEMOA.

Une attention particulière mérite d'être portée sur ces mutations surtout que l'économie industrielle a déjà penché sur les enjeux essentiels et complexes liés aux structures des marchés. En particulier, le pouvoir de marché peut agir sur les comportements bancaires et affecter leur efficacité. La politique économique contemporaine place les structures de marchés bancaires notamment le pouvoir de marché au cœur de la politique de régulation bancaire. L'économie industrielle bancaire exacerbe les divergences relatives à la relation entre le pouvoir de marché et l'efficacité.

Ces divergences relèvent de deux confrontations théoriques : la théorie *Structure-Comportement-Performance* (SCP) et la théorie du *Quiet Life Hypothesis* (QLH). La première stipule que la concentration du secteur bancaire conduit à des comportements de concurrence limitée et améliore par conséquent la profitabilité des banques, tandis que la seconde postule qu'un secteur bancaire faiblement concurrentiel incite à des comportements sous optimaux nuisibles à la profitabilité bancaire. La littérature empirique étudiant la relation entre le pouvoir de marché et l'efficacité bancaire aboutissement à des résultats controversés. Par exemple, le QLH est confirmée par Boyd et De Nicolo (2005), Delis et Tsionas (2009) et de Turk Ariss (2010), tandis que Maudos et de Guevara (2007), Williams (2012), Koetter et al. (2012) le rejettent.

A l'heure actuelle la littérature empirique dédiée aux industries bancaire de l'UEMOA apporte des résultats intéressants sur l'efficacité du secteur (Ary Tanimoune, 2003 et 2010 ; Kablan, 2007 et 2009a, b ; Ouédraogo, 2012 ; etc.). Toutefois, les changements en cours dans le secteur bancaire comportent plusieurs problématiques de recherche non encore suffisamment étudiées. En particulier, les investigations empiriques n'ont pas testé de façon directe et satisfaisante le *Quiet life hypothesis*. Cet article offre cet intérêt en évaluant l'incidence directe du pouvoir de marché sur l'efficacité bancaire.

Les rares études spécifiques au pays en développement avancent souvent le rôle de l'environnement oligopolistique dans l'explication de la faible performance des secteurs bancaires africains et particulièrement ceux de l'UEMOA (Nubukpo ; 2002 et 2007b et Joseph ; 2002). Cependant, peu de tests empiriques soutiennent ces hypothèses pour les économies de l'UEMOA. Ouédraogo (2012) vérifie l'hypothèse SCP dans le contexte de l'UEMOA en montrant que la concentration bancaire augmente la rentabilité financière (ROE) ainsi que le rendement économique (ROA) bancaire. Cet article est le premier, à notre connaissance, ayant testé empiriquement le *Quiet life hypothesis* dans un contexte africain et particulièrement dans une Union monétaire. Il analyse l'incidence directe du pouvoir de marché sur l'efficacité des banques suivant une approche qui va au-delà des rentabilités financière et économique en considérant plutôt l'efficacité de coût des banques. En plus, la période d'étude est plus récente et inclut les événements des grandes réformes bancaires des années 2000. Nous avons utilisé alternativement deux indicateurs de structure de marché : l'indice de concentration d'Herfindahl-Hirschmann (IHH) et l'indice de

Lerner (1934), ce qui est une autre contribution de ce travail. A l'instar de Grigorian et Manole (2002), Fries et Taci (2005) et Lapteacru et Nys (2011), nous déterminons le niveau d'efficacité de coût en recourant à la méthode des frontières stochastiques. L'analyse est basée sur un panel de 49 banques formées sur sept (7) pays de l'UEMOA sur la période 2003-2014. Parallèlement, nous évaluons la liaison entre le pouvoir de marché et l'efficacité en utilisant successivement la régression en panel à effets fixes et aléatoires et l'estimateur 2SLS IV.

L'article apporte des résultats robustes. Le pouvoir de marché – mesuré alternativement par l'indice de Lerner et l'indice IHH – influencent négativement l'efficacité de coût des banques de l'UEMOA, ce qui conforte la théorie du *Quiet Life Hypothesis*.

La suite de l'article est organisée comme suit. La revue de la littérature théorique et empirique est présentée dans la section 2. La méthodologie et l'analyse des données sont exposées à la section 3 ; et les résultats empiriques à la section 4. La conclusion fera l'objet de la section 5.

2. Pouvoir de marché et efficacité bancaire : une brève revue de la littérature

Au plan théorique, deux modèles concurrents empruntés aux travaux de l'économie industrielle tentent d'expliquer les effets de la structure des marchés bancaires sur les performances du secteur : la modèle SCP et la théorie dite de l'*Efficacité de la Structure* (ES). D'une part, le modèle SCP prédit des comportements des firmes, déterminés par la structure de l'industrie dont les facteurs clés sont le nombre, la taille et la concentration des offreurs (Dietsch, 1992). Selon ce modèle, développé originellement par Bain (1956), les quantités et les prix des produits bancaires sont déterminés par le degré de concurrence et de concentration du secteur. La concentration traduit une situation de non concurrence (ou de concurrence limitée) qui induit les mêmes comportements et résultats attendus des marchés de monopole ou d'oligopole. En situation de concurrence limitée (forte concentration), certaines banques sont en mesure d'extraire des rentes de monopole tout en gardant des niveaux de production et de tarification socialement sous-optimaux mais compatibles avec des niveaux maxima de profitabilité. D'autre part, l'hypothèse de l'ES, attribuée à Demsetz (1973) et Peltzman (1977), associe la concentration du marché à une plus forte efficacité des grandes banques plutôt qu'à l'exercice de pouvoir de marché. C'est plutôt la

gestion efficace de certaines banques qui leur procure une part de marché et une rentabilité plus importante et engendre une plus grande concentration (une faible concurrence). Sans négliger cette liaison, cet article se concentre sur la causalité allant d'une structure de marché non concurrentielle (ou concentrée) à l'efficacité dans le secteur bancaire de l'UEMOA. Une relation positive entre la concentration et la performance est attendue par les deux paradigmes, mais ils divergent quant à l'interprétation causale de cette relation. Le lien entre la structure des marchés bancaires et l'efficacité peut être également analysé selon la théorie du QLH. La théorie du QLH, développé par Hicks (1935), suppose que les managers ne vont pas avoir un comportement de maximisation du profit en situation de concurrence limitée. Sans pression concurrentielle, les managers sont incités à réduire leurs efforts (Selten, 1986) et/ou à dévier une partie des ressources à d'autres objectifs (Hermalin, 1992). Donc, suivant le QLH, un marché concentré procure un pouvoir de monopole aux banques, ce qui incite à des comportements sous optimaux nuisibles à leur rentabilité.

Les premiers travaux empiriques analysant le rôle de la structure des marchés sur l'efficacité bancaire ont été développés aux États-Unis pour donner un soutien au modèle SCP (Gilbert, 1984 ; Hannan, 1991 ; Gilbert et Zaretsky, 2003). Ces premiers travaux ont montré que les banques peuvent améliorer leurs performances lorsque le secteur est concentré.

D'autres études qui ont tenté de caractériser les déterminants de l'efficacité bancaire dans certains pays développés ont introduit simplement dans leur modèle une mesure de la concentration. Les conclusions issues de ces travaux sont très contrastées. Certaines études concluent une relation positive entre la concentration et l'efficacité de coût des banques (par exemple, Grigorian et Manole, 2002 ; Fries et Taci, 2005, etc.), tandis que pour d'autres la liaison est plutôt négative (par exemple, Dietsch et Lozano-Vivas, 2000 ; Lapteacru et Nys, 2011, etc.).

Les études empiriques du paradigme SCP dans le cas des pays en développement sont rares et les résultats très peu concluants. L'analyse empirique de la relation entre la rentabilité et la part des actifs contrôlés par les trois plus grandes, proposée par Demirguç-Kunt et Huizinga (1999) est certainement la plus importante. Elle porte sur un échantillon de 80 pays développés et en développement, sur la période 1989 à 1995. Ils montrent que le ratio de concentration bancaire est lié positivement à la rentabilité des banques. OKeahalam (1998, 2002a, b) vérifie

également l'hypothèse SCP dans un sous-ensemble d'économies de l'Afrique australe. Chirwa (2003) aboutit à la même conclusion pour le Malawi, tandis qu'en Uganda, au Nigeria et au Kenya, les résultats ne sont pas favorables à l'hypothèse SCP. Par contre, Flamini et al. (2009) ne parviennent pas à valider l'hypothèse SCP dans une étude portant sur 41 systèmes bancaires de pays africains. Mais, dans une étude plus récente, Amidu (2011) trouve, sur un échantillon de 55 pays en développement, une relation positive entre le pouvoir de marché et la rentabilité des banques. En utilisant l'indice de Lerner comme proxy du pouvoir de marché, il confirme la causalité allant de la conduite à la performance, mais pas la causalité allant de la structure à la performance.

A l'instar des études portant sur l'hypothèse SCP, les travaux empiriques portant sur l'hypothèse du QLH sont aussi marqués par beaucoup de controverses. En effet, Berger et Hannan (1998) trouvent une liaison négative entre le pouvoir de marché et l'efficacité sur un échantillon de banques américaines de 1980-1989, confortant ainsi l'hypothèse du QLH. Delis et Tsionas (2009) aboutissent aux mêmes résultats sur un échantillon de banques européennes et américaines. Par contre, Maudos et De Guevara (2007) montrent, sur un échantillon de banques de 15 pays de l'Union Européenne de 1993-2002, une liaison positive entre le pouvoir de marché et l'efficacité de coût, rejetant ainsi l'hypothèse du QLH. Koetter et al. (2012) confirment les résultats de Maudos et De Guevara (2007) sur un échantillon de 4000 banques américaines de 1986-2006.

Certaines études empiriques réalisées dans les pays en développement ne sont pas favorables à l'hypothèse du QLH. Par exemple, Williams (2012) trouve une liaison positive entre le pouvoir de marché et l'efficacité sur un échantillon de 419 banques d'Amérique Latine sur la période 1985-2010. Aussi, Turk Ariss (2010) rejette l'hypothèse du QLH sur un échantillon de 821 banques de 60 pays en développement¹.

1 L'échantillon inclut des pays africains, d'Asie du Sud-Est et du Pacifique, d'Europe de l'Est et d'Asie centrale, d'Amérique Latine et des Caraïbes et du Moyen-Orient.

Globalement, les résultats contradictoires sur le lien entre le pouvoir de marché et l'efficacité pourraient être expliqués selon les spécificités des zones d'étude souvent caractérisées par des structures bancaires différentes, mais aussi, selon les différences dans le choix des indicateurs de pouvoir de marché (indicateurs structurels ou non structurels).

En Afrique Sub-saharienne, très peu d'études, à notre connaissance, ont essayé d'analyser le lien entre le pouvoir de marché et l'efficacité suivant le paradigme du *Quiet life hypothesis*. Les rares travaux portant sur les déterminants de l'efficacité bancaire ont introduit simplement une mesure de la concentration dans leur modèle (par exemple, Kirkpatrick et al., 2008 ; Kablan, 2009a, b ; McDonald et Schumacher, 2007, etc.) pour capter l'effet du pouvoir de marché, mais pas une analyse directe de la relation entre le pouvoir de marché et l'efficacité. Seuls Chen (2009) et Zhao et Murind (2011) ont pris en compte un indicateur non structurel de pouvoir de marché dans l'explication de l'efficacité bancaire en Afrique. Ils confortent l'hypothèse du QLH. Dans le contexte de l'UEMOA, Ouédraogo (2012) a étudié, suivant le paradigme SCP, l'incidence de la concentration bancaire sur la rentabilité bancaire d'une part, et sur l'approfondissement financier d'autre part. A l'aide de quatre mesures différentes de concentration bancaire (le nombre de banques, les ratios CR3 et CR2 ainsi que l'indice IHH), il montre que la concentration bancaire affecte positivement la rentabilité financière (ROE) et le rendement économique (ROA) bancaires, et qu'elle limite le développement financier bancaire dans l'Union. Cet article contribue à la littérature ayant testé empiriquement le *Quiet life hypothesis* dans un contexte africain. Il analyse l'incidence directe du pouvoir de marché sur l'efficacité des banques suivant une approche qui va au-delà des rentabilités financière et économique en considérant plutôt l'efficacité de coût des banques.

3. Méthodologie et données

Dans cette section, nous définissons les indicateurs de pouvoir de marché utilisés (3.1), ensuite nous présentons la mesure d'efficacité du secteur bancaire (3.2), et enfin nous décrivons le modèle empirique (3.3) et les données (3.4).

3.1 Mesures du pouvoir de marché

De nombreux travaux associent le niveau de pouvoir de marché au niveau de concentration du marché, exprimé par le ratio Herfindahl-Hirschmann (IHH). Il est calculé comme la somme des carrés des parts de marché (ms) des banques du pays i à la date t selon la formule suivante :

$$IHH_{it} = \sum_{i=1}^m ms_{it}^2 \quad (1)$$

L'indice IHH représente une mesure plus globale et plus précise de la concentration. Une valeur élevée traduit un marché très concentré et un niveau de concurrence plus faible, car les banques sont censées avoir plus de pouvoir de marché. Aussi, si la concurrence est parfaite, IHH tend vers 0, tandis qu'une structure de monopole ou d'oligopole se traduit par un IHH supérieur à 1000. Cependant, l'indice IHH présente beaucoup d'insuffisances : par exemple, il ne tient pas compte de la taille moyenne des banques, de la complexité du secteur bancaire en termes de variétés de produits et d'activités, de l'élasticité de la demande, entre autres (Ryan et al., 2014). Par conséquent, nous utilisons une mesure alternative du pouvoir de marché, l'indice de Lerner, dans le but de vérifier la robustesse des résultats. L'indice de Lerner (1934) tient compte directement de l'environnement bancaire concurrentiel. Il a l'avantage de capter le pouvoir de marché de chaque firme. Conventionnellement, l'indicateur de pouvoir de marché de Lerner est la différence entre le prix fixé par la banque i à la date t (p_{it}) et le coût marginal pour produire ce bien Cm_{it} rapporté au prix :

$$L_{it} = \frac{p_{it} - cm_{it}}{p_{it}} \quad (2)$$

Le prix p_{it} est construit en utilisant l'approximation donnée par le revenu moyen c'est-à-dire en rapportant les revenus annuels (R_{it}) à l'actif total (AT) : $p_{it} = RM_{it} = R_{it}/AT_{it}$. L'indice ainsi formulé prend des valeurs entre 1 et 0. Il vaut 0 en concurrence pure et parfaite puisque les prix des produits et services bancaires sont égaux au coût marginal. À l'inverse, l'existence d'un pouvoir de marché des banques le fait tendre vers 1. Au final, l'indice de Lerner diminue avec l'augmentation du degré de la concurrence bancaire.

Estimer le prix et le coût marginal de la banque considérée représente la difficulté majeure liée à l'utilisation de cet indicateur de pouvoir de marché. A cet effet, nous adoptons l'approche conventionnelle proposée par la littérature (Turk Ariss, 2010, Lapteacru et Nys, 2011.). Ainsi, en supposant que le flux des produits et services bancaires est proportionnel à la taille de l'actif total (AT) des banques, nous considérons l'actif total comme le seul indicateur de l'activité bancaire.

Suivant Turk Ariss (2010), Lapteacru et Nys (2011) et Lapteacru et Lahet (2014), nous estimons la fonction de coût à partir d'une fonction translog prenant la forme suivante :

$$\ln C_{it} = c_i + \mu_t + \sum_{j=1}^3 \theta_j \ln w_{j,it} + \theta_4 \ln AT_{it} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \sum_{l=1}^3 \varphi_{kl} \ln w_{k,it} \ln w_{l,it} + \frac{1}{2} \rho_1 (\ln AT_{it})^2 + \sum_{k=1}^3 \tau_k \ln w_{k,it} \ln AT_{it} + \ln u_{it} + \ln v_{it}, \quad (3)$$

où le prix des ressources attirées, W_1 est mesuré comme le rapport des dépenses d'intérêt (intérêts versés) aux déposants sur le montant des dépôts, le prix du travail, W_2 est obtenu en rapportant les dépenses salariales au nombre d'employés ; le prix du capital, W_3 , est estimé comme la somme des dotations aux amortissements et aux provisions immobilisées et les charges sur crédit-bail et opérations assimilées le tout rapporté aux immobilisations totales ; et enfin, le coût total est obtenu en faisant la somme de ces différents coûts (Intérêts versés aux déposants + charge de personnel + dotation aux amortissements et aux provisions immobilisées + les charge sur crédit-bail et opération assimilées).

Après avoir régressé cette fonction avec les conditions de symétrie et d'homogénéité pour les coefficients² des prix qui lui sont imposées ; le coût marginal est obtenu en dérivant les coûts totaux par rapport à l'actif total (AT). Soit comme suit :

$$cm_{it} = \frac{\partial C_{it}}{\partial AT_{it}} = \left[\theta_4 + \rho_1 \ln AT_{it} + \sum_{k=1}^3 \tau_k \ln w_{k,it} \right] \frac{C_{it}}{AT_{it}} \quad (4)$$

Dans la fonction de coût, le terme d'erreur a été divisé en deux parties : ε_{it} qui suit une loi normale $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ et u_{it} qui prend uniquement des valeurs non négatives suivant

29 En imposant $\sum \theta_j = 1 ; \sum \varphi_{kl} = 0$. Cette condition permet d'assurer que seul un changement affectant les ratios des prix des intrants peut avoir une incidence sur l'allocation des facteurs de production durant le processus de minimisation des coûts.

une loi normale tronquée en-dessous de zéro, $N(\mu, \sigma_u^2)$, $\mu > 0$. Cette deuxième partie sert dans le calcul du niveau d'efficacité, car elle désigne l'écart entre le coût de la banque et sa valeur optimale.

3.2. Mesure de l'efficacité

Conceptuellement, les méthodes paramétrique et non paramétrique se ressemblent. Il faut déterminer une frontière d'efficacité de coût suite à une fonction de coût sur laquelle se trouve la banque la plus efficace et l'efficacité des autres banques se détermine par rapport à celle-ci. Nous utilisons dans cette étude, l'approche paramétrique pour deux raisons. D'une part, cette approche permet de distinguer les effets des bruits (erreurs de mesure) des effets de l'inefficacité et prend ainsi en compte la présence de chocs exogènes. Pour cela, l'erreur est décomposée en deux termes : une composante d'inefficacité et une composante aléatoire qui combine les erreurs de mesure et les chocs exogènes. D'autre part, elle est moins sensible aux valeurs aberrantes. Toutefois, la méthode paramétrique présente deux désavantages principaux par rapport à celle non paramétrique. Premièrement, elle demande un choix à la forme précise de la fonction de coût. Deuxièmement, elle n'est pas adaptée dans le cas d'études de petits échantillons.

Dans l'approche des frontières stochastiques, l'inefficacité de coût mesure l'écart qui existe entre le coût de la banque et le coût nécessaire pour la production de la même quantité de biens et dans les mêmes conditions. Elle est dérivée de l'estimation d'une fonction de coût total ayant comme argument le prix des facteurs de production (dépôts, travail et capital physique) le niveau d'output produit (actif total), le terme d'erreur et de l'inefficacité.

A l'instar de l'équation (3), nous définissons C_{it} comme étant le coût de la banque i à la date t , u_t exprime le facteur d'inefficacité qui peut augmenter le coût au-dessus du coût minimal et v_{it} désigne le terme d'erreur. u_t incorpore l'inefficacité d'allocation et l'inefficacité technique. La première caractérise l'impossibilité de réagir de manière optimale à la modification de la structure relative des prix w ; et le deuxième exprime l'utilisation exagérée des facteurs de production pour la même quantité de bien (AT). L'efficacité de coût de la banque i à la date t (EC_{it}) est le coût nécessaire pour offrir la quantité de bien AT si elle avait appliqué une meilleure pratique pour les mêmes variables exogènes (W , AT) divisé par le coût actuel de la

banque i . Ce ratio est ajusté par le terme d'erreur :

$$EC_{it} = \frac{\hat{C}_{it, \min}}{\hat{C}_{it}} = \frac{\exp[\hat{f}(w_{it}, AT_{it})] \times \exp[\ln \hat{u}_{e, \min}]}{\exp[\hat{f}(w_{it}, AT_{it})] \times \exp[\ln \hat{u}_{e, it}]} = \frac{\hat{u}_{it, \min}}{\hat{u}_{it}} \quad (5)$$

où $\hat{u}_{it, \min}$ est la valeur minimale de \hat{u}_{it} pour toutes les banques et f représente la fonction translog.

D'après l'équation (5), le degré d'inefficience calculé prend des valeurs entre 0 et l'infini. L'efficience est contrainte artificiellement de varier entre 0 et 1. Pour la calculer, on utilise la formule de Jondrow et al (2012) soit :

$$EFF_{it} = \exp(-u_{it}) \quad (6)$$

Les valeurs proches de 1 caractérisent les banques les plus efficaces.

A l'instar d'Evan et Tirtiroglu (1998) et de Bonin et al (2005), nous utilisons l'approche d'intermédiation pour estimer la fonction de coût. Notre choix est justifié par le fait que, dans l'UEMOA, les banques utilisent les fonds mis à leur disposition pour se lancer dans une activité de prêts, de plus la fonction d'intermédiation est plus déterminante avec un ratio de crédit sur dépôts estimé à 81,1% en 2014 contre un taux de 77% en 2012 (*rapport de la commission bancaire UMOA*, 2014). Nous considérons également que la technologie bancaire est la même dans tous les pays l'UEMOA. En effet, la plupart des banques de la zone, sont des filiales de groupes bancaires français ou marocains ou libyens. De plus, ces banques opèrent dans la même sous-région d'Afrique occidentale administrée par la même Banque centrale et recrutent des cadres bancaires qui ont été formés selon les normes françaises.

3.3. Modèle empirique

Après avoir analysé le niveau de pouvoir de marché et de concentration des sept places bancaires de l'UEMOA, nous évaluons leurs impacts sur l'efficacité des banques. En plus de la variable d'intérêt (pouvoir de marché), nous retenons dans notre modèle plusieurs variables de contrôle fournies dans la littérature empirique (Dietsch et Lozano-vivas, 2000 ; Grigorian et Manole, 2000 ; Lapteacru et Nys, 2011 ; Ouédraogo, 2012 ; etc.). En adaptant certaines de ces variables dans le contexte du système bancaire de l'UEMOA, nous retenons les variables de contrôle ci-après : *Dep* et *Cred* qui représentent respectivement les ratios des dépôts bancaires de l'encours du crédit sur l'actif total ; la *Taille*, elle est mesurée par la part de marché de chaque banque *i* sur son marché national ; la capitalisation bancaire (*Cap*), le taux de croissance du PIB (*Growth*) et enfin l'inflation (*INF*). Ainsi le modèle d'estimation prend la forme suivante :

$$EC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Lerner_{it} + \alpha_2 liquid_{it} + \alpha_3 Cap_{it} + \alpha_4 Dep_{it} + \alpha_5 Cred_{it} + \alpha_6 Taille_{it} + \alpha_7 Growth_{it} + \alpha_8 INF_{it} + \varepsilon_{it} \rightarrow (7)$$

Pour l'estimation de l'Equation 7, nous procédons en deux étapes. En premier lieu, nous utilisons la méthode de régression en panel effets fixes et effets aléatoires. En dernier lieu, nous recourons aux techniques d'estimation des variables instrumentales (estimateur *2SLS IV*) pour vérifier la robustesse de nos résultats.

3.4. Les données

Les données annuelles utilisées proviennent des bilans et des comptes de résultats des banques publiés périodiquement par la BCEAO. Le PIB nous l'avons obtenu via les annuaires statistiques publiés périodiquement par la BCEAO. Notre échantillon porte sur 49 banques³ de la zone UEMOA sur les 108 banques en activité au 31 décembre 2014 et couvre la période de 2003 à 2014. Le tableau 1 (annexe) présente les statistiques descriptives des variables utilisées et le tableau 2 (annexe) résume l'évolution des scores d'efficacité de coût et du pouvoir de marché de chaque pays sur la période 2003-2014.

2 Ce nombre ne tient pas compte des banques qui ont été créées après 2003 et celles qui ont cessé d'exister après cette période. Les banques de la Guinée Bissau ont été exclues pour des raisons de disponibilité de données sur la période d'étude.

L'analyse des scores d'efficacité de coût issue de la méthode paramétrique (Tableaux 1 et 2 annexe), montre un degré d'efficacité de coût de 80% en moyenne dans l'ensemble de l'Union sur la période 2003-2014. Cela signifie qu'en moyenne, les banques de l'UEMOA pourraient produire la même quantité d'actifs en réduisant leurs coûts de 20%. Ce score est inférieur à celui trouvé précédemment par Kablan (2007) sur un échantillon de 43 banques de l'UEMOA (0,85) sur la période 1996-2004, mais également à celui trouvé par Léon (2012) sur un échantillon de 93 banques de l'Union (0,84) sur la période 2002-2007. D'autre part, une certaine disparité est observée sur les niveaux moyens d'efficacité de coût selon les pays. En effet, les banques ivoiriennes, maliennes et nigérienne enregistrent les scores d'efficacité de coût les plus élevés (près de 84% en moyenne), par contre la plus faible performance est enregistrée dans la place bancaire du Sénégal (75%). Le faible score d'efficacité enregistré dans ce dernier pays serait dû à la forte hausse du niveau des crédits non performant sur la période d'étude qui aurait compromis l'efficacité du système financier : par exemple, le niveau des crédits en souffrance au Sénégal s'élève à 18,5% du total crédit en 2014, contre 6,7% en 2003 (BCEAO, 2014). Comparé avec les scores obtenus dans d'autres pays, le niveau d'efficacité de coût du secteur bancaire de l'UEMOA est élevé : par exemple, les scores d'efficacité de coût sont de 75% dans les pays d'Europe Centrale et Orientale (Lapteacru and Nys, 2011) et de 78% dans les banques d'Amérique Latine (Williams, 2012). Le niveau élevé des scores d'efficacité de coût est certainement lié à la baisse des coûts opératoires dans les pays de l'UEMOA. En effet, le secteur bancaire n'a pas tardé à introduire dans son réseau informatique les changements liés aux nouvelles technologies de l'information et de la communication (NTIC) qui ont marqué l'environnement financier international. La qualité des services financiers offerts s'améliore de plus en plus avec le développement des services e-banque (Internet, Téléphone) et de Terminaux de Paiement Electronique (TPE) modernes pour relayer directement certaines transactions bancaires. La baisse des charges de personnel qui en résulte augmente la performance des banques dans la gestion de leurs coûts. Aussi, la baisse du niveau des crédits en souffrance améliore l'efficacité du système financier : par exemple le taux brut de crédits en souffrance s'élève à 15,2% en 2013 contre 20,5% en 2006 (BCEAO, 2013).

L'analyse des niveaux moyens de pouvoir de marché (Tableaux 1 et 2, annexe) sur la période d'étude révèle que le secteur bancaire de l'ensemble de l'UEMOA est proche d'une structure de marché non concurrentielle (oligopolistique) avec un

indice de Lerner estimé en moyenne à 0,533. Une analyse par pays révèle que les sept (7) places bancaires considérées dans notre échantillon sont également proches d'une structure de marché non concurrentielle avec des scores qui varient en moyenne de 0,439 à 0,619. Toutefois, les degrés de pouvoir de marché varient entre les différents pays. Les secteurs bancaires béninois et togolais sont en moyenne les marchés les plus concurrentiels dans notre échantillon (indices 0,439 et 0,45 respectivement). Par contre, les secteurs bancaires nigérien et sénégalais sont en moyenne les marchés où la concurrence est la plus faible (indices 0,619 et 0,582 respectivement). Les résultats se révèlent très similaires lorsqu'on utilise l'indice de concentration d'Herfindahl-Hirschmann (I.H.H) sur la même période d'étude (Tableau 2, annexe). En effet, en multipliant par 10 000 chaque valeur du tableau IHH, on constate que dans l'UEMOA, le secteur bancaire est fortement concentré ($IHH > 2000$) sur la période 2003-2014. L'analyse par pays montre que l'indice IHH est aussi strictement supérieur à 2000 pour toutes les places bancaires à l'exception de celles de la Côte d'Ivoire et du Mali où cet indice est entre 1000 et 2000. En termes claires, ces résultats nous renseignent que les places bancaires du Bénin, du Burkina Faso, du Niger, du Sénégal et du Togo sont fortement concentrées alors que celles de la Côte d'Ivoire et du Mali sont modérément concentrées. Notre indice IHH est proche de celui trouvé par Léon (2016) sur la période 2000-2009, tandis que notre indice de Lerner est légèrement différent. Comparativement à d'autres pays, les banques de l'UEMOA ont un niveau de pouvoir de marché très élevé. Par exemple, Fungáčová et al. (2014) ont trouvé un indice de Lerner moyen de 11,3% sur un échantillon de 12 pays de la zone Euro de 2002 à 2010. Dans une étude plus récente, Yang et Shao (2016) ont trouvé un indice de Lerner moyen de 0,41 en Chine.

Globalement, nos résultats rejoignent l'opinion souvent avancée relativement à la nature oligopolistique des places bancaires de l'Union (Nubukpo, 2002 ; Joseph, 2002 et Ouédraogo, 2012). Ces résultats montrent que les banques de l'UEMOA se livrent très faiblement à la concurrence. Cette faible concurrence est liée à la structure oligopolistique du secteur bancaire avec la présence de 26 groupes bancaires provenant principalement de 6 zones géographiques⁴ et qui détiennent 85,7% des actifs et représentent 85,6% du résultat net global (*rapport Commission Bancaire-UEMOA, 2014*).

3

Les 26 groupes bancaires présents dans le secteur bancaire de l'UEMOA proviennent principalement de 6 zones géographiques : Maroc, UMOA, France, Nigéria, Lybie et CEMAC.

L'analyse de nos variables micro-bancaires révèle que la moyenne du ratio des dépôts sur l'actif total bancaire s'élève à 73,4% contre 58,1% pour l'encours du crédit (Tableau 1, annexe). Les banques de l'UEMOA détiennent donc plus de dépôts qu'elles ne financent l'activité économique. En moyenne, la taille de l'actif de chaque banque de l'UEMOA sur son marché national s'établit à 14,3%. Cette variable est caractérisée par une forte variabilité (entre 0,4% et 46,3%), ce qui montre la distribution inégale des actifs dans le secteur bancaire de l'UEMOA. Cette inégalité est confirmée par la distribution de la liquidité (ratio de liquidité nette bancaire sur crédits) qui varie entre -3,93 et 2,26 ; la valeur moyenne se fixe à 20,8%. En moyenne, la capitalisation (capitaux propres sur actif) des banques de l'Union est faible (0,089), parfois même négative, mais la valeur la plus élevée s'établit à 2,26. En ce qui concerne les variables macroéconomiques, la moyenne du taux de croissance réelle (Growth) et celle de la variation de l'inflation (INF) ressortent respectivement à 3,8% et 2,3%. Ces deux variables sont caractérisées par une forte variabilité (entre -19,4% et 11,8% et entre -3,1% et 11,3% respectivement), ce qui montre l'hétérogénéité de la distribution de la croissance et de l'inflation dans les pays de l'UEMOA.

4. Résultats empiriques

Dans cette partie, nous procédons en deux étapes. Premièrement, nous évaluons la relation entre le pouvoir de marché et l'efficacité bancaire par la méthode de panel simple. En dernier lieu, nous vérifions la robustesse de nos résultats en recourant à la technique d'estimation des variables instrumentales (2SLS IV) pour tenir en compte le problème d'endogénéité qui pourrait provenir de la relation entre nos deux variables d'intérêt.

4.1. Relation pouvoir de marché et efficacité bancaire

Le tableau 3 (en annexe) rapporte les résultats de base issus des estimations en panel à effets fixes et aléatoires (colonnes 1 à 4) de l'impact du pouvoir de marché sur l'efficacité bancaire. Nous avons utilisé aussi l'indice de concentration (IHH) comme indicateur de pouvoir de marché à titre de comparaison des résultats. Le test de spécification d'Hausman nous a permis de favoriser les résultats issus de la méthode des effets aléatoires.

En ce qui concerne la relation entre le pouvoir de marché et l'efficacité bancaire, le coefficient ressort négatif et statistiquement significatif pour tous les

modèles. En effet, une augmentation du pouvoir de marché, c'est-à-dire, une baisse de la concurrence (hausse de l'indice de Lerner ou de l'indice IHH) entraîne une diminution de l'efficacité de coût. Nos résultats confortent la théorie du *Quiet Life Hypothesis* (Hicks, 1935) et rejoignent ceux de Delis et Tsionas (2009), Boyd et De Nicolo (2005) et de Turk Ariss (2010) pour les pays en développement.

D'autre part, il est intéressant d'observer l'action des variables de contrôle sur l'efficacité de coût. Le taux de croissance du PIB, l'inflation et la capitalisation ne semblent pas jouer un rôle central dans l'explication de l'efficacité de coût. Les seules variables de contrôle ayant un effet significatif sur l'efficacité de coût sont les dépôts, les crédits, la taille et la liquidité. Ces variables sont, en outre, négativement liées à l'efficacité de coût. En effet, les banques détenant plus de dépôts, de crédits et de liquidité semblent présenter de faibles scores d'efficacité dans la gestion de leurs coûts. Aussi, les banques détenant une part d'actif (Taille) importante sur leur marché national sont moins efficaces dans la gestion de leurs coûts.

4.2. Analyse de robustesse : Estimation 2SLS IV

L'estimation de la relation entre le pouvoir de marché et l'efficacité peut impliquer un biais d'endogénéité du fait de la causalité inverse qui pourrait exister entre ces deux variables. En effet, l'efficacité dépend du pouvoir de marché et *vice versa*. Comme on l'a documenté plus haut, deux courants théoriques ont confirmé l'existence de cette causalité inverse : la théorie SCP et la théorie ES. La première suggère que l'efficacité dépend de la structure du marché, tandis que la seconde prétend que la structure du marché dépend de l'efficacité des acteurs. Pour prendre en compte cette forte endogénéité, nous utilisons la technique d'estimation des variables instrumentales (2SLS IV), où nous avons retenu deux instruments : la variable retardée d'une période de l'indicateur du pouvoir de marché et le carré de cette variable. Cette méthode a été utilisée récemment par Chong et al. (2013). Le tableau 3 (en annexe) résume les résultats des estimations (colonnes 5 à 8).

Globalement, nos résultats sont convergents vers ceux trouvés précédemment. D'abord, le coefficient associé à l'indicateur du pouvoir de marché est négatif et significatif dans tous les modèles estimés. Les effets négatifs des dépôts, des crédits, de la taille et de la liquidité bancaire sont toujours maintenus. Toutefois, l'inflation est ressortie négative et significative ; mais l'impact des autres variables demeurent toujours non significatif. Ainsi, nos résultats ne souffrent pas de biais d'endogénéité puisque nos coefficients sont stables selon les différentes approches. De plus les probabilités associées aux statistiques de Fisher de la première et de la seconde étape sont toutes strictement supérieures à zéro.

En somme, les résultats de base sont robustes à une spécification par la méthode des variables instrumentales : un grand pouvoir de marché réduit l'efficacité des banques de l'UEMOA à travers une augmentation des coûts opératoires.

5. Conclusion

L'objectif de cet article était d'analyser empiriquement l'incidence du pouvoir de marché sur l'efficacité de 49 banques de l'UEMOA sur la période 2003-2014. Pour atteindre un tel objectif, nous avons utilisé l'approche en « deux étapes » qui consiste à évaluer d'abord, les scores d'efficacité de coût et les niveaux de concurrence bancaire, et suivi d'une analyse de régression. Dans la première étape, nous avons utilisé l'approche des frontières stochastiques (SFA) pour calculer, via la fonction de coût, les scores d'efficacité et les niveaux de pouvoir de marché des banques (indice de Lerner). Dans la deuxième étape, les scores d'efficacité de coût ont été régressés sur les niveaux de pouvoir de marché estimés. Nous avons adopté une démarche en deux étapes dans nos estimations. D'une part, nous avons utilisé la méthode de régression en panel des effets fixes et aléatoires. D'autre part, nous avons recouru à la méthode d'estimation des variables instrumentales (*2SLS IV estimateur*) pour une analyse de robustesse. Des résultats obtenus, il ressort que le pouvoir de marché – mesuré alternativement par l'indice de Lerner et l'indice IHH – est négativement corrélé avec l'efficacité de coût dans l'UEMOA. Ce résultat conforte la théorie du *Quiet Life Hypothesis* qui sous-tend qu'en situation de concurrence limitée, les managers adoptent des comportements sous optimaux nuisibles à leur rentabilité.

Cet article a des implications de politiques de régulation bancaire. Les autorités monétaires doivent d'abord régler la question de la situation oligopolistique du secteur bancaire afin d'inciter les banques à l'innovation financière. Cet objectif pourrait être atteint en faisant la promotion d'une concurrence entre groupes bancaires de différentes zones géographiques. La deuxième implication porte sur le contrôle des coûts opératoires qui pourraient peser sur l'efficacité de coût des banques. Pour cela, les banques de l'UEMOA pourraient développer davantage des services e-banque (Internet, Téléphone) et des Terminaux de Paiement Electronique (TPE) modernes afin de relayer directement plusieurs transactions bancaires. Donc, le développement du mobile banking et sa mise en application dans les banques des pays de l'UEMOA devraient être considérés comme une opportunité notoire permettant de réduire les coûts opératoires qui pèsent sur l'efficacité des banques.

Annexe

Tableau 1 : Statistiques descriptives des variables

Variable	Obs	Mean	Ecartstypes	Min	Max
EC_SFA	588	0,806	0,075	0,548	0,988
Lerner	588	0,539	0,227	0	0,882
Liquid	588	0,208	0,376	-3,933	2,255
Cap	588	0,089	0,097	-0,506	0,692
D	588	0,734	0,116	0,267	1,16
Cred	588	0,581	0,144	0,0479	1,887
Taille	588	0,143	0,1	0,004	0,463
Growth	588	0,038	0,037	-0,194	0,118
INF	588	0,023	0,028	-0,031	0,113

Tableau 2 : Évolution des scores d'efficacité de coût et du pouvoir de marché de chaque pays sur la période 2003-2014.

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
	Efficiéce coût											
Benin	0,772	0,774	0,776	0,779	0,78	0,783	0,785	0,787	0,789	0,791	0,793	0,795
Burkina	0,767	0,769	0,772	0,774	0,776	0,779	0,781	0,783	0,785	0,787	0,79	0,792
Côte d'Ivoire	0,828	0,83	0,831	0,833	0,835	0,837	0,838	0,84	0,842	0,843	0,845	0,847
Mali	0,828	0,829	0,831	0,833	0,835	0,836	0,838	0,84	0,841	0,843	0,845	0,846
Niger	0,828	0,829	0,831	0,833	0,835	0,836	0,838	0,84	0,841	0,843	0,845	0,847
Sénégal	0,733	0,736	0,738	0,741	0,744	0,746	0,748	0,751	0,754	0,756	0,759	0,761
Togo	0,763	0,766	0,768	0,771	0,773	0,775	0,777	0,78	0,782	0,784	0,786	0,789
	Indice Lerner											
Benin	0,47	0,479	0,456	0,475	0,479	0,46	0,485	0,474	0,396	0,359	0,321	0,415
Burkina	0,575	0,574	0,57	0,502	0,49	0,546	0,565	0,511	0,509	0,546	0,531	0,569
Côte d'Ivoire	0,497	0,533	0,533	0,535	0,556	0,598	0,581	0,567	0,512	0,572	0,56	0,598
Mali	0,634	0,629	0,586	0,584	0,568	0,555	0,436	0,382	0,44	0,565	0,574	0,596
Niger	0,589	0,635	0,628	0,669	0,607	0,652	0,688	0,684	0,647	0,576	0,614	0,437
Sénégal	0,536	0,629	0,538	0,528	0,557	0,585	0,599	0,598	0,679	0,567	0,583	0,584
Togo	0,337	0,514	0,519	0,431	0,491	0,345	0,49	0,337	0,407	0,505	0,486	0,532
	Indice Herfindahl-Hirschmann (IHH)											
Benin	0,229	0,213	0,202	0,268	0,25	0,262	0,265	0,247	0,252	0,247	0,235	0,236
Burkina	0,225	0,218	0,216	0,212	0,207	0,202	0,226	0,23	0,25	0,242	0,246	0,252
Côte d'Ivoire	0,136	0,134	0,134	0,134	0,129	0,125	0,130	0,126	0,125	0,125	0,123	0,125
Mali	0,192	0,184	0,188	0,178	0,17	0,16	0,152	0,149	0,147	0,149	0,143	0,147
Niger	0,218	0,22	0,22	0,217	0,226	0,226	0,227	0,229	0,227	0,226	0,227	0,231
Sénégal	0,262	0,258	0,249	0,252	0,24	0,248	0,238	0,22	0,204	0,201	0,202	0,191
Togo	0,247	0,252	0,254	0,253	0,256	0,269	0,268	0,266	0,278	0,29	0,321	0,326

Tableau 3 : Relation entre pouvoir de marché et efficacité dans l'UEMOA.

Variables	(1) Panel FE	(2) Panel RE	(3) Panel FE	(4) Panel RE	(5) 2SLS IV FE	(6) 2SLS IV FE	(7) 2SLS IV RE	(8) 2SLS IV RE
Lerner	-0,004 (2,04)*	-0,004 (1,98)*	-	-	-0,015 (2,65)**	-	-0,015 (2,59)**	-
IHH	-	-	-0,063 (3,69)**	-0,066 (3,87)**	-	-0,063 (3,05)**	-	-0,068 (3,25)**
Cap	0,003 (-0,55)	0,003 (-0,54)	0 (-0,08)	0 (-0,06)	0,004 (0,81)	0,000 (0,06)	0,004 (0,79)	0,000 (0,08)
D	-0,014 (2,74)**	-0,014 (2,76)**	-0,013 (2,64)**	-0,013 (2,63)**	-0,017 (3,37)**	-0,016 (3,28)**	-0,017 (3,39)**	-0,016 (3,26)**
Cred	-0,014 (5,63)**	-0,014 (5,63)**	-0,014 (5,96)**	-0,014 (5,94)**	-0,014 (5,29)**	-0,015 (6,05)**	-0,014 (5,29)**	-0,015 (6,02)**
liquid	-0,006 (5,34)**	-0,006 (5,29)**	-0,006 (5,33)**	-0,006 (5,27)**	-0,005 (4,47)**	-0,005 (4,23)**	-0,005 (4,41)**	-0,005 (4,17)**
Taille	-0,026 (3,03)**	-0,026 (3,01)**	-0,03 (3,62)**	-0,03 (3,57)**	-0,017 (1,64)	-0,03 (3,54)**	-0,017 (1,65)	-0,03 (3,48)**
Growth	0,012 (-1,38)	0,012 (-1,38)	0,013 (-1,54)	0,013 (-1,53)	0,000 (0,04)	0,004 (0,48)	0,000 (0,03)	0,004 (0,5)
INF	-0,016 (-1,46)	-0,016 (-1,45)	-0,018 (-1,73)	-0,019 (-1,73)	-0,037 (3,59)**	-0,041 (4,13)**	-0,037 (3,57)**	-0,041 (4,09)**
Constant	0,832 (180,90)**	0,832 (73,14)**	0,841 (152,75)**	0,842 (74,09)**	0,844 (145,08)**	0,846 (145,57)**	0,844 (71,41)**	0,846 (74,43)**
R ²	0,16	0,11	0,18	0,10	-	-	-	-
Test Hausman (P-value)	-	0,392	-	0,202	-	-	-	-
P-value>Fisher (1 st stape)	-	-	-	-	0,000**	0,000**	0,000**	0,000**
P-value>Fisher (2 nd stape)	-	-	-	-	0,000**	0,000**	0,000**	0,000**
Obs.	588	588	588	588	539	539	539	539

* p<0,05 et ** p<0,01 indiquent la significativité respectivement à 5% et 1% ; les valeurs entre parenthèses représentent les T-statistiques.

Bibliographie

Amidu, M. (2011). *“Banking market structure and bank intermediation strategies in emerging markets: Three essays”*. PHD thesis, Faculty of business and law School of Management University of Southampton.

Ary Tanimoune, N. (2010). Performances bancaires dans l’union économique et monétaire ouest africaine : les effets « taille » et « structure actionnariale » sont-ils pertinents ? *Revue économique et monétaire* N° - JUIN 2009, BCEAO, Dakar.

Ary Tanimoune, N. (2003). Les déterminants de la rentabilité des banques dans l’UEMOA : une analyse sur données de Panel. *Notes d’information et Statistiques*-N°539-Août/Septembre 2003 - Études et Recherche, BCEAO.

Avom, D. et Eyeffa Ekomo, S. M. L. (2007). Quinze ans de restructuration bancaire dans la CEMAC : qu’avons-nous appris ? *Revue d’économie financière*, n° 189.

Bain, J.S. 1956. Barriers to New Competition. *Cambridge: Harvard Press*.

BCEAO, Annuaire statistique, divers numéros.

Berger, A. et Hannan, T. (1998). The efficiency cost of market power in the banking industry: A test of the “quiet life” and related hypotheses. *Review of Economics and Statistics*, 80(3): pp. 454-465.

Bonin J.P., I. Hasan, P. Wachtel (2005). Bank Performance, Efficiency and Ownership in Transition Countries. *Journal of Banking & Finance*, 2005, vol (29), pp. 31-53.

Boyd, J.H., De Nicolo, G. (2005). The Theory of Bank Risk Taking and Competition Revisited. *Journal of Finance* 60 (3): pp. 1329-1343.

Chen, C. (2009). Bank efficiency in Sub-Saharan African middle-income countries. IMF Working Paper, WP/09/14. *International Monetary Fund (IMF)*.

Chirwa, E. W. (2003). Determinants of commercial bank’s profitability in Malawi: A co-integration approach. *Applied Financial Economics*, 13: pp. 565-571.

Delis, M., Tsionas, E., 2009. The joint estimation of bank-level market power and efficiency. *Journal of Banking and Finance* 33: pp. 1842-1850.

Demirguc-Kunt, A. et Huizinga, H. (1999). Market discipline and financial safety net design. *Policy Research Working Paper Series 2183*, The World Bank.

Demsetz, H. (1973). Industry Structure, Market Rivalry, and Public Policy. *Journal of Law & Economics*, University of Chicago Press, vol. 16(1): pp. 1-9, April.

Dietsch Michel and Lozano-Vivas Ana, (2000). How the environment determines banking efficiency: A comparison between French and Spanish industries. *Journal of banking and Finance* n°24.

Dietsch, M. (1992). Quel modèle de concurrence dans l'industrie bancaire ? *Revue Économique*, Programme National Persée, vol. 43(2) : pp. 229-260.

Evan Kraft and Dogan Tirtiroglu (1998). Bank Efficiency in Croatia: A Stochastic-Frontier Analysis. *Journal of Comparative Economics*, 1998, vol. 26, issue 2: pp. 282-300.

Flamini, V., McDonald, C. A., and Schumacher, L. B. (2009). The Determinants of Commercial Bank Profitability in Sub-Saharan Africa. *IMF Working Papers*: pp. 1-30.

Fries S., Taci A. (2005). *Cost efficiency of banks in transition: Evidence from 289 banks in 15 post-communist countries*. *Journal of Banking and Finance* 29: pp. 55-81.

Fungáčová, Z., Solanko, L., and Weill, L. (2014). Does competition influence the bank lending channel in the Euro area? *Journal of Banking and Finance*, 31: pp. 296-314.

Gilbert, R. A. and Zaretsky, A. M. (2003). Banking antitrust: Are the assumptions still valid? *Federal Reserve Bank of Saint Louis Review*, 85 (6): pp. 29-52.

Gilbert, R. A. (1984). Bank market structure and competition: A survey. *Journal of Money, Credit and Banking* 16: pp. 617-644.

Grigorian and Manole (2002). Determinants of commercial bank performance in transition: an application of data Envelopment analysis. *IMF Working paper* WP/02/146

Hannan, T. H. (1991). Foundations of the structure-conduct-performance

paradigm in banking. *Journal of Money, Credit and Banking*, 23 (1): pp. 68-84.

Hermalin, B. (1992). The effects of competition on executive behavior. *The RAND Journal of Economics*, pp. 350-365.

Hicks, J. (1935). Annual survey of economic theory: The theory of monopoly. *Econometrica*, 3: pp. 1-20.

Jondrow, J., Lovell, C.A.K, Materov, I.S. and Schmidt, P (1982). On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of Econometrics* 19: pp. 233-238. North-Holland Publishing Company.

Joseph, A. (2002). La réforme du secteur financier en Afrique. *Document technique du Centre de développement de l'OCDE*, OCDE, Paris.

Kablan, S., (2009b). Mesure de la performance des banques dans les pays en voie de développement : le cas de l'UEMOA. *African Development Review*, Vol. 21, No. 2 : pp. 367-399.

Kablan, S. (2009a). Banking efficiency and financial development in sub-saharanafrica. *The African Finance Journal*, 21 (2) : pp.1-26.

Kablan S. (2007), « Mesure de la Performance des Banques dans les Pays en Développement : le Cas de l'UEMOA. *Communication à la Conférence économique africaine*, 15-17 novembre 2007, Addis-Abeba.

Kirkpatrick, C., V. Murinde, and M. Tefula (2008). The Measurement and Determinants of X-efficiency in Commercial banks in Sub-Saharan Africa. *The European Journal of Finance*, Vol. 14 Issue 7: pp. 625-39.

Klein, M. (1971). A theory of the banking firm. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 3: pp. 205-218.

Koetter, M., Kolari, J. et Spierdijk, L. (2012). Enjoying the quiet life under deregulation? evidence from adjusted lerner indices for us banks. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 94, No. 2 (May 2012), pp. 462-480.

Lapteacru, I. et Lahet, D. (2014). Efficience et pouvoir de marché des banques en Thaïlande suite aux crises financières. *Revue Économique*, 5 (vol. 65) : pp. 675-698.

Lapteacru, I. et Nys, E. (2011). L'impact de la concurrence sur l'efficience des banques : Le cas des PECO. *Revue Économique*, 62 (2) : pp. 313-330.

Leon F. (2012). Effet de la concurrence sur l'efficience bancaire en Afrique: Le cas de l'UEMOA. Études et Document de Travail E2012.2. CERDI.

Lerner, A. (1934). The concept of monopoly and the measurement of monopoly power. *The Review of Economic Studies*, 1 (3) : pp. 157-175.

Maudos, J. et De Guevara, J. (2007). The cost of market power in banking: Social welfare loss vs. cost inefficiency. *Journal of Banking & Finance*, 31(7) : pp. 2103-2125.

McDonald, C. A. and Schumacher, L. (2007). Financial deepening in Sub-Saharan Africa: Empirical evidence on the role of creditor rights protection and information sharing. IMF Working Papers, 07/203: pp. 1-25.

Monti, M. (1972). "Deposit, credit, and interest rate determination under alternative bank objectives", in *Mathematical Methods in Investment and Finance*, G.P. Szego and K. Shell (eds.), Amsterdam, North-Holland.

Nubukpo, K (2007b). Politique monétaire et servitude volontaire : la gestion du Franc CFA par la BCEAO. *Politique africaine N°105*, Karthala, Paris, mars 2007.

Nubukpo K. (2002). L'Impact de la variation des Taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'Inflation et la Croissance dans l'UEMOA. *Etudes et Recherches, Notes d'Information et Statistiques de la BCEAO (NIS) n° 526 juin*.

Okeahalam, C. C. (2002b). Concentration in the banking sector of the common monetary area of Southern Africa. *In Conference on Development Issues in the New Economy. University of Cape Town, Cape Town*.

Okeahalam, C. (2002a). *Structure and conduct in the commercial banking sector of South Africa*. Trade and Industrial Policy Strategies.

Okeahalam, C. (1998). An analysis of the price-concentration relationship in the Botswana commercial banking industry. *Journal of African Finance and Economic Development*, 3: pp. 65-84.

Ouédraogo, S. (2012). Concentration bancaire, profitabilité et développement

financier bancaires dans l'UEMOA. *Revue Economique et Monétaire BCEAO*, N° 12 - Décembre 2012.

Peltzman S. (1977). The Gains and Losses from Industrial Concentration. *Journal of Law and Economics*, 20, pp. 392-415.

Commission bancaire de l'UEMOA. Bilans et comptes de résultats des banques et établissements financiers de l'UMOA, divers numéros de 2000 à 2014.

Ryan, R., M., O'Toole, C., M., McCann, F., (2014). Does bank market power affect SME financing constraints? *Journal of Banking & Finance* 49 : pp. 495-505.

Selten, R. (1986). Elementary theory of slack-ridden imperfect competition. In New developments in the analysis of market structure: proceedings of a conference held by the International Economic Association in Ottawa, Canada, page 126. *The MIT Press*.

Solis, L. and Maudos J. (2008). Les coûts sociaux du pouvoir du marché bancaire : les preuves du Mexique. *Journal of Comparative Economics*, 36 (3), pp. 467-488.

Tirtiroglu, D., Daniels, K.N., Tirtigoglu, E. (2005). Deregulation, Intensity of Competition, Industry Evolution, and the Productivity Growth of U.S. Commercial Banks. *Journal of Money, Credit and Banking* 37 (2): pp. 339-360.

Turk Ariss, R. (2010). On the implications of market power in banking: Evidence from developing countries. *Journal of Banking & Finance*, 34(4): pp. 765-775.

Williams, J. 2012. Efficiency and market power in Latin American banking. *Journal of Financial Stability* 8: pp. 263-273.

Yang, J., Shao, S. (2016). Impact of bank competition on the bank lending channel of monetary transmission: Evidence from China. *International Review of Economics and Finance*, 43 (2016): pp. 468-481.

Zhao, T. and Murinde, V. (2011). Bank deregulation and performance in Nigeria. *African Development Review*, 26 (1): pp. 30-43.

ELOM KPOMBLEKOU ET YVES NAGOU

Université de Lomé et Ecole Supérieure d'Informatique et de Gestion, Togo
Institut des Hautes Etudes de Relations Internationales et Stratégiques, Togo
kpomblekou.elom.k.m@gmail.com

EFFET DE DIFFUSION SPATIALE DE LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE DANS L'UEMOA

Résumé :

L'objectif de notre article est d'analyser la diffusion spatiale de la croissance économique dans l'UEMOA. Nous avons utilisé pour nos analyses les données récentes de panel pour les huit pays de l'union sur la période 1960 - 2015. Les résultats d'analyse révèlent que la croissance économique se diffuse bien spatialement et positivement dans l'union. La promotion de la coopération économique et de la politique de libre circulation de biens et services et des individus dans l'union demeure ainsi très favorable à la croissance de ces pays.

Mots clés : Interactions spatiales, contiguïté géographique, distance géographique, croissance économique.

Classification JEL : O4.

Abstract :

The objective of this article is to analyze the spatial diffusion of economic growth in WAEMU. We used for our analysis recent panel data for the eight countries of the union over the period 1960 - 2015. The results of analysis reveal that economic growth spreads spatially and positively in the union. The promotion of economic cooperation and the policy of free movement of goods and services and individuals in the union remain thus very favorable to the growth of these countries.

Keywords : spatial interactions, geographic contiguity, geographic distance, economic growth.

1. Introduction

L'activité économique au sein des pays membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) est restée aujourd'hui soutenue. Le taux de croissance du PIB réel s'est en effet établi à 6,2% entre 2014 et 2015, après être passé à 6,3% en 2012. La croissance a été tirée par le dynamisme de la Côte d'Ivoire (+8,4%), dont le PIB représente près du tiers de celui de l'UEMOA, ainsi que par la reprise de la croissance en Guinée-Bissau (+0,3%) et au Mali (+1,7%), après une année 2012 marquée par de graves troubles sociopolitiques dans ces deux pays. La situation économique dans ces pays a bénéficié des bons résultats de la campagne agricole 2012-2013 et de ses effets d'entraînement sur les activités industrielles et commerciales actuelles, ainsi que de l'évolution favorable du secteur du BTP, grâce à la poursuite de l'exécution des travaux d'infrastructures publiques. L'ensemble des pays de l'UEMOA a ainsi connu une expansion économique jusqu'aujourd'hui. Les plus fortes progressions en 2015 ont été enregistrées en Côte d'Ivoire (+8,4%), au Mali (+7,6%) et au Sénégal (+6,5%). La croissance au Bénin, au Burkina-Faso, au Niger et au Togo s'est respectivement établie à 5,2%, 4,0%, 3,6%, et 5,5%. L'économie de ces pays a aujourd'hui été marquée par une atténuation des tensions inflationnistes dans la sous-région, dans le sillage de la tendance générale observée au plan mondial. La progression du niveau général des prix en moyenne annuelle s'est ainsi établie à 1,5 % en 2015, après 2,4 % en 2012. Cette décélération de l'inflation est pour une large part le reflet du recul des prix des céréales locales, induit par l'accroissement de la production céréalière au cours de la campagne agricole 2012 - 2013. En général, tous les pays de l'UEMOA ont connu un essor économique encourageant ces dernières décennies.

Les réalités économiques actuelles soulignent pertinemment l'existence d'interactions spatiales dans les phénomènes économiques et sociaux observés entre les pays, essentiellement lorsque ces pays sont géographiquement contigus, proches ou encore appartiennent à une même union (Piras, 2010, 2011 ; Anselin, 2001 ; Julie Le Gallo, 2002 ; Tobler, 1979). Un phénomène économique survenu dans un pays peut ainsi bien affecter l'autre pays qui lui est voisin ou proche ou encore de la même union. L'appartenance à une même union fait ainsi soulever pertinemment aujourd'hui l'existence de la diffusion spatiale de nombreux phénomènes économiques entre les pays de l'UEMOA, dont principalement celle de la croissance. L'hypothèse retenue par notre étude est donc que la croissance dans l'UEMOA se diffuse spatialement. Nous nous posons donc la question de savoir si et comment la croissance économique

se diffuse spatialement entre les pays de l'union, étant donné la libre circulation des biens et services et des individus entre ces pays, les échanges internationaux entre eux et la coopération économique qui les relie ? Le rapprochement géographique des pays, la contiguïté géographique des pays et l'appartenance à une même union monétaire n'expliquent-ils pas cette diffusion spatiale de la croissance dans l'union si elle existe vraiment ?

L'interaction spatiale constitue aujourd'hui une question économique centrale très pertinente et très perspicace de l'analyse économique.

Notre présent article explore ainsi la diffusion spatiale de la croissance économique dans les pays de l'union.

L'intérêt de la recherche est donc d'analyser à partir d'un modèle autorégressif spatial un phénomène économique nouveau : « *l'interaction spatiale de la croissance dans l'UEMOA*. ». Le travail s'étend ainsi explicitement en analysant également la forme de diffusion spatiale retenue dans l'union. Un deuxième intérêt est d'apprécier la coopération économique entre les pays de l'union et la politique de libre circulation des biens et services et des individus entre eux et cette appartenance à une même union. L'analyse devra normalement éveiller beaucoup l'esprit des décideurs économiques, fournir des recommandations pertinentes pour l'émergence économique totale de la zone et les politiques menées pour favoriser un meilleur progrès économique de toute l'union, lorsque nous arrivons à déterminer la forme de la diffusion spatiale de la croissance dans l'union.

En effet, si nous détectons donc que la croissance économique se diffuse positivement dans l'union, c'est-à-dire que la croissance économique d'un pays reste favorable à la croissance d'un autre pays de l'union, nous pouvons conclure que la coopération économique et le libre échange sont actuellement bien avantageux pour l'union, et nos pays doivent toujours croître économiquement, développer toujours une bonne coopération économique afin d'enclencher un développement économique satisfaisant de toute la zone. Dans le cas contraire, il sera intéressant de fournir les meilleures recommandations pour les pays en vue d'une meilleure émergence économique de toute l'union.

Notre article s'organise ainsi à la suite en cinq sections. Une deuxième pose l'explication de la diffusion spatiale, une troisième présente quelques études empiriques et une quatrième section procède à l'analyse empirique de cette interaction spatiale dans l'union à partir d'un modèle autorégressif spatial. Enfin la cinquième section propose une conclusion et les recommandations économiques.

2. La diffusion spatiale, de quoi s'agit-il ?

Dans la présente section, nous proposons d'abord une définition et l'historique de la diffusion spatiale et présentons les fondamentaux de la méthodologie de mesure de cette dernière.

2.1. Définition et historique

Historiquement, c'est à Cliff et Ord (1973) qu'on doit, après une série d'articles à la fin des années soixante et au début des années soixante-dix, un ouvrage présentant de manière synthétique l'état des savoirs en statistique et en économétrie spatiales. Après cette phase initiale de reconnaissance, on assiste à la fin des années 70 et au début des années 80 au raffinement du cadre original d'analyse de Cliff et Ord et plus particulièrement au développement de la théorie de l'estimation et des tests (Ord, 1975 ; Anselin, 1988) (Le Gallo, 2000).

Selon Anselin et Bera (1998), l'autocorrélation spatiale peut être définie de manière générale comme la correspondance entre la similarité des valeurs prises par une variable d'intérêt et la proximité des unités spatiales où ces mêmes valeurs sont observées. Plus précisément, elle traduit l'existence d'une relation fonctionnelle entre les observations faites au niveau des différentes localisations de l'espace étudié. Tobler (1970) disait que "*tout est relié à tout et les plus proches le sont davantage*". Ceci reflète que dans les phénomènes économiques observés, il existe bien des interactions spatiales entre ceux-ci essentiellement lorsque les localités étudiées sont plus proches. La diffusion spatiale fait donc référence au fait qu'un phénomène économique intervenant dans un pays ou une localité donnée peut se répercuter significativement sur un autre pays ou une autre localité. C'est le cas par exemple de la diffusion spatiale de la croissance économique entre des pays qui vont par exemple essayer de développer des politiques économiques similaires pour soutenir leur croissance (par exemple une même politique agricole ou industrielle ou encore de libre circulation des biens (dont les biens intermédiaires de production), des services et des individus pour promouvoir leur croissance comme le cas des pays de l'UEMOA).

Cependant il existe des méthodologies de mesure de la diffusion spatiale des phénomènes économiques. Comment cette diffusion est-elle mesurée ? Nous essayons à présent d'expliquer succinctement cette mesure de la diffusion spatiale dans la partie qui suit.

2.2. Méthodologie de mesure de la diffusion spatiale

La littérature fait état de différentes compréhensions du concept d'analyse spatiale. Tel que diffusé sur Hypergéogé, encyclopédie électronique consacrée à l'épistémologie de la géographie, l'analyse spatiale permet de mettre « en évidence des structures et des formes d'organisation spatiale récurrentes » (Catherine Morency, 2006). Selon Bailey et Gatrell (1995), il est question d'analyse spatiale de données lorsque les données sont d'une part localisées dans l'espace et d'autre part que cette organisation spatiale est considérée importante, explicitement, dans l'analyse ou l'interprétation des résultats.

L'autocorrélation spatiale est l'absence d'indépendance entre observations géographiques. Ainsi, on constate très souvent que les variables spatialisées sont soumises à des dépendances spatiales (ou interactions spatiales), qui sont d'autant plus fortes que les localisations sont plus proches. Les mesures d'autocorrélation spatiale permettent donc d'estimer la dépendance spatiale entre les valeurs d'une même variable en différents endroits de l'espace. Pour la mettre en évidence, les mesures prennent en compte deux critères : la proximité spatiale et la ressemblance ou la dissemblance des valeurs de cette variable dans les unités spatiales de la zone d'étude. On fait la distinction entre la mesure de l'autocorrélation spatiale globale d'une variable dans un territoire donné et celle de l'autocorrélation locale dans chaque unité spatiale. Cette dernière correspond à l'intensité et la significativité de la dépendance locale entre la valeur d'une variable dans une unité spatiale et les valeurs de cette même variable dans les unités spatiales environnantes (plus ou moins proches).

La diffusion spatiale est en général mesurée à trois niveaux : 1) sur le coefficient associé à la variable dépendante spatialement décalée (processus autorégressif spatial) ; 2) sur les coefficients des variables explicatives (variables explicatives spatialement décalées) ; 3) sur le coefficient associé à l'erreur spatialement décalée (modèle à erreur spatiale). Dans le cas où lesdits coefficients associés sont significatifs, on peut dire qu'il y a une diffusion spatiale d'un processus économique donné selon la forme de l'interaction spatiale retenue.

Notre présent article essaie d'analyser la diffusion spatiale de la croissance économique dans l'UEMOA à partir d'un modèle autorégressif spatial. Mais avant cette analyse empirique, il est important de présenter ce que nous dit la littérature sur le processus de diffusion spatiale de la croissance économique.

3. Effets spatiaux et quelques études empiriques

Les réalités économiques soulignent toujours qu'il existe souvent des interactions spatiales dans les phénomènes économiques, surtout lorsque les pays étudiés sont proches, voisins ou appartiennent à une même union économique (Tobler, 1979 ("*Tout est relié à tout, mais les plus proches le sont davantage*")). Un phénomène économique survenant dans un pays i peut se répercuter sur un autre pays j et ainsi de suite (Cliff et Ord, 1973). Dans les travaux empiriques, l'économiste est souvent confronté à l'utilisation de données localisées, c'est-à-dire au traitement des observations d'une variable mesurée en des localisations différentes réparties dans l'espace. Il est souvent admis que ces données spatiales observées sont indépendantes alors que cette hypothèse est rarement justifiée et devrait être systématiquement testée. Ainsi, dès 1914, Student suspectait la présence d'une relation entre différentes observations localisées. L'introduction de l'espace dans les modèles économétriques n'est ni neutre ni immédiate et les techniques de l'économétrie spatiale visent à prendre en compte la présence de deux importants effets spatiaux : l'autocorrélation spatiale qui se réfère à l'absence d'indépendance entre des observations géographiques et l'hétérogénéité spatiale qui est liée à la différenciation des variables et des comportements dans l'espace (Le Gallo, 2000).

Empiriquement, les performances de croissance ne sont probablement pas insensibles à la localisation des pays, même si la littérature économique s'est très peu inspirée des questions que pose la prise en compte de l'espace du point de vue empirique. Récemment (même si la littérature économique est faible), des études empiriques se sont proposées d'intégrer de manière explicite les effets de l'espace sur la croissance des pays (Ertur, Le Gallo et Baumont, 2005 ; Conley et Ligon, 2002). Et les résultats obtenus de ces travaux ont bien souligné l'existence d'interactions spatiales dans la croissance des pays pour ces auteurs. D'autres auteurs ont également abordé la diffusion spatiale de la croissance dans les pays. Ivanova (2012), en explorant les données spatiales des économies régionales russes, montre que la croissance se diffuse spatialement positivement dans ces régions. De même, Niang (2010) en analysant la convergence spatiale des régions africaines montre une relation

positive significative entre celles-ci. Les mêmes études d'interactions spatiales ont été réalisées par Le Gallo et Dall'erba (2005), puis par Ertur et Thiaw (2005) à partir d'un modèle spatial autorégressif sur les régions développées et en développement. Les résultats des différentes études ont souligné l'existence des interactions spatiales dans le phénomène de croissance de ces pays. La prise en compte des effets spatiaux est motivée par le fait qu'il existe un grand nombre de facteurs tels que les efforts d'intégration sous régionale, les migrations entre régions, les effets de débordement qui peuvent être à l'origine de fortes interdépendances entre les économies. Dans ce cas, les observations sont affectées par des processus qui relient les localités et qui peuvent entraîner une organisation particulière des activités dans l'espace (Le Gallo et Dall'erba, 2005).

A partir du modèle de croissance de Romer (1986), nous analysons dans la section suivante la diffusion spatiale régionale actuelle de la croissance économique des pays de l'UEMOA.

3.1. Modèle, tests pré-estimation, méthode d'estimation et données utilisées

L'analyse utilise un modèle de croissance endogène tel que décrit chez Romer (1986) où le progrès technique est endogène et non exogène comme chez Solow (1956).

Ainsi, l'efficacité du travail est bien le fait d'un ensemble de connaissances ou de technologies produites par une activité de recherche et développement (R&D). Avec une même disponibilité en facteur capital et facteur travail, le progrès technique qui résulte d'une accumulation de connaissances nouvelles par la R&D permet à l'économie de produire plus.

Le modèle de Romer s'écrit :

Équation 1

$$Y = K^\alpha (AH^\beta)$$

où Y désigne la production totale, A le progrès technique, K le facteur capital, H le capital humain et α et β les coefficients du modèle.

Le modèle spatial autorégressif s'écrit en général :

Équation 2

$$y = \lambda(I_T \otimes W_N)y + X\beta + u$$

où y est le $NT \times 1$ vecteur des observations de la variable dépendante, X une $NT \times k$ matrice des observations des k variables explicatives du modèle, I_T la matrice identité de dimension T , W_N la $N \times N$ matrice de poids ayant bien sur sa diagonale la valeur 0 (selon les normes de configuration de la matrice de poids) et λ le paramètre spatial. Le vecteur du bruit est la somme de deux termes :

Équation 3

$$u = (i_T \otimes I_N)\mu + \varepsilon$$

où i_T est un $T \times 1$ vecteur composé de la valeur 1, I_N une $N \times N$ matrice identité, μ un vecteur des effets spécifiques individuels temporellement invariants (non spatialement autocorrélés), et ε un vecteur des erreurs spatialement autocorrélés sur le processus autorégressif spatial suivant :

Équation 4

$$\varepsilon = \rho(I_T \otimes W_N)\varepsilon + \nu$$

Avec ρ ($|\rho| < 1$) le paramètre autorégressif spatial sur l'erreur, W_N la $N \times N$ matrice de poids, $\nu_{it} \rightarrow IID(0, \sigma_\nu^2)$ et $\varepsilon_{it} \rightarrow IID(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Dans la littérature des panels, les effets individuels peuvent être traités comme effets fixes ou effets aléatoires. Dans le modèle d'effets aléatoires, les effets individuels non observés ne sont pas corrélés avec les variables explicatives dans le modèle. Dans ce cas, $\mu_i \rightarrow IID(0, \sigma_\mu^2)$ et le terme d'erreur peut être réécrit comme suit :

Équation 5

$$\varepsilon = (I_T \otimes B_N^{-1})\nu$$

où $B_N = (I_N - \rho W_N)$.. Comme conséquence, le terme d'erreur devient :

Équation 6

$$u = (i_T \otimes I_N)\mu + (I_T \otimes B_N^{-1})\nu$$

Et la matrice des variances-covariances de \mathcal{E} est :

Équation 7

$$\Omega_u = \sigma_\mu^2(i_T i_T^T \otimes I_N) + \sigma_\nu^2[I_T \otimes (B_N^T B_N)^{-1}]$$

Dans le modèle d'effets fixes, les effets spécifiques sont éliminés, et les inférences statistiques sur les paramètres du modèle sont obtenues à partir de la matrice des variances-covariances asymptotiques dérivée de Elhorst (2009) et Elhorst et Freret (2009) :

Équation 8

$$AsyVar(\beta, \lambda, \sigma_\varepsilon^2) = \left[\begin{array}{ccc} \frac{1}{\sigma_\varepsilon^2} X^{*\top} X^* & & \\ & \frac{1}{\sigma_\varepsilon^2} X^{*\top} (I_T \otimes \tilde{W}) X^* \beta & \\ & \frac{1}{\sigma_\varepsilon^2} \beta^\top X^{*\top} (I_T \otimes \tilde{W}^\top \tilde{W}) X^* \beta + Ttr(\tilde{W}\tilde{W} + \tilde{W}^\top \tilde{W}) & \\ & & \frac{T}{\sigma_\varepsilon^2} tr(\tilde{W}) \end{array} \right]^{-1} \frac{NT}{2\sigma_\varepsilon^2}$$

où $\tilde{W} = W(I_N - \lambda W)^{-1}$ Et les entrées non remplies sont des zéros. Les effets fixes récupérés se présentent donc comme suit :

Équation 9

$$\mu_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_{it} - \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} - x_{it} \beta) \text{ (Confère également Baltagi, 2008).}$$

L'implémentation du maximum de vraisemblance ou des moments généralisés sur le modèle spatial à effets aléatoires et sur le modèle à effets fixes permet d'obtenir des résultats efficaces, puisqu'en régression spatiale, les moindres carrés ordinaires deviennent bien inefficaces. A part la présence de dépendance spatiale sur la variable dépendante et/ou sur l'erreur, on peut également bien avoir la dépendance spatiale sur les effets spécifiques et une autocorrélation de l'erreur (Baltagi et al., 2009).

Pour tous les cas d'interactions spatiales, Baltagi, Song et Koh (2003), puis Baltagi, Song, Jung et Koh (2007) fournissent des tests de consistance et de meilleure spécification du modèle spatial à estimer lorsqu'on pressent une interaction spatiale dans le phénomène économique étudié.

Dans notre travail, nous allons utiliser des matrices de poids standardisées selon la norme conventionnelle de standardisation dans l'analyse économétrique spatiale (la standardisation-ligne) qui stipule que W_{ij} standardisée = $\frac{w_{ij}}{\sum_i w_{ij}}$

(entrées-lignes i et entrées-colonnes j). Toutes les matrices de poids ont également leurs entrées diagonales nulles afin de capter exactement l'influence moyenne des autres pays j sur le pays i (ceci signifie tout simplement que $W_{ij} = 0$ si $i = j$). Trois matrices de poids sont donc retenues : la matrice de contiguïté géographique des pays de l'UEMOA (W_1), la matrice d'inverse de la distance géographique entre les pays de l'union (W_2) et la matrice du carré de l'inverse de la distance géographique entre les pays (W_3).

3.1.1. Tests pré-estimation

Le test de Baltagi et al. (2007) d'analyse de la dépendance spatiale et sérielle des erreurs sous effets aléatoires et le test de Baltagi et al. (2003) d'analyse de la présence réelle d'effets aléatoires dans le modèle à estimer ainsi que le test spatial de Hausman de choix entre les effets fixes et les effets aléatoires dans le modèle, qui permettent de retenir la meilleure forme de diffusion spatiale et la meilleure spécification économétrique du modèle, fournissent les résultats suivants :

Tableau 1 : Tests spatiaux pré-estimation

Tests	Valeur LM			p-value		
	W ₁	W ₂	W ₃	W ₁	W ₂	W ₃
Tests de Baltagi et al. (2007)						
Ha : Dépendance spatiale dans l'erreur, supposant la présence d'effets aléatoires et de dépendance sérielle dans l'erreur (test C.1)						
Réponse (df = 1)	70.554	11.378	96.875	0.007903	0.000743 2	0.001855
Ha : Dépendance sérielle dans l'erreur, supposant la présence d'effets aléatoires et de dépendance spatiale dans l'erreur (test C.2)						
Réponse (df = 1)	0.3846	0.3265	0.3302	0.5351	0.5677	0.5656
Ha : Dépendance spatiale ou sérielle dans l'erreur ou présence d'effets aléatoires dans le modèle (test J)						
Réponse (df = 3)	63.519	116.597	98.431	0.09569	0.008645	0.01995
Test de Baltagi et al. (2003)						
Ha : Présence d'effets aléatoires						
Réponse	0.0022	0.0022	0.0022	0.9982	0.9982	0.9982
Test spatial de Hausman						
Ha : Un modèle (d'effets aléatoires ou d'effets fixes) est inconsistant						
Réponse (df = 5)	Valeur Chi2			Valeur Chi2		
	1.079.703	195.678	211.163	< 2.2e-16	0.001506	0.0007701

Note : W₁, W₂ et W₃ correspondent respectivement à la matrice de contiguïté géographique, d'inverse de la distance géographique entre les pays et du carré de l'inverse de la distance géographique, toutes standardisées.

Au vu des tests de Baltagi et al. (2007), il y a présomption de dépendance spatiale dans le terme d'erreur mais pas de dépendance sérielle (test C.1 et C.2). Le test de Hausman souligne également qu'un des deux modèles (à effets fixes et à effets aléatoires) est inconsistant au seuil de 5%.

Pour tous ces résultats, du fait du rejet de l'hypothèse de présence d'effets aléatoires dans le modèle à tester par le test de Baltagi et al. (2003), on retient les effets fixes dans le modèle, et la meilleure spécification du modèle à estimer est donc le MASEFDSE (Modèle Autorégressif Spatial à Effets Fixes avec Dépendance Spatiale des Erreurs).

3.1.2. Modèle d'analyse

Au vu des tests pré-estimation, le modèle de diffusion spatiale de la croissance économique dans l'UEMOA testé avec consistance s'écrit :

Équation 10

$$y = \lambda(I_T \otimes W_N)y + (i_T \otimes I_N)\mu + X\beta + \varepsilon$$

$$\varepsilon = \rho(I_T \otimes W_N)\varepsilon + e$$

où λ représente le paramètre spatial sur y , ρ le paramètre spatial sur le terme d'erreur, β le vecteur des coefficients sur X , y le $NT \times 1$ vecteur des observations de la variable dépendante, X une $NT \times k$ matrice des observations des k variables explicatives du modèle, I_T la matrice identité de dimension T , W_N la $N \times N$ matrice de poids utilisée, i_T est un $T \times 1$ vecteur composé de la valeur 1, I_N une $N \times N$ matrice identité, μ les effets fixes, ε le terme d'erreur spatialement décalée, et $e \rightarrow N(0, \sigma_e^2)$ l'erreur idiosyncratique.

La variable dépendante y dans notre modèle est le taux de croissance du PIB des pays de l'UEMOA (notée GDPGROWTH). Les variables explicatives significatives et ne créant pas de biais (biais de multicollinéarité surtout) sur le modèle initial sont le stock de capital représenté par le logarithme de la formation brute de capital (notée LGCF) (dont les données sont bien disponibles depuis 1960), le taux de croissance du capital humain, qui est représenté par la force en âge de travailler (15 ans - 64 ans)

(variable choisie puisque les données sont également disponibles depuis 1960) (notée LABFRG), le logarithme des dépenses publiques (notée LG) et le niveau d'inflation mesurée par le déflateur du PIB (noté INFLATION).

Remarque : La gouvernance n'est pas introduite dans le modèle à cause de l'indisponibilité des données depuis 1960 (les données sur la gouvernance ne sont disponibles qu'à partir de 1996). De plus, l'effet recherché est plus spatial (multidimensionnel) et non unidimensionnel, et se concentre donc plus sur les interactions spatiales. L'absence de la gouvernance dans le modèle ne pénalise pas le modèle initial et l'effet recherché. Le signe attendu des coefficients est ainsi résumé :

Tableau 2 : Signes attendus des coefficients

Coefficients du modèle	Signes attendus
Coefficient λ	+/-
Coefficient ρ	+/-
Coefficient sur LABFRG	+
Coefficient sur INFLATION	-
Coefficient sur LGCF	+
Coefficient sur LG	+/-

Remarque : Le coefficient sur les dépenses publiques peut être négatif car les décisions publiques peuvent détériorer les décisions privées (Barro, 1997).

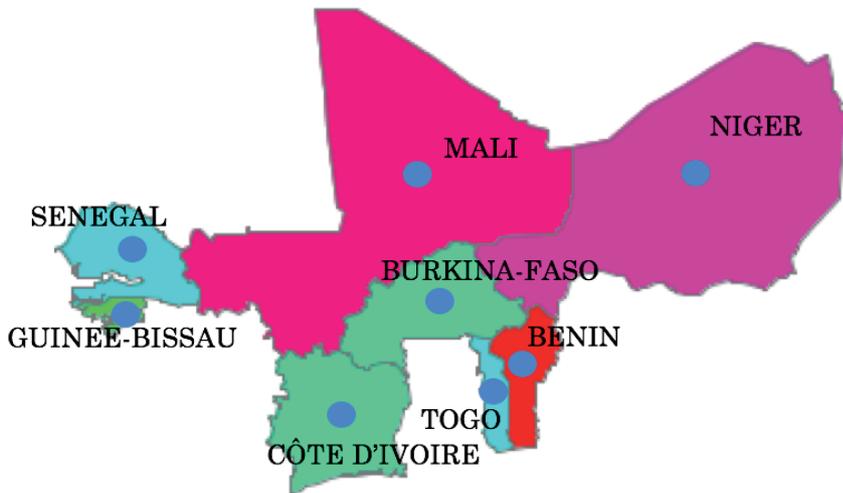
3.1.3. Méthode d'estimation et données utilisées

La méthode d'estimation consistante utilisée est celle des moments généralisés (Kapoor, Kelejian et Prucha, 2007). En effet, les moindres carrés ordinaires ne sont pas efficaces en régression spatiale.

Pour les données, nous avons utilisé les données récentes de la banque mondiale pour les huit pays de l'UEMOA sur la période 1960 - 2015 (Source : World Bank, The World Development Indicators (WDI), 2018). Toutes les données ont été ainsi tirées de la base de données 2018 de la banque mondiale.

La nouvelle carte suivante permet juste de montrer graphiquement la proximité géographique et la contiguïté géographique (le voisinage géographique) des pays de l'UEMOA et d'observer graphiquement la distance entre les pays grâce à leurs centroïdes (les points).

Figure 1 : Carte géographique des pays de l'UEMOA avec leurs centroïdes



3.2 Résultats et interprétations

Les statistiques descriptives des différentes variables permettent d'obtenir des informations résumées dans le tableau suivant :

Tableau 3 : Statistiques descriptives

Variable	Observation	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
GDPGROWTH	448	3.516882	5.066707	-28.09998	20.28663
LABFRG	448	2.633592	0.9359038	0.4768723	4.609299
INFLATION	448	6.882449	13.41967	-12.30419	112.8948
LGCF	448	26.4534	0.9322825	23.38632	28.6864
LG	448	26.58424	1.131992	23.87924	28.32049

Source : Calcul de l'auteur à partir des données utilisées.

Les résultats obtenus de la régression sont présentés dans le tableau ci-dessous :

Tableau 4 : Résultats de la régression 10 - Variable dépendante : GDPGROWTH

Variables	Moments généralisés avec effets fixes		
	W ₁	W ₂	W ₃
λ	0.3954560** (2.3455)	0.85393937*** (5.3423)	0.1535244 (0.6996)
ρ	-0.17149*** (-4.1088)	-0.5481*** (-4.6279)	0.0053667 (0.2095)
LABFRG	0.1748845 (0.5622)	0.15245614 (0.5322)	0.3236303 (0.9798)
INFLATION	-0.0043373 (-0.2449)	-0.00010232 (-0.0063)	-0.0098412 (-0.5307)
LGCF	1.7198074*** (2.9106)	1.23265833** (2.1776)	2.0209246*** (3.6055)
LG	-1.7514402*** (-3.1127)	-1.37122019** (-2.4761)	-1.9102021*** (-3.4913)
Nombre d'observations	448	448	448

*, ** et *** représentent respectivement les seuils de significativité à 10%, 5% et 1%. Les z-statistiques sont entre les

parenthèses $\Omega_p = [(I - \rho W)'(I - \rho W)]^{-1}$.

L'analyse fournit des résultats très intéressants pour l'UEMOA et qui devra éveiller beaucoup les décideurs de la zone.

Premièrement, en utilisant la matrice de contiguïté géographique qui permet bien de capter les interactions spatiales lorsque les pays sont voisins, le coefficient autorégressif spatial (λ) sort bien significatif au seuil de 5% et coté d'un signe positif (0.3954560). Il existe bien une diffusion spatiale de la croissance dans l'UEMOA lorsque les pays sont contigus, et elle est bien positive. La croissance dans un pays entraîne bien également une croissance dans le pays voisin (la hausse de la croissance d'1% d'un pays de l'union engendre une hausse de 0.3954560% de la croissance d'un pays voisin). Cette diffusion spatiale de la croissance entre les pays de l'union peut bien s'expliquer par une meilleure politique frontalière plus propice à l'évolution économique des pays de l'union, une politique commerciale et de libre échange plus favorable au progrès économique de la zone. La libre circulation des biens et services et des individus caractériserait également bien ce processus d'interaction spatiale entre les différents pays voisins. On peut également noter que les accords économiques, la prise de même décision économique par les pays voisins seraient également sources de ce phénomène de diffusion spatiale. En effet, lorsqu'un pays améliore son climat des affaires, développe des politiques très favorables à son économie, le pays voisin tend à copier son voisin et faire pareil, de sorte que le progrès connu par l'un se diffuse bien vers le pays voisin.

Cependant, les chocs spatiaux (captés par le coefficient ρ) obtenus sont négatifs entre les pays voisins ($\rho = -0.17149$). Un choc économique négatif sur la croissance d'un pays peut être favorable à la croissance d'un pays voisin. Parmi ces chocs, on peut par exemple retenir la fragilité économique et institutionnelle d'un pays par rapport à un pays voisin, ce qui renvoie souvent les décisions d'investissement vers le pays contigu qui possède de meilleures institutions (des politiques tarifaires par exemple plus allégées et un niveau de gouvernance meilleur). En effet, il faut bien remarquer que dans l'UEMOA, un pays qui possède des institutions plus acceptées est souvent voisin à un pays qui possède des institutions moins évoluées. Par exemple, le Sénégal est contigu à la Guinée-Bissau et au Mali qui possèdent des institutions moins évoluées que lui. De même le Togo est voisin au Bénin et au Burkina-Faso, et le Bénin également voisin au Niger. Le Bénin et le Togo possèdent des institutions et des climats d'affaires plus favorables par rapport à leurs voisins. Et entre le Togo et le Bénin, le climat des affaires est plus favorable au Togo qui dispose essentiellement

du meilleur port dans la sous-région (le seul port en eau profonde) et qui possède également aujourd'hui des institutions plus stables, même si le Bénin dispose également d'un niveau amélioré de sa gouvernance. En période de détérioration du climat des affaires et des troubles institutionnelles dans un pays, les investisseurs ont ainsi plus tendance à se déplacer vers le pays voisin dont le climat économique et institutionnel est plus favorable, de sorte qu'un choc économique négatif sur un pays peut être favorable à la croissance d'un pays voisin. Les chocs spatiaux de voisinage sont négatifs et n'ont donc pas été favorables au progrès économique d'un pays de l'union par rapport à son voisin. Ces chocs économiques spatiaux de voisinage sur la croissance dans l'UEMOA seraient essentiellement *des chocs spatiaux* à externalités négatives.

A côté des effets spatiaux par le voisinage, les autres variables qui agissent significativement sur la croissance des pays de l'UEMOA sont l'investissement domestique brut et les dépenses publiques. Les investissements privés ont significativement impacté positivement la croissance dans les pays de l'UEMOA (conformité à la théorie). En effet les investissements privés sont bien favorables à la croissance (Levine and Renelt, 1992 ; Mankiw et al., 1992 ; DeLong et Summers, 1991). Un accroissement d'1% du stock de capital en logarithme permet d'obtenir en moyenne un accroissement de 1.7198074% du taux de croissance dans l'union.

Contrairement aux investissements privés, les dépenses publiques ont significativement impacté négativement la croissance dans l'union sur la période 1960 - 2015. Les résultats sont aussi conformes à la théorie. En effet, même si les investissements publics peuvent impacter positivement la croissance, les décisions publiques peuvent également bien décourager les décisions privées pour la croissance (Barro, 1997). Une hausse d'1% des dépenses publiques en logarithme permet ainsi d'avoir dans l'union une diminution du taux de croissance de 1.7514402%. Ce signe négatif peut être également dû à la faiblesse des technologies et des innovations récentes utilisées par les dépenses publiques surtout celles de production et de développement économique, un manque d'investissements consistants dans la possession de ces technologies et innovations et une stratégie de développement économique induite par les dépenses pas assez satisfaisante, et qui peut-être oriente mal les investissements publics pour la croissance. Pour améliorer cette situation, les gouvernements de l'union doivent investir plus dans les nouvelles technologies et innovations disponibles chez les grands pays et solliciter également leurs concours et

leurs soutiens dans leurs stratégies de développement économique.

Deuxièmement, en utilisant la matrice d'inverse de la distance qui permet de capter les interactions spatiales en tenant compte uniquement de la distance entre les pays et de leur rapprochement géographique, on note bien également que la croissance se propage bien géographiquement et positivement dans l'union, que les pays soient proches ou distants, l'impact étant bien plus accentué lorsque les pays sont plus proches. Une hausse d'1% de la croissance dans un pays engendre en moyenne une hausse de 0.85393937% de la croissance d'un autre pays de l'union. L'effet de diffusion obtenu s'explique essentiellement par les coopérations économiques favorables au progrès économique entre tous les pays de l'union, l'adoption de mêmes politiques et/ou des politiques similaires de développement économique par tous les pays de l'union et surtout l'amélioration de la politique de libre échange entre les pays.

Tout comme au niveau des chocs spatiaux de voisinage sur la croissance des pays de l'union, les chocs spatiaux de distance sont également négatifs dans ce cas ($\rho = -0.5481$). Un choc économique favorable à la croissance dans un pays est défavorable à la croissance d'un autre pays de l'union en général (et inversement), que les pays soient proches ou distants avec un effet plus concentré lorsque les pays sont proches. Comme décrit au niveau des chocs spatiaux de voisinage, les chocs spatiaux de distance seraient également essentiellement *des chocs spatiaux à externalités négatives*.

Pour cette matrice de poids également, les coefficients sur les investissements privés et les dépenses publiques sont significatifs au seuil de 5% avec une conformité à la théorie. En effet, les investissements privés sont bien favorables à la croissance (Levine and Renelt, 1992 ; Mankiw et al., 1992 ; DeLong et Summers, 1991) et les décisions publiques peuvent parfois être associées à une décroissance (Barro, 1997).

Un accroissement d'1% des investissements domestiques bruts en logarithme permet d'obtenir une hausse de la croissance de 1.23265833%. Et toute hausse d'1% des dépenses publiques en logarithme détériore la croissance à hauteur de 1.37122019%.

Troisièmement, pour la matrice d'inverse au carré de la distance entre les pays, les résultats ne révèlent pas une significativité des interactions spatiales au seuil de 5%. Néanmoins, à côté de ces effets spatiaux, les résultats des coefficients des variables significatives (investissements domestiques bruts et dépenses publiques) obtenus sont conformes à la théorie.

Un accroissement d'1% des investissements domestiques bruts en logarithme permet d'avoir une croissance de 2.0209246%. Et toute décision publique à mesure d'1% de hausse des dépenses publiques tend à impacter négativement la croissance à hauteur de 1.9102021%.

En général, il existe bien un effet de débordement géographique positif de la croissance dans l'UEMOA. Les externalités produites par la croissance d'un pays sont avantageuses pour un autre dans l'union. Il faut également noter que l'effet de diffusion spatiale est plus accentuée lorsque l'on considère la distance entre les pays que lorsqu'on considère le voisinage des pays. Le rapprochement géographique, le voisinage géographique, la coopération économique, l'intégration économique, l'amélioration de la politique de libre échange entre les pays de l'UEMOA et l'adoption de politique similaire de développement économique dans toute la zone constitueraient bien les grands facteurs explicatifs de cette diffusion spatiale de la croissance dans la sous-région. Et l'on peut bien affirmer que l'union est avantageuse pour tous ses pays membres en termes de croissance économique.

4. Conclusion et recommandations

Dans cet article, nous avons analysé la diffusion spatiale de la croissance économique dans l'UEMOA. Tout d'abord, le travail retrace l'analyse théorique de la diffusion spatiale de la croissance. Ensuite il procède à l'analyse empirique.

Les tests spatiaux pré-estimation (Baltagi et al. (2003) et Baltagi et al. (2007)) révèlent d'abord qu'il existe une dépendance spatiale des termes d'erreur sans dépendance sérielle, et que les effets aléatoires sont inconsistants dans le modèle. Ces tests ont ainsi permis de bien spécifier avec consistance le modèle et de retenir le MASEFDSE (Modèle Autorégressif Spatial à Effets Fixes avec Dépendance Spatiale des Erreurs).

Les résultats obtenus sont bien significatifs et très riches. Tout d'abord il existe significativement une diffusion spatiale positive de la croissance économique dans l'UEMOA, que les pays soient voisins ou distants, avec un effet spatial plus accentué lorsque les pays sont plus proches. Toute croissance dans un pays de l'union engendre effectivement une croissance dans un autre pays de l'union. Cependant l'effet des chocs spatiaux sur la croissance des pays est négatif. Un choc économique

(de voisinage ou de distance) négatif sur un pays tend à être favorable à la croissance de l'autre pays (voisin ou distant), et inversement. Les chocs économiques spatiaux obtenus seraient essentiellement des chocs spatiaux à externalités négatives (tels que décrits au niveau des résultats d'analyse). A côté de ces effets spatiaux, les coefficients des variables qui impactent significativement la croissance de l'union sont les investissements privés et publics.

Au vu de l'analyse, on note également que la diffusion spatiale de la croissance est plus importante entre les pays lorsqu'on prend en compte la distance entre eux. Ceci peut bien s'expliquer par les accords économiques avantageux entre les pays (qu'ils soient distants ou proches), la meilleure coopération économique avantageuse pour tous, une meilleure émergence économique de l'union et essentiellement une amélioration de la politique de libre échange entre les pays. L'union demeure ainsi bénéfique à l'ensemble de ses pays membres en termes de croissance économique.

En termes de recommandations économiques, les pays de l'UEMOA doivent tout d'abord ensemble progresser économiquement en développant toujours de meilleurs accords économiques avantageux pour tous, en mettant toujours en place de meilleures politiques d'émergence économique de toute l'union, en améliorant également la politique de libre circulation des biens et services et des individus dans l'union et en renforçant encore plus la coopération économique. En croissant économiquement, le progrès économique d'un pays devrait se répercuter favorablement sur le progrès économique d'un autre pays de l'union, ce qui demeure très avantageux pour le développement économique de toute la zone. Ensuite tous les pays de l'union doivent améliorer constamment leurs climats des affaires et leurs institutions afin d'éviter essentiellement les chocs spatiaux à externalités négatives entre eux, qui pourraient bien porter atteinte à leur croissance et à leur développement économiques. Enfin les gouvernements de l'union doivent investir plus dans les nouvelles technologies et innovations disponibles chez les grands pays et solliciter également leurs concours et leurs soutiens dans leurs stratégies de développement économique et éviter essentiellement que les décisions publiques ne distordent leur croissance.

Références

- 1 Anselin, L. (1988). "Spatial Econometrics : Methods and Models", *Kluwer Academic Publisher*, Dordrecht.
- 2 Anselin, L. & Bera, A. K. (1998). "Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics" in A. Ullah, & D. Giles, Eds., *Handbook of applied Economic Statistics*. Marcel Dekker, New York.
- 3 Bailey, T. & Gatrell, A. C. 1995. "*Interactive Spatial Data Analysis*", Harlow, Longman.
- 4 Baltagi, B. H., Egger, P., Pfaffermayr, M. (2009). "A Generalized Spatial Panel Data Model with Random Effects". *Working Paper 113, Center for Policy Research*, Syracuse University. URL <http://EconPapers.RePEc.org/RePEc:max:cprwps : 113>.
- 5 Baltagi, B. H., Song, S. H., Jung, B. C., Koh, W. (2007b). "Testing for Serial Correlation, Spatial Autocorrelation and Random Effects Using Panel Data". *Journal of Econometrics*, 140(1), 5-51.
- 6 Baltagi, B. H., Song, S. H., Koh, W. (2003). "Testing Panel Data Regression Models with Spatial Error Correlation". *Journal of Econometrics*, 117, 123-150.
- 7 Baumont, C., Ertur, C. & Le Gallo, J. (2002). "Estimation des effets de proximité dans le processus de convergence régionale : une approche par l'économétrie spatiale sur 92 régions européennes (1980-1995)", *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, Vol. 2, 203-216.
- 8 Bivand, R. S. (2010). "Computing the Jacobian in Spatial Models : An Applied Survey", *Technical Report 20/2010, Norwegian School of Economics and Business Administration*, URL http://EconPapers.RePEc.org/RePEc:hhs:nhheco : 2010_020.
- 9 Breusch, T. S., Pagan, A. R. (1980). "The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics". *Review of Economic Studies*, 47, 239-253.
- 10 Charles, B. (2016). "Modèles de croissance et développement économique", *Tiers-monde*.

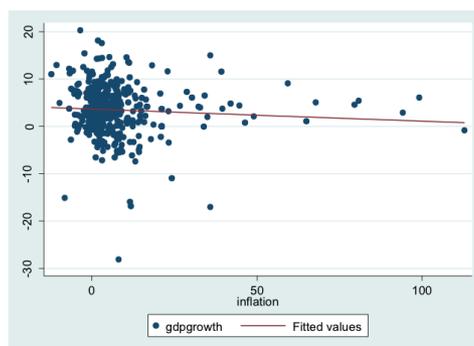
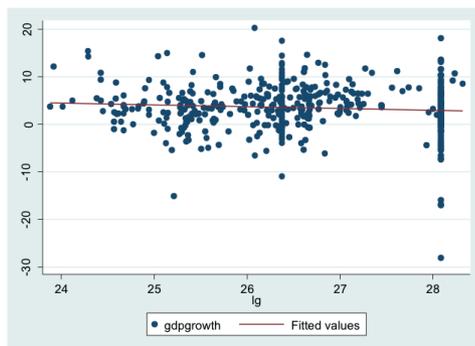
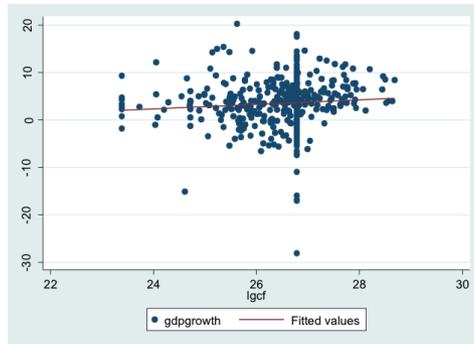
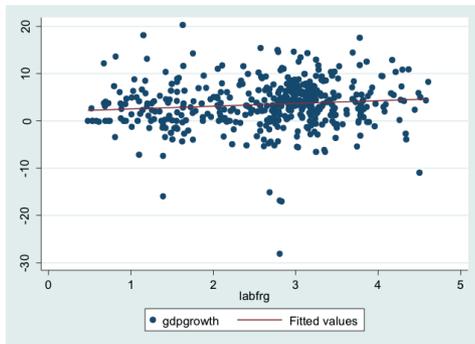
- 11 Cliff, A.D., Ord, J.K. (1973). “*Spatial Autocorrelation*”, Pion, Londres.
- 12 Conley, T.G., Ligon, E. (2002). “Economic distance and cross-country spillovers”, *Journal of Economic Growth*, Springer, vol. 7(2), pages 157-87.
- 13 Dall’erba, S. et Le Gallo, J. (2005). “Dynamique du processus de convergence régionale en Europe”, *Région et Développement*, Vol. 2005-21, 119-139.
- 14 Elhorst, J. P., 2009, “Spatial Panel Data Models”, in : M. Fischer, A. Getis (Eds.), *Handbook of Applied Spatial Analysis*. Springer-Verlag.
- 15 Elhorst J. P. (2010). “Dynamic Panels with Endogenous Interactions Effects when T is Small”, *Regional Science and Urban Economics*, 40, 272-282.
- 16 Elhorst, J.P., Freret, S. (2009). “Yardstick Competition among Local Governments: French Evidence Using a Two-Regimes Spatial Panel Data Model”, *Journal of Regional Science*, 49, 931-951.
- 17 Ertur, C., Le Gallo, J. Baumont C. (2005). “The European Regional Convergence Process, 1980-1995: Do Spatial Regimes and Spatial Dependence Matter?”, forthcoming in *International Regional Science Review*.
- 18 Ertur, C. & Thiaw, K. (2005). “Croissance, capital humain et interactions spatiales : une étude économétrique”, *Document de travail du LEG*, Université de Bourgogne, No. 2005-04.
- 19 Kapoor, M., Kelejian, H. H., Prucha, I. R. (2007). “Panel Data Model with Spatially Correlated Error Components”, *Journal of Econometrics*, 140(1), 97-130. TSP and Stata software available at <http://econweb.umd.edu/~prucha/Research/Prog3.htm>.
- 20 Lee, L. F., Yu, J. (2010a). “A Spatial Dynamic Panel Data Model with both Time and Individual Fixed Effects”, *Econometric Theory*, 26, 564-597.
- 21 Niang A.-A. (2010). “Growth and convergence in Africa: The impact of spatial effects”, *Munick Personal RePEc Archive*.
- 22 Ord, J. K. (1975). “Estimation methods for models of spatial interaction”, *Journal of the American Statistical Association*, 70, 120-126.
- 23 Wooldridge, J. M. (2002). “*Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*”,

MIT Press.

- 24 Yu, J., de Jong, R., Lee, L. F. (2008). “Quasi Maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects when both N and T are Large”, *Journal of Econometrics*, 146, 118-134.
- 25 Yu, J., Lee, L. F. (2010). “Estimation of Unit Root Spatial Dynamic Panel Data Models”, *Econometric Theory*, 26, 1332-1362.

Annexes

Figure 2 : Ajustements entre la variable dépendante et les variables explicatives



MALAM MAMAN NAFIOU

Maître de Conférences Agrégé

Université Abdou Moumouni de Niamey (NIGER)

mnafiou@yahoo.fr

DIPLÔMES ET EMPLOIS INFORMELS AU NIGER : LES ENSEIGNEMENTS DE L'ENQUÊTE NATIONALE SUR L'EMPLOI ET LE SECTEUR INFORMEL

Résumé :

Cet article se propose d'identifier les déterminants de l'emploi informel, en mettant l'accent sur l'effet des types de diplômes. Exploitant les données de l'enquête nationale sur l'emploi et le secteur informel (ENESI, 2012) de l'Institut National des Statistiques du Niger et à l'aide de la méthode du Probit, l'article montre que les travailleurs ayant été à l'école, tous niveaux confondus, ont plus de chance de sortir de l'informel que ceux qui n'ont jamais fréquenté ; mieux, cette chance de sortie s'accroît avec le niveau d'études. En outre, plus un père est instruit, moins son enfant exerce dans l'informel. Par ailleurs, l'éducation du père est la principale différence entre les déterminants de l'emploi informel entre les milieux urbain et rural. Enfin, les régions qui ont les plus faibles taux bruts de scolarisation sont aussi celles qui offrent le plus d'opportunités d'activités informelles.

Mots clés : emploi informel, Probit, déterminants, genre, niveaux d'études.

Code JEL : E26, I26, J 21

Abstract :

This article wants to identify the determinants of informal sector employment in Niger, with an emphasis on the effect of education towards types of diplomas. Using data based from the National Survey of Employment and Informal Sector (ENESI, 2012) of the National Institute of Statistics and by applying a Probit model, the article

shows that workers who attended school, all levels combined, have more chance to leave the informal sector than those who have never attended school; better, this chance of exit from the informal sector is positively correlated to the diploma. Moreover, the more a father is educated, less his child gets employed in the informal sector. The father's education is also the main difference between urban and rural areas determinants of informal employment. Finally, the regions with a low schooling rate provide more informal activities.

Keywords : informal employment, Probit, determinants, gender, educational attainment

Une version antérieure de ce travail a été publiée dans l'ouvrage : Zogning, F., Mbaye, A. A., & Um-Ngouem, M. T. (2017). L'économie informelle, l'entrepreneuriat et l'emploi. Editions JFD.

I. Introduction :

Le secteur informel¹ prend de l'importance dans la plupart des pays en développement où le secteur formel n'arrive plus à absorber les demandeurs d'emplois. Le secteur informel est donc une des conséquences du dysfonctionnement du marché du travail avec l'existence d'une main d'œuvre abondante dans un milieu en crise du capital, (Lewis, 1954 ; Harris et Todaro, 1970 ; Pradhan, 1995). Il s'agit là d'une approche dualiste.

La deuxième approche, qui complète la première, fait du secteur informel une zone de concentration de petites entreprises efficaces sous la direction d'entrepreneurs rationnels (Maloney, 2004 ; Packard, 2007). Si dans la première approche la participation au secteur informel est sous contrainte, dans la deuxième, elle est opportune et se fait volontairement (Pasquier-Doumer, 2012).

Enfin, une troisième approche (Chen, 2005 ; Fields, 2005) cherche à concilier les deux et se bâtit autour de leur point commun qui est l'existence d'un marché de travail composé de deux segments. Le segment supérieur où l'entrée est volontaire et le segment inférieur où l'entrée est sous contrainte.

¹ En dépit de ses nombreuses définitions, voir Cornu-Fauchet et al (2009), le secteur informel se définit, depuis 1999, au Niger comme « toute activité, non enregistrée et/ou dépourvue de comptabilité formelle écrite, exercée à titre d'emploi principal ou secondaire, par une personne en tant que patron ou à son propre compte. Cette personne, active occupée, est alors considérée comme chef d'unité de production informelle ». Cette définition est très proche de celle de De Soto (1994) pour qui l'informel est une activité illégale car échappant à la fiscalité. Cet auteur préconise comme solution la mise en place des taxes légères (taxe synthétique) pour amener les acteurs de l'informel vers le formel.

En somme, le secteur informel regroupe une multitude d'activités, généralement féminines, insaisissables et à l'abri du fisc, (Tegoum, 2012). Il permet à des millions d'individus des pays pauvres de survivre (Cling et al, 2012). Il concourt à plus du tiers à la formation du PIB en Amérique Latine ces dernières années, (OIT, 2002, Maurizio, 2010).

En effet, l'ampleur du secteur informel est telle qu'il favorise la croissance économique des pays moins avancés. La contribution du secteur informel, en général, et de l'informel urbain en particulier, à la formation du PIB explose en Afrique subsaharienne, notamment dans les capitales des pays membres de l'UEMOA, (Leenhardt, 2005) : Abidjan (18%), Bamako (19%), Ouagadougou (25%), Lomé (25%), Cotonou (28%), Dakar (34%) et Niamey (35%). Pour le cas spécifique du Niger, bien qu'en baisse, la part² du secteur informel dans le PIB a été en moyenne de 60,4%, sur la période 2010-2015. Ceci, non seulement saperait l'effort du Gouvernement en matière de mobilisation³ des recettes fiscales, mais pourvoit également des emplois précaires, voire indécents.

Qu'est-ce qui explique alors la vigueur des activités économiques informelles ? L'objectif de cet article est de répondre à cette question, en se focalisant sur le rôle de l'éducation, à travers l'effet des diplômés sur les emplois informels au Niger. De la théorie du capital humain, il ressort que l'éducation est un vecteur de la productivité, du gain individuel et d'emplois stables et décents. On formule alors l'hypothèse d'une relation négative entre l'éducation et l'emploi informel. De façon spécifique, plus le niveau d'étude est élevé, moins on pratique des activités informelles.

Toutefois, cet article ne revient ni sur les débats théoriques pertinents en termes de segmentation, d'entrée volontaire ou sous contrainte sur le marché du travail, ni sur la définition ou la mesure du secteur informel. Des telles considérations allaient permettre de se rendre compte que l'actualité sur l'économie informelle relève de la nouvelle économie keynésienne à travers des fondements microéconomiques

2 INS, 2014, « Comptes Economiques de la Nation », Mars.

3 L'évolution des critères de convergence de l'UEMOA montre que l'effort de mobilisation des recettes fiscales au Niger a été, en moyenne, de 14,86% sur la période 2010-2014. Cela classe le Niger derrière le Bénin (16,08%), le Togo (17,36%) et le Sénégal (18,78%). Aucun des 8 pays membres de l'UEMOA n'a atteint la norme d'au moins 20% du PIB nominal, (*Ibid.*, p 52).

solides à la macroéconomie (Christiano, 2001 et Benassy, 2002).

Mais vu le dynamisme du secteur informel, on cherche ici à en identifier des pistes de solution, adaptées aux pays sous-développés comme le Niger, ce qui permettrait de desserrer leur contrainte budgétaire et un meilleur accès à des emplois stables et décents.

Pour ce faire, la suite de l'article s'articule autour de la revue de littérature (II), la méthodologie utilisée (III), les caractéristiques des variables, les résultats obtenus et leurs interprétations (IV) et la conclusion et perspectives (V).

II. Revue de littérature empirique⁴ sur les déterminants de l'emploi informel

Plusieurs études focalisées sur les pays développés et en développement mettent en exergue les caractéristiques socioéconomiques de l'individu, le climat des affaires et la politique gouvernementale comme principaux déterminants du secteur informel (Millán et al. 2010). Certains auteurs ont mis en évidence l'hétérogénéité du secteur informel, constitué d'une grande variété d'entreprises individuelles totalement différentes selon la taille, les performances économiques, les conditions d'activités, etc. Dans ce qui suit, on présente des travaux en lien avec le sujet abordé.

C'est ainsi que pour Choi et Thum (2005), l'existence de l'économie informelle favorise l'expansion du secteur formel. Malgré la petitesse du secteur informel, son existence permet d'améliorer le bien-être de la population. Le secteur informel fournit des biens et des services auxquels les consommateurs n'ont pas accès avec les entreprises formelles. Le secteur informel réalise à cet effet une redistribution des produits issus des entreprises formelles. C'est le cas, par exemple, des offres traditionnelles de télécommunication (système de télé centres ou des cybercafés dans certains pays Ouest africains) qui offrent un moyen de communication aux ménages défavorisés.

Cependant, Adair (2009) pour sa part, en faisant une analyse du secteur informel et de la corruption dans les pays de l'Union européenne, trouve des relations plutôt contraires aux résultats de Choi et Thum (2005). En effet, l'apport principal

4 Certes la littérature théorique sur l'économie informelle est riche, mais nous avons préféré l'analyse empirique pour mettre l'accent sur les méthodes utilisées et les déterminants de l'emploi informel identifiés.

d'Adair (2009) est la preuve que les prélèvements obligatoires sont les facteurs stimulants de la croissance de l'économie informelle, suivis de la réglementation publique, du taux de chômage et du PIB per capita mesurant l'économie formelle. La bonne gouvernance et la présence d'institutions fortes réduisent la taille de l'économie informelle. En effet, la présence d'institutions fortes empêche la prolifération des entreprises informelles. De plus, la bonne gouvernance permet une bonne gestion des ressources de l'État. De ce fait, elle permet de donner plus de confiance aux entrepreneurs pour l'enregistrement et les paiements de taxes. Adair (2009) fait la preuve aussi que les coûts de la réglementation expliquent le fait que les petites entreprises en création sont dissuadées de s'enregistrer. En effet, il mentionne qu'il existe une corrélation positive entre le taux d'imposition et la taille de l'économie informelle

Allant dans le même sens que Adair (2009), Bacchetta et al. (2009), en étudiant la globalisation et l'emploi informel dans les pays en développement, révèlent que l'économie informelle est caractérisée par l'absence d'emplois stables, le faible revenu, l'absence d'accès à un éventail de bénéfices sociaux et quelques possibilités de participer à une éducation formelle. En somme, il s'agit d'absence d'opportunités d'un emploi décent. L'économie informelle décourage la croissance économique et la compétitivité internationale. L'informalité du marché de la main d'œuvre est due à une taxe très élevée, couplée à la restriction de la réglementation, ce qui aboutit évidemment à l'échec de la gouvernance économique. Les résultats empiriques montrent que le taux élevé d'informalité augmente les inégalités de revenu, réduit le gain de productivité, la croissance, l'entrepreneuriat, l'avantage comparatif et le commerce international. Le poids de l'informel empêche à l'Etat d'investir dans le secteur des infrastructures publiques et donc limite le potentiel de la croissance de la productivité du secteur privé.

En plus, Dobson et Ramlogan-Dobson (2011) élaborent un modèle dans lequel ils prennent en compte la taille du secteur informel ainsi que les interactions entre le secteur informel et le niveau de corruption. Ces auteurs mesurent la taille du secteur informel par rapport à son pourcentage dans le produit intérieur brut (PIB) du pays. Le secteur informel dont il est question dans leurs travaux est le marché du travail non formel à savoir les travailleurs non déclarés. Ils utilisent des évaluations avec des variables instrumentales pour traiter de l'éventuelle endogénéité dans le modèle. Avec les estimations, ils découvrent que l'effet marginal de la corruption sur

les inégalités est positif et statistiquement significatif pour les pays avec un secteur informel relativement petit. Mais ils découvrent également que l'effet marginal décline et cesse d'être significatif une fois que le secteur informel représente plus de 21% ou 22% du PIB.

En utilisant l'équation de gain de Mincer pour mesurer l'écart de salaire entre l'emploi formel et informel en Turquie, Tansel et Kan (2012) trouvent non seulement l'existence d'une pénalité informelle mais montrent aussi que près de la moitié de cette pénalité informelle peut être expliquée par les facteurs observables. De plus, la pénalité informelle, inexpliquée pour les femmes travailleuses, est le double de celle des hommes travailleurs seulement quand les caractéristiques individuelles sont contrôlées alors que quand les variables caractéristiques du travail sont introduites dans le modèle, on constate une parité de la pénalité informelle pour les deux sexes. La régression quantile montre que les différentiels de salaire ne sont pas uniformes selon la distribution des différents niveaux de salaire comme la pénalité informelle décroît avec les niveaux de salaires. Le modèle à effet fixe montre que les effets fixes individuels inobservables, lorsqu'ils sont combinés aux caractéristiques individuelles et de l'emploi observables, expliquent entièrement le différentiel de salaire entre formel et informel.

Par ailleurs, en abordant la question d'hétérogénéité du secteur informel, Ben Salem et Ben Sidoun (2011) rompent avec l'idée traditionnelle selon laquelle l'emploi informel est formé seulement d'emploi en dernier ressort pour échapper au chômage. Ils développent un modèle de mixture de densité pour analyser l'existence d'hétérogénéité du secteur informel. Ces auteurs ont ainsi montré que le secteur informel Turc est segmenté en deux secteurs. Cette segmentation étant due non pas à un choix des agents mais à des barrières à l'entrée dans les différents secteurs, empêchant ces agents d'y accéder.

Avec une même approche méthodologique, Günter et Launov (2011) ont étudié le cas du secteur informel ivoirien, en se basant sur l'enquête niveau de vie de 1998. Ils montrent que le secteur informel ivoirien est hétérogène et que le marché de travail est caractérisé par des barrières à l'entrée dans les secteurs, traduisant ainsi la violation de l'hypothèse de marché compétitif.

Aikaeli et Kalinda Mkenda (2014), pour leur part, réalisent une étude sur les déterminants de l'emploi informel en Tanzanie. En utilisant la modélisation du

choix du type d'emploi à l'aide du modèle logistique multivarié, ils découvrent que le manque de capital et le faible niveau d'éducation empêchent les micro et petits entrepreneurs de s'engager dans une large activité formelle. Pour les firmes, la possibilité de payer un salaire dérisoire aux travailleurs et le fait d'être femme sont les facteurs qui augmentent l'emploi informel. Les recommandations politiques pouvant améliorer la création d'emploi décent sont : l'amélioration du service financier à travers la mitigation du risque, la disponibilité et la transparence de l'information sur le crédit ainsi que l'assistance aux PME, l'amélioration et le rationnement des salaires dans l'économie et enfin l'amélioration de l'éducation de qualité comme instrument efficace.

Il ressort de cette littérature que le secteur informel est plus une réalité des pays en développement que des pays développés et ses déterminants sont nombreux. Toutefois, les études empiriques sur les pays de l'UEMOA en général et le Niger en particuliers sont rares. Cela prive les décideurs publics d'avoir des réflexions scientifiques sur des politiques publiques efficaces de lutte contre l'avancée ou de meilleure orientation du secteur informel, malgré son dynamisme. Ce papier vient combler ce vide en ce qui concerne le Niger. En outre, l'analyse de l'effet des diplômes sur l'emploi informel est un deuxième apport de cet article, eu égard aux faibles performances économiques et sociales qui font du Niger un des pays les plus pauvres et les moins bien classés en termes d'indice du développement humain.

Pour ce faire, l'article exploite exclusivement les données de l'Enquête Nationale sur l'Emploi et le Secteur Informel (ENESI), organisée par l'Institut National de Statistique du Niger en 2012.

III. Méthodologie

III.1. Spécification du modèle

La nature dichotomique, appartenance ou non au secteur informel, de la variable expliquée (emploi informel) conduit aux modèles à choix binaires, (Bourbonnais, 2009) : le modèle Probit ou le modèle Logit. Les résultats entre les deux types de modèle diffèrent peu (Ameniya, 1981). Dans ce travail, le modèle Probit est privilégié car il permet de décomposer la matrice de variance-covariance et d'identifier la corrélation inobservable entre les alternatives.

Le modèle Probit se présente comme suit :

Soit y , la variable qualitative : $y = 1$, si l'enquêté appartient au secteur informel et $y = 0$, sinon, ce qui s'écrit :

$$y = \begin{cases} 1 & \text{Si secteur informel} \\ 0 & \text{non} \end{cases}$$

La revue de littérature a montré que plusieurs variables sont prises en compte pour expliquer l'emploi informel. Toutefois leur nombre dépend de la disponibilité des données.

En s'inspirant de Sahn et Glick (2000), Ntuli et Wittenberg (2013), Aikaeli et Kalinda Mkenda (2014) les variables sexe, âge et diplôme le plus élevé de l'enquêté, diplôme le plus élevé du père de l'enquêté, taille de ménage, milieu de résidence et régions d'habitation sont retenues pour expliquer l'exercice d'une activité informelle par des nigériens âgés de 15 à 64 ans.

Le modèle (1) spécifié s'écrit :

$EF_i = (\text{sexede}_i, \text{âged}_i, \text{diplômesde}_i, \text{diplômes du pèrede}_i, \text{tailledeménaged}_i)$, où EF désigne emploi informel et i un des individus enquêtés.

Pour saisir l'impact du milieu de résidence, le même modèle est repris en incluant i) la variable dichotomique urbain/rural (modèle 2) ; ii) les huit régions que couvre l'enquête (modèle 3), iii) le milieu rural uniquement (modèle 4) et iv) le milieu urbain uniquement (modèle 5).

III.2. Données et Procédure d'Estimation

Les stratégies mobilisées pour la collecte des données de l'enquête nationale sur l'emploi et le secteur informel, ENESI, 2012, permettent d'avoir une bonne connaissance du marché du travail pour un meilleur suivi des politiques publiques de l'emploi et la mise en place d'un système d'enquêtes efficace sur l'emploi et le secteur informel, (INS, 2012). En deux phases, la première appréhende l'emploi, et la seconde, évalue les activités économiques du secteur informel non agricole.

L'Enquête Nationale sur l'Emploi et le Secteur Informel de 2012 est réalisée au moyen d'un sondage probabiliste, ce qui rend possibles l'extrapolation des résultats de l'échantillon observé à l'ensemble de l'univers sondé ainsi que le calcul des erreurs de sondage en termes de coefficient de variation et d'intervalle de confiance, (INS, 2012).

Il est fait appel à un sondage aréolaire à deux degrés avec stratification au premier degré. Les unités statistiques du premier degré ou unités primaires sont les zones de dénombrement (ZD) définies lors du Recensement général de la population et de l'habitat (RGPH) de 2001. Ces unités ont été corrigées pour l'ENESI, 2012, à l'aide des cartes censitaires afin de tenir compte de différents changements ayant affectés les ménages de ces zones de dénombrement. Cette actualisation de la base des ménages pour les seules ZD de l'échantillon du premier degré est vue comme une véritable pré enquête.

Cette collecte des données est axée sur la localisation et l'identité de chaque ménage de la ZD enquêtée et a concerné, outre la capitale Niamey, les sept autres régions du Niger : Agadez, Diffa, Dosso, Maradi, Tahoua, Tillabéry et Zinder. Au total 6000 ménages, de 1 à 25 membres, ont été enquêtés.

Comme le modèle Probit est retenu pour les cinq régressions, après chaque régression, les effets marginaux sont calculés afin de saisir le sens de variation de la probabilité entre une variable explicative et la variable expliquée.

Ainsi, EF, la variable aléatoire binaire, prend pour valeur 1 si l'enquêté est dans le secteur informel et 0 sinon, et X un vecteur de variables (sexe, âge, diplôme le plus élevé, etc) citées précédemment, dont on suppose qu'il influence EF. On fait l'hypothèse que le modèle s'écrit de la manière suivante :

$P(EF = 1/X) = \Phi(X'\beta)$ où $\Phi(X'\beta)$ désigne la fonction de distribution de la loi normale standard. Les β sont les paramètres à estimer.

IV. Caractéristiques des variables, résultats obtenus et interprétation

IV.1. Statistique descriptive des variables utilisées

L'ENESI, 2012, offre plusieurs informations⁵. L'emploi informel y représente 51,96% ; l'emploi formel 43,74% et 4,30% des chômeurs non classés. A cela s'ajoute des informations sur l'enquêté, son entourage et son ménage. C'est ce que fait ressortir le tableau 1. Pour chaque variable, on a outre son maximum et son minimum, sa moyenne, son écart-type et son importance dans la base qui est constituée des personnes âgées de 15 à 64 ans, tranche de la population active au Niger.

Par rapport aux variables d'éducation, le tableau1 montre que 19,3% des enquêtés n'ont aucun diplôme, contre 13,1%, 8,8%, 4,4% et 4,5% qui ont respectivement un diplôme élémentaire, secondaire, supérieur1 et supérieur2. Toutefois, l'ampleur de ces statistiques est plus prononcée du côté des pères des personnes enquêtées, témoignant de la baisse de l'analphabétisme de génération en génération.

En ce qui concerne le milieu de résidence, les enquêtés de l'ENESI travaillent à 69,34% en milieu urbain, ce qui reconforte l'idée selon laquelle le secteur informel, non agricole, relève plus du milieu urbain que du milieu rural. Cette dichotomie est par ailleurs prise en compte par le poids (36,6%) de la capitale Niamey, comparativement aux 7 autres régions du pays, prises individuellement.

Enfin, la variable sexe, contrairement à la littérature est en faveur des hommes, alors que les activités du secteur informel sont plus féminines (Tegoum, 2012).

5 Pour plus de détails sur cette enquête, se référer aux rapports produits par Amegandjin (2012) et Mbaye A et al (2013).

Tableau 1 : Définitions des variables et statistiques descriptives

Variables	Définitions	Moyenne	Ecart-type	Min	Max	Proportion
Informel	Variable dichotomique : 1 = l'enquêté travaille dans le secteur informel et 0 sinon			0	1	51,96%
AGEPH1	Age de l'enquêté (ans)	36, 11	12	15	64	
Sexe	Variable dichotomique : 1 = femme, 0 = homme			0	1	27,27% 72,73%
Diplômes (enquête)	Aucun : Variable dichotomique : 1 = Aucun diplôme, 0 sinon Elémentaire : Variable dichotomique 1 = CFEPD, CEPE, autres certificats ; 0 sinon Secondaire : Variable dichotomique : 1 =BEPC, CAP, 0 sinon Supérieur1 : Variable dichotomique : 1 =BAC, DUT, BTS, DUEL, DUEG, 0 sinon Supérieur 2 : Variable dichotomique : 1 =Licence, maîtrise, DESS, DEA, Doctorat ; 0 sinon			0	1	19,34% 13,12% 8,82% 4,36% 4,53%

Variables	Définitions	Moyenne	Ecart-type	Min	Max	Proportion
Diplômes (père)	Aucun : Variable dichotomique : 1 = aucun diplôme ; 0 autres			0	1	84,89%
	Primaire : Variable dichotomique : 1 = CEPE, CFEPD, autres certificats ; 0 autres			0	1	5,98%
	Secondaire : Variable dichotomique : 1 = BEPC, BEP ; 0 autres ;			0	1	5,80%
	Supérieur : Variable dichotomique : 1 = BAC et plus ; 0 autres ;			0	1	3,33%
Taille	Taille des ménages enquêtés (personnes)	6	3	1	25	
Résidence	Variable dichotomique du milieu de résidence : 1 = urbain 0 = rural					69,34% 30,66%
Régions :	Les 8 régions[*] du Niger, toutes concernées par l'enquête Niamey Agadez Diffa Dosso Maradi Tahoua Tillabéry Zinder					36,58% 6,05% 2,64% 9,96% 10,45% 12,01% 8,60% 13,70%

Source : auteur de cet article à partir des données de l'ENESI (2012).

[*] En termes du taux brut de scolarisation, l'Annuaire 2013-2014 des statistiques de l'éducation de base et alphabétisation fait ressortir que les huit régions du Niger avaient enregistré, en 2014, les taux suivants : Agadez (79,5%), Diffa (50,3%), Dosso (85,3%), Maradi (75,2%), Niamey (125,5%), Tahoua (63,4%), Tillabéry (72,7%) et Zinder (55%).

Comment ces variables impactent-elles les emplois informels ? Seule l'analyse économétrique permet d'y répondre.

IV.2. Résultats économétriques⁶

Les résultats des régressions, en utilisant la méthode du Probit, sont résumés dans le tableau n°2.

Tableau 2 : Déterminants de l'emploi informel

Variables	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4 <i>en milieu rural</i>		Modèle 5 <i>en milieu urbain</i>	
	Coefficients (Ecart-type)	Effets marginaux	Coefficients (Ecart-type)	Effets marginaux	Coefficients (Ecart-type)	Effets marginaux	Coefficients (Ecart-type)	Effets marginaux	Coefficients (Ecart-type)	Effets marginaux
Age de l'enquêté	0,0099*** (0,0017)	0,0030*** (0,0051)	0,0120*** (0,0017)	0,0035*** (0,0005)	0,0108*** (0,0017)	0,0032*** (0,0005)	0,0155*** (0,0031)	0,004*** (0,0008)	0,0102*** (0,0021)	0,0032*** (0,0006)
Sexe :										
- 1= femme	0,2886*** (0,0462)	0,0868*** (0,0136)	0,3200*** (0,0467)	0,0941*** (0,0134)	0,3200*** (0,0468)	0,0944*** (0,0135)	0,4795*** (0,0970)	0,1125*** (0,0203)	0,2619*** (0,0539)	0,0831*** (0,0170)
- 0 = homme										
Diplômes										
- Aucun diplôme	<i>Référence</i> -1,4055*** (0,0643)	<i>Référence</i> - 0,5016*** (0,0184)	<i>Référence</i> -1,3162*** (0,0648)	<i>Référence</i> - 0,4649*** (0,0195)	<i>Référence</i> -1,3754*** (0,0654)	<i>Référence</i> - 0,4859*** (0,0191)	<i>Référence</i> -1,7177*** (0,1492)	<i>Référence</i> - 0,5919*** (0,0426)	<i>Référence</i> -1,199*** (0,0722)	<i>Référence</i> - 0,4277*** (0,0213)
- Élémentaire	-1,4483*** (0,0788)	- 0,5130*** (0,0216)	-1,3177*** (0,0797)	- 0,4653*** (0,0236)	-1,4466*** (0,0796)	- 0,5050*** (0,0217)	-2,6078*** (0,4604)	- 0,7573*** (0,0469)	-1,2191*** (0,0820)	- 0,4330*** (0,0235)
- Moyen	-1,5879*** (0,0900)	0,5130*** (0,0216)	-1,4539*** (0,0911)	0,4653*** (0,0236)	-1,5654*** (0,0915)	0,5050*** (0,0217)	0 (0,0217)	0,7573*** (0,0469)	-1,3788*** (0,0923)	0,4330*** (0,0235)
- Supérieur 1	-1,4914*** (0,1546)	- 0,5475*** (0,0220)	-1,3571*** (0,1545)	- 0,5019*** (0,0245)	-1,4562*** (0,1553)	- 0,5345*** (0,0228)	0 (0,0228)	- - -	-1,2696*** (0,1566)	- 0,4724*** (0,0233)
- Supérieur 2										

6 Pour respecter le nombre de pages exigé par la revue, les sorties brutes du logiciel, pour les cinq modèles, pourront être fournies sur demande.

Diplômes du père :	<i>Référence</i>	-	<i>Référence</i>	-	<i>Référence</i>	-	<i>Référence</i>	-	<i>Référence</i>	-
- Aucun diplôme	-0,4098*** (0,0846)	0,5242*** (0,0395)	-0,3211*** (0,0852)	0,4763*** (0,0431)	-0,3896*** (0,0858)	0,5075*** (0,0408)	-0,3446 (0,2499)	<i>Référence</i>	-0,3339*** (0,0904)	0,4461*** (0,0407)
- Primaire	-0,4389*** (0,0936)	<i>Référence</i>	-0,3477*** (0,0937)	<i>Référence</i>	-0,4151*** (0,0951)	<i>Référence</i>	-0,0161 (0,4639)	-0,0991 (0,0787)	-0,3747*** (0,0963)	<i>Référence</i>
- Secondaire	-0,3273*** (0,1268)	-	-0,2361* (0,1268)	-	-0,2840*** (0,1277)	-	0 (0,1225***)	-0,0042 (0,1206)	-0,2811** (0,1275)	-
- Supérieur	-0,0228*** (0,0064)	0,1314*** (0,0275)	-0,0214*** (0,0064)	0,0999*** (0,0270)	-0,0254*** (0,0065)	0,1225*** (0,0274)	-0,0243** (0,0124)	-	-0,0203*** (0,0076)	0,1073*** (0,0286)
Taille du ménage		0,1408*** (0,0305)	0,1082*** (0,0298)			0,1306*** (0,0305)		-0,0063** (0,0032)		0,1200*** (0,0302)
Milieu de résidence :		-0,1047** (0,0413)	-0,0732* (0,0400)			-0,0890** (0,0408)				-0,0908** (0,0406)
- <u>urbain</u> =1		0,0069*** (0,0019)	0,0064*** (0,0019)		<i>Référence</i>	0,0076*** (0,0019)				0,0064*** (0,0024)
- <u>rural</u> =0										
Régions :										
- Niamey				0,1456*** (0,0142)	0,1221 (0,0820)					
- Agadez										
- Diffa					0,3419*** (0,0703)	<i>Référence</i>				
- Dosso					0,0838 (0,0676)	0,1172*** (0,0270)				
- Maradi					0,2027*** (0,0752)	-0,0044 (0,0366)				
- Tahoua					0,3110*** (0,0646)	-0,0246 (0,0212)				
- Tillabéry	0,3009*** (0,0726)		0,4881*** (0,0754)		0,1887** (0,0824)	0,1024*** (0,0209)	0,4047*** (0,1270)		0,0659 (0,092)	
- Zinder						0,0251 (0,0203)				
Constante	5004 1502,59 0,0000	5004 1611,81 0,0000	5004 1588,95 0,0000	5004 1588,95 0,0000	5004 1588,95 0,0000	0,0607*** (0,0225)	1642 304,24 0,0000		3362 871,57 0,0000	
Statistiques du modèle	21,78%	23,36%	23,03%	23,03%	23,03%	0,0932*** (0,0193)	16,82%		18,88%	
Nombre d'observations										
LR Chi2 (.)										
Prob > chi2										
Pseudo R ²										

Source : auteur de cet article à partir des données de l'ENESI (2012).

IV.3. Interprétation des estimations

Les résultats obtenus après estimation des différents modèles appellent à plusieurs commentaires, modèle après modèle.

IV.3.1. Résultats du modèle 1 :

Les coefficients associés aux modalités : Élémentaire, Moyen, Supérieur et Supérieur² de la variable « Diplôme de l'enquêté », sont tous négatifs et significatifs au seuil de 1%, traduisant ainsi le fait que cette variable agit significativement et négativement sur la probabilité de l'emploi informel. Cela signifie, qu'au Niger, une personne détenant un diplôme a plus de chances de basculer dans un emploi formel qu'une personne qui n'en possède pas. En d'autres termes, toutes choses égales par ailleurs, un diplômé a plus tendance à se conformer à la législation du marché du travail qu'un non diplômé qui de fois l'ignore complètement. Ce résultat est conforme au résultat trouvé par Urdinola et Tanabé (2012) pour les régions de l'Afrique du Nord et de l'Est et celui d'Aikaeli et Kalinda Mkenda (2014) pour le cas de la Tanzanie.

L'analyse des effets marginaux permet également de confirmer que la probabilité de travailler dans le secteur informel décroît avec le niveau du diplôme. Ces premiers résultats montrent l'intérêt que l'on doit accorder à l'éducation qui est un facteur pénalisant l'emploi informel.

Concernant la variable Sexe de l'enquêté, le coefficient associé à la modalité « femme » est significativement positif. La variable Sexe favorise la probabilité de l'emploi informel et le fait d'être femme est un facteur qui augmente l'emploi informel. En effet, au Niger la plupart des femmes sont ménagères et pratiquent des activités génératrices de revenus (AGR) pour faire face à leurs dépenses extrafamiliales. Ces activités sont généralement informelles. Ce résultat corrobore les résultats obtenus par Tegoum (2012), Aikaeli et Kalinda Mkenda (2014), Tansel et Kan (2012).

L'âge de l'enquêté agit positivement sur la probabilité de l'emploi informel. Ce résultat est attendu dans la mesure où pour la tranche d'âge considérée dans cette étude, la majorité étant jeune, elle ne semble pas averse au risque d'instabilité voire d'indécence d'emploi. Un résultat similaire a été trouvé par Urdinola et Tanabé (2012) pour les régions de l'Afrique du Nord et de l'Est.

Les modalités de la variable diplôme du père sont toutes significatives. L'effet du diplôme du père sur l'emploi informel est nettement remarquable. La modalité « Aucun diplôme » étant prise comme référence, les signes négatifs observés indiquent que l'emploi informel est une fonction décroissante du diplôme du père. La détention d'un diplôme par le père diminue la probabilité de l'emploi informel de son enfant. Les individus ayant des pères diplômés ont plus de chances de profiter du capital social de leur père ou de se faire orienter et de trouver un emploi formel, contrairement à ceux dont les pères ne possèdent aucun diplôme.

La variable « taille du ménage » diminue significativement la probabilité de l'emploi informel. Au Niger l'emploi informel est caractérisé par des faibles rémunérations. Les agents appartenant à des familles nombreuses ont tendance à chercher un emploi formel ou décent qui leur permet d'avoir un revenu élevé pour faire des transferts aux membres de famille généralement inactifs.

IV.3.2. Résultats des modèles 2 et 3:

Le modèle 2 et le modèle 3 mettent en exergue la dimension spatiale de l'emploi informel même s'ils confirment les résultats issus du modèle 1.

Ainsi, le coefficient de la modalité « urbain » de la variable « Milieu de résidence » est négatif et significativement différent de zéro indiquant que cette modalité influence négativement la probabilité de l'emploi informel. Les individus vivant dans le milieu urbain ont moins de chances d'exercer un emploi informel. Bien que ce résultat tranche avec les conclusions de l'enquête 1-2-3 dans les sept⁷ capitales des pays membres de l'UEMOA (Pasquier-Doumer, 2005 ; Lavallée et Roubaud, 2005). Néanmoins, il se justifierait par le fait que, de nos jours, exercer une activité économique dans le milieu urbain exige le respect de plusieurs formalités administratives. La proximité des services en charge de la régulation, le contrôle permanent et les incitations telles que les réductions d'impôts accordées aux petites et moyennes entreprises (PME) déclarées au fisc, sont des facteurs qui diminuent l'emploi informel et sont propres au milieu urbain.

Les coefficients des modalités : Agadez, Maradi, Tillabéry et Zinder de la variable « Régions », sont tous significatifs. Cet état de fait met en évidence l'existence d'un lien entre l'emploi informel et ces régions. Toutefois par rapport à la

7

Au moment de l'enquête, la Guinée Bissau n'était pas membre de l'UEMOA*

référence qui est Niamey, les agents vivant à Agadez ont moins de chances à l'emploi informel tandis que ceux habitant les régions de Maradi, Tillabéry et Zinder ont plus de chances à l'emploi informel. Ce résultat reflète la réalité. En effet, les opportunités en matière d'emploi sont principalement minières (ou industrielles) à Agadez alors qu'elles sont essentiellement commerciales à Maradi, Zinder et dans une grande partie de Tillabéry.

IV.3.3. Résultats des modèles 4 et 5

Les modèles 4 et 5 présentent respectivement de façon isolée la situation de l'emploi informel en milieu rural et urbain, ce qui permet d'en saisir les déterminants par milieu de résidence.

L'analyse des coefficients des variables Sexe et Age de l'enquêté indique que ces variables favorisent la probabilité de l'emploi informel dans les deux milieux. Cependant, l'analyse des effets marginaux permet de voir que la corrélation est nettement plus prononcée en milieu rural qu'en milieu urbain. L'influence positive de la variable Sexe sur la probabilité de l'emploi informel est tirée en grande partie par le sexe féminin. Le résultat concernant la variable Age s'oppose au résultat trouvé par Urdinola et Tanabé (2012) pour les régions de l'Afrique du Nord et de l'Est tandis qu'il converge pour la variable Sexe.

La variable Diplômes (de l'enquêté) agit négativement et significativement sur la probabilité de l'emploi informel. Ainsi, quel que soit le milieu considéré, une personne instruite a moins de chances d'exercer un emploi informel par rapport à celle qui n'est pas instruite. Une analyse comparative des coefficients et des effets marginaux montre qu'une personne possédant un diplôme moyen en milieu rural a plus de chances de trouver un emploi formel qu'une autre personne détenant le même diplôme mais résidant en milieu urbain. Ceci montre que le rendement de l'éducation est plus élevé dans un milieu moins doté en diplômés. La taille de ménage pénalise la probabilité de l'emploi informel dans les deux milieux, ce qui signifie que les personnes issues des familles nombreuses ont moins de chances à un emploi informel. On remarque également que la sensibilité de la variation de cette variable sur la probabilité de l'emploi informel est identique dans les deux milieux.

Les coefficients des modalités : Primaire, Secondaire et Supérieur de la variable « Diplômes du père » sont significatifs. Ce résultat montre le rôle

déterminant que joue la variable Diplôme du père dans l'explication de l'emploi informel. Les individus dont les pères sont instruits et résidant en milieu urbain, ont plus de chances à un emploi formel que ceux ayant des pères instruits mais résidant en milieu rural. Ce résultat est attendu car les opportunités d'emploi formel sont plus nombreuses en milieu urbain qu'en milieu rural. Les déterminants de l'emploi informel varient selon le milieu de résidence.

V. Conclusion et perspectives de politiques économiques

L'objectif de cet article était d'identifier les déterminants de l'emploi informel au Niger, notamment l'effet de l'éducation, à travers les diplômes. Sur la base des données de l'Enquête Nationale sur l'Emploi et le Secteur Informel, ENESI (2012), de l'Institut National de Statistique du Niger, les statistiques descriptives montrent que l'emploi informel occupe 51,96% de la population âgée de 15-64 ans, et que 72,7% des enquêtés sont des hommes.

Quant à l'analyse économétrique, les résultats des régressions ont révélé plusieurs résultats qui enrichissent la littérature. Ainsi, tout diplômé a plus de chance de sortie de l'informel qu'un non diplômé. Mieux, diplôme élevé et sortie de l'informel évoluent ensemble. Cela confirme notre hypothèse de travail en ce sens que l'éducation est un puissant remède aux activités informelles. En outre, plus on a un niveau d'études élevé, moins on a les chances d'exercer dans l'informel. C'est dire qu'au Niger, l'importance persistante des activités informelles serait due aux faibles niveaux de scolarisation. Ceci témoigne de l'importance du capital humain pour booster le développement d'un pays.

Les régressions font aussi ressortir que la taille des ménages est un obstacle à l'emploi informel, aussi bien en milieu rural qu'en milieu urbain ; alors que le niveau d'éducation du père de l'enquêté discrimine plus en milieu urbain qu'en milieu rural. Les déterminants de l'emploi informel ne sont donc pas les mêmes entre le milieu urbain et le milieu rural, la différence étant surtout liée à l'éducation des pères des enquêtés.

Pour les régions, les régions qui offrent plus d'opportunités d'affaire (Maradi, Zinder, Tillabéry) et par ailleurs qui ont des faibles taux bruts de scolarisation favoriseraient l'exercice d'activités informelles.

En somme, bien que l'ENESI 2012 exclut l'informel agricole et l'impôt sur le revenu, les résultats obtenus pourraient permettre de mettre en œuvre des politiques pouvant réduire efficacement le poids et les conséquences néfastes des activités informelles dans l'économie du Niger, en mettant notamment davantage l'accent sur la qualité de la formation et la rétention des bénéficiaires jusqu'à l'obtention d'un diplôme. L'éducation demeure le principal moyen de lutte contre l'emploi informel. Toutefois, même lorsque l'Etat n'est pas à mesure de financer des politiques éducatives nationales (coûteuses), l'article éclaire sur le choix d'autres politiques économiques à mettre en place, région par région, pour combattre l'emploi informel et améliorer ainsi la décence de l'emploi et les montants globaux des recettes fiscales.

Bibliographie

Adair, P, 2009, « Économie non observée et emploi informel dans les pays de l'Union européenne », *Revue économique*, 60(5), 1117-1153.

Aikaeli J and Kalinda Mkenda, B, 2014, "Determinants of Informal Employment: A Case of Tanzania's Construction Industry", *Bostwana Journal of Economics*, pp: 51-73.

Amegandjin J, 2012, « Elaboration et mise en œuvre du plan de sondage », INS

Bacchetta, M et Bustamante, EEJP, 2009, "Globalization And Informal Jobs In Developing Countries, A joint study of the International Labour Office and the Secretariat of the World Trade Organization", WTO.

Ben Salem, M, et Bensidoun, I, 2011, « Emplois informels hétérogènes et segmentation du marché du travail turc », Centre d'études de l'emploi.

Bénassy, J-P, 2002, « Rigidités nominales dans les modèles d'équilibre général inter temporel stochastique », *l'Actualité Economique, Revue d'analyse économique*, vol 78, n°4, décembre, pp 423-457.

Bourbonnais, R, 2009, « Econométrie : manuel et exercices corrigés », Dunod, 7^{ème} Edition.

Chen, M A, 2005, "Rethinking the Informal Economy - Linkages with the Formal Economy and Formal Regulatory Environment", *UNU-WIDER Research Paper*, n°: 2005/10.

Choi, J. P., M. Thum, 2005, "Corruption And The Shadow Economy", *International Economic Review*, Volume 46, Issue 3, pages 817-836.

Christiano, L.J, Eichenbaum, M and Evans, C, 2001, "Nominal rigidities and the dynamics effects of a shock to monetary Policy", *Working Paper n° 0107*, Federal Reserve Bank of Cleveland.

Cling, J-P, Lagrée, S, Razafindrakoto M et Roubaud, F, 2012, « Un enjeu majeur de développement : améliorer la connaissance de l'économie informelle pour mettre en œuvre des politiques adaptées », *Conférences et séminaires, AFD n° : 6*, décembre 2012, pp : 7-17.

DE SOTO, H. (1994), «L'économie informelle avenir du tiers monde? », *Revue alternatives économiques*, Paris, n°122.

Fields, G S, 2005, "A Guide to Multi-sector Labor Market Models", World Bank Social Protection Discussion Paper, n°: 0505.

Groisman, F, 2008, "Distributive Effects during the Expansionary Phase in Argentina 2002-2007", *Cepal Review* 96.

Günther I et Launov A, 2009, "Informal Employment in Developing Countries Opportunity or Last Resort?", *ETH Zürich*, 35 p.

Harris, J. R. et M.P. Todaro, 1970, "Migration, Unemployment and Development: A Two Sector Analysis", *American Economic Review*, mars, pp. 126-142.

Lavallée, E., M. Razafindrakoto et F. Roubaud, 2010, « Ce qui engendre la corruption : une analyse microéconomique sur données africaines », *Revue d'Economie du développement*, 3, pp. 5-47.

Lewis, W, 1954, "Economic Development with Unlimited Supply of Labor", *Manchester School of Economics and Social Studies*, 22, pp. 139-91.

Logossah, K, 1994, « Capital humain et croissance économique : une revue de la littérature », *Volume 116 Numéro 5*pp. 17-34.

Luebker,M, 2008, "Employment, unemployment and informality in Zimbabwe: Concepts and data for coherent policy-making", *Issues Paper*, n°: 32.

Maloney, W F, 2004, "Informality Revisited", *World Development*, 32(7), pp. 1159-1178.

Maurizio, R, 2010, « Informalité du travail et pauvreté en Amérique latine. Cas de l'Argentine, du Brésil, du Chili et du Pérou », *Conférence sur le secteur informel et l'emploi informel à Hanoi*.

Mbaye A et al, 2013, « Enquête sur l'emploi et le secteur informel au Niger : Rapport d'enquête », *INS, Niger*.

Millan, J. M., Congregado, E. et Roman, C, 2010, «Determinants of Self-Employment Dynamics and their Implications on Entrepreneurial Policy Effectiveness », *Lect. Econ.* [online], n.72, pp. 45-76.

Packard, T G, 2007, "Do Workers in Chile Choose Informal Employment? A Dynamic Analysis of Sector Choice", *World Bank Policy Research Working Paper*, n°:4232.

Pasquier-Doumer, L, 2012, «La transmission entre générations du statut d'entrepreneur dans le secteur informel en Afrique de l'Ouest : une contrainte ou

l'espoir de meilleurs revenus ? », Conférences et séminaires, AFD n° : 6, décembre 2012, pp : 183-192.

Pradhan, M, 1995, "Sector Participation Decisions in Labor Supply Models", LSMS Working Paper, n°: 113.

Rakotomanana, FH, 2004, « Le secteur informel à Antananarivo, phase 2 de l'enquête 1-2-3 », Projet Madio – INSTAT/IRD.

Razafindrakoto, M., F. Roubaud et J.M. Wachsberger, 2012, « Travailler dans le secteur informel : choix ou contrainte ? Une analyse de la satisfaction dans l'emploi au Vietnam », Document de travail DIAL, DT 2012-8, Paris.

Sahn D and P Glick, 2000, "Schooling of girls and boys in a West African country: the effects of parental education, income, and household structure", *Economics of Education Review*, Vol19, n°:1, February, pp: 63–87.

Tansel A and E.O. Kan, 2012, "The Formal/Informal Employment Earnings Gap, Evidence from Turkey", IZA Discussion Paper No. 6556.

Tegoum, P N, 2012, «Analyse des rendements de l'éducation dans le secteur informel au Cameroun», Conférences et séminaires, AFD n° : 6, décembre 2012, pp : 129-149.

Urdinola D.F.A and Tanabe K, 2012, " Micro-Determinants of Informal Employment in The Middle East and North African Region", Discussion paper, n° :1201.

Verdera, V.F, 2001, "Informality in Latin America: Recent Trends, Policies and Prospects", OIT, Genève.

MÉDARD MENGUE BIDZO

Université Omar Bongo, Gabon

menguebidzo@yahoo.fr

FISCALITÉ ET SECTEUR INFORMEL AU GABON

Résumé

La pression fiscale est pointée comme l'une des causes principales de développement de l'informalité (de Soto, 1994 ; Loayza et al. 2006). Au point que l'économie informelle est perçue, entre autres, comme une réponse à la réglementation publique excessive et inadaptée. L'objet de notre étude est principalement de vérifier une telle relation dans le cadre de l'économie gabonaise grâce à l'estimation d'un modèle à changements de régimes des séries temporelles individuelles à la Hansen (1999). Il en ressort globalement que l'impact de la répression fiscale sur l'économie informelle diffère selon le niveau du taux d'imposition. Autrement dit, il existe deux régimes de croissance du secteur informel conditionnellement à un seuil d'imposition de 7,10 %.

Mots-clés : Secteur informel, fiscalité, économie gabonaise, modèle à changement de régimes, TAR, seuil du taux d'imposition

Code JEL : C24; E62 ; F63 ; H21

Taxation and Informal Sector in Gabon

Abstract :

Tax pressure is pointed out as one of the main causes for the development of informality (De Soto, 1994;) Loayza et al. (2006). To the extent that the informal economy is perceived, inter alia, as a response to excessive and inappropriate public regulation. The purpose of our study is mainly to verify such a relationship in the context of the Gabonese economy thanks to the estimation of a model with changes of regimes of the individual time series at the Hansen (1999). Overall, the impact of

tax repression on the informal economy differs depending on the level of the tax rate. In other words, there are two growth regimes in the informal sector conditional on a tax threshold of 7.10%.

Keywords : Informal sector, taxation, Gabonese economy, regime change model, TAR, tax rate threshold

Introduction

La persistance des taux de chômage élevés dans le secteur structuré des pays en développement pendant que leur secteur informel connaît un dynamisme certain notamment en matière de création d'emplois, d'une part, et l'objectif affiché par les des politiques de développement de ces pays de lutter efficacement contre l'économie informelle¹, accusée de constituer un manque à gagner fiscal, d'autre part, donnent un regain d'intérêt à la problématique de la détermination des facteurs qui sont à l'origine de l'informalité, en l'occurrence ses interactions avec le secteur formel. Le but visé étant de posséder une meilleure connaissance de l'informel et conséquemment de mieux comprendre le fonctionnement des économies en développement, en vue de lutter plus efficacement contre la pauvreté.

La littérature économique présente généralement trois approches dominantes, concernant les origines et les causes de l'informalité (Roubaud, 1994 ; Bacchetta et al., 2009).

Premièrement, l'approche « dualiste » qui s'inscrit dans le prolongement des travaux de Lewis (1954) et de Harris-Todaro (1970) et se fonde ainsi sur un modèle de marché du travail dual, où le secteur informel est considéré comme une composante résiduelle de ce marché n'entretenant pas de lien avec l'économie formelle ; c'est une économie de subsistance qui n'existe que parce que l'économie formelle est incapable d'offrir des emplois en nombre suffisant ;

¹ L'économie informelle ou secteur informel, désignent des activités informelles aux caractéristiques sociales et économiques totalement hétérogènes combinant des situations complexes de légalité et d'illégalité (Lautier, 2004 ; Verna, 2011). En fait, l'économie informelle regroupe toutes les activités économiques qui se font en dehors du contrôle du gouvernement. C'est un assortiment confus dans lequel on peut identifier diverses branches : trafics, sous-traitance, économie populaire, économie néo clanique, etc. (Ronaldo et al., 1994 ; Latouche, 1998).

Deuxièmement, l'approche « structuraliste », d'inspiration marxiste, qui souligne les interdépendances entre les secteurs informel et formel (Moser, 1978 ; Portes et al. 1989). Elle considère que le secteur informel s'intègre dans le système capitaliste selon une relation de subordination ; en fournissant du travail et des produits à bon marché aux entreprises formelles, le secteur informel accroît la flexibilité et la compétitivité de l'économie

Troisièmement, l'approche « légaliste » ou libérale qui considère que le secteur informel est constitué de micro-entrepreneurs qui préfèrent opérer de manière informelle pour échapper aux régulations économiques (de Soto, 1994). Le secteur informel est vu comme la réalisation idéale de la concurrence pure et parfaite.

Très précisément, ses précurseurs pensent que le choix de l'informalité est volontaire et lié aux coûts excessifs de légalisation associés au statut formel et à l'enregistrement. La pression fiscale est pointée comme l'une des causes principales de développement de l'informalité (Loayza et al. 2006)². Tant, des prélèvements obligatoires élevés y rendent les échanges profitables, qu'il s'agisse de travail dissimulé ou de trafic illicite (Schneider et Enste, 2000). Au point que l'économie informelle est perçue, entre autres, comme une réponse à la réglementation publique excessive et inadaptée. Autrement dit, l'augmentation du poids des impôts et des charges sociales (plus généralement la réglementation) dans les relations de travail et les échanges dans l'économie structurée incite à l'informalité. De façon duale, une dépression de la fiscalité conduirait à une décroissance du secteur informel. Imputant principalement le développement du secteur informel à l'importance de la fiscalité formelle, c'est cette approche qui intéresse notre étude sur le Gabon.

L'objet de notre étude est précisément de rendre compte de l'existence d'un niveau d'imposition au-delà duquel une répression fiscale (accroissement soutenu du taux d'imposition) incite plutôt à l'informalité. En fait, il s'agit de mettre en évidence les non linéarités dans l'effet de la fiscalité sur l'économie informelle à partir d'un modèle à changements de régime.

2 Plus généralement, le raisonnement économique retient des causes communes posant des obstacles aux échanges dans l'économie formelle, telles que les prohibitions, des prélèvements obligatoires, la fiscalité spécifique, les réglementations complexes.

L'intuition du changement de régime est la suivante. La répression fiscale a tendance à décourager l'informalité dans une première phase jusqu'à un pic. Son exacerbation au-dessus de ce niveau motivée par ailleurs par la volonté d'accroître les recettes fiscales, conduit les agents économiques à se réfugier dans l'informalité, dynamisant davantage le secteur informel.

La détermination du pic, qui représente le taux d'imposition optimal paraît important pour une meilleure gestion de la transition vers le formel de l'économie informelle. Aussi, visons-nous plus globalement la détermination du secteur informel au Gabon en vue de lutter plus efficacement contre les causes ou les origines de son développement.

Le Gabon constitue un champ d'investigation pertinent pour plusieurs raisons :

1°) Faute d'études sérieuses et régulières, très peu d'informations existent sur l'économie informelle au Gabon. Les statistiques sur le secteur privé, sur sa composition par catégories de taille et l'identification des obstacles que rencontre chacune d'elles dans l'investissement sont très limitées.

2°) A l'instar des plusieurs pays en développement, l'informel au Gabon semble se positionner comme une source potentielle de revenus et un mode d'insertion socioprofessionnel en raison des crises économiques récurrentes dues principalement aux fluctuations des prix du pétrole. L'économie gabonaise étant fortement dépendante de l'activité pétrolière (42 % du PIB en 2014). Il ressort d'une enquête des années 1990 que 82 % des entreprises urbaines sont des micro-entreprises informelles. Cette proportion reste d'actualité à en croire les autorités du ministère de l'économie gabonaise.

3°) La lourdeur de la fiscalité formelle, associée à des réformes visant l'augmentation de la pression fiscale en vue du redressement des finances publiques peuvent inciter à l'informalité, en dépit de la répression fiscale. Aussi, l'urbanisation accélérée avec une population active peu qualifiée pour prétendre aux emplois proposés par l'économie formelle, alimente-t-elle le secteur informel plus approprié à une telle demande.

L'importance du secteur informel dans l'économie gabonaise semble donc indéniable. L'amélioration de la connaissance de ce secteur pour mettre en œuvre

des politiques adaptées, au moment où la diversification de l'économie se trouve au centre des préoccupations des autorités, apparaît pour le Gabon, comme un enjeu majeur de développement.

La présente étude s'organise autour de deux parties : la première partie présente le modèle théorique (I) et la deuxième partie réalise la mise en évidence empirique (II).

1. Le modèle théorique

La modélisation théorique vise à montrer que la répression fiscale a un effet non linéaire sur la croissance du secteur informel. Ce qui revient à envisager les effets contradictoires (effet obtenu et effet attendu) de la politique fiscale sur l'évolution du secteur informel.

On considère un modèle de croissance « à la Barro » (1990) reproduisant une économie fermée à deux agents (un agent représentatif du secteur informel et un gouvernement) qui repose, *ceteris paribus*, sur l'activité informelle et dans laquelle les dépenses du gouvernement peuvent, car elles sont productives, agir positivement non seulement sur les niveaux des variables mais aussi sur le taux de croissance de l'économie informelle. Mais le financement de ces dépenses agit lui évidemment négativement sur les niveaux et sur ce taux de croissance. Il en résulte un niveau optimal de ces dépenses.

L'Etat achète des biens produits par le secteur privé et les mets « gratuitement » à la disposition des entreprises. Ces biens sont des biens rivaux et excluables.

On suppose que l'Etat finance ces dépenses g par l'impôt proportionnel au revenu du secteur informel $0 < \tau < 1$ et le budget est équilibré comme chez Minea et Villieu (2009) :

$$g = \tau y \quad [1]$$

L'output de l'économie informelle y est ainsi généré à partir du capital privé et du capital public. La technologie de production est intensive. Elle se formule de la façon suivante :

$$y = f(k; g) = Ak^{1-\alpha}g^\alpha = Ak_t \left(\frac{g}{k} \right)^\alpha, \quad [2]$$

où k représente le capital privé et g le capital public ou les dépenses publiques productives.

On dénote par $0 < \alpha < 1$ l'élasticité du revenu au capital public. Nous considérons la population normalisée à l'unité, ce qui permet de d'interpréter les variables par tête. Il n'y a ni progrès technique, ni usure du capital. Nous présumons les rendements constants pour permettre l'apparition d'un sentier de croissance stationnaire à long terme.

L'agent représentatif du secteur informel maximise son utilité intertemporelle U induite par sa consommation c_t , avec $u(c_t)$ une fonction d'utilité instantanée isoélastique, σ l'inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle de la consommation et ρ le taux d'escompte subjectif :

$$U = \int_0^{\infty} u(c) \exp(-\rho t) dt, \text{ avec } u(c) = \begin{cases} \frac{c^{1-\sigma}-1}{1-\sigma}, & \text{si } \sigma \neq 1 \\ \log(c), & \sigma = 1 \end{cases} \quad [3]$$

Par ailleurs, l'agent représentatif du secteur informel s'acquitte des impôts qui sont proportionnels à son revenu, avec un taux d'imposition (avec $0 < \tau < 1$ constant. Sa contrainte budgétaire peut donc s'écrire de la manière suivante (avec $0 < \delta < 1$, la dépréciation du capital privé) :

$$\dot{k} = (1 - \tau)y - c - \delta k, \quad [4]$$

Il détermine ainsi le taux de croissance de sa consommation par La maximisation de [2] sous la contrainte budgétaire [3] :

$$\gamma = \frac{1}{\sigma} [(1 - \tau)Pmk - \rho] \quad [5]$$

Il nous suffit donc d'évaluer la productivité marginale du capital que calcule l'agent décentralisé. On va exprimer celle-ci en fonction de (g/y) , la taille de l'Etat³ :

3 On utilise $\frac{g}{k} = \frac{g}{y} \frac{y}{k} = \frac{g}{y} \frac{Ak(g/k)^\alpha}{k} = \left(\frac{g}{y}\right)^{1(1-\alpha)}$ pour exprimer la productivité marginale du capital en fonction de g/y . Puisque g/y est constant (equation (1)) g/k est constant.

Avec (2) on calcule :
$$\frac{\partial \gamma}{\partial k} = (1 - \alpha) A \left(\frac{g}{k} \right)^\alpha = (1 - \alpha) A^{1-\alpha} \left(\frac{g}{y} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$$

Le taux de croissance du secteur informel s'exprime ainsi de la façon suivante :

$$\gamma = \left[(1 - \tau)(1 - \alpha) A^{1-\alpha} \left(\frac{g}{y} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} - \rho \right] \quad [6]$$

On peut remarquer l'existence d'une courbe convexe entre le taux de croissance du secteur informel γ et le taux d'imposition τ , avec τ^* le taux optimisant γ .

Autrement dit, la répression fiscale du secteur informel ($\tau = g/y$) a deux effets sur le taux de croissance de l'économie informelle : un effet négatif en augmentant τ , un effet positif en augmentant (g/y). Ainsi une augmentation de (g/y) accroît la productivité marginale du capital et donc le taux de croissance du secteur informel γ .

La répression fiscale ou l'accroissement du taux d'imposition dans les échanges dans l'économie officielle distord ainsi l'accumulation de capital privé (pénalise le secteur informel), avec un effet négatif sur le taux de croissance de l'économie informelle. Ce résultat s'interprète à l'aune de la théorie économique de la criminalité qui prédit qu'une augmentation des peines anticipées pousse à la hausse le coût de participation aux marchés illégaux et réduit celle-ci (Becker, 1968). On admet ainsi que l'établissement d'une pénalisation plus lourde réduit l'économie informelle (Schneider et Enste, 2000).

Son accentuation réduit la rentabilité dans les échanges officiels et incite de les réaliser dans le secteur informel, encourageant ainsi l'évasion fiscale. En effet, considérée comme un obstacle à l'échange, l'intense pression fiscale conduit à une augmentation du coût marginal de production, une réduction de l'offre, une augmentation du prix et une diminution de la quantité demandée du bien visé. Il en résulte un développement du secteur informel pour satisfaire la demande des consommateurs grâce à des occasions de profits créées (Thornton, 1991).

L'évolution du secteur informel au cours du temps suite à un durcissement de la répression fiscale prend donc la forme d'une courbe en J. En fait, le comportement du secteur informel face à un durcissement de la répression fiscale donne lieu à une courbe de Laffer de croissance du secteur informel inversée.

2. Mise en évidence empirique

La relation en J entre la croissance du taux d'imposition officiel et le taux de croissance du secteur informel renvoie à l'hypothèse selon laquelle l'impact de la répression fiscale sur l'économie informelle diffère selon le niveau du taux d'imposition. Autrement dit, il existe des plusieurs régimes de croissance du secteur informel conditionnellement à un seuil d'imposition. La mise en évidence de ce type d'effet non linéaire est rendue possible dans un pays grâce aux modèles à changements de régimes des séries temporelles individuelles.

Aussi, voudrions-nous tester empiriquement la relation en J entre la croissance du taux d'imposition et la croissance du secteur informel sur les données de l'économie gabonaise au moyen d'un modèle à changement de régime de type TAR de Hansen (1999) permettant de d'estimer les effets de seuil avec transition brutal en série temporelle afin de reproduire la non-linéarité escomptée.

Nous spécifions tout d'abord le modèle empirique avant d'envisager ensuite son estimation.

2.1- La spécification du modèle empirique

Généralement, les modélisations à seuils sont composées d'un mécanisme de transition qui s'effectue à partir d'une variable de transition observable, d'un seuil et d'une fonction de transition. De façon plus précise, deux mécanismes de transition sont envisageables suivant la forme de la fonction de transition.

Premièrement, on distingue les modèles à seuils à transition brutale dont la transition d'un régime à l'autre est immédiate. Ce sont les modèles autorégressif à seuils à transition brutale (TAR : Threshold AutoRegressive Model) proposés par Tong (1978) et Tong & Lim (1980). Ces modèles ont permis initialement de rendre correctement compte de la dynamique asymétrique du cycle d'une série, suite à des chocs de taille et de signe différents.

Deux catégories de modèles permettent de modéliser un effet de seuil à transition brutale (Ben Salem et Perraudin, 2001). Tout d'abord, il y a les modèles dont le seuil est fixé de façon exogène (Tsay, 1989). Ces modèles à effet de seuil exogène ont la souplesse de la modélisation, mais leurs caractéristiques *ad hoc* en atténuent la portée analytique. Ensuite, on trouve les modèles à effet de seuil endogène selon méthode de Hansen (1996, 1999).

Deuxièmement, il y a les modèles à seuils à transition lisse STAR (Smooth Transition Autoregressive) où le passage d'un régime à l'autre se fait graduellement. Ils ont été proposés initialement par Chan & Tong (1986) et Luukkonen et al. (1988), afin de répondre aux critiques concernant la brutalité de la transition entre les régimes dans les modèles TAR.

Notre étude retient pourtant la méthode TAR de Hansen (1999) qui présente le double avantage de fournir une explication économique de la non-linéarité dans un cadre relativement simple et d'autoriser une série économique à posséder une dynamique différente suivant les régimes ou les états du monde dans laquelle elle suit son évolution.

Deux principaux reproches sont cependant souvent précisément formulés sur ce modèle.

Dans un premier temps, la distance de la valeur de la variable de transition au seuil ne modifie pas les coefficients des variables explicatives du régime. Seul influe le fait d'être au-dessus ou en-dessous du seuil.

Dans un second temps, la dynamique d'une série ne pourra être décrite que par un nombre limité de régimes. Bien entendu le nombre de régimes peut être supérieur à deux mais il est fini sachant que chaque régime doit contenir un minimum de points pour pouvoir être estimé.

Ces limites n'affectent pas notre analyse qui repose sur l'hypothèse de deux régimes.

La méthode de Hansen (1996, 1999) mettant en évidence les seuils déterminés de façon endogène consiste en un balayage suivant laquelle une équation de référence est estimée pour différentes valeurs de la variable de seuil. En l'occurrence, on modélise l'impact de la répression fiscale, à partir de la relation entre un taux

d'imposition et l'output gap du secteur informel d'un pays à l'instant t .

$$y_t = \alpha_0 + \beta X + \delta \tau_t^* * I(\tau_t \leq \rho) + \theta \tau_t^* * I(\tau_t > \rho) + \varepsilon_t \quad [7]$$

δ et θ et désignent les effets marginaux qui peuvent être différents suivant le régime de la politique budgétaire.

La variable à expliquer est le logarithme de l'évolution du PIB du secteur informel. Le vecteur X permet de contrôler pour l'action des variables d'environnement et de politique économique autres que le taux d'imposition.

α_0 dénote une constante.

X représente un vecteur de variables de contrôles.

ρ dénote le seuil du pays.

$I(.)$ représente une fonction indicatrice qui prend la valeur 1 si la condition entre parenthèse est respectée et 0 sinon.

La spécification expose deux régimes : un premier régime pour lequel le taux d'imposition est inférieur au seuil et ce régime est dit normal ; et un deuxième régime pour lequel le taux d'imposition est supérieur au seuil ce régime est dit critique. Autrement dit, on obtient un régime normal lorsque le taux d'imposition est inférieur ou égale au seuil, et un régime critique lorsque celui-ci est supérieur.

En l'occurrence, $I(\tau \leq \rho)$ est égal à 1 lorsque $\tau \leq \rho$ et 0 sinon.

De façon similaire, $I(\tau > \rho)$ est égal à 1 lorsque $\tau > \rho$ et 0 sinon.

En effet l'impact de la répression fiscale sur l'activité du secteur informel est supposé négatif en régime normal ($\delta < 0$) traduisant ainsi un effet attendu de formalisation.

De même, en régime critique, l'impact de l'imposition sur la croissance du secteur informel est supposé négatif ($\theta > 0$) traduisant un effet retard.

Notre équation peut donc se réécrire comme suit :

$$\begin{cases} y_t = a_0 + \beta X + \delta \tau_t^* + \varepsilon_t & \text{si } \tau_t \leq \rho \\ y_t = a_0 + \beta X + \theta \tau_t^* + \varepsilon_t & \text{si } \tau_t > \rho \end{cases} \quad [8]$$

L'indice t représente la période d'observation. ε_t dénote un bruit blanc indépendamment et identiquement distribué de moyenne nulle et de variance constante.

Les variables

La variable expliquée est le taux de croissance du secteur informel (y_t). Deux principales approches pour évaluer les activités informelles, animent la littérature économique.

La première approche, qualifiée d'approche directe, est constituée principalement de deux méthodes : la méthode par audit fiscal et la méthode par enquête.

La méthode par audit fiscal cherche à estimer la taille de l'économie informelle à partir de la sous-déclaration des revenus imposables. Elle consiste à sélectionner, sur la base d'informations administratives ou de recoupements statistiques divers, un échantillon de ménages ayant une probabilité de sous-déclaration importante, puis à auditer les individus de cet échantillon. Les redressements réalisés à la suite de cet audit permettent ensuite d'obtenir, après extrapolation à l'ensemble de la population et corrections, un ordre de grandeur du revenu national non déclaré.

La méthode par enquête consiste à consulter directement la population à partir d'un questionnaire. L'un des avantages de cette méthode est que l'on peut avoir des données sociodémographiques concernant les individus.

La seconde approche, qualifiée d'approche indirecte, se compose principalement de deux méthodes : la méthode de la comptabilité nationale et la méthode monétaire.

La méthode de la comptabilité nationale a pour principe général d'évaluer l'économie informelle par l'écart entre le produit intérieur brut mesuré par les dépenses et celui mesuré par les revenus, tout en prenant en compte les éventuels bruits statistiques.

La méthode monétaire démontre que, si la majorité des transactions qui ont cours dans l'économie informelle se fait en espèces, on peut alors saisir l'importance de l'économie informelle en observant l'évolution de la demande de monnaie.

Nous optons pour la méthode de la comptabilité nationale de la technique des écarts pour capturer l'activité du secteur informel au Gabon.

La variable d'intérêt est la croissance du l'imposition officielle (τ) saisie par le taux d'imposition officiel. Cette permet de tester notre hypothèse de travail, à savoir l'existence d'une courbe en J entre la croissance du secteur informel et celle du taux d'imposition.

Nous contrôlons la relation par les autres déterminants de la croissance de l'économie informelle proposés par la littérature. Il s'agit de l'éducation, de l'épargne nationale, du genre, de la résidence, de la dépense publique, du degré d'ouverture et du chômage.

L'éducation est saisie par le taux d'inscription au niveau supérieur (tinscritensup).

L'épargne nationale est représentée par le ratio épargne brute nationale par rapport au produit intérieur brut (ebrutpib).

Le genre est capturé par le taux de population active des femmes calculé par le rapport entre la population active des femmes et la population totale (tpopaf).

La résidence est approchée par le taux de population urbaine, compte tenu de l'ampleur du phénomène de l'informel dans les villes et surtout des liens avec l'exode rural. Le taux de population urbaine est obtenu par le ratio de la population urbaine sur la population totale (gpopu).

La dépense publique est capturée par le ratio de la dépense publique sur produit intérieur brut (depubpib).

Le degré d'ouverture est capturé par le ratio des exportations des biens et services sur le produit intérieur brut (exportpib). Dans le cas de cette étude, il permet spécialement de saisir l'effet de la conjoncture économique sur la croissance du secteur informel. Etant entendu que l'économie gabonaise est fondamentalement extravertie.

Le chômage est représenté par le taux de chômage saisi par le ratio population active inoccupée sur la population totale (tchmf).

2.2- L'estimation du modèle

L'équation [8] est estimée à l'aide du logiciel Eviews 9 sur les données trimestrielles de l'économie gabonaise sur la période 1990-2015. Elles sont générées grâce à l'application de la procédure d'interpolation de Goldstein et Khan (1976) sur les données annuelles sont d'abord extraites du World Development Indicator (2016) de la banque mondiale.

Les résultats d'estimation de l'équation 1 sont reportés dans le tableau 1 ci-dessous.

Tableau 1 : Résultats de l'estimation du modèle de Hansen sur le comportement de la croissance du secteur informel

Variable dépendante : croissance du secteur informel	
Régime 1	
τ_t	-2,94***
$ebrutpib_t$	-1,41**
$exportpib_t$	6,94***
$gpopu_t$	9,07**
$tpopaf_t$	-9,60***
$tinscritensup_t$	-2,34
$tchmf_t$	3,19***
$depubpib_t$	13,38***
constante	-16,31**
Seuil d'impôt et intervalle de confiance à 5 %	7,10
Régime 2	
τ_t	1,32***
$ebrutpib_t$	-0,27
$exportpib_t$	0,39
$gpopu_t$	-13,78***
$tpopaf_t$	0,56
$tinscritensup_t$	2,19
$tchmf_t$	-1,46
$depubpib_t$	-3,45**
constante	11,38**
R^2	0,74
F- Fisher	15,03
P-Value	0,0000
Nombre d'observations	104
Nombre d'observations régime 1	32
Nombre d'observations régime 2	72
Significativité : 1%(***) , 5%(**) , 10%(*)	

Source : calculs effectués par l'auteur

Le test de spécification de Hansen permet de rejeter, avec une erreur de première espèce inférieure à 1 %, l'hypothèse nulle de linéarité pour le seuil d'imposition de 7,10%. Par conséquent, l'existence d'une relation non linéaire entre la croissance du secteur informel et la croissance du taux d'imposition est admise au seuil optimal remarquablement stable puisque la P-value est significativement faible par rapport à la valeur critique de 1 %.

Par ailleurs, la répartition du nombre d'observations au-dessus et en dessous du seuil endogène donne à chaque régime un nombre d'observations suffisamment important pour permettre une identification acceptable des régimes de comportement du secteur informel.

En fait, le seuil optimal d'imposition obtenu estimé à 7,10 % est le niveau d'imposition à partir duquel un changement de régime s'opère dans le comportement de la croissance du secteur informel. C'est dire qu'en-dessous de ce seuil, le taux d'imposition affecte négativement la croissance du secteur informel. Alors qu'au-dessus, le secteur informel enregistre une décélération. Il ressort effectivement que le secteur informel évolue sous la forme d'une courbe en J.

En régime normal ou la transition de l'économie informelle en économie formelle, la répression fiscale produit des effets escomptés, à savoir un amoindrissement du secteur informel. Par ailleurs, l'épargne, la croissance de la population active des femmes et le niveau d'éducation influencent négativement et significativement la croissance du secteur informel, conformément à la théorie. Alors que la résidence urbaine, l'ouverture extérieure, la croissance de la dépense publique et celle du chômage des femmes motivent significativement le développement du secteur informel. C'est dire que la transition de l'économie informelle vers l'économie formelle au Gabon nécessite une épargne considérable, une importante population active féminine et un niveau élevé d'éducation. Elle devrait s'accompagner par ailleurs, d'une maîtrise de l'exode rural, de quelques mesures de protection commerciale, d'une meilleure gestion des dépenses publiques et surtout d'une réduction du chômage des femmes.

En régime critique, le durcissement de la répression fiscale tendant à la prohibition conduit plutôt à une exacerbation de l'économie informelle. En effet, la prohibition crée des occasions de profits qui génèrent des marchés illégaux afin de satisfaire la demande des consommateurs (Thornton, 1991). Dans ce régime, l'épargne favorise aussi la décélération de l'économie informelle. Elle est accompagnée cette fois-ci par les croissances de la population urbaine, du chômage des femmes et des dépenses publiques. En revanche, ce sont le niveau élevé d'éducation, l'ouverture extérieure et la croissance de la population active des femmes qui encouragent l'économie informelle dans un tel régime. Généralement, l'Etat recourt au durcissement de la répression fiscale sous prétexte qu'il favorise le transfert de l'ensemble des activités informelles dans l'économie formelle, contribuant ainsi à un accroissement des recettes fiscales, l'existence de ce régime critique dans le

comportement du secteur informel au Gabon rejette cette hypothèse. C'est le lieu de penser que les activités qu'une intense répression fiscale empêche d'entreprendre dans le secteur informel ne sont pas récupérées dans le secteur formel. Le poids lourd de la fiscalité décourageant tout aussi l'activité formelle. Autant dire à la suite de Petkantchin (2013) qu'une répression accrue de la part des pouvoirs publics, sans modification du cadre réglementaire et fiscal, risque tout simplement de détruire des débouchés économiques et les revenus qui leur sont associés.

Par ailleurs, le taux d'imposition effectif moyen de l'ordre de 28,5 % du Gabon sur la période sous étude, supérieur au seuil optimal de 7,10 % incline à penser que ce pays se situe dans la partie ascendante de la courbe en J. Autrement dit, la politique fiscale de l'Etat gabonais implique que ce pays se situe dans une zone où le durcissement de la répression fiscale encourage plutôt l'activité informelle.

Toutes choses qui montrent que la répression qui constitue le moyen habituel des autorités gabonaises pour collecter davantage de recettes fiscales et de lutter contre l'informalité, n'est pas adéquate pour favoriser la transition de l'économie informelle vers l'économie formelle. Il s'agit en réalité d'une solution procyclique. Mieux, elle est contre-productive en ce sens qu'elle est coûteuse en termes de ressources et de bureaucratisation de l'économie (Petkantchin, 2013). Autant dire que la répression fiscale est indésirable pour l'économie gabonaise. La solution pérenne envisageable consiste comme le préconise également Enste (2005) à un traitement adéquat des causes de l'informalité, autrement une modification des politiques publiques responsables de l'économie informelle, d'une part et tout particulièrement à une gestion optimale de fiscalité formelle qui repose sur un allègement de la fiscalité dans les limites du taux d'imposition optimal (plus généralement une meilleure gestion de la réglementation) (Dobla-Norris et Feltenstein, 2003), d'autre part.

Conclusion

Il s'est agi d'examiner le comportement de l'économie informelle dans un pays en développement face au choix des pouvoirs publics de durcissement de la répression aux fins d'envisager une transition de l'économie informelle vers l'économie formelle et d'accroître conséquemment les recettes fiscales.

Dans la majorité des pays en développement, le secteur informel représente une part énorme de l'économie. Ce phénomène n'épargne pas l'économie gabonaise.

S'inscrivant dans la lignée des travaux qui tentent de s'assurer que les motivations, du reste légitime, comme celle d'accroître les recettes fiscales dans les pays en développement, ne donne pas lieu à des politiques qui exacerbent la pauvreté et augmentent la vulnérabilité de certaines parties de la population. En effet, le secteur informel emploie surtout des personnes parmi les plus pauvres, par exemple les femmes à la tête de petits commerces de légumes ou d'autres marchandises.

Partant de l'hypothèse obtenue que l'impact de la répression fiscale sur l'économie informelle diffère selon le niveau du taux d'imposition, nous avons appliqué pour l'économie gabonaise, le modèle de Hansen de changements de régimes des séries temporelles individuelles sur la relation entre la croissance du secteur informel. L'objet étant de mettre en évidence les effets non linéaires du durcissement de l'imposition sur la croissance de l'économie informelle. Les résultats de l'estimation à l'aide du logiciel Eviews 9 confirment la non linéarité. Ils révèlent en outre qu'il existe un seuil d'imposition optimal de l'ordre de 7,10 % à partir duquel la fiscalité incite à l'informalité. Aussi, avec un taux d'imposition effectif moyen de l'ordre de 28,5 %, le Gabon se trouve-t-il positionné du côté croissant de la courbe en J, c'est-à-dire que la pression fiscale encourage l'informalité dans ce pays.

Ainsi, la répression fiscale intensive n'est pas efficace pour favoriser la transition d'une économie informelle vers un marché légal.

La solution pérenne pour lutter contre l'informalité consiste donc à traiter les causes de la croissance du secteur informel et à desserrer la contrainte d'imposition répressive sur l'économie formelle.

Bibliographie

Bacchetta M. E. E. et Bustamante J.P. (2009), *Globalization and Informal Jobs in Developing Countries*, OIT et OMC, Genève.

BanqueMondiale (2016), *Cd Rom Word Development Indicator*.

Barro R. (1990), « *Gouvernement Spending in a Simple Model of Economic Growth* », *Journal of Political Economy*, vol 08, p. 103-125.

Becker G. S. (1968), « *Crime and Punishment: An Economic Approach* », *Journal of Political Economy* 72-2, p.169-217.

Ben SalemM. et Perraudin C. (2001), « *Tests de linéarité, spécification et estimation de modèles à seuil : une analyse comparée des méthodes de Tsay et de Hansen* », *Economie & prévision*, n° 148, p. 157-176.

Chan K.S. et Tong H. (1986), « *On estimating thresholds in autoregressive models* », *Journal of Time Series Analysis*, vol. 7, pp. 179-190.

De Soto, H. (1994), *L'autre sentier : la révolution informelle dans le tiers monde*, La Découverte, Paris.

Dobla-Norris E. et Feltenstein A. (2003), *An Analysis of the Underground Economy and Its Macroeconomic Consequences*, IMF Working Paper WP/03/23, Washington (DC), Fond monétaire international.

Enste D. H. (2005), « *The Shadow Economy in OECD and EU Accession Countries-Empirical Evidence for the Influence of Institutions, Liberalization, Taxation and Regulation* », in Bajada et Schneider (2005), p. 123-138.

Goldstein M. et Kahn M. (1976), « *Large Versus Small Prices Changes and the Demand for Imports* », *IMF Staff Papers*, vol 23, p. 553-556

Hansen B.E. (1996), « *Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis* », *Econometrica*, 64, p. 413-430.

Hansen B.E. (1999), « *Threshold Effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference* », *Journal of Econometrics*, 93, 1999, pp.345-368.

Hansen B.E. (2000), « Sample Splitting and Threshold Estimation », *Economica*, Vol. 68, n° 3, 575-603

Harris J.R. et Todaro M. P. (1970), "Migration, Unemployment, and Development: A two-Sector Analysis", *American Economic Review*, 60(1), pp. 126-142.

Lewis, W.A. (1954), "Economic Development with Unlimited Supplies of Labour" *Manchester School of Economic and Social Studies*, Vol. 22, pp. 139-191.

Loayza, N. et al. (2006), *The Impact of Regulation on Growth and Informality Cross-Country Evidence*, In B. Guha-Khasnobis, R. Kanbur, and E. Ostrom (Eds.), *Linking the Formal and Informal Economy, Concepts and Policies*, Oxford: Oxford University Press

Luukkonen R. et al. (1988), "Testing Linearity in Univariate Time Series Models", *Scandinavian Journal of Statistics*, vol. 15, pp. 161-175.

Minea A. et Villieu P. (2009), « Impôt, déficit et croissance économique : un réexamen de la courbe de Laffer », *Revue d'économie politique*, vol. 119, n°4, pp. 653-675.

Moser C. O. N. (1978), *Informel sector or petty commodity production: Dualism or dependence in urban development?*, *World Development*, vol 6, issue 9-10

Petkantchin V. (2013), *Les causes fiscales et réglementaires de l'« économie souterraine »*, *Note économique de l'IEEM*

Portes A., M. C. et Benton L.A. (1989), *The Informal Economy: Studies in Advanced and Less Developed Countries*, The John Hopkins University Press, Baltimore MD.

Roubaud F. (1994), *L'économie informelle au Mexique : de la sphère domestique à la dynamique macro-économique*, Karthala – ORSTOM, 453 p.

Schneider F. et Enste D. H. (2000), « Shadow Economies: Size, Causes, and Conséquences », *Journal of Economic Literature* 38-1, p. 77-114.

Tong H. (1978), *On a Threshold Model in Pattern Recognition and Signal Processing*, ed. C. H. Chen, Amsterdam : Sijhoff and Noordhoff.

Tong H. (1990), *Nonlinear Time Series: A Dynamical System Approach*, Oxford University Press.

Tong H. et Lim K.S. (1980), "Threshold Autoregression, Limit Cycles and Data", *Journal of the Royal Statistical Society, Serie B*, vol. 42, pp. 245-292.

Thornton M. (1991), *the Economics of Prohibition*, Salt Lake City, University of Utah Press.

Tsay R.S. (1989), "Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 84, pp. 231-240.

AMATH NDIAYE

Université Cheikh Anta Diop de Dakar

amathndiay@gmail.com

LES DÉFICITS JUMEAUX AU SÉNÉGAL : EVALUATION EMPIRIQUE ET CARACTÉRISATION

Résumé

Depuis 1960, année de l'indépendance nationale, le compte courant et le budget de l'Etat du Sénégal connaissent des déficits, bien que différentes réformes budgétaires, commerciales et monétaires aient été entreprises pour les enrayer. A la lumière de la théorie des déficits jumeaux, nous avons pu établir l'existence d'une corrélation entre les déficits budgétaire et courant du Sénégal, en utilisant la technique de cointégration de Johansen, sur la période allant de 1974 à 2014. Ensuite, à partir des tests de causalité de Granger nous avons pu mettre en évidence une causalité bidirectionnelle entre ces déficits jumeaux d'une part et une causalité unidirectionnelle allant dans le sens du PIB vers ces mêmes déficits jumeaux d'autre part. Certes, le Sénégal constitue un cas de déficits jumeaux mais ces derniers trouvent leurs origines aussi dans les structures de cette petite économie dépendante qu'est le Sénégal.

Abstract

Since 1960, the national independence date, the current account and the budget of Senegal have been experiencing deficits, although many fiscal, trade and monetary policy reforms have been undertaken to address the situation. In the light of the twin deficits theory, we give evidence of correlation between budget deficit and current account deficit in Senegal, using the Johansen cointegration technique, on the period from 1974 to 2014. Then, using the Granger causality tests we give evidence of a two-way causality between the twin deficits on the one hand and an one-way causality from GDP to twin deficits on the other. However Senegal twin deficits are also related to its economic structures that are ones of a small dependent economy.

JEL Classification : E62

Mots clés : Déficits jumeaux, déficit budgétaire, déficit courant, cointégration, causalité.

Introduction

Les déficits jumeaux, ou déficits budgétaire et courant corrélés, concernaient à l'origine les Etats-Unis avant d'être au cœur des débats théoriques et empiriques. Au premier plan, s'opposent les défenseurs de la relance budgétaire à ses détracteurs, qui soutiennent le Principe de L'Equivalence Ricardienne (PER) avec la neutralité budgétaire. Egalement, au sein des économistes qui s'appuient sur la théorie keynésienne de l'absorption et de ses prolongements, la nature de la relation de causalité ne fait pas l'unanimité. Le concept du multiplicateur budgétaire, tiré de la formulation IS-LM en économie ouverte, soutient l'influence significative du solde budgétaire sur le compte courant. Tandis que le courant behaviouriste, entre autres néokeynésiens, justifie une variation du solde budgétaire consécutive à un choc sur la demande mondiale d'exportation. Enfin, dans le prolongement de l'analyse keynésienne de l'absorption, le modèle IS-LM-BP ou Mundell-Fleming montre que les déficits jumeaux, peuvent être liés par une relation causale bidirectionnelle ou réciproque.

Autrement dit, même si la relation de causalité entre le solde budgétaire et le solde courant est admise, sa nature, par contre, dépend de plusieurs facteurs caractéristiques à chaque économie. La forte prévalence des échanges commerciaux dans les transactions courantes, comme au Sénégal, confère aux facteurs liés à la compétitivité une place de choix dans l'explication des déficits courants.

Par ailleurs, dans une petite économie dépendante comme le Sénégal, marquée par les structures d'une économie extravertie et un passé colonial encore récent, il convient de compléter l'analyse en intégrant les facteurs structurels dans l'explication des déficits macroéconomiques ; ce qui permet de comprendre la nature déficitaire de la croissance économique au Sénégal. En effet, la dévaluation du franc CFA et les différentes réformes de libéralisation et la privatisation n'ont pas empêché le déficit budgétaire et le déficit du compte courant de connaître une évolution statistiquement corrélée depuis les années 70.

Avec l'aide des tests de cointégration et de causalité, portant sur des séries annuelles de 1974 à 2014, nous verrons qu'il existe une corrélation et un lien de causalité entre les déficits jumeaux d'une part et entre ceux-ci et le produit intérieur brut d'autre part.

Nous commencerons par une première section intitulée « une économie à croissance déficitaire », ensuite nous procéderons à la revue de la littérature, puis à l'exposé de la méthodologie et enfin nous exposerons nos résultats et les leurs analyses. En conclusion nous esquisserons les politiques économiques que nous préconisons.

I. Une économie à croissance déficitaire

Le Sénégal, indépendant en 1960, est resté jusqu'à une période récente, caractérisé par une croissance faible, incapable de réduire sensiblement la pauvreté. Une croissance en moyenne de 3% dans les années 1990 et de 4,3% entre 2000 et 2012.

En 2014, le gouvernement adopta un nouveau plan de développement, le Plan Sénégal Emergent (PSE), conçu pour aider le pays à sortir de ce cycle de faible croissance et pour jeter les bases d'une économie émergente à l'horizon 2035. Portée essentiellement par l'agriculture, le secteur minier et les infrastructures, la croissance économique s'est récemment accélérée, atteignant en moyenne 6,5 %, entre 2015 et 2017 et faisant du Sénégal l'une des économies les plus performantes de l'Afrique Sub-saharienne.

Ces taux de croissance récents bien que louables n'en cachent pas moins les déficits récurrents de l'économie aux niveaux budgétaire et de la balance courante.

Le déficit budgétaire s'est davantage creusé à partir du milieu des années 2000. En effet, de 1,3% du PIB en 2003, il est passé à un maximum de 5,9 % en 2012 puis à 5,2% en 2014, date à laquelle il a amorcé une baisse, pour atteindre 4,8% en 2015 et 3,2% en 2016. Il a été entretenu par une hausse du ratio des dépenses publiques sur le PIB qui est passé de 22,7% en 2001-2006 à 27,5% en 2007-2012. En effet, à la fin des années 2000, l'économie sénégalaise, très ouverte, a subi les effets des chocs externes notamment la hausse des cours des produits pétroliers et des denrées importées, tels que le riz et les produits laitiers. Le gouvernement s'est alors réengagé

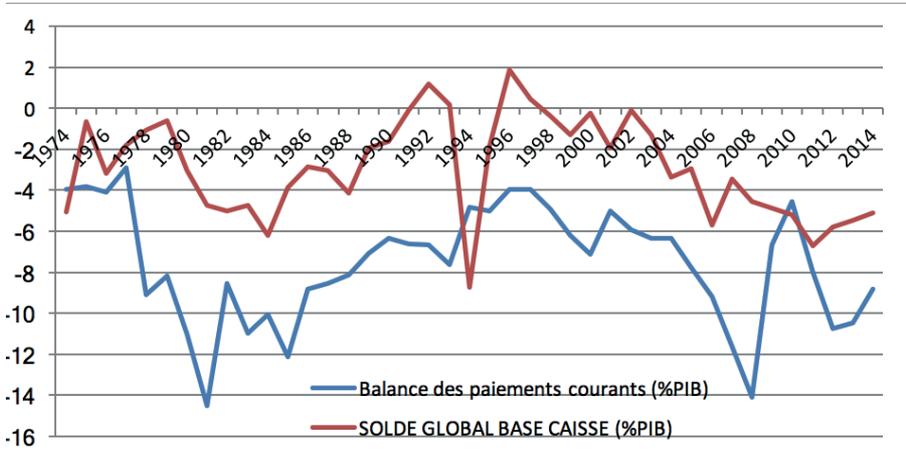
à travers les mécanismes des subventions et d'encadrement pour atténuer la hausse des prix et pour relancer les filières de production locale, notamment le riz. Le déficit budgétaire a connu une détérioration continue et s'est stabilisé à plus de 4% du PIB, en moyenne. Le déficit courant s'est légèrement contracté mais est resté élevé à près de 10% du PIB en moyenne.

Des efforts de réorientation budgétaire sont en cours pour rationaliser les dépenses en général et privilégier les investissements publics. Ainsi, les dépenses publiques en capital ont plus que triplé entre 2000 et 2010. Leur croissance annuelle moyenne a été de 14 pourcent sur la décennie, soit 5 points de plus que les dépenses publiques totales et 7 points de plus que les dépenses courantes. La contribution des ressources internes sur les dépenses en capital (64 pourcent) est devenue plus importante que celle des ressources externes (36 pourcent). Le ratio des dépenses en capital sur ressources internes rapportées aux recettes fiscales est passé à 36,5% contre 31,4% en 2016. Ainsi, le déficit public est de plus en plus lié à l'investissement public qui représente, en 2017, 43,4% des dépenses totales.

Quant aux dépenses courantes, elles ont légèrement baissé, passant de 1612,8 milliards à 1563,4 milliards entre 2016 et 2017, soit une baisse de 49,4 milliards (-3,1%), imputable essentiellement à la rationalisation des dépenses de fonctionnement, atténuée toutefois par la hausse des intérêts sur la dette et de la masse salariale.

L'économie sénégalaise reste marquée par un déficit chronique du compte courant comme nous pouvons le constater sur le graphique 1 ci-dessous. Il s'élevait à presque 14% du PIB en 1982. Puis, avec les mesures d'ajustement structurel et la dévaluation de 1994, il a baissé pour atteindre 5%. Mais l'effet positif de la dévaluation a été de courte durée car, comme le montre le graphique 1 ci-dessous, dès 1997, la balance courante a renoué avec sa dynamique déficitaire pour atteindre un solde négatif de 14% en 2008. C'est ainsi que la baisse du déficit budgétaire amorcée depuis 2014 n'a pas entraîné une réduction du déficit de la balance courante qui est passé de 4,4% à 5,7% du PIB de 2016 à 2017 à cause du caractère incompressible de la plupart des importations.

Graphique 1 : Evolution annuelle du ratio des soldes budgétaire et du compte courant par rapport au PIB au Sénégal de 1974 à 2014



Source : calculs de l'auteur à partir des données de la BCEAO

Paradoxalement, les périodes réduction du déficit budgétaire ne correspondent pas toujours à des phases de diminution du déficit du compte courant. Par exemple, sur la période 1994-2000, le déficit budgétaire est en moyenne inférieur à 2% tandis que le déficit du compte courant continue d'augmenter de 4% à 6%. Après la dévaluation du Franc CFA de 1994, la situation des comptes extérieurs s'était beaucoup améliorée jusqu'en 2000 mais, depuis lors, la balance courante a repris sa dynamique déficitaire.

Les importations sénégalaises sont essentiellement constituées de biens alimentaires, de biens d'équipement, de produits manufacturés de consommation et de produits pétroliers que l'offre locale a du mal à satisfaire, compte tenu de ses contraintes et de ses faibles capacités de production. L'offre locale de biens échangeables est, en grande partie, tournée vers la demande extérieure de produits primaires. C'est la caractéristique d'une petite économie dépendante qui a du mal à diversifier sa production. Dans ces conditions, le déficit du compte courant demeure structurel. Ainsi, peut-on dire, le déficit budgétaire n'est pas la principale cause du déficit budgétaire.

Les différentes réformes libérales entreprises à partir de la fin des années 80, pour restaurer les finances publiques et améliorer la compétitivité, ont certes réduit l'importance du poids des dépenses publiques dans l'absorption. Mais d'un autre côté les subventions publiques sur des produits sensibles, comme les denrées et les hydrocarbures, sont restées importantes et n'ont pas permis de réduire sensiblement le déficit budgétaire.

Par ailleurs, l'accroissement des échanges extérieurs depuis la fin des années 90, a renforcé la sensibilité du PIB par rapport au solde du compte courant et celle du solde budgétaire par rapport aux recettes douanières (importations) croissantes. En effet, celles-ci sont prépondérantes dans les ressources budgétaires de l'Etat puisqu'elles en représentent 30,6% en 2017. L'on comprend pourquoi, paradoxalement, les importations en détériorant la balance courante génèrent des recettes douanières considérables.

II. Revue de la littérature :

Le lien entre le solde budgétaire et celui de la balance courante est théoriquement expliqué à partir de l'approche par les comptes nationaux et la théorie keynésienne de l'absorption, renforcé par les travaux de Mundell et Flemming dans les années 60 et des économistes du courant behaviouriste dans les années 70 et 80. Quant à l'origine de l'hypothèse des déficits jumeaux, elle remonte aux années 80 et fait référence aux déficits apparus aux Etats Unis (voir : Hutchison et Pigott, 1984 ; Darrat, 1988 ; Abell, 1990 ; Bachman, 1992). Par contre le Principe de l'Equivalence Ricardienne, théorisée par Barro (1989), réfute l'existence des déficits jumeaux.

II.1. Cadre d'analyse théorique des déficits jumeaux :

Il s'agit de présenter les différentes relations et hypothèses qui constituent la base théorique de l'acceptation de la corrélation entre déficit budgétaire et déficit du compte courant. Celles-ci sont déterminées par les modèles inspirés de l'approche par les comptes nationaux et de la théorie keynésienne conventionnelle de l'absorption qui décrit l'équilibre macroéconomique en économie ouverte et les mécanismes d'adaptation. Pour justifier les déficits jumeaux, on a deux principales versions dont la plupart des études font référence. D'une part nous avons le modèle IS-LM en économie ouverte, formalisée par Hicks (1937) puis Hansen (1949), et le modèle Mundell-Fleming ou IS-LM/BP qui décrit les mécanismes d'équilibre de la balance

des paiements d'autre part. Ces modèles s'appuient sur de la détermination du PIB ou du revenu national par ses contreparties, intérieures et extérieures, et la nature de leurs relations.

II.1.1. L'approche conventionnelle des déficits jumeaux:

Le modèle IS-LM¹ propose une représentation graphique et algébrique des mécanismes de détermination de l'équilibre macroéconomique sur la base de l'approche par les comptes nationaux et de la théorie keynésienne de l'absorption. Le modèle comprend deux marchés, le marché des biens et services ou réel et le marché monétaire, dont les équilibres simultanés représentent l'équilibre macroéconomique. Dans le cas de la modélisation des déficits jumeaux on se limitera à l'équilibre du marché des biens et services.

Partant de l'équilibre du marché des biens et services, du modèle IS LM en économie ouverte, le revenu national est déterminé comme suit :

$$Y = C_0 + cY - cT_0 - ctY + I + G + X - M_0 - mY \quad (1)$$

Ce qui donne le niveau d'output d'équilibre suivant :

$$Y = \frac{1}{1-c+ct+m} (C_0 + I + G - cT_0 + X - M_0) \quad (2)$$

Y = revenu National ou PIB ; C_0 = consommation finale incompressible ; G = dépenses publiques ; I = investissement ; X : exportation ; c = propension marginale à consommer ; T_0 = impôts forfaitaires ; m = propension marginale à importer ; M_0 : importations incompressibles ; t = taux d'imposition.

Nous obtenons ainsi le multiplicateur des dépenses publiques $K_g = \frac{\Delta Y}{\Delta G_0} = \frac{1}{1-c+ct+m}$ qui stipule que le déficit public, c'est-à-dire une augmentation dépenses publiques

¹ John Hicks (1937) propose une interprétation de la théorie Générale de Keynes à travers une représentation algébrique et graphique où il tente de confronter les idées keynésiennes et classiques. Par la suite Alvin Hansen, dans ses publications de 1949, 1951 et 1953, va approfondir l'analyse de Hicks en les rapprochant d'avantage aux idées et à la vision keynésienne selon plusieurs auteurs.

Go, non financé par les impôts, entraîne une hausse du revenu de $\Delta G.K_g$ et une augmentation des importations de $m.\Delta Y$. Si les exportations sont constantes le solde commercial se détériore.

II.1.2. Le modèle de Mundell-Fleming :

Le modèle de Mundell-Fleming, ou modèle IS-LM-BP, est une extension du modèle IS-LM en économie ouverte, qui prend en compte les flux de capitaux et les fluctuations du taux de change.

$$A \text{ l'équilibre, nous avons : } X(e) - M(e) = S_g + S_p = K(e, r-rf) \quad (3)$$

Le solde courant $X(e) - M(e)$ est fonction du taux de change (e).

$K(e, r-rf)$ représente les flux nets de capitaux et des titres financiers qui sont fonction du différentiel d'intérêt avec le reste du monde ($r-rf$) et du taux de change (e). Par ailleurs il équivaut à l'épargne des secteurs public et privé : $K(r-rf) = S_g + S_p$.

De l'équation (3), on voit la relation entre les mouvements de capitaux et les déficits interne et externe ; même si par contre le sens de la causalité reste à déterminer.

II.2. Les différentes hypothèses des déficits jumeaux:

Les modèles IS-LM et celui de Mundell-Flemming expliquent les mécanismes en jeu pour rétablir l'équilibre des marchés suite à un choc exogène interne ou externe. Ainsi trois hypothèses de schémas d'adaptation du système peuvent justifier les déficits jumeaux. Par ailleurs le Principe de l'Equivalence Ricardienne (PER) soutient qu'il est tout à fait possible de rejeter une quelconque relation entre les déficits du budget et du compte courant.

- A. L'augmentation du déficit public, suite à une hausse des dépenses publiques, induit une hausse des importations, dans le cas où la production nationale est structurellement peu élastique à une hausse de la demande à court terme et où les exportations sont exogènes. L'excédent de la demande nationale nette ($C+I+G-Y=-(X-M)$) occasionne une diminution plus ou moins proportionnelle du solde courant. La variation est d'autant plus importante que la propension à importer de l'économie est grande. On retrouve l'effet négatif de m sur le multiplicateur des dépenses publiques $K_g = \frac{\Delta Y}{\Delta G_o} = \frac{1}{1-c+ct+m}$.

De même l'augmentation des dépenses publiques financée par emprunt occasionne une hausse, plus ou moins proportionnelle, des taux d'intérêt domestiques et occasionne une baisse de l'investissement, c'est l'effet d'éviction classique. Autrement dit, plus l'effet d'éviction est important, plus la production diminue, plus la demande nationale nette ($C+I+G - Y = M-X$) augmente et plus le solde courant se détériore. En effet, pour satisfaire l'augmentation de la demande nationale, les importations vont augmenter.

➤ *le principe du multiplicateur budgétaire confirme ainsi les déficits jumeaux et privilégie une causalité unidirectionnelle allant du solde budgétaire au solde courant. (Hypothèse A)*

B. D'autre part selon l'approche behavioriste suite à un choc externe, telle qu'une hausse de la demande extérieure, les exportations augmentent ce qui améliore le solde courant, la production, les revenus redistribués et les recettes fiscales suivent à leur tour ce qui réduit le déficit public (Bispham, 1975)².

➤ *En ce sens, selon cette approche, les déficits jumeaux peuvent être corrélés avec une causalité unidirectionnelle allant du solde courant au solde budgétaire. (Hypothèse B)*

C. Pour une petite économie, en régime de change flexible, si on considère l'équilibre de la balance des paiements, l'augmentation des dépenses publiques financées par emprunt occasionne une hausse des taux d'intérêt domestiques et un afflux de capitaux, selon la mobilité des capitaux, ainsi qu'une appréciation de la monnaie. Cette perte de compétitivité induite peut conduire à une détérioration du solde courant. On retrouve les mêmes effets, en sens inverse, si à la suite d'une dépréciation de la monnaie, due à

une baisse du différentiel d'intérêt avec l'extérieur : le gain de compétitivité améliore le solde courant, les revenus, les recettes fiscales et le solde budgétaire.

➤ *On peut conclure dans ce cas à une corrélation des déficits jumeaux avec une causalité pouvant être bidirectionnelle entre le solde intérieur (budgétaire) au solde extérieur (courant). (Hypothèse C)*

D. Le Principe de l'Equivalence Ricardienne est souvent évoqué dans le débat théorique sur le lien entre le solde budgétaire et les autres agrégats en général et le solde courant en particulier. L'hypothèse est que les agents font des anticipations rationnelles et qu'ils ne sont plus victimes d'illusion budgétaire. Ainsi financer les dépenses publiques par un impôt ou un emprunt n'a pas d'impact sur les autres agrégats, puisque les agents anticipent une hausse future des impôts et en conséquence constituent une épargne et réduisent leurs dépenses de consommation. La hausse des dépenses publiques évince la consommation privée. La demande reste inchangée ainsi que la production et le solde commercial.

➤ *La PER ne donne aucun argument théorique à une relation de causalité entre le solde budgétaire et le solde du compte courant à moins qu'il ne s'agisse d'une corrélation purement statistique. (Hypothèse D)*

II.3. Revue de la littérature empirique :

Les premiers essais de vérification des déficits jumeaux, sur l'économie américaine, ont abouti à des conclusions peu convergentes, avec les séries allant de la période d'après la guerre aux années 90. Plusieurs auteurs ont abouti au rejet de l'hypothèse de corrélation entre les déficits du budget de l'Etat et du compte courant, quelle que soit la nature des données utilisées. Rahman et Mishra (1992) rejettent l'hypothèse d'une relation à long terme, la cointégration n'a pas été vérifiée sur des séries annuelles, entre les déficits jumeaux, pour les Etats-Unis de 1946 à 1988. Winner (1993) aboutit à la même conclusion sur des séries annuelles concernant l'Australie de 1948 à 1989. De même sur des séries trimestrielles Walter et Bongsoo (1990), pour la période 1947-1987, n'ont pu conclure que l'économie américaine connaissait les déficits jumeaux.

D'autre part, Leachman et Francis (2000) n'ont pas totalement rejeté l'hypothèse des déficits jumeaux mais ont trouvé un résultat remarquable sur des séries trimestrielles aux Etats Unis de 1948 à 1992. En effet, sur la période d'avant l'abandon des accords de Bretton Woods, sous le régime de changes fixes et avant 1974, l'hypothèse des déficits jumeaux est rejetée. Mais à partir de 1974 jusqu'au début des années 90 ils concluent sur l'existence de cointégration entre les deux déficits, avec une causalité allant du déficit budgétaire vers le déficit extérieur.

Sulikova (2015) avec un modèle à effet de seuil et des données de panel, se base sur neuf variables dont le niveau d'endettement public des pays membres de l'Union Européenne, pour étudier les déficits jumeaux. Ainsi, pour 14 pays de l'UE-15 les déficits jumeaux sont valides lorsque le niveau d'endettement public est compris entre 40,2% à 96,6% du PIB. Par contre, avec plus de 96,6% de dette publique par rapport au PIB, l'équivalence ricardienne est valide. Avec un ratio de dette publique inférieure à 40,2% du PIB, il y a divergence entre les déficits public et extérieur.

Hatemi et Shukur (2002) arrivent également à un résultat similaire sur le sens de causalité entre les deux déficits, entre 1975 et 1998. Dans un premier temps, de 1975 à 1989, ils trouvent que le déficit budgétaire cause le déficit du compte courant alors que dans la seconde sous période (1990-1998), le déficit courant cause davantage le déficit budgétaire.

Khalid et Guan (1999) quant à eux se sont intéressés au phénomène sur des séries annuelles pour un groupe de 10 pays dont 5 pays développés, de 1950 à 1994, et 5 autres pays en développement, de 1955 à 1993. Avec la technique de cointégration proposée par Johansen et Juselius (1990) ils ne parviennent à valider la relation de long terme entre les déficits jumeaux que pour le groupe des pays en développement, tandis que pour le groupe des pays développés elle ne peut être acceptée. Quant à la causalité à la Granger, au moins dans un des sens, elle a été vérifiée pour la majorité des pays des deux groupes.

A la fin des années 2000, avec la crise financière de 2008 qui a occasionné une crise des dettes souveraines, la résurgence des déficits jumeaux a suscité des travaux au sein des pays industrialisés les plus touchés par la crise comme les Etats européens

qui affichaient des déficits courants et des dettes publiques considérables. Parmi ceux-ci on peut citer les travaux d'Algieri (2013) qui n'ont pas validé la relation à long terme de dépendance entre les deux déficits pour cinq pays européens, parmi les plus touchés (Grèce, Espagne, Portugal, Italie et Irlande). Il conclut ainsi à l'hypothèse d'équivalence ricardienne, c'est-à-dire la neutralité des dépenses publiques, financées par emprunt ou impôts, dans la détermination du déficit extérieur et la relance de la croissance économique. Par contre Akbaş et Lebe (2016) mettent en évidence la validité de la relation entre le solde budgétaire, le compte courant et l'épargne nette, dans une étude où ils ont testé la validité des déficits « triplets » pour les économies du G7, de 1994 à 2011. Ils trouvent qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre le déficit du compte courant et l'épargne nette d'une part et le déficit budgétaire et l'épargne nette d'autre part. Quant à Endegnanew, Amo-Yartey et Turner-Jones, sur un article publié en 2012, ils montrent que si le solde budgétaire s'améliore d'un point de pourcentage, il entraîne une amélioration du solde courant de 0,4% du PIB, dans une étude sur un panel de 155 pays dont 42 micro-Etats pour la période 1970-2009.

En Afrique, particulièrement en Afrique subsaharienne, la problématique a suscité diverses études, notamment ces dernières années, qui soutiennent les déficits jumeaux. Diarra (2014) propose une évaluation avec une étude transversale concernant sept des huit pays de l'UEMOA de 1980 à 2012. A part le Niger, la relation de long terme entre les deux déficits, analysée par le test de cointégration, est vérifiée pour le reste des pays. Quant à la causalité à la Granger elle est unidirectionnelle, allant du solde budgétaire au solde courant, pour le Sénégal et le Togo, tandis que pour la Côte d'Ivoire, elle va du solde courant au solde budgétaire. Par contre, pour le Niger et le Mali, elle est bidirectionnelle.

De plus en plus, dans le cas des études par pays, l'hypothèse de déficits jumeaux est testée mais avec l'introduction d'autres variables liées aux deux déficits, pour expliquer le sens de causalité. Dans le cas du Nigéria les résultats des auteurs Ebi et Ubi (2016), sur la période 1970-2014, confirment les déficits jumeaux ainsi qu'une causalité bidirectionnelle. Mais la causalité est plus forte, dans un sens unidirectionnelle et indirecte, allant du déficit commercial au déficit budgétaire, à travers le taux de change et les revenus pétroliers.

Pour le Maroc, de 1980 à 2012, Demdouni (2016) avec la cointégration confirme les déficits jumeaux et une causalité bidirectionnelle. En introduisant les transferts courants, il met en évidence une causalité allant de ces derniers vers le

déficit courant d'une part et du solde budgétaire vers les transferts d'autre part. Tandis qu'Anas (2013), à l'aide des fonctions de réponses impulsionnelles du modèle VAR trouve que le déficit budgétaire est le principal déterminant du déficit courant au Maroc pour la même période.

Dans un panel des économies de l'UEMOA, Kouassi (2016), avec une approche VAR en Panel, conclut à la corrélation entre les déficits jumeaux, avec une causalité bidirectionnelle. Concernant la causalité allant du déficit budgétaire au compte courant, la transmission se fait principalement à travers les importations, confirmant ainsi la théorie keynésienne de l'absorption.

Après plus de quatre décennies de travaux consacrés à différentes économies développées et en développement, il ressort un constat partagé par de nombreux auteurs : la validité des déficits jumeaux ainsi que le sens de causalité sont influencés par les périodes d'études, la nature des données, le pays et de la méthodologie utilisée.

III. Méthodologie, données du modèle et vérification de la relation entre les déficits jumeaux au Sénégal

La validation des déficits jumeaux repose, au plan économétrique, sur la vérification des relations de long terme et de court terme entre le solde budgétaire et le solde courant. De plus en plus d'études récentes utilisent une ou plusieurs variables tierces. Sulikova (2015), avec un modèle à effet de seuil en données de panel, se base sur neuf variables dont le niveau d'endettement public des pays membres de l'Union Européenne, pour étudier les déficits jumeaux. Demdouni (2016) utilise les transferts courants, composante du solde courant, pour caractériser la relation entre les déficits jumeaux au Maroc. Ebi et Ubi (2016), quant à eux s'appuient sur les revenus pétroliers pour les valider l'hypothèse des déficits jumeaux au Nigéria.

La démarche adoptée ici s'appuie sur trois variables à savoir les deux variables représentant les déficits jumeaux et le PIB. Dans le modèle de base théorique des déficits jumeaux, c'est-à-dire dans l'approche des comptes nationaux et le modèle keynésien de l'absorption, le PIB est lié au solde budgétaire et au solde commercial. Ainsi, la relation de long terme suppose l'existence d'une relation de dépendance stable ou une cointégration entre les trois variables ; il s'agit donc de vérifier si les séries suivent le même sentier d'expansion. Quant à la relation de court terme, elle est mise en évidence par l'existence d'une causalité entre les deux soldes et le PIB.

Différentes grandeurs peuvent être utilisées pour représenter les déficits jumeaux selon les économies. Dans notre démarche, pour le cas du Sénégal, en raison de la disponibilité des données, le solde budgétaire est représenté par le Solde Global Base Caisse dont la série est tirée des Tableaux des Opérations Financières des Etats (TOFE) de la Base de données de la BCEAO. Quant au solde courant il sera confondu à la balance des paiements courants par une série issue des Indicateurs du Développement dans le Monde de la Banque Mondiale. Par ailleurs, la période d'étude nécessite une amplitude considérable pour la significativité des résultats, notamment pour le test de cointégration. C'est pourquoi, en raison des séries annuelles disponibles, nos échantillons portent sur l'intervalle de temps allant de 1974 à 2014.

III.1. Résultats des tests

Les procédures statistiques qui permettent de tester la cointégration exigent la détermination au préalable de l'ordre d'intégration des séries statistiques.

III.1.1. Tests de stationnarité :

Les tests ADF et PP sont des tests de racine unitaire pour déterminer l'ordre d'intégration. Ils consistent à vérifier l'existence d'une racine unitaire dans une série statistique donnée.

Les résultats des tests sur les variables, en niveau et en différence première, obtenus par le logiciels EVIEWS 6 montrent que les variables sont intégrées d'ordre 1. Voir encadré 1 ci-dessous.

Encadré 1 : Résultats des tests de stationnarité

Résultats des tests de Racine unitaire avec EViews 6			
Valeur de la statistique sur la variable (Valeur de la Probabilité de rejet de l'hypothèse nulle : La variable X a une racine unitaire)			
Variables	variable en Niveau X	variable en Différence Première D(X)	Ordre d'intégration
SOLDE GLOBAL BASE CAISSE	-1.992852 (0.5873)	-8.286553*** (0.0000)	Intégré d'ordre 1
BALANCE DES PAIEMENTS COURANTS	-2.331211 (0.4060)	-7.547170*** (0.0000)	Intégré d'ordre 1
PRODUIT INTERIEUR BRUT	-2.331211 (0.4060)	-5.551055*** (0.0003)	Intégré d'ordre 1
***Prob<0.01 : Acceptation de l'Hypothèse nulle :la variable a une racine unitaire, donc elle est stationnaire avec un niveau de confiance de 99%			

Le solde budgétaire, le PIB et le solde du compte courant sont intégrés d'ordre 1. On peut donc conclure que leurs séries suivent des sentiers d'expansion similaires.

III.1.2. Le test de Cointégration à la Johansen :

Deux méthodes peuvent être utilisées pour tester la cointégration de séries statistiques. Nous avons le test de Engel et Granger (1987) et le test de Johansen (1988, 1991). Si le test d'Engel- Granger exige que les séries soient du même ordre d'intégration, le test de Johansen par contre peut s'appliquer sur des séries d'ordres d'intégration différents.

Soit trois variables X, Y et Z représentées par les séries x_t , y_t et z_t . Supposons une relation linéaire entre x_t , y_t et z_t

$$x_t = a y_t + b z_t + c \quad (1)$$

$$y_t = d x_t + e z_t + f \quad (2)$$

$$z_t = g x_t + h y_t + i \quad (3)$$

On dit que X, Y et Z sont cointégrées si au moins une des relations (1), (2) ou (3) présentent des paramètres statistiquement significatifs

Le test consiste à vérifier la cointégration des séries par des estimateurs du Maximum de Vraisemblance (Johansen : 1988). Il s'applique à des séries d'ordres d'intégration différents. La démarche consiste à vérifier différentes relations de cointégration entre les variables et à leur attribuer un rang de cointégration. Le rang de cointégration indique le nombre de relations de cointégration vérifiées.

- Si le rang de cointégration est égal à 0 on rejette l'hypothèse de cointégration
- Si le rang de cointégration est supérieur ou égal à 1 on accepte l'hypothèse de cointégration.

Ici, le test indique une relation de cointégration entre les variables du modèle et le rang de cointégration vaut 2 puisque l'analyse de la trace indique deux équations de cointégration. Le Solde Budgétaire et le Compte Courant sont donc cointégrés. (voir encadré 2)

Encadré 2 : Résultats du test de cointégration

Résultats du test de Cointégration à la Johansen avec EViews 6				
<i>Valeur de la Statistique sur la variable (Valeur de la Probabilité de rejet de l'hypothèse nulle : Les trois variables SOLDE GLOBAL BASE CAISSE, BALANCE DES PAIEMENTS COURANTS et PIB ne sont pas cointégrées et n'admettent aucune équation de cointégration ou au plus 1 ou au plus)</i>				
	Eigenvalue	Trace Statistique	Valeur critique	Prob.
Aucune (aucune forme de cointégration)	0.628583	57.68833	24.27596	0.0000***
Au plus 1 équation de cointégration	0.361067	19.06156	12.32090	0.0032***
Au plus 2 équations cointégration	0.039981	1.591275	4.129906	0.2431
Observations après ajustement : 39				
***Prob<0.01 : rejet de l'Hypothèse nulle avec un niveau de confiance de 99%				

Pour avoir plus d'éclairages sur la nature du lien économique entre les déficits jumeaux il convient de procéder aux tests de causalité.

III.1.3. La causalité au sens de Granger :

La cointégration implique, statistiquement, au moins une relation de type causal entre les séries. Le test de Granger utilise un modèle vectoriel à correction d'erreur pour mettre en évidence le lien causal entre séries statistiques. Le test de Granger pose une contrainte puisqu'il se fait entre deux variables. On procédera donc à trois tests pour vérifier la causalité entre les déficits jumeaux et le PIB. Voir encadré 3.

Encadré 3 : Résultats des tests de causalité

Résultats des tests de Causalité à la Granger avec EVIEWS 6			
<i>Valeur de la Statistique sur la variable (Valeur de la Probabilité de rejet de l'hypothèse nulle : La variable X (en ligne) ne cause pas au sens de Granger la variable Y(en colonne))</i>			
Variabiles	SOLDE GLOBAL BASE CAISSE	BALANCE DES PAIEMENTS COURANTS	PRODUIT INTERIEUR BRUT
SOLDE GLOBAL BASE CAISSE	-----	9.12418***	0.15081
cause au sens de Granger		(0.0046)	(0.7000)
BALANCE DES PAIEMENTS COURANTS	4.10142**	-----	2.82651
cause au sens de Granger	(0.0501)		(0.1011)
PRODUIT INTERIEUR BRUT	8.50103***	12.9401***	-----
cause au sens de Granger	(0.0060)	(0.0009)	---
Observations	40	40	40
***Prob<0.01 : rejet de l'Hypothèse nulle avec un niveau de confiance de 99%			
**Prob<0.01 : rejet de l'Hypothèse nulle avec un niveau de confiance de 95%			

IV. Analyse des résultats :

Les résultats des tests de cointégration et de causalité, valident l'hypothèse des déficits jumeaux et réfutent le Principe de l'Equivalence Ricardienne (PER). Voir encadrés 2 et 3 ci-dessus.

L'introduction du PIB dans la modélisation renforce la relation de long terme, avec plus d'une équation de cointégration, et améliore l'analyse de la relation de court terme, sur le sens de causalité. Comme le montrent les résultats ci-dessus (encadré 3), les tests de causalité à la Granger valident l'hypothèse de la croissance déficitaire ou le triptyque (croissance du PIB-déficit budgétaire-déficit du compte courant). En effet, il existe une causalité unidirectionnelle entre le PIB et les déficits jumeaux : au seuil de 1% on rejette l'hypothèse de non causalité allant du PIB au Solde budgétaire d'une part et du PIB au Solde courant d'autre part.

Les résultats (encadré 3) démontrent aussi l'existence d'une causalité bidirectionnelle entre les déficits jumeaux. Mais la causalité dans le sens allant du déficit budgétaire au solde courant est beaucoup plus significative, puisque le rejet de l'hypothèse de non causalité est au seuil de 1%, alors dans le sens inverse, il est au seuil de 5%. Il ressort de l'analyse qu'un déficit budgétaire excessif peut donner lieu à d'importants déséquilibres extérieurs.

L'accroissement des échanges extérieurs depuis la fin des années 90, mesuré par le degré d'ouverture de l'économie, a renforcé la sensibilité relative du PIB au solde commercial et du solde budgétaire aux recettes douanières croissantes. En effet les importations, en détériorant la balance commerciale, génèrent des recettes douanières considérables, d'où un impact positif sur solde budgétaire.

Jusqu'aux années 90 l'Etat, dans sa stratégie interventionniste, contrôlait l'ensemble de l'activité économique. De l'agriculture aux services, avec des sociétés de distribution nationale, il contrôlait à la fois l'offre locale et les exportations, le secteur privé ne jouait qu'un rôle secondaire. Ainsi le poids considérable des dépenses publiques dans la demande globale et l'effet multiplicateur de ces dernières renforçaient la relation entre le déficit budgétaire et le PIB d'une part. Mais, d'autre part, la hausse des dépenses publiques et de la demande globale entraînaient une augmentation des importations et une détérioration de la balance courante. En effet, depuis toujours, les biens de consommation manufacturés, les biens intermédiaires et d'équipement sont en grande partie importés.

Dans un pays moins avancé (PMA) comme le Sénégal, on peut supposer que le déficit budgétaire, plutôt que faire anticiper une hausse future des impôts et d'inciter les agents économiques à réduire leur consommation et à épargner, constitue un catalyseur de la consommation. En effet, l'Etat emploie près de 40% des salariés du secteur moderne et subventionne les produits de première nécessité ou stratégiques. Par ailleurs, l'évasion fiscale de la grande majorité des contribuables (secteur informel), l'information non parfaite et l'incivisme fiscal dominant font que le contribuable sénégalais n'est pas en mesure d'anticiper une quelconque relation de causalité entre déficit budgétaire et hausse des impôts pouvant l'impacter. L'hypothèse de l'équivalence ricardienne ne saurait prévaloir.

Conclusion et recommandations

Les résultats des tests économétriques valident significativement l'existence de déficits jumeaux sur la période d'étude allant de 1974 à 2014. Avec le PIB comme variable tierce, les tests ont confirmé une cointégration significative de rang de 2. Autrement dit les trois variables (PIB, déficit budgétaire, déficit du compte courant) sont bien corrélées, sur la période d'étude, avec une relation stable pouvant être spécifiée sous la forme de deux équations différentes.

Les résultats montrent aussi l'existence d'une relation de causalité bidirectionnelle et significative entre les déficits jumeaux ; ce qui renforce la validité des hypothèses de la théorie keynésienne de l'absorption. Par ailleurs, la causalité unidirectionnelle allant du PIB aux déficits jumeaux met en évidence le type de croissance déficitaire de l'économie sénégalaise. Une croissance économique qui se traduit par des déséquilibres macroéconomiques interne et externe ; le déficit de la balance courante signifiant que le Sénégal n'arrive pas à augmenter sensiblement ses exportations alors que ses importations ne cessent de croître.

Pour sortir de la croissance déficitaire et des déficits jumeaux nous préconisons les politiques économiques suivantes :

- La limitation du déficit budgétaire à un seuil raisonnable qui ne dépasserait pas les 3% du PIB. Un effort devra être fait pour augmenter les recettes fiscales car la pression fiscale est encore relativement faible. A court terme, On cherchera d'abord à élargir l'assiette fiscale pour éviter une surcharge d'impôt sur les

agents du secteur moderne. Parallèlement, l'Etat devra rechercher plus d'efficacité dans les dépenses publiques en les rationalisant. Compte tenu du rôle que l'Etat est appelé à jouer dans la mise en place des infrastructures d'une économie émergente, la part de l'investissement public dans les dépenses publiques devra aussi être accrue.

- La réduction de la dépendance aux recettes douanières qui sont prépondérantes, mais peu contrôlables en raison des accords douaniers avec l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) et de la Communauté des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) ; d'où la nécessité d'améliorer la mobilisation des recettes fiscales internes en fiscalisant davantage le secteur informel. Les réformes visant à simplifier le régime fiscal pour les petites et moyennes entreprises, comme la contribution généralisée et unique (CGU) ou l'impôt synthétique par niveau de chiffre d'affaires, pourraient contribuer à élargir l'assiette fiscale et réduire l'évasion fiscale.
- Les exportations doivent nécessairement augmenter et se diversifier pour équilibrer la balance courante. Il est nécessaire de changer la structure peu diversifiée des exportations sénégalaises- dominées par des produits primaires ou peu transformés - pour tendre vers la transformation industrielle et l'exportation de produits agricoles, halieutiques et miniers. Une stratégie de promotion industrielle et commerciale des exportations sera utile à cet effet.
- La réduction des importations de produits alimentaires qui constituent une partie considérable des importations totales exige une intensification de la production agricole mais également une protection transitoire des filières locales, notamment celles du riz et des produits laitiers, par la mise en place de quotas à l'importation comme ceux utilisés dans le cas de l'oignon local. Rappelons que le Sénégal est classé dans les pays moins avancés (PMA) et qu'à ce titre, il peut bénéficier de mesures protectionnistes temporaires.
- Le soutien aux entreprises pouvant diversifier leurs sources d'énergie en y incorporant l'énergie solaire par exemple, contre une incitation fiscale pour financer leurs installations. Ce qui pourrait contribuer à réduire les importations d'hydrocarbures et les subventions qu'elles engendrent.
- La promotion de l'investissement privé et surtout de l'investissement

direct étranger (IDE). En effet l'IDE va non seulement renforcer la stratégie d'industrialisation et d'exportation, mais également, à court terme, il va contribuer au financement du déficit de la balance courante et ainsi réduire le niveau de l'endettement extérieur.

Bibliographie

Abell, J. D., 1990: "Twin Deficits during the 1980s: An Empirical Investigation", *Journal of Macroeconomics*, no: 12, no. 1 (Winter 1990), pp. 81-96.

Algieri B. (2013): "An Empirical Analysis of the Nexus Between External Balance And Government Budget Balance: The Case of the GIIPS countries"; *Economic Systems*, Volume 37, Issue 2, June 2013, pp. 233–253

Anas M., 2013: "Twin deficits in Morocco: Empirical Investigation". *International Journal of Business and Social Research (IJBSR)*, 3 (7).

Akbaş Y. E. and Lebe F., 2016: "Current Account Deficit, Budget Deficit and Savings Gap : Is the Twin or Triplet Deficit Hypothesis Valid in G7 Countries", *Prague Economic Papers*, Volume 25, Number 03

Bachman, D. D., 1992: "Why is the US Current Account Deficit So Large? Evidence from Vector Autoregressions" *Southern Economic Journal* 59, pp. 232-40.

Barro Robert, 1989: "The Ricardian Approach to Budget Deficits", *The Journal of Economic Perspectives*, Vol.3, No 02 (Spring, 1989), pp. 37-54.

Bispham J., 1975: "The New Cambridge School and 'Monetarist' Criticisms of 'Conventional' Policy Making" *National Institute Economic Review*.

Darrat A. F., 1988: "Have Large Budget Deficits Caused Rising Trade Deficits?", *Southern Economics Journal*, 54(4), pp. 879-87.

Demdouni M., 2016 : "La Gestion Structurelle des Déficits Jumeaux et la Recherche d'une Stratégie d'Equilibre", *Munich Personal RePEc Archive*, MPRA Paper No. 71533, posted 24 May 2016

Diarra, 2014 : "L'Hypothèse des Déficits Jumeaux : Une Evaluation Empirique Appliquée aux Pays de L'UEMOA", *Revue Economique et Monétaire* N°15 , BCEAO Juin 2014

Ebi B. O. and Ubi P. S., 2016: "Oil Revenue and the Twin Deficit Hypothesis in Nigeria", *SSRG International Journal of Economics and Management Studies*, SSRG-IJEMS, www.internationaljournalssrg.org, Volume 3, Issue 5, September to October 2016, pp. 106-114

Endegnanew Y., Amo-Yartey C. and Turner-Jones T., 2012: "Fiscal Policy and the Current Account: Are Microstates Different?", *IMF Working Paper*, WP/12/51, 2012 International Monetary Fund.

Fleming J.M, 1962: "Domestic Financial Policies under Fixed and Under Floating Exchange Rates", *Staff papers of International Monetary Fund* Vol. 10, pp. 369–380.

Godley M. M. W. and Cripps F. 1974: " Why Britain Needs a Fresh Set of Principles to Manage The Economy"; *The London and Cambridge Economic*, Bulletin n°48, January.

Hatemi A., Shukur G., 2002: " Multivariate-based Causality Tests of Twin Deficits in the US ". *Journal of Applied Statistics*, Vol. 29, pp. 817-824.

Hansen A., 1949: "Monetary Theory and Fiscal Policy", *New York: McGraw-Hill*.

Hansen A., 1951: "Classical, Loanable-Fund, and Keynesian Interest Theories". *Quarterly Journal of Economics*. 65 (3), pp. 429-32.

Hansen A., 1953: "A Guide to Keynes". *New York: McGraw-Hill*.

Hicks J., 1937: "Keynes and the Classics : a Suggested Interpretation", *Econometrica*, 5April, pp. 147-59.

Hutchison M. and Pigott C., 1984: "Real and Financial Adjustment in Growing Economies"; *Working Papers in Applied Economic Theory* ; number 85-03.

Johansen S. and Juselius K., 1990: "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52(2), pp. 169–210.

Khalid A. M. and Guan W. T., 1999 : "Causality Tests of Budget and Current Account Deficits: Cross-country Comparisons". *Empirical Economics* 24. pp. 389–402.

Kouassi Y., 2016: "Twin Deficits Phenomenon in West African Economic and Monetary Union Countries: Panel Data Analysis", *Asian Journal of Management Sciences & Education*, Vol. 5(2), April, pp. 55-77

Leachman L. L. and Francis B., 2002: "Twin deficits: apparition or reality?" *Applied Economics*, 34: 1121-32.

Mundell R.A., 1963: "Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates", *Canadian journal of economics and political science*, Vol. 29(4), pp. 475-85.

Rahman M. and Mishra B., 1992: "Cointegration of U.S. Budget and Current Account Deficits: Twins or Strangers?" *Journal of Economics and Finance*, 16(2), pp. 119-127.

Sakyi D. and Opoku E. E. O., 2016: "The Twin Deficits Hypothesis in Developing Countries: Empirical Evidence for Ghana", IGC - *Working paper*, International Growth Center, Reference number: S-33201-GHA-1, September

Sulikova V., 2015 : "Dynamique des déficits jumeaux dans le contexte des déséquilibres macroéconomiques". *Economies et finances*. Université Nice Sophia Antipolis.

Walter E. and Bong-soo L., 1990: Current Account and Budget Deficits: Twins or Distant Cousins? *The Review of Economics and Statistics*, vol. LXXII, N°. 3, pp. 373-81.

Winner L. E., 1993: "The Relationship of the Current Account Balance and the Budget Balance", *American economist*, 37(2), pp. 78-84.

PIOTR SKOCZYLAS

Université des Science Economique et de Gestion de Poznań, Faculté de Gestion

piotr.marcin.skoczylas@gmail.com

L'IMPACT DES INTERRELATIONS ENTRE LES FACTEURS CULTURELS ET LA PERCEPTION DE LA QUALITÉ DE SERVICE SUR LA FIDÉLISATION DES CLIENTS DES OPÉRATEURS MOBILES EN POLOGNE

Résumé :

La fidélisation des clients est très importante en raison de concurrence intense dans l'économie contemporaine. En outre, des nombreuses entreprises opèrent sur des marchés étrangers. Par conséquent, elles doivent tenir compte des différences culturelles. Cette recherche a visé à déterminer l'influence de la perception de la qualité de service, des coûts de transfert perçus et des modérateurs culturelles sur la fidélisation. La théorie des dimensions culturelles de Geert Hofstede est utilisée dans cette recherche. Les données ont été obtenues auprès de 84 utilisateurs de téléphonie mobile en Pologne via un questionnaire. Les résultats ont prouvé que la qualité de service perçue influence la fidélisation de la clientèle. Au même temps, parmi le groupe de personnes ayant un niveau de l'aversion de l'incertitude élevé, les coûts de transfert perçus ont également influencé la fidélisation.

Mots-clés : la fidélisation des clients, le marketing relationnel, les services mobiles, la théorie des dimensions culturelles

JEL : M31

Impact of the Interrelations Between the Cultural Dimensions and the Perceived Quality of Services on the Customer Loyalty. The Case of Polish Mobile Services Providers

Abstract

Customer loyalty is very important due to intense competition in contemporary economy. In addition, many companies operate nowadays in foreign markets. Therefore, the companies are obliged to take cultural differences into account. This research aimed to discover the influence of perceived service quality, switching costs and cultural moderators on loyalty. Geert Hofstede's theory of cultural dimensions was used in this research. The data were obtained from 84 mobile phone users in Poland via a questionnaire. The results confirm that perceived quality of service influences customer loyalty. At the same time, among the group of people with high uncertainty avoidance, perceived switching costs also influenced loyalty.

Keywords : customer loyalty, relationship marketing, mobile services, cultural dimensions theory

Introduction

Les marchés dans les pays développés deviennent de plus en plus compétitifs grâce à la mondialisation. Dans cette condition le problème crucial pour le succès continu des entreprises est leur capacité à conserver leurs clients actuels et à les fidéliser à ses marques. Les nombreux chercheurs ont prouvé que les clients fidèles achètent davantage, ils payent des prix supérieurs et ils fournissent des nouvelles références grâce à un bouche-à-oreille positif. D'autre part les clients déloyaux peuvent représenter des millions de pertes de revenus et de bénéfices (Jackiewicz & Dębski, 2015; Kandampully, Zhang, & Bilgihan, 2015; Kiran & Diljit, 2017).

Les commentaires ci-dessus sont également pertinents pour le marché polonais des télécommunications. Selon le rapport du Bureau des Communications Electroniques, le marché polonais est saturé. En 2015, les opérateurs ont noté dans leurs bases 56,6 millions de cartes SIM, ce qui a entraîné la saturation des services de téléphonie mobile au niveau de 147,2%. En dépit du fait qu'il a diminué de 3 points de pourcentage par rapport à l'année précédente, il reste élevé. La baisse du nombre déclaré de cartes SIM principalement en raison du réalignement par les opérateurs de leurs bases d'abonnés par le nombre non déclarés qui ne sont pas en cours d'utilisation

(Urząd Komunikacji Elektronicznej [UKE], 2016, p. 5). Ce qui est aussi important, c'est que la valeur du secteur des télécommunications mobiles pour l'économie polonaise atteint un maximum de 3,2% selon le rapport préparé par PwC. Les fournisseurs de services de télécommunication prévoient de faire des investissements de la valeur de 23,2 milliards de zloty polonais. Grâce à ces investissements, la compétitivité peut augmenter considérablement. Les services mobiles ont également un impact énorme sur le développement social et la construction de l'administration publique numérique (PwC Polska, 2016). Dans cette situation le marché des opérateurs mobiles pose un sujet de recherche approprié.

La recherche en Pologne dans le domaine de la fidélisation de la clientèle est vaste. Par exemple Lotko et Kiepiela (2012) ont mené une recherche auprès des clients des services mobiles. Dans l'étude ci-dessus, ils ont constaté que les clients ont peu l'impression d'être traités en tant qu'individus, qu'ils estiment qu'ils devraient être mieux traités en échange de leur fidélité et que les programmes de fidélisation ne génèrent pas de valeur considérable pour eux (Lotko & Kiepiela 2012, p. 100). Le sujet de la satisfaction et de la fidélisation des utilisateurs de services mobiles a été également abordé par Nieżurawski et Śmiatacz (2012). Leur article présente l'idée du système de gestion de la satisfaction de la clientèle et la manière dont les différentes étapes du système peuvent être utilisées sur le marché des clients de la téléphonie mobile (Nieżurawski & Śmiatacz 2012, p. 161). Dans le même temps, aucune étude n'a été menée sur le marché polonais qui tiendrait compte des différences de valeurs culturelles entre les clients tout en examinant la fidélisation. Par conséquent, la recherche remplit une lacune dans le sens que l'on utilise les valeurs culturelles pour expliquer les différences de la création de loyauté parmi les clients.

Cette recherche a visé à découvrir les relations entre la perception de la qualité de service perçue, les coûts de transfert et la fidélisation des clients. Deuxième objectif de cette recherche est de déterminer l'influence de certains modérateurs culturels sur les relations entre la qualité de service perçue, les coûts de transfert et la fidélisation des clients.

1. Contexte théorique

La fidélisation des clients est dans le centre d'intérêt depuis longtemps dans le domaine des études des clients. La fidélité n'est pas un concept unique. Il y a beaucoup de divisions de loyauté qui définissent les différentes variétés. L'une des typologies est la division des types de loyauté proposée par Alana S. Dicka et Kunal Basu. Dans un article publié dans *Journal of the Academy of Marketing Science* ils ont identifié quatre types d'attitudes face à la fidélité : vraie, latente, faux et manque de fidélité (Dick & Basu 1994, p. 101). Parmi les facteurs qui contribuent à la fidélisation, on peut distinguer plusieurs groupes.

Les premiers sont des facteurs cognitifs:

- la disponibilité,
- la confiance,
- la transparence.

Le second groupe se réfère à un des facteurs affectifs:

- émotions causées par la marque ou le produit
- l'ambiance actuelle,
- la première impression liée à la marque ou le produit,
- la satisfaction.

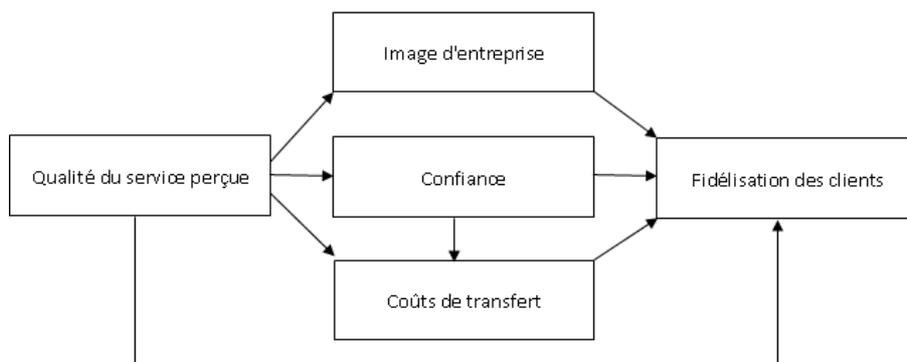
Le troisième groupe d'éléments contient des éléments volontaires, en fonction de la décision prise par le consommateur:

- le coût du changement de fournisseur,
- les coûts irrécupérables,
- les attentes (l'espoir pour l'avenir).

Richard Oliver définit la fidélisation de la clientèle comme un engagement profond pour récompenser ou repatroniser un produit/service privilégié dans le futur, ce qui entraîne des achats répétitifs de même marque, malgré les influences situationnelles

et les efforts de marketing susceptibles de provoquer un comportement de transfert (Oliver, 1997, cité dans Aydin & Ozer, 2005, p. 911). Parmi les études empiriques sur la loyauté sur le marché des télécommunications, l'étude de Serkan Aydin et Gokhan Ozer est l'une des plus citées. Les deux scientifiques turcs ont proposé un modèle de fidélisation des clients dans leur article *The analysis of antecedents of customer loyalty in the Turkish mobile telecommunication market* (Aydin & Ozer, 2005).

Figure 1. Modèle de fidélisation



Source : Aydin & Ozer, 2005.

Les auteurs ont trouvé une relation positive entre la qualité perçue du service et la fidélisation des clients et aussi entre les coûts de transfert et la fidélisation des clients.

2. Théorie des dimensions culturelles

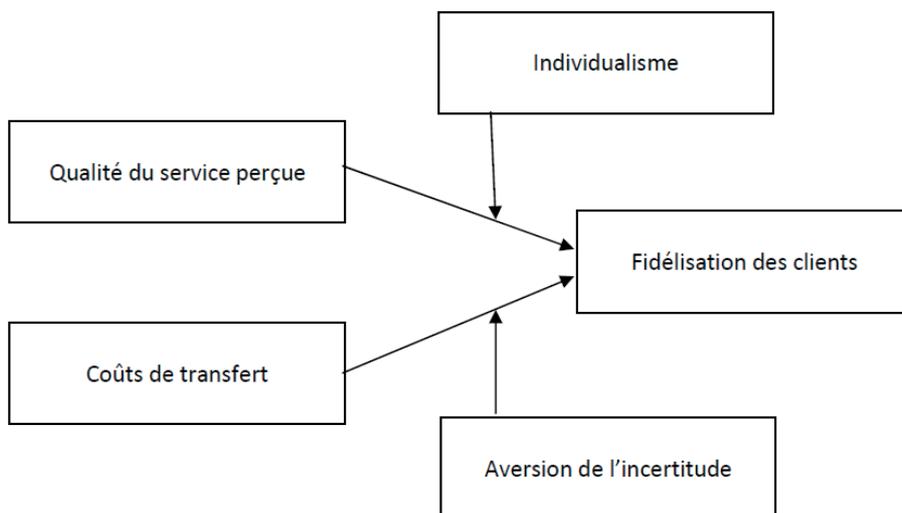
La théorie des dimensions culturelles de Geert Hofstede est utilisée dans cette recherche parce qu'elle a été largement utilisée dans plusieurs domaines comme un paradigme de la recherche, en particulier dans la psychologie interculturelle, la gestion internationale et la communication interculturelle. Cette théorie propose une structure systématique pour l'évaluation des différences entre les cultures (Hofstede, Hofstede, & Minkov, 2010). La théorie des dimensions culturelles d'Hofstede décrit les effets de la culture d'une société sur les valeurs de ses membres. Elle explique également de quelle manière la culture donnée influence le comportement des membres de la société en question. Par le terme « culture » Hofstede comprenait la programmation collective de l'esprit laquelle distinguait les membres d'un groupe

(ou d'une catégorie de personnes) d'un autre. Dans la vision d'Hofstede, le terme «catégorie» peut être compris comme des nations, des régions (non seulement au sein de chaque nation), des ethnies, des religions, des professions, des organisations ou des genres. La théorie est née de la vaste étude réalisée par Hofstede entre 1968 et 1972. Hofstede a étudié les différences dans les valeurs nationales parmi les employés de la société IBM dans 72 pays. Les réponses de 116 000 employés d'IBM ont été rassemblées et comparées (Hofstede 2001, p. 19). Ces données ont permis – au moyen de l'analyse statistique – de révéler les dimensions principales sur lesquelles les cultures différaient les unes des autres :

- la distance hiérarchique,
- l'aversion de l'incertitude,
- l'individualisme et le collectivisme,
- la dimension masculine/féminine,
- l'orientation court terme/long terme,
- le plaisir contre modération.

Les résultats des différentes recherches soulignent l'importance des valeurs culturelles (en particulier l'individualisme-collectivisme) tout en comprenant la qualité perçue du service (Kashif, Rehman, & Pileliene, 2016, p. 73). Aussi dans les cultures avec l'aversion de l'incertitude élevée les gens sont visés à réduire l'incertitude donc ils seront plus enclins à rester avec l'entreprise qu'ils connaissent. Dans les cultures avec faible évitement d'incertitude, le changement est plus facile. Selon Mooij et Hofstede (2011) les gens dans les cultures d'aversion de l'incertitude élevée sont moins ouverts au changement (Mooij & Hofstede, 2011). L'auteur a décidé de choisir ces deux dimensions parce qu'elles ont donné les meilleurs résultats dans la recherche des clients (Frank, Enkawa, & Schvaneveldt, 2015). Sur la base de cette théorie l'auteur prédit que les relations sont plus difficiles à nouer dans les cultures plus individualistes. Par contre, dans les cultures plus collectivistes, il est plus facile d'établir une relation basée sur l'échange. Dans les groupes, des biens sont échangés pour la loyauté de l'individu. À la lumière de ce qui précède, l'auteur propose le modèle suivant.

Figure 2. Modèle proposé



En conséquence les hypothèses suivantes ont été proposées:

H1. La qualité de service perçue a l'influence positive sur la fidélisation de la clientèle.

H2. Les coûts de transfert ont l'influence positive sur la fidélisation de la clientèle.

H3. L'individualisme des clients a l'influence négative sur la relation entre la qualité de service perçue et la fidélisation de la clientèle.

H4. L'aversion de l'incertitude des clients a l'influence positive sur la relation entre les coûts de transfert et la fidélisation de la clientèle.

3. Méthodologie

Toutes les constructions ont été mesurées à l'aide de l'échelle d'articles multiples. Premièrement, la qualité de service perçue a été mesurée en utilisant 5 articles avec l'échelle de type Likert à sept points avec «fortement en désaccord» et «fortement d'accord» comme ancres. Cette mesure a été créée par Serkan Aydin et Gokhan Ozer (2002) et elle a été utilisée pour l'évaluation de la relation entre le client et le fournisseur de services. La fiabilité de l'échelle a été mesurée en utilisant l'alpha de

Cronbach et elle a fait 0,834 ce qui est le niveau satisfaisant. Sur la base de tous les éléments, une nouvelle variable nommée « Qualité du service perçue » a été créée en faisant la moyenne des cinq éléments de l'échelle. Deuxièmement, les coûts de transfert ont été mesurés en utilisant 6 articles avec l'échelle de type Likert à sept points avec «fortement en désaccord» et «fortement d'accord» comme ancrs. Aussi cette mesure a été créée par Serkan Aydin et Gokhan Ozer (2002). Du fait que l'échelle s'est révélée incohérente et en raison de l'impossibilité de mener une analyse factorielle qui pourra faciliter la qualification de la structure latente spécifique de cette échelle, la création d'une variable complexe a été abandonnée. Seulement un des éléments a été utilisé pour l'analyse. C'était la phrase : Passer à un autre opérateur de réseau mobile implique des coûts financiers. Cet élément se rapportait le plus directement aux coûts de transfert d'un opérateur à un autre. Ensuite, la mesure de la fidélisation des clients dans l'étude de Serkan et Ozer a été adaptée de l'échelle développée par Narayandas (1996). Les mesures opérationnelles pour mesurer la fidélisation de la clientèle étaient les suivantes: l'intention de rachat, la soustance à une offre supérieure du concurrent et la volonté de recommander le fournisseur de services aux amis. En ce qui concerne les valeurs culturelles, une CVSCALE a été choisie. Cet outil a été créé par Boonghee, Naveen & Lenartowicz (2011). Il permet aux chercheurs d'évaluer les orientations culturelles des individus et d'utiliser les données primaires plutôt que les stéréotypes culturels. CVSCALE présentait la fiabilité et la validité appropriées (Boonghee, Naveen & Lenartowicz, 2011, p. 194). Toutes les questions ont été traduites de l'anglais vers le polonais avec l'aide des scientifiques seniors. L'analyse de fiabilité est présentée dans le tableau 1.

Tableau 1. L'analyse de fiabilité

	coefficient α
Variable dépendante	
Fidélisation des clients	,776
Variables indépendantes	
Qualité du service perçue	,834
Coûts de transfert	,601
Variables de modération	
Aversion de l'incertitude	,799
Individualisme	,853

Toutefois il n'est pas rare dans la recherche de voir des alpha faibles (Duhachek, Coughlan & Iacobucci 2006). En plus, selon Du Plessis (2010), le niveau de 0,600 est acceptable.

Les données ont été recueillies auprès des utilisateurs de téléphones mobiles en Pologne. Le questionnaire a été distribué aux élèves de l'une des universités à Poznań, en Pologne. Au total, 84 utilisateurs de téléphones portables ont été contactés en avril 2017. Parmi les personnes interrogées, il y avait 53 femmes et 31 hommes. La grande majorité était âgée de 18 à 21 ans (78 personnes) et le reste (6) avait entre 22 et 25 ans. En ce qui concerne leur lieu de résidence, les situations suivaient: 17 personnes vivaient dans un village, 15 dans une ville qui compte moins de 15 000 habitants, 10 dans une ville de moins de 50 000 habitants, 8 dans une ville de moins de 100 000 habitants et 34 dans une ville de plus de 500 000 habitants. En ce qui concerne l'offre actuellement utilisée par les personnes interrogées, la majorité (54 personnes) ont utilisé une offre contractuelle, c'est-à-dire qu'ils paient mensuellement. 22 ont choisi un forfait sans engagement et 8 ont eu une offre mixte. La question sur le type d'opérateur n'a pas été posée parce que l'évaluation de chaque opérateur était hors de portée de cette recherche.

4. Résultats

L'analyse des données a été réalisée en deux étapes. Dans la première étape, la relation entre la fidélisation et deux variables indépendantes a été analysée (« Qualité du service perçue » et « Coûts de transfert ») en utilisant une analyse de régression hiérarchique. Les hypothèses H1 et H2 ont été testées à ce stade. Dans la deuxième étape, l'influence des variables de modulation sur les relations entre les variables indépendantes et la variable dépendante a été analysée. Les hypothèses H3 et H4 ont été testées dans ce cas. Dans la première étape, la variable « Qualité du service perçue » a été introduite. L'impact de la variable était statistiquement significatif $F(1,95) = 61.16$ $p < 0.001$, indiquant que la qualité perçue plus élevée influence le niveau de fidélisation. Cette relation est cohérente avec l'hypothèse 1. Ensuite, une variable « Coûts de transfert » a été introduite. L'influence de la variable n'était pas statistiquement significative $F(1,94) = 1.612$, $p > 0.1$. L'augmentation du montant de la variation expliquée était très faible et elle s'élevait à 1%, ce qui indique que des coûts plus élevés ne se traduisent pas au niveau de fidélisation plus élevé. Cette dépendance falsifie l'hypothèse 2. Dans la deuxième étape de l'analyse, une analyse de modulation a été effectuée en utilisant deux variables : « Aversion de l'incertitude » et « Individualisme ». Tout d'abord, l'importance de l'individualisme dans la formation des relations entre la qualité du service perçue et la fidélisation des clients a été analysée. Afin de mener l'analyse de modulation, la division des résultats (en anglais : median split) dans le domaine de l'individualisme en deux groupes avec un niveau supérieur et inférieur et l'individualisme a été faite. Ensuite, l'analyse de la corrélation a été réalisée entre les variables dans les deux groupes distingués en raison du niveau d'individualisme. Dans le groupe ayant un niveau d'individualisme plus faible, le coefficient de corrélation était de 0,70 et était statistiquement significatif $p < 0,001$. Dans le groupe avec un niveau d'individualisme plus élevé, le coefficient de corrélation était de 0,497 et était statistiquement significatif au niveau de $p < 0,001$. Selon l'hypothèse adoptée, une relation plus forte entre la qualité du service perçue et la fidélisation des clients était observée dans le groupe à plus faible individualisme donc un groupe plus collectiviste. Pour comparer la taille des deux coefficients de corrélation, la procédure proposée par Wuensch, Jenkins & Poteat (2002) – le test de Fisher Z-transformation – a été utilisée. Ce test a montré qu'il existe une différence statistiquement significative entre les coefficients de corrélation pour les deux groupes $Z = 2,037$ $p < 0,05$. Le même processus a été mené pour l'aversion de l'incertitude. Dans le groupe ayant un niveau d'aversion de l'incertitude relativement plus faible,

le coefficient de corrélation était de 0,03 et n'était pas statistiquement significatif $p > 0,1$. Mais dans le groupe avec un niveau d'aversion de l'incertitude relativement élevé, le coefficient de corrélation était de -0,321 et était statistiquement significatif à 0,05. Cela signifie que parmi les personnes ayant un haut niveau d'aversion de l'incertitude avec l'augmentation des coûts de transfert, la fidélisation des clients diminue. Un tel résultat fausse l'hypothèse 4. Un faible lien entre les coûts de transfert et la fidélisation est un résultat intéressant du point de vue de la recherche. Il existe une abondante littérature sur l'influence de cette variable sur le niveau de fidélisation des clients. Il est possible que dans ce cas – le domaine des opérateurs mobiles – la situation puisse être différente car les entreprises encouragent les utilisateurs à changer de fournisseur. On peut supposer que les répondants ayant un niveau d'aversion de l'incertitude plus élevé ne considéraient pas de coûts des transferts comme quelque chose qui les ferait rester chez le fournisseur actuel. Il est possible qu'ils considèrent les coûts comme un élément d'incertitude, un élément potentiellement obscur de la politique du fournisseur qui pourrait leur faire penser qu'il y a d'autres éléments qui ne sont pas dévoilés pour le moment et qui sont donc potentiellement dangereux. Les phénomènes similaires dans le domaine de la prise de décision des clients ont été observés avant. Par exemple, par des chercheurs étudiant les effets de l'individualisme et du collectivisme sur la qualité des services touristiques (Heesup, Kiattipoom, Wansoo, & Sanghyeop, 2017). Ces chercheurs thaïlandais ont trouvé des relations significatives seulement dans un groupe de clients avec un haut collectivisme. Des recherches futures devraient élaborer sur telles situations et étudier les différences dans les décisions des clients.

5. Conclusions et recommandations

Le domaine de la fidélisation de la clientèle est très important pour la recherche scientifique ainsi que pour les professionnels dont le succès dépend de la capacité d'inciter à fidéliser leurs clients. La recherche ci-dessus a confirmé le fait de la dépendance entre la qualité du service et la fidélité des clients. La façon dont les clients perçoivent le service offert continuera à être l'un des principaux facteurs qui influencent leur perception des entreprises. Cependant, dans des marchés très concurrentiels, le niveau de services offerts est généralement très élevé. Les différences dans les valeurs culturelles détenues par les clients n'ont été que partiellement confirmées pour avoir une influence sur le niveau de loyauté et sur ses antécédents. Il semble que certaines variables ne peuvent pas influencer que choisis

groupes de clients qui valorisent certaines valeurs culturelles plus que d'autres. Les recherches futures devraient essayer de développer les différences d'attitude du client en effectuant la recherche dans des contextes culturels plus différenciés.

Bibliographie

Aydin, S., Ozer, G. (2005). The analysis of antecedents of customer loyalty in the Turkish mobile telecommunication market, *European Journal of Marketing*, Vol. 39, Issue: 7/8, pp.910-925, doi: 10.1108/03090560510601833

Boonghee, Y., Naveen, D., & Lenartowicz, T. (2011). Measuring Hofstede's Five Dimensions of Cultural Values at the Individual Level: Development and Validation of CVSCALE. *Journal of International Consumer Marketing*, 2011, Vol. 23, Issue 3/4. doi: 10.1080/08961530.2011.578059

Dick, A.S., & Basu, K. (1994). Customer loyalty: Toward an integrated conceptual framework, *Journal of the Academy of Marketing Science*, March 1994, Vol. 22, Issue 2. doi: 10.1177/0092070394222001

Du Plessis, L. (2010). *Customer relationship management and its influence on customer loyalty at Liberty Life in South Africa*. University of Johannesburg. Repéré à [https://www.uj.ac.za/faculties/management/marketing-management/Documents/Introduction%20to%20Dissertation%20\(3\).pdf](https://www.uj.ac.za/faculties/management/marketing-management/Documents/Introduction%20to%20Dissertation%20(3).pdf)

Duhachek, A., Coughlan, A.T., & Iacobucci, D. (2006). Résultats sur l'écart type de l'Alpha de Cronbach, indice de fiabilité, *Recherche et Applications en Marketing*, vol. 21, Issue 2/2006. doi: 10.1177/076737010602100205

Frank, B., Enkawa, T., Schvaneveldt, S.J. (2015). The role of individualism vs. collectivism in the formation of repurchase intent: A cross-industry comparison of the effects of cultural and personal values, *Journal of Economic Psychology*, Volume 51, 2015, pp. 261-278, doi : 10.1016/j.joep.2015.08.008

Heesup, H., Kiattipoom, K., Wansoo, K., Sanghyeop, L. (2017). Investigating customer loyalty formation for wellness spa: Individualism vs. collectivism. *International Journal of Hospitality Management*, Vol. 67, 2017. pp. 11-23. doi : 10.1016/j.ijhm.2017.07.007

Hofstede, G., Hofstede, G.J., & Minkov, M. (2010). *Cultures and Organizations*, New York.

- Hofstede, G.H., (2001). *Culture's consequences: Comparing values, behaviors, institutions and organizations across nations*, London 2001.
- Jackiewicz, A., & Dębski, M. (2015). Lojalność konsumentów jako źródło przewagi konkurencyjnej przedsiębiorstwa hotelarskiego, *Research Papers Of The Wrocław University Of Economics / Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego We Wrocławiu*, Issue 379, pp. 186-200. doi:10.15611/pn.2015.379.18
- Kandampully, J., Zhang, T., Bilgihan, A. (2015). Customer loyalty: a review and future directions with a special focus on the hospitality industry, *International Journal of Contemporary Hospitality Management*, Vol. 27 Issue: 3, pp. 379-414, doi: 10.1108/IJCHM-03-2014-0151
- Kashif, M., Rehman, M.A., Pileliene, M. (2016). Customer perceived service quality and loyalty in Islamic banks: A collectivist cultural perspective, *The TQM Journal*, Volume 28, Issue 1, pp. 62-78. doi: 10.1108/TQM-01-2014-0006
- Kiran, K., Diljit, S. (2017). Antecedents of customer loyalty: Does service quality suffice?, *Malaysian Journal of Library & Information Science*, [S.l.], Vol. 16, Issue: 2, pp. 95-113. Repéré à <https://ajap.um.edu.my/index.php/MJLIS/article/view/6701>
- Lotko, A., & Kiepiela, P. (2012). Lojalność klientów indywidualnych na rynku usług telefonii komórkowej. *Organizacja i kierowanie*, Vol. 2, Issue 151/2012. doi: 10.2478/v10166-012-0017-7
- Mooij, M., & Hofstede, G. (2011). Cross-Cultural Consumer Behavior: A Review of Research Findings. *Journal of International Consumer Marketing*. Vol. 23. pp. 181-192. doi: 10.1080/08961530.2011.578057
- Narayandas, N. (1996). *The Link Between Customer Satisfaction and Customer Loyalty: An Empirical Investigation*, Division of Research, Harvard Business School.
- Nieżurawski, L., & Śmiatacz, K. (2012). System zarządzania satysfakcją klienta na przykładzie rynku telefonii komórkowej, *Studia i Materiały. Miscellanea Oeconomicae*, Vol. 16, 2/2012. Repéré à http://www.miscellanea.ujk.edu.pl/data/Oferta/Pliki/300_12_niezurawski_smiatecz.pdf
- Oliver, R. (1997). *Satisfaction: A Behavioral Perspective on the Customer*, McGraw-Hill, New York.

PwC Polska Sp. z o.o. (2016). *Technologie mobilne w nowoczesnej Polsce – odpowiedzialny rozwój i równe szanse*, PwC Polska Sp. z o.o. Repéré à <https://www.pwc.pl/pl/pdf/technologie-mobilne-raport-pwc.pdf>

Urząd Komunikacji Elektronicznej. (2016). *Raport o stanie rynku telekomunikacyjnego w Polsce w 2015 roku*, *Urząd Komunikacji Elektronicznej*. Repéré à https://uke.gov.pl/files/?id_plik=23480

Wuensch, K.L., Jenkins, K.W., & Poteat, G.M. (2015). Misanthropy, idealism and attitudes towards animals, *Anthrozoös*, Vol. 15, Issue 2, pp. 139-149, doi: 10.2752/089279302786992621

CHÉRIF SIDY KANE ET DJAM'ANGAI LUDÉ

Université Cheick Anta Diop Dakar et Université de Djamena

cherifsidy@yahoo.fr

EFFETS DE LA CONNECTIVITÉ MARITIME SUR LES ÉCHANGES COMMERCIAUX DES PAYS CÔTIERS D'AFRIQUE

Résumé

Ce papier évalue les effets de la connectivité maritime sur les échanges commerciaux des pays côtiers d'Afrique en s'appuyant sur l'économie géographique. En utilisant le modèle de gravité augmenté sur la période de 2006-2013 à partir de la méthode de Pseudo Maximum de Vraisemblance de la Loi de Poisson (PPML), les résultats obtenus montrent que le délai et le coût du transport des conteneurs constituent des obstacles majeurs aux exportations des pays côtiers d'Afrique.

Mots clés : connectivité maritime, échanges commerciaux, économie géographique, modèle de gravité et pays côtiers d'Afrique.

Classification JEL : F14, F15 et F41.

Introduction

La façade maritime joue un rôle important dans l'intégration au commerce international. Elle facilite la croissance et le développement des pays concernés (Hoffmann, 2012). En effet, les transports maritimes ont considérablement évolué dans le monde au cours des dix dernières années car 80 % des échanges commerciaux passent par la voie maritime¹. C'est pourquoi, le débat sur la connectivité maritime est remis au goût du jour (Fugazza et al., 2013).

1

CNUCED (2013)

De façon générale, la connectivité se définit comme l'ensemble des moyens permettant et facilitant les flux économiques et humains entre deux pays (Banomyong, 2012). Il y a alors connectivité maritime lorsqu'un pays accède à un autre à travers les infrastructures maritimes.

La voie maritime est essentielle au renforcement de l'intégration commerciale car elle permet les échanges commerciaux à travers le transport de conteneurs (Bernhofen et al., 2013). Ainsi, des échanges plus faciles font des échanges plus intenses, et des échanges plus intenses produisent plus de richesse (Michel et Prud'homme, 2007).

Dans les pays côtiers, les villes portuaires, polarisent les activités économiques. En effet, selon les théories de l'économie géographique (Krugman, 1994)², les infrastructures de transport en tant que facteurs de croissance économique, interviennent de façon significative dans l'explication des forces centripètes (effets d'agglomération) et centrifuges (effets de dispersion) qui définissent l'organisation économique des territoires. La polarisation d'une activité peut ainsi entraîner des effets d'agglomération.

L'accès aux réseaux internationaux de transport maritime régulier est donc un déterminant capital de la compétitivité commerciale d'un pays. Toutefois, les coûts de fret élevés, l'insuffisance des économies d'échelle pour la conteneurisation sont des éléments qui peuvent affecter la compétitivité commerciale des pays maritimes (Fugazza et al., 2013). En plus, de ces éléments, le coût du temps nécessaire pour transporter les biens est également une composante essentielle dans l'analyse des échanges commerciaux (Hummels, 2013).

Les travaux empiriques qui ont montré l'importance de la connectivité maritime dans les échanges commerciaux n'abondent pas la littérature économique. En effet, De Oliveira et Peridy (2015) ont essayé de s'intéresser indirectement à une telle analyse en évaluant les coûts indirects de transport maritime dans les méditerranéens à l'aide du modèle de gravité. En utilisant la statistique descriptive,

2 L'économie géographique, appelée aussi théorie de la localisation, a pour objectif d'apporter une réponse à la question suivante : qui (ou quoi) se localise où ? « qui » (ou quoi) se réfère aux agents (ou équipements) économiques tels que les entreprises et ménages (ou les infrastructures publiques). « où » se réfère à des zones géographiques variées allant de la ville au marché regroupant plusieurs pays, en passant par des collectivités territoriales et les régions.

De Prabir (2013) a montré quant à lui, l'importance de la connectivité maritime dans la facilitation des échanges et l'intégration des pays de l'Asie de l'Ouest.

À part ces travaux empiriques, rares sont ceux qui se sont intéressés à évaluer les effets de la connectivité maritime sur les échanges commerciaux des pays côtiers d'Afrique. C'est pour cette raison que ce papier cherche à combler le gap en mettant l'accent sur trois principaux éléments. Tout d'abord, il s'agit de *l'indice de connectivité des transports maritimes réguliers (lsci)* qui permet de voir l'économie d'échelle dans les ports, ensuite le coût à l'exportation du conteneur étant donné que la conteneurisation est un élément important de l'intégration au marché extérieur et enfin le délai à l'exportation.

Eu égard à ce qui précède, l'objectif de cet article est d'évaluer les effets de la connectivité maritime sur les échanges commerciaux des pays côtiers d'Afrique. En choisissant l'ensemble des pays côtiers d'Afrique pour mener cette réflexion, deux (2) principales raisons peuvent être évoquées. Premièrement, le transport maritime est l'un des plus importants modes de transport pour les échanges internationaux, il représente 92 à 97% du commerce international de l'Afrique³. Deuxièmement, le transport de conteneurs est pour l'essentiel, le moteur de la croissance du commerce de marchandises (Bernhofen et al., 2013). Or, en considérant le trafic maritime, le total des marchandises chargées (en millions de tonne) dans les pays côtiers africains est passé de 721.9 en 2006 à 821.3 en 2013⁴.

Le présent papier s'articule autour de trois sections. Tout d'abord, la première section présente la revue de littérature, ensuite la seconde section expose le modèle théorique et empirique, et enfin, la dernière section est consacrée à la présentation et à l'interprétation des résultats.

I. La connectivité maritime dans les échanges commerciaux

Cette partie est consacrée à la présentation des débats théoriques et empiriques sur le rôle de la connectivité maritime dans les échanges.

3 CNUCED (2007)

4 UNCTAD (2014)

1.1. Apport de l'Économie Géographique

Les réseaux des infrastructures de transport jouent un grand rôle dans la facilitation des échanges et la circulation des biens et personnes, ce qui permet aux pays de développer des relations avec d'autres pour avoir la possibilité d'intensifier leurs échanges (Michel et Prud'homme, 2007). Mais la voie maritime joue particulièrement le rôle d'interfaces entre plusieurs systèmes de transport car les ports sont des lieux privilégiés pour le transport multimodal, ainsi que des points de convergence pour les transports terrestres.

Mais ces dernières années, l'analyse des effets de la connectivité maritime sur les échanges commerciaux fait l'objet de grandes discussions en économie internationale. En effet, à travers l'Économie géographique, Krugman (1991 ; 1994) montre que l'interaction entre coûts de transport et rendements d'échelle croissante déterminent le processus de polarisation des activités économiques. Dans la réalité, son analyse cherche à expliquer le choix de localisation des activités dans un espace. La distribution des activités économiques dans l'espace est le résultat d'un arbitrage entre rendements d'échelle croissants (forces de concentration ou centripètes) et coûts de transport (forces de dispersion ou centrifuges).

L'économie géographique renvoie également à l'organisation spatiale puisque les activités économiques ne sont pas toutes localisées au même endroit. De ce fait, la réalisation d'interactions économiques suppose des déplacements d'individus, d'inputs ou de marchandises (Prager et Thisse, 2009). De façon générale, deux (2) lois caractérisent l'économie géographique. La première loi stipule que *«toutes les activités ne peuvent être présentes partout»*. Sur cette base, la connexion d'un pays à un marché extérieur demeure importante. La seconde loi énonce que *«ce qui se passe près de nous est souvent plus important que ce qui se passe loin de nous»*. Cette seconde loi par contre ne privilégie pas la connectivité internationale.

À partir des développements précédents, il en ressort que l'économie géographique s'engage à la compréhension des conséquences économiques de l'espace car le processus de développement économique et l'évolution de la répartition des activités sont étroitement liés (Fujita, Krugman et Venables, 1999 Fujita et Thisse, 2002). L'analyse de la disparité de développement fait que les territoires ne peuvent pas être tous au même niveau de performance et les inégalités ne vont que subsister. Ainsi, ces deux lois sont donc la résultante de l'arbitrage nécessaire entre rendements

croissants et coûts de transports. Le développement des régions ainsi engendré est par nature inégal puisque la localisation de l'activité économique sera le produit de l'opposition entre forces centripètes (qui conduisent à l'agglomération) et centrifuges (qui poussent à la dispersion).

Selon Hoffmann (2012), l'accès aux réseaux internationaux de transport maritime régulier est un déterminant capital de la compétitivité commerciale d'un pays car il permet le transport des conteneurs qui sont importants pour le commerce de marchandises (Bernhofen et al, 2013). Toutefois, l'offre de services de transport maritime est dans une large mesure déterminée par les caractéristiques portuaires.

Après cette analyse essentiellement théorique, il est question de passer en revue quelques évidences empiriques sur les effets de la connectivité maritime sur les échanges commerciaux.

1.2 Effets de la connectivité maritime sur le commerce : quelques évidences empiriques

En faisant une analyse statistique, De Prabir (2013) montre quant à lui, l'importance de la connectivité dans la facilitation des échanges et l'intégration des pays de l'Asie de l'Ouest. Sur la période de 2006 à 2011, cet auteur a réussi à vérifier que l'indice de connectivité maritime croît en Sri Lanka, Pakistan et Inde, mais en Maldives il y a détérioration.

À l'aide du modèle de gravité augmenté, Clark et al. (2004) démontrent que si les pays tels que Pérou et Turquie améliorent l'efficacité de leur port, le niveau des échanges va augmenter de 25 %. Sanchez et al. (2003) ont également obtenu des résultats empiriques qui expliquent que le temps d'immobilisation excessif, la durée de séjour des conteneurs au port font grimper les coûts de transport.

De Oliveira et Peridy (2015) évaluent l'impact des coûts à l'échange, en particulier des coûts du transport maritime, dans les pays méditerranéens sur la période de 2000 à 2009. En utilisant le modèle de gravité, l'estimation est réalisée avec les estimateurs Hausman et Taylor ainsi que GMM. Les principaux résultats montrent que ces pays présentent généralement des coûts à l'échange plus élevés, ce qui pénalise leur compétitivité.

A la lumière de la présente revue de littérature, la connectivité maritime peut conférer aux pays qui participent aux échanges internationaux, un avantage comparatif. En menant le raisonnement à partir de l'économie géographique, cette analyse apporte un dépassement aux travaux des classiques sur la théorie du commerce international qui repose sur un double constat : l'immobilité des facteurs de production entre pays et la mobilité parfaite à l'intérieur de chaque pays. Ces économistes ont conçu une théorie du commerce international sans coûts de transport et en réduisant les pays à de simples points.

Empiriquement, la majorité des travaux est orientée vers les pays asiatiques. Mais jusque-là, il manque d'analyses qui se sont focalisées sur l'ensemble des pays côtiers d'Afrique. C'est pourquoi, ce papier cherche à combler ce gap en évaluant à l'aide du modèle de gravité d'Anderson et Van Wincoop (2003) les effets de la connectivité maritime sur les échanges commerciaux des pays côtiers d'Afrique.

II. Modèle théorique et présentation de la forme empirique

Il s'agit d'une part, de présenter le modèle théorique de gravité et, d'autre part, d'exposer le modèle empirique.

2.1 Modèle de gravité d'Anderson et Van Wincoop (2003)

Le modèle de gravité augmenté d'Anderson et Wincoop (2003) présente un grand avantage car il est relativement flexible et permet l'introduction de nombreuses variables. Parmi ces variables, il peut avoir l'écart des structures de spécialisation, l'écart des niveaux de développement, etc. qui permettent d'étudier l'impact des disparités économiques.

Dans sa formulation la plus simple, le modèle de gravité augmenté peut s'écrire :

$$X_{ij} = \frac{Y_i Y_j}{Y} \left(\frac{t_{ij}}{P_i P_j} \right)^{1-\sigma} \quad (1)$$

X_{ij} est le commerce bilatéral entre i (exportateur) et j (importateur), Y_i et Y_j représentent respectivement la taille de l'économie i et j évaluée par le PIB, Y représente la taille de l'économie mondiale (mesurée par le PIB mondial) et σ est l'élasticité de substitution entre les biens échangés. t_{ij} représente le coût des échanges ; P_i et P_j représentent la résistance multilatérale aux échanges des pays i et j respectivement. Ils traduisent la résistance moyenne aux échanges entre un pays et l'ensemble de ses partenaires.

Ainsi, P_i mesure l'ouverture du monde aux exportations du pays i et P_j , l'ouverture du pays j aux importations du monde.

Les termes P_i et P_j ne sont pas directement observables et leur omission est à l'origine de biais d'estimation importants (Anderson et van Wincoop, 2003). Deux approches ont été suggérées pour modéliser la résistance multilatérale. Il s'agit de l'estimation non linéaire de P_i et P_j (Anderson et van Wincoop, 2003) et l'introduction d'effets spécifiques à chaque pays importateur et chaque pays exportateur (Feenstra, 2004). Cette méthode est plus appropriée pour les données en coupe instantanée mais insuffisante pour les données en panel car elle revient à ne considérer que la partie invariante dans le temps des termes de résistance multilatérale. C'est pourquoi, en plus des effets spécifiques bilatéraux, des effets fixes temporels pour contrôler les termes de résistance multilatérale sont ajoutés (Baldwin et Taglioni, 2006). Selon Baldwin et Taglioni (2006, 2007), le biais d'estimation du modèle de gravité peut provenir de trois erreurs, à savoir : (i) une erreur liée à l'omission de certains déterminants potentiels du commerce bilatéral (« *Gold Medal Error* ») ; (ii) une erreur relative à la comptabilisation des exportations bilatérales comme une moyenne des flux réciproques (« *Silver Medal Error* ») ; et (iii) une erreur induite par l'utilisation du PIB réel (« *Bronze Medal Error* »). Pour corriger ces erreurs, nous introduisons à la fois des variables muettes invariantes dans le temps et les résistances multilatérales, nous adoptons une spécification en données de panel qui nous évite de calculer la moyenne des flux réciproques, et nous introduisons des variables muettes temporelles (Baldwin et Taglioni, 2006 ; 2007).

Dans le modèle de gravité, il est en général supposé que les coûts commerciaux (t_{ij}) pouvant influencer les échanges prennent la forme suivante :

$$t_{ij} = d_{ij}^{\delta_1} \cdot \exp(\delta_2 cont_{ij} + \delta_3 lang_{ij} + \delta_4 ccol_{ij} + \delta_5 col_{ij} + \delta_6 landlock_{ij} + \delta_7 rta_{ij}) \quad (2)$$

d_{ij} est la distance bilatérale entre i et j , $cont_{ij}$, $lang_{ij}$, $ccol_{ij}$, col_{ij} , $landlock_{ij}$ et rta_{ij} sont les variables muettes. Celles-ci désignent respectivement si les deux pays (i et j) ont une frontière commune, la langue commune, colonisateur commun, l'un était une colonie de l'autre à un moment donné, si l'un des deux est un pays enclavé, si les pays sont membres d'un accord commercial.

L'estimation économétrique du modèle de gravité est très complexe et les méthodes d'estimation utilisées présentent différentes spécificités.

L'estimation par les moindres carrés ordinaires se fait sur les données en coupe transversale. Toutefois, il est important de tenir compte de la dynamique des données, de détecter les effets qui ne peuvent pas être facilement observés dans les données en coupes transversales et d'avoir moins de colinéarité entre les variables. Or, les moindres carrés ordinaires à effets fixes présentent plusieurs problèmes économétriques dans le cadre du modèle de gravité. Par exemple, la présence d'effets fixes paires de pays dans le modèle ne permet pas d'identifier l'effet des variables explicatives invariantes dans le temps à l'instar de la distance, langue et frontière commune.

L'autre problème dont souffrent les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) est celui de l'hétéroscédasticité des résidus. La présence d'hétéroscédasticité n'entraîne pas un biais sur les coefficients estimés, mais elle affecte les écarts-types de ces coefficients et aussi les statistiques de Student (Freudenberg et al., 1998).

Une autre technique d'estimation utilisée pour estimer le modèle de gravité est l'estimateur Tobit (Anderson et Marcouiller, 2002 ; Mansfield et al., 2000 ; Rose, 2004). Le modèle Tobit reconnaît l'existence des valeurs nulles dans la variable dépendante et les traite en normalisant la distribution des erreurs. Sous l'hypothèse d'une censure à zéro, la technique d'estimation appropriée est le Tobit. Cette méthode trouve rapidement des limites lorsque les variables sont transformées en logarithme, certaines observations devenant ainsi indéterminées. En censurant la variable dépendante à ne prendre que des valeurs positives, on crée un biais additionnel, qui pourrait rendre les estimateurs moins robustes.

Face à ces problèmes économétriques évoqués précédemment, des outils sophistiqués (Pseudo maximum de la loi de poisson (PPML) ; méthode Heckman en deux (2) étapes) permettant de contourner ces problèmes sont de plus en plus utilisés.

Santos Silva et Tenreyro (2006) suggèrent de résoudre ces problèmes en utilisant l'estimation Pseudo Maximum de Vraisemblance à partir d'une loi de Poisson (PPML). L'estimateur PPML présente l'avantage d'être convergent en présence d'hétéroscédasticité et de traiter efficacement le problème des valeurs nulles

de la variable du commerce. En effet, la spécification en logarithme de la variable d'exportations conduit à éliminer les observations pour lesquelles le commerce a une valeur nulle. L'estimateur de Poisson intègre toutes les observations et évite ainsi un biais potentiel de sélection. Pour ces raisons évoquées, nous privilégions cette méthode.

Santos-Silva et Tenreyro (2006, 2010, 2011) recommandent l'utilisation de l'estimateur Poisson du Pseudo Maximum de Vraisemblance (PPML) qui, selon eux, a la même robustesse que l'estimateur Gamma, à cause de la similarité de leurs conditions de premier ordre (Head et Mayer, 2014). Plusieurs autres contributions relatives à des différents estimateurs non linéaires ont suivi. De Benedictis et Taglioni (2011) soulignent que lorsque le taux de prévalence de zéro est élevé dans les flux commerciaux, le PPML n'est plus approprié. Ils proposent d'utiliser le « Zero-Inflated Poisson Model ou Zero-Inflated Negative Binominal Model ». En revanche, Head et Mayer [2014] déconseillent le recours à la loi binomiale négative (NEGBIN), même en cas d'une assez grande dispersion de la variable dépendante, à cause de la forte sensibilité de cet estimateur à l'unité de mesure de la variable dépendante.

2.2 Modèle empirique et source de données

Cette partie présente d'une part, le modèle à des fins d'estimation et, d'autre part, les sources de données. En combinant les équations (1) et (2) et après un réarrangement, le modèle à des fins d'estimation s'écrit :

$$X_{ijt} = \exp(\lambda_{ij} + \lambda_t + \delta_1 \ln distwces_{ij} + \delta_2 \ln lscit_{it} + \delta_3 \ln y_{it} + \delta_4 \ln y_{jt} + \delta_5 \ln pop_{it} + \delta_6 \ln pop_{jt} + \delta_7 \ln coutcontner_{it} + \delta_8 \ln cont_{ij} + \delta_9 \ln lang_{ij} + \delta_{10} \ln ccol_{ij} + \delta_{11} \ln delai_{it}) + \varepsilon_{ijt}$$

Avec

X_{ijt} : exportations totales du pays i à destination du pays j à la période t ;

$\ln distwces_{ij}$: logarithme de la distance relative entre le pays i et le pays j ;

$\ln lscit_{it}$: logarithme de l'indice de connectivité maritime de i à la période t ;

$\ln y_{it}$: logarithme du produit intérieur brut du pays i à la période t ;

$\ln y_{jt}$: logarithme du produit intérieur brut du pays j à la période t ;

$\ln pop_{it}$: logarithme de la population du pays i à la période t ;

$\ln pop_{jt}$: logarithme de la population du pays j à la période t ;

$\ln coutcontner_{it}$: logarithme du coût à l'exportation du conteneur ;

$\ln delai_{it}$: logarithme du délai à l'exportation du conteneur du pays i à la période t.

λ_{ij} et λ_t et désignent respectivement les effets individuels bilatéraux entre le pays i et j et les effets fixes temporels à la période t.

i et j désignent respectivement l'ensemble des pays côtiers d'Afrique et l'ensemble des partenaires.

Les signes attendus des coefficients de différentes variables du modèle sont entre autres :

- « $pop_{i(j)}$ et $y_{i(j)}$ » sont de signe positif (+) ;
- « $distwces_{ij}$ » est de signe négatif (-) ;
- « $cont_{ij}$, $lang_{ij}$ et $ccol_{ij}$ » sont de signe positif (+) ou négatif (-) ;
- « $coutcontner_i$, $delai_i$ et $lsci_i$ » sont de signe négatif (-).

L'indice de connectivité maritime prend en compte cinq (5) éléments dans le calcul : i) le nombre de compagnies assurant des services en provenance et à destination des ports d'un pays ; ii) la taille de grands navires ; iii) le nombre de services reliant les ports d'un pays à d'autres ; iv) le nombre total de navires assurant un service en provenance/à destination des ports d'un pays ; v) la capacité totale de charge de conteneurs des navires. Cet indice a fait l'objet de calcul en composante principale (ACP) par CNUCED depuis 2004.

Il importe de rappeler que la distance constitue un coût important aux échanges car elle apparaît comme une barrière. Généralement, il existe trois (3) sortes de distance : la distance à vol d'oiseau, la distance réelle et la distance réelle ajustée. La distance à vol d'oiseau prend en compte la distance d'arc entre les deux capitales des pays considérés pour approximer la distance qui sépare les partenaires commerciaux. La distance réelle par contre, concerne la voie réelle utilisée pour transporter les marchandises (terrestre et maritime). Nous retenons ainsi la variable réelle ajustée appelée « $distwces$ » dans la base de données du CEPII qui mesure la somme des distances entre les principales villes de chaque pays pondérées par leur taille relative.

La variable produit intérieur brut est utilisée pour représenter les niveaux de production de chaque pays à la période t . Ainsi, elle est considérée comme un indicateur de la taille économique des pays. Par contre, la variable population (pop) prend en compte le nombre total de la population dans le pays.

Le délai à l'exportation indique le temps d'une cargaison standard de marchandises par voie maritime. Le délai à l'exportation est exprimé en jours civils. Le temps d'attente entre les procédures (par exemple, pendant le déchargement de la cargaison) est compris dans le calcul.

Le coût à l'exportation du conteneur, exprimé en dollars, correspond aux frais perçus pour un conteneur de 20 pieds. Tous les frais relatifs aux procédures d'exportation des marchandises sont pris en compte, y compris les coûts engagés pour les documents, les frais administratifs liés au dédouanement et aux inspections, les frais de courtiers douaniers, les frais liés aux ports et les frais de transports terrestres.

Les données utilisées couvrent la période de 2009 à 2014. Les exportations des pays côtiers d'Afrique vers leurs partenaires proviennent de WITS. L'indice de connectivité des transports maritimes réguliers ($Isci$), la population et le PIB en dollar courant sont extraites de CNUCED. Les données bilatérales géographiques et culturelles sont fournies par le Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales (CEPII). Il s'agit de : distance, frontière commune, colonisateur commun et langue commune. Les informations sur le délai et le coût de transport du conteneur sont fournies par *Doing Business (2016)*.

III. Résultats des estimations

L'interprétation des résultats repose uniquement sur l'estimateur par la méthode PPML. Les autres approches d'estimation permettent juste de montrer la robustesse des résultats par rapport à la méthode utilisée. L'estimateur Poisson et l'estimateur Gamma aboutissent à des estimateurs consistants, en présence de zéros et d'une forte dispersion de la variable dépendante. Nous utilisons également le Zero-Inflated Negative Binominal Model (ZINBPML) et le Zero-Inflated Poisson Model (ZIPML) qui sont également consistants en cas de forte dispersion de la variable dépendante (De Benedictis et Taglioni, 2011). Enfin, pour tenir compte de la nature de la variable dépendante (qui peut être censurée ou tronquée), nous utilisons le Censored Poisson

Regression Model (CPRM) et le Truncated Poisson Regression Model (TPRM) (Grogger et Carson, 1991 ; Long (1997 ; Winkelmann, 2008 ; Raciborski, 2011 ; Cameron et Trivedi, 2005, 2013). Les résultats de ces différents estimateurs sont reportés dans le tableau des résultats en annexe.

La distance entre les pays côtiers africains et leurs partenaires influence négativement et significativement les exportations à 10 % (cf. tableau en annexe). Ce résultat confirme l'idée selon laquelle, plus la distance est grande, plus les exportations et les importations diminuent puisque les coûts de transport vont être élevés (Baldwin et Taglioni, 2006). Ainsi, la distance devient un facteur économique qui peut justifier la disparité des prix et réduire la connectivité entre les pays (Pomfret et Sourdin, 2010).

Les coefficients du $lpib_i$ et $lpib_j$ sont significatifs à 10 %. Ainsi, une augmentation de 1 % du $lpib_i$ entraîne une hausse des exportations de 1.003 % de même qu'une hausse de 1 % du $lpib_j$ entraîne un accroissement des importations du j de 0.607 %. Le coefficient des variables $lang_{ij}$, $cont_{ij}$ et $ccol_{ij}$ est positif et significatif à 10 %. En effet, le partage d'une langue commune est un proxy de rapprochement culturel qui entraîne une réduction des coûts de transaction commerciaux (Trotignon, 2009). L'effet positif de la contiguïté sur les exportations peut s'expliquer par le fait que les échanges les plus intenses et les plus significatifs concernent en premier lieu, les partenaires proches. Le fait que les pays i et j aient un même colonisateur influence sur les exportations car dans la plupart de temps, les pays colonisés adoptent pratiquement le cadre institutionnel du pays colonisateur, la similarité des règles et des systèmes administratifs.

Parmi les trois variables ($lsci_i$, $coutcontner_i$ et $delai_i$) qui permettent de déterminer les effets de la connectivité maritime sur les échanges commerciaux des pays côtiers d'Afrique, il n'y a que $coutcontner_i$ et $delai_i$ qui ont des effets négatifs et significatifs.

Une augmentation d'un jour réduit les exportations des pays côtiers d'Afrique de 1.409 %. Ce résultat confirme les travaux de Freud et Rocha (2010) qui ont montré qu'en Afrique, une augmentation d'une journée de transit réduit les exportations de 7 %. Sur une longue distance, les navires peuvent faire plusieurs fois les escales, ce qui augmente les délais dans les échanges.

L'influence négative du facteur temps sur l'approvisionnement international peut s'expliquer également par la localisation géographique. L'organisation spatiale renvoie souvent au fait que les activités économiques ne sont pas toutes localisées au même endroit étant donné que les distances séparent les exportateurs et les importateurs. De plus, lors de la manutention (*stevedoring*) dans les ports, les bateaux transportant les conteneurs sont confrontés à des problèmes de retard. Ce retard est dû au fait qu'il est souvent nécessaire d'accéder à plusieurs terminaux et que les retards s'additionnent à chaque nouvel emplacement, pour créer un «effet domino».

Nous pouvons ajouter également les goulots d'étranglement durant le transit qui peuvent constituer un sérieux problème durant les exportations, les retards aux frontières, les problèmes de coordination lors de transit.

Le coefficient associé au « $l_{\text{coutcontner}_i}$ » est négatif et significatif à 1 %. Ainsi, cet effet négatif du coût de transport du conteneur sur les exportations peut s'expliquer par l'éloignement par rapport à leurs partenaires. Par exemple, le transport d'un conteneur de 40 pieds entre l'Asie et l'Afrique centrale coûte 6000 \$ pour une durée de voyage d'un mois et demi à deux mois⁵. En effet, les résultats concernant les pays exportateurs peuvent trouver des justifications dans l'absence des phénomènes d'économie d'échelle puisque les bateaux utilisés ne sont pas de plus grande taille pour permettre une baisse des coûts par unité d'output. Les procédures douanières, les tracasseries administratives sont également les éléments qui peuvent facilement impacter négativement sur le coût de transport du conteneur.

Ces analyses montrent que le délai et le coût de transport des conteneurs constituent des coûts aux exportations des pays côtiers d'Afrique et cela peut réduire leur intégration commerciale.

Conclusion

Empruntant les théories de l'économie géographique, le présent papier a permis de déterminer les effets de la connectivité maritime sur les échanges commerciaux des pays côtiers d'Afrique.

En utilisant le modèle de gravité d'Anderson et Van Wincoop (2003) et la méthode PPML avec les données qui couvrent la période de 2009 à 2014, les résultats

de l'estimation ont montré un effet négatif de la connectivité maritime sur les échanges commerciaux. D'une part, le délai et, d'autre part, le coût de transport du conteneur constituent des coûts aux exportations de ces pays côtiers.

Les facteurs déterminant l'efficacité d'un port sont la qualité de l'infrastructure portuaire et la structure du marché des services portuaires. Une meilleure infrastructure facilite les opérations portuaires, telles que la manutention du fret maritime, stockage, etc. Elle réduit le temps nécessaire pour effectuer ces opérations et améliore la qualité des services fournis.

Pour augmenter la base de service de transport des pays côtiers de l'Afrique, par conséquent, l'amélioration de la connectivité maritime, ceux-ci doivent chercher à renforcer les infrastructures portuaires modernes car la littoralisation constitue aujourd'hui un vecteur d'intégration mondiale. Ils doivent également encourager le partenariat public-privé (PPP) car il constitue un mode de financement intéressant pour relever le défi des infrastructures en Afrique.

Au terme de cette analyse, il en ressort qu'une grande connectivité maritime serait bénéfique pour les pays côtiers d'Afrique car elle peut leur procurer un avantage comparatif. Toutefois, des études futures peuvent s'orienter dans ce sens pour enrichir davantage le travail en considérant les incertitudes telles que les pirateries maritimes et les prix des carburants qui peuvent affecter négativement la connectivité maritime.

Bibliographie

Anderson, J.E. et E. Van Wincoop (2003). Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. *American Economic Review, American Economic Association*, Vol. 93(1), pages 170-192.

Anderson, J.E. et D. Marcouiller (2002). Insecurity and the Pattern of Trade: An Empirical Investigation. *The Review of Economics and Statistics* 84 (2), 342-52.

Baldwin, R. (2006). The euro's trade effects. European Central Bank, *Working Paper Series* 594.

Baldwin R. et D. Taglioni (2007). Trade Effects of the Euro: A Comparison of Estimators. *Journal of Economic Integration* 22(4), pp. 780–818.

Bernhofen, M. Daniel et El-Sahli, Zouheir et R. Kneller (2013). Estimating the Effects of the Container Revolution on World Trade. *Working Paper Series* n°4136

Banomyong, R. (2012). Redefining institutional connectivity in Southeast Asia: a case study of logistics related policies. *Transiter, Colloque International*, Paris.

Cameron A., C. et P. K. Trivedi (2013). *Regression Analysis of Count Data*. 2nd ed. New York: Cambridge University Press.

Clark, X., D. Dollar, et A. Micco (2004). Port Efficiency, Maritime Transport Costs, et Bilateral Trade. *Journal of Development Economics*, 75 (2): 417-50.

De, Prabir, S. Raihan et S. Kathuria (2012). Unlocking Bangladesh-India trade: emerging potential and the way forward *World Bank Policy Research Working paper*, (6155).

De Benedictis L. et D. Taglioni (2011). *The Gravity Model in International Trade*, in: L. De Benedictis et L. Salvatici, (Eds.), *The Trade Impact of European Union Preferential Policies: An Analysis Through Gravity Models*. Springer, pp. 55–90.

De Oliveira et Peridy (2015). L'impact des coûts à l'échange sur le commerce des pays MENA : le rôle des coûts directs et indirects liés au transport maritime. *Région et Développement*, n°41

Feenstra, R. C. (2004). *Advanced International Trade: Theory and Evidence*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.

Freudenberg, M., Gaulier G. et D. Ünal-Kesenci (1998). *La Régionalisation du Commerce International : une évaluation par les intensités relatives bilatérales*. CEPII, Document de travail n° 98-05, pages 5.

Freund, C. et N. Rocha (2010). What Constrains Africa's Exports? *Policy Research Working Paper Series* 5184, The World Bank.

Fugazza, M., J. Hoffmann et R. Razafinombana (2013). *Building a Dataset for Bilateral Maritime Connectivity*. UN.

Fujita M., et J.F. Thisse (2002). *Economics of Agglomeration. Cities, Industrial Location and Regional Growth*. Cambridge University Press, Cambridge.

Fujita M., P. Krugman, et A. Venables (1999). *The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade*. MIT Press.

Grogger J.T. et R. T. Carson (1991). *Models for truncated counts*. *Journal of Applied Econometrics* 6: pp. 225–238.

Head K. et T. Mayer (2014). *Gravity Equations: Workhorse, Toolkit, and Cookbook*”, *Handbook of International Economics Volume 4* eds. Gopinath, Helpman, Rogoff, Elsevier

Heckman, J. (1979). *Sample Selection Bias as a Specification error*. *Econometrica* 47: 153-161.

Hoffmann J. (2012). *Corridors of the Sea: An investigation into liner shipping connectivity*. *Les Corridors de Transport*, p.263.

Hummels D. et S. Georg (2013). *Time as a Trade barrier*. *American Economic Review*, 2939-2959.

Krugman, P. (1994). *Complex Landscapes in Economic Geography*. *American Economic Review*, vol. 84(2), pages 412-16.

Krugman P. (1991). *Increasing returns and economic geography*. *Journal of Political Economy*, Cambridge, n°99: pp. 483-499.

Michel D. et R. Prud'homme (2007). *Infrastructures de transport, mobilité et croissance*. Documentation Française.

Raciborski R. (2011). *Right-censored Poisson regression model*. *Stata Journal* 11: pp. 95–105.

Santos Silva, J. et S. Tenreyro (2006). *The Log of Gravity*. *The Review of Economics and Statistics* 88: 361-65.

Santos Silva, J. et S. Tenreyro (2010). *On the existence of the maximum likelihood estimates in Poisson regression*. *Economics Letters*, 107(2), pp. 310-312.

Santos Silva, J et S. Tenreyro (2011). Further simulation evidence on the performance of the Poisson pseudo-maximum likelihood estimator. *Economics Letters*, 112(2), pp. 220-222.

Trotignon, J. (2009). Are the New Trading Blocs Building or Stumbling Blocks? A Gravity Model Using Panel Data. Groupe d'Analyse et de Théorie Économique (GATE) *Working Paper*, n°09-33.

Winkelmann (2008), R. *Econometric Analysis of Count Data*. 5th ed. Berlin: Springer.

Annexe : Tableau des résultats des estimations économétriques

Variables	PPML	GAMMA	ZIP	NEGBIN	TPRM	CPRM	MCO
$ldistwces_{ij}$	-0.409*** (0.0561)	-0.104*** (0.00566)	-1.035*** (4.76e-05)	-0.0658*** (0.0178)	-0.174*** (0.00883)	-1.086*** (0.0611)	-1.659*** (0.0659)
$lpib_j$	0.607*** (0.0323)	0.0603*** (0.00193)	0.641*** (2.44e-05)	0.175*** (0.00855)	0.0862*** (0.00324)	0.709*** (0.0214)	0.768*** (0.0230)
$lpib_i$	1.003*** (0.0338)	0.0926*** (0.00338)	0.981*** (2.65e-05)	0.301*** (0.0148)	0.124*** (0.00465)	1.293*** (0.0376)	1.146*** (0.0347)
$lpop_i$	0.0925*** (0.0234)	0.00987*** (0.00239)	0.0437*** (1.31e-05)	0.0871*** (0.0109)	0.0275*** (0.00341)	0.164*** (0.0295)	0.272*** (0.0261)
$lpop_j$	0.298*** (0.0411)	0.0214*** (0.00216)	0.370*** (2.30e-05)	0.0944*** (0.0110)	0.0379*** (0.00396)	0.309*** (0.0266)	0.357*** (0.0291)
$lcoutcontner_i$	-0.313* (0.194)	0.0528*** (0.0117)	-0.0189*** (0.000146)	-0.0809 (0.0574)	-0.116*** (0.0215)	-0.505*** (0.155)	-0.923*** (0.158)
$ldelai_i$	-1.409*** (0.234)	-0.0470*** (0.0136)	-1.528*** (0.000118)	-0.435*** (0.0558)	-0.0626*** (0.0224)	-0.712*** (0.132)	-0.413** (0.166)
$lsci_i$	-0.00424 (0.110)	-0.0214* (0.00616)	-0.0886 (5.86e-05)	-0.345 (0.0352)	-0.0573 (0.0112)	-0.383 (0.0780)	-0.550*** (0.0838)
$ccol_{ij}$	0.439*** (0.162)	0.00775 (0.00868)	0.334*** (0.000119)	0.315*** (0.0486)	0.0443*** (0.0173)	0.608*** (0.0942)	0.335*** (0.122)
$lang_{ij}$	0.440*** (0.101)	0.0454*** (0.00774)	0.266*** (5.96e-05)	0.404*** (0.0424)	0.0710*** (0.0141)	1.357*** (0.199)	0.636*** (0.105)
$cont_{ij}$	1.104*** (0.196)	0.0863*** (0.0157)	0.0776*** (0.000148)	1.015*** (0.0709)	0.0934*** (0.0255)	0.335*** (0.104)	0.758*** (0.202)
Constant	-8.080*** (1.326)	0.630*** (0.0881)	-6.675*** (0.000834)	-9.973*** (0.400)	-0.171*** (0.130)	-14.96*** (0.957)	-11.61*** (0.961)
Observations	5922	3928	3928	3928	3928	3928	4002
R-squared	0.521						0.560
Effet fixe	Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non
Effet temporel	Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non

ANTOINE AUBERGER

CRED, Université Panthéon-Assas (Paris II), France

antoine.auberger@u-paris2.fr

CYCLES POLITIQUES RATIONNELS PARTISANS ET CHÔMAGE : UNE ÉVALUATION EMPIRIQUE

Résumé

On considère le même échantillon de pays (8 pays de l'*OCDE*) que Berlemann et Marwardt (2007) avec une base de données proche (1963-2005 ou période plus courte en fonction des données disponibles pour le taux de chômage mensuel). Si on considère le panel formé par les huit pays, les estimations montrent pour le chômage des résultats favorables à la théorie rationnelle partisane en tenant compte du degré de la surprise électorale. On montre que si on fait des estimations par pays les résultats obtenus pour le chômage sont très différents suivant les pays : par exemple, pour les États-Unis, les résultats sont favorables à la théorie rationnelle partisane mais pas pour la France notamment. Par rapport à Berlemann et Markwardt (2007), on fait également des estimations avec différentes variables partisans (avec et sans la prise en compte du degré de la surprise électorale) pour tester la théorie rationnelle partisane pour le chômage. Le modèle d'Heckelmann (2006) ne donne pas de résultats favorables ni pour l'ensemble de l'échantillon des huit pays ni pour chaque pays.

Mots-clés : cycles politiques partisans rationnels, surprise électorale, incertitude électorale, chômage, pays de l'*OCDE* (8)

JEL Classification : C22, C23, D78, E32

Rational Partisan political Cycles and Unemployment : an Empirical Evaluation

Abstract :

We consider the same sample of countries (eight *OECD* countries) as Berlemann and Marwardt (2007) with a close data base (1963-2005 or shorter period according to the available data for the monthly unemployment rate). If we consider the sample group made up by eight countries, the estimations show favorable results for the unemployment for the partisan rational theory by taking into account the degree of the electoral surprise. We show that if we make estimations by country the obtained results for the unemployment are very different according to countries: for example, for the United States, the results are favourable to the rational partisan theory but not for France notably. In comparison to Berlemann and Markwardt (2007), we also make estimations with various partisan variables (with and without taking into account the degree of the electoral surprise) to test the rational partisan theory for the unemployment. The model of Heckelmann (2006) does not give favourable results either for the whole sample of eight countries or for every country.

Keywords : rational partisan political cycles, electoral surprise, electoral uncertainty, unemployment, *OECD* countries (8)

1. Introduction

L'étude des cycles politiques permet de voir l'influence des élections sur les fluctuations économiques. Dans les modèles opportunistes (traditionnels et rationnels¹), les hommes politiques souhaitent être réélus et mettent en œuvre des politiques économiques opportunistes avant les élections pour augmenter leurs chances de réélection ; dans les modèles partisans (traditionnels et rationnels), les hommes politiques souhaitent appliquer des politiques économiques conformes à leur idéologie². Les cycles politiques en France ont été notamment étudiés sur le plan empirique par Alesina et Roubini (1992), Alesina et al., (1992), Alesina et al., (1993) et Alesina et

1 Dans les modèles traditionnels, les agents économiques forment des anticipations d'inflation adaptatives alors que dans les modèles rationnels, ces anticipations sont rationnelles.

2 Les cycles politiques partisans traditionnels ont été développés par Hibbs (1977) pour les États-Unis. Les partis de gauche accordent plus d'importance à la lutte contre le chômage qu'à la lutte contre l'inflation (et inversement pour les partis de droite). Les cycles politiques partisans rationnels ont été développés initialement par Alesina (1987) pour les États-Unis.

al., (1997) pour un ensemble de pays de l'OCDE. Les résultats montrent que pour un ensemble de pays de l'OCDE les cycles politiques opportunistes traditionnels sont rejetés pour la croissance réelle du PIB et pour le taux de chômage : cela signifie que la croissance économique n'est pas significativement plus élevée avant les élections et que le chômage ne baisse pas significativement avant les élections ; en revanche, le taux d'inflation est plus élevé après les élections (pendant quelques trimestres) : ce résultat laisse supposer qu'il peut y avoir avant les élections une utilisation des instruments de politique économique, ce qui est en accord avec la théorie rationnelle opportuniste³. Les cycles politiques partisans traditionnels sont également rejetés pour un ensemble de pays de l'OCDE : cela signifie qu'il n'existe pas de différences significatives partisans permanentes entre les gouvernements de droite et de gauche pour la croissance économique et le chômage⁴. Par contre, les résultats d'Alesina et al., (1997) montrent que la théorie rationnelle partisane est acceptée sur un échantillon de pays de l'OCDE (dont la France) pour la croissance économique et pour le taux de chômage, ce qui signifie qu'il y a des différences partisans temporaires entre les gouvernements de droite et de gauche⁵. Cependant, il faut noter que ces tests intègrent la surprise électorale d'une façon simplifiée (la surprise électorale est la même après chaque changement de majorité). La théorie rationnelle partisane a été également testée empiriquement en prenant en compte le degré de la surprise électorale qui peut être différent pour chaque élection. Alesina et al., (1997) confirment leurs résultats favorables à cette théorie pour les États-Unis (croissance économique et chômage) en supposant que les effets temporaires sur l'économie liés au degré de la surprise électorale diminuent au cours du temps. Par contre, Carlsen (1998) et Carlsen et Pedersen (1999) écrivent qu'ils trouvent des résultats défavorables à la théorie rationnelle partisane pour les États-Unis (croissance économique) en utilisant simultanément une variable intégrant la surprise électorale et une variable distinguant les partis démocrates et républicains pendant quelques trimestres après les élections (avec ou sans changement d'administration). Maloney et al. (2003) prennent en compte l'ampleur de la surprise électorale et le degré d'indépendance des banques centrales et

3 Voir en particulier (Rogoff et Siebert, 1988).

4 C'est-à-dire que la croissance économique n'est pas significativement plus élevée avec un gouvernement de gauche qu'avec un gouvernement de droite et que le chômage n'est pas significativement plus bas avec un gouvernement de gauche qu'avec un gouvernement de droite.

5 C'est-à-dire que la croissance économique est significativement plus élevée avec un gouvernement de gauche qu'avec un gouvernement de droite pendant quelques trimestres après les élections et que le chômage est significativement plus bas avec un gouvernement de gauche qu'avec un gouvernement de droite pendant quelques trimestres après les élections (surtout quand il y a un changement de majorité).

trouvent des résultats favorables à la théorie rationnelle partisane pour la croissance économique sur un ensemble de pays de l'OCDE (dont la France). Berlemann et Marwardt (2007) trouvent des résultats favorables à la théorie rationnelle partisane pour le chômage en prenant en compte le degré de la surprise électorale avec un échantillon de huit pays de l'OCDE.

On propose ici de tester la théorie rationnelle partisane pour le chômage avec les huit pays de l'OCDE choisis Berlemann et Marwardt (2007) avec une base de données proche (1963-2005 ou période plus courte en fonction des données disponibles pour le taux de chômage mensuel) en prenant d'abord en compte le degré de la surprise électorale comme Berlemann et Marwardt (2007). Une première critique peut être faite car l'effet de la surprise électorale ne diminue pas au cours du temps. On peut alors faire des estimations en diminuant progressivement l'effet de la surprise électorale comme l'ont fait Alesina et al., (1997). On fait également des estimations en supposant un degré fixe pour les surprises électorales et en supposant que les effets temporaires sur l'économie diminuent au cours du temps comme Heckelman (2002) l'a fait pour le Canada, ce qui est conforme au modèle d'Alesina (1987).

On commence par faire une présentation de la théorie rationnelle partisane de la surprise électorale (section 2) ; on fait des estimations sur la théorie rationnelle partisane pour le taux de chômage pour l'échantillon de huit pays et pour chaque pays en reprenant l'article de Berlemann et Marwardt (2007) (section 3) et on continue les estimations pour l'échantillon de huit pays et pour chaque pays en reprenant les articles de Heckelman (2002, 2006) (sect 4).

2. Théorie rationnelle partisane et surprise électorale

2.1 La théorie rationnelle partisane

Le modèle théorique est détaillé dans Alesina (1987), Alesina et Sachs (1988) et Alesina et al., (1997). Il a été développé à l'origine pour les États-Unis. On reprend ici en partie la présentation faite par Alesina et al., (1997) avec une adaptation (gauche / droite).

On suppose que la durée d'un mandat électoral est égale à deux périodes et que le mandat électoral commence à la date t^6 .

L'économie est décrite par une courbe de Phillips augmentée par des anticipations :

(1) $y_t = \bar{y} + \pi_t - \omega_t$ avec y_t : taux de croissance de l'économie, \bar{y} : taux naturel de croissance, π_t : taux d'inflation, ω_t : taux de croissance des salaires nominaux.

Les contrats concernant les salaires nominaux sont signés à la fin de chaque période (avant l'élection) et durent pendant une période entière. C'est une hypothèse simplificatrice car en réalité, tous les contrats de salaires ne sont pas négociés en même temps.

Les anticipations de l'inflation par les agents économiques sont rationnelles :

(2) $\omega_t = \pi_t^e = E(\pi_t | I_{t-1})$ avec π_t^e : taux d'inflation anticipé.

Les gouvernants contrôlent directement l'inflation. Cette hypothèse peut être discutable pour la France car à partir de 1994 la Banque de France est devenue indépendante.

Les hommes politiques ne sont pas identiques (ils ont des préférences partisans) : les membres du parti de gauche sont plus concernés par le chômage et la croissance que par l'inflation et les membres du parti de droite ont des préférences opposées.

Le parti de gauche (G) et le parti de droite (D) ont les fonctions d'utilité suivantes :

(3) $u^G = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [-(\pi_t - \bar{\pi}^G)^2 + b^G y_t]$ et (4) $u^D = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [-(\pi_t - \bar{\pi}^D)^2 + b^D y_t]$

et (4) $u^D = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [-(\pi_t - \bar{\pi}^D)^2 + b^D y_t]$

avec $\bar{\pi}^G$: objectif d'inflation du parti de gauche, $\bar{\pi}^D$: objectif d'inflation du parti de droite, les coefficients b^G et b^D expriment le poids relatif de l'inflation et de la croissance dans les fonctions d'utilité des deux partis.

6

On précise que la régularité des élections n'est pas la même en France qu'aux États-Unis.

On a : (5) $\bar{\pi}^G \geq \bar{\pi}^D \geq 0$ et (6) $b^G > b^D \geq 0$. Le parti de gauche attache plus d'importance à la croissance que celui de droite.

Les électeurs ont des préférences différentes entre l'inflation et la croissance (comme les partis) et votent pour le parti qui leur donnera le niveau d'utilité espérée le plus élevé.

L'électeur représentatif a la fonction d'utilité suivante :

$$(7) u_i = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [-(\pi_t - \bar{\pi}^i)^2 + b^i y_t] \text{ avec } \beta : \text{taux d'actualisation.}$$

En général, $\bar{\pi}^i$ et b^i sont différents suivant les électeurs. Les paramètres $\bar{\pi}^i$ et b^i sont connus (en particulier par les partis politiques).

La date des élections est fixée de façon exogène et à chaque élection deux candidats (ou deux partis) s'affrontent : un sortant et un challenger. Cette hypothèse est un peu simplificatrice pour la France car la date des élections législatives peut éventuellement être fixée de façon endogène (cas des élections législatives de 1997 que la droite pensait gagner).

Les implications empiriques sur les fluctuations économiques⁷ : pendant la première partie d'un mandat électoral avec un gouvernement de gauche, la croissance est supérieure à son taux naturel et pendant la première partie d'un mandat électoral avec un gouvernement de droite, la croissance est inférieure à son taux naturel (les résultats sont inversés pour le chômage). Pendant la deuxième partie d'un mandat électoral, la croissance est égale à son taux naturel pendant les deux types de gouvernement (le chômage est également égal à son taux naturel). Cette déviation de la croissance de son taux naturel est corrélée avec le degré de la surprise électorale : plus le degré de la surprise électorale est grand, plus les effets sur la croissance sont importants (ce résultat est également vrai pour le chômage). L'inflation est plus élevée (de façon permanente) quand la gauche est au pouvoir que quand c'est la droite.

Les travaux empiriques : par exemple, Alesina et al., (1997) font l'estimation suivante pour la croissance économique aux Etats-Unis :

$$(8) \text{CRPNBEU}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{CRPNBEU}_{t-1} + \dots + \alpha_n \text{CRPNBEU}_{t-n} + \alpha_{n+1} \text{PDUM}_t + \varepsilon_t$$

7

Ces résultats sont démontrés dans Alesina (1987) et Alesina et al., (1997) notamment.

où $CRPNBEU_t$ est la croissance du PNB aux États-Unis et PDUM est une variable muette permettant de tester la théorie rationnelle partisane : PDUM = DRPTXN = 1 pendant les N premiers trimestres (N = 4, 6) avec une administration républicaine et -1 avec une administration démocrate pour la croissance (avec 1 retard).

Alesina et al., (1997) trouvent des résultats favorables à la théorie rationnelle partisane pour les États-Unis. Ces résultats sont plus importants pour la croissance et le chômage que pour l'inflation. Ces résultats confirment ceux qui ont été trouvés précédemment. Alesina et al., (1997) testent également la théorie rationnelle partisane pour 18 pays de l'OCDE sur la période 1960:1-1993:4. Ils ont fait des régressions en utilisant des données en coupe et en séries temporelles par pays avec comme variable muette PDUM = DRPTN = 1 pendant les N premiers trimestres (N = 4, 6) avec un gouvernement de droite après un changement de majorité et -1 avec un gouvernement de gauche après un changement de majorité. Ils trouvent également des résultats favorables pour les cycles politiques partisans rationnels pour la croissance économique, le chômage⁸ et l'inflation⁹. Des résultats semblables ont été trouvés dans les études précédentes sauf par Sheffrin (1991) qui n'a pas trouvé des résultats aussi favorables pour les cycles partisans rationnels sur un ensemble de pays de l'OCDE. Pour Gärtner (1994), les résultats empiriques pour l'inflation, la croissance économique et le chômage sur un échantillon de pays de l'OCDE ne sont pas bien expliqués par les cycles politiques partisans rationnels (il n'y a pas d'effets partisans permanents sur la politique monétaire mais il y a des effets opportunistes avant les élections).

8 Pour le taux de chômage, Alesina et al., (1997) utilisent comme variable à expliquer CHOM - CHOMM pour résoudre les problèmes liés à la non stationnarité de la variable CHOM. C'est contestable pour un pays comme la France car les tests DF et ADF de racines unitaires montrent que la variable CHOMF - CHOMM n'est pas stationnaire.

9 Les auteurs notent que ces résultats pour la croissance économique, le chômage et l'inflation sont particulièrement importants pour les pays qui ont un système politique bipartisan.

2.2 Prise en compte de la surprise électorale

On reprend principalement l'étude développée par Alesina et al., (1997) pour les États-Unis. Dans les premières études empiriques sur la théorie rationnelle partisane, la surprise électorale est prise en compte de façon simplifiée (la même pour chaque élection ou pour chaque élection avec un changement de majorité). Ensuite, plusieurs travaux intègrent le degré de la surprise électorale lié à chaque élection. En accord avec la théorie rationnelle partisane, si à la fin de la période t-1 le candidat démocrate gagne l'élection présidentielle, les effets positifs sur la croissance à la période t dépendent du degré de la surprise électorale. De même, si à la fin de la période t-1 le candidat républicain gagne l'élection présidentielle, les effets négatifs sur la croissance à la période t dépendent du degré de la surprise électorale. Ils testent les conséquences de la surprise électorale sur la croissance américaine avec l'équation suivante :

$$CRPIBEU_t = \alpha_1 + \alpha_1 CRPIBEU_{t-1} + \dots + \alpha_n CRPIBEU_{t-n} + \alpha_{n+1} SURPRISE_{\#t-1}^{60} + \varepsilon_t$$

avec CRPIBEU : croissance économique aux États-Unis, SURPRISE# : variable surprise électorale (# : nombre de trimestres intégrant la surprise électorale), ε_t : terme d'erreur aléatoire. D'après Alesina et al., (1997), la théorie indique que plus le degré de la surprise électorale est grand en faveur du parti démocrate (resp. parti républicain), plus la croissance (resp. la récession) post-électorale est importante. Cela conduit à $\alpha_{n+1} > 0$. Alesina et al., (1997) calculent les probabilités de réélection en utilisant la méthode de Cohen (1993) : $P_t^D = \Phi\left(\frac{V_t^D + \mu\tau - 50}{\sigma\sqrt{\tau}}\right)$ avec Φ : fonction de répartition de la loi normale, V_t^D : intentions de vote pour le candidat démocrate, μ : moyenne des variations mensuelles des intentions de vote, σ : nombre de mois avant l'élection, τ : écart-type des variations mensuelles des intentions de vote. En supposant l'existence de contrats imbriqués de deux ans¹⁰, la surprise électorale après les élections américaines (SURPRISE8_t) est calculée par :

$$SURPRISE8_t = RESELEC_t - \frac{1}{8} \sum_{i=0}^7 P_{t-i}^D$$

où RESELEC_t est le résultat de l'élection (0 après une victoire du candidat républicain, 1 après une victoire du candidat démocrate). P_t^D est la mesure de la probabilité électorale d'une victoire du candidat démocrate avant l'élection présidentielle ; après l'élection, P_t^D prend la valeur 0 avec une victoire du candidat républicain et 1 avec

¹⁰ D'après Abraham-Frois (1993), aux États-Unis, la plupart des contrats salariaux fixent les salaires en termes nominaux pour une durée proche de trois ans.

une victoire du candidat démocrate. La variable $SURPRISE\#_t$ est négative avec un président républicain et positive avec un président démocrate. Alesina et al., (1997) utilisent également des variables $SURPRISE$ avec $\# = 4, 6, 10$ et 12 trimestres.

Leurs résultats sont favorables à la théorie rationnelle partisane pour la croissance du PIB et pour le chômage sur la période 1948-1994.

2.3 Synthèse des travaux empiriques sur les cycles politiques partisans rationnels

Carlsen (1998) développe deux modèles théoriques pour tester la théorie rationnelle partisane dans lesquels les contrats de salaires sont fixés de façon échelonnée : le premier s'appuie sur le modèle de Fischer (1977) dans lequel les salaires sont prédéterminés mais peuvent varier et le deuxième reprend le modèle de Taylor (1979) dans lequel les salaires sont fixes et prédéterminés. Ses résultats pour les États-Unis ne permettent pas de dire que les effets de la surprise électorale sur l'économie dépendent du degré de la surprise électorale. Carlsen et Pedersen (1999) reprennent le deuxième modèle développé par Carlsen (1998) et trouvent des résultats plus favorables à la théorie rationnelle partisane pour la Grande-Bretagne. Maloney et al., (2003) développent un modèle théorique en reprenant également le modèle de Taylor (1979). Dans leurs estimations, la théorie rationnelle partisane est prise en compte par deux variables muettes (une variable muette partisane pour les gouvernements de gauche et une variable muette intégrant la surprise électorale). Leurs résultats sont favorables à la théorie rationnelle partisane et ils intègrent le degré d'indépendance des banques centrales (échantillon de vingt pays de l'OCDE). Berlemann et Markwardt (2007) font des estimations en prenant en compte la surprise électorale ; leurs résultats sont favorables à la théorie rationnelle partisane pour un échantillon de 8 pays de l'OCDE.

Pour calculer des probabilités électorales avant les élections, on peut employer la méthode de Carlsen (1997, 1998) développée initialement par Chappell et Keech (1988) pour calculer des probabilités de victoire pour la majorité sortante : calcul des probabilités de réélection se fait à partir d'une fonction de vote puis de la fonction de répartition de la loi de Student. On peut également utiliser la méthode de Cohen (1993) employée par Alesina et al., (1997) : à partir des sondages d'intentions de vote puis de la fonction de répartition de la loi normale. On précise que les probabilités électorales calculées par ces deux méthodes peuvent être très différentes pour certaines élections. Il faut noter que les probabilités de réélection calculées par la méthode de

Carlsen (1997, 1998) ne sont pas connues par les électeurs alors que dans le modèle d'Alesina (1987), les probabilités de victoire électorale (P^D et P^G) sont exogènes. On reprend dans cet article les calculs de Berlemann et Markwardt (2007) qui utilisent un modèle binaire logit et la fonction logistique pour calculer des probabilités de réélection puis la variable surprise électorale. Dans le modèle d'Alesina (1987), le degré de la surprise électorale est fixe pour chaque élection. C'est pourquoi, on fera également des estimations avec une variable muette utilisée par Heckelman (2002) prenant en compte l'appartenance partisane du gouvernement élu et supposant que les effets des élections sur l'économie réelle sont temporaires et diminuent au cours du temps. On peut également rappeler certains résultats empiriques concernant la théorie rationnelle partisane avec un degré de surprise électorale fixe avant chaque élection comme dans le modèle d'Alesina (1987). La théorie rationnelle a d'abord été testée avec succès par Alesina et Roubini (1992) et Alesina et al., (1997) pour la croissance du PIB et le chômage avec un échantillon de pays de l'OCDE (18 ou 8 pays). Ces auteurs construisent des variables politiques muettes en prenant en compte l'incertitude électorale de façon très simplifiée : $DRPTXN = 1$ pendant les N premiers trimestres ($N = 4,6$) avec un gouvernement de droite après un changement de majorité et -1 avec un gouvernement de gauche après une élection et 0 sinon, ce qui revient à supposer qu'il y a une surprise électorale, de même ampleur, à chaque élection ou $DRPTN = 1$ pendant les N premiers trimestres ($N = 4,6$) avec un gouvernement de droite après un changement de majorité et -1 avec un gouvernement de gauche après un changement de majorité et 0 sinon, ce qui revient à supposer qu'il y a une surprise électorale, de même ampleur, à chaque changement de majorité. L'utilisation de cette variable est critiquable car elle n'est pas en accord avec le modèle d'Alesina (1987) et, de plus, la surprise électorale est différente pour chaque élection. Le modèle économétrique utilisé par Alesina et Roubini (1992) et Alesina et al., (1997) revient à supposer que les probabilités électorales de victoire (gauche/droite) sont égales, ce qui n'est pas vrai. Si les probabilités électorales de victoire (gauche/droite) sont fixes mais ne sont pas égales, il faut utiliser le modèle présenté par Heckelman (2006) avec les variables politiques muettes : $E^L = -1$ pendant N trimestres après une victoire de la gauche et 0 sinon, $E^R = 1$ pendant N trimestres après une victoire de la droite et 0 sinon. Heckelman (2006)¹¹ trouve seulement des résultats en partie favorables à la théorie rationnelle partisane pour le taux de chômage aux États-Unis, ce qui contraste avec les résultats favorables d'Alesina et al., (1997).

11 Dans le modèle d'Heckelman (2006), les partis (démocrate et républicain) ont des préférences différentes entre le carré du taux d'inflation et le taux de chômage (fonction de perte).

En conclusion, on constate que les résultats empiriques sur la théorie rationnelle partisane sont mitigés et peuvent différer suivant le modèle utilisé (degré variable ou fixe de la surprise électorale).

3. Estimations avec la surprise électorale calculée par Berlemann et Markwardt (2007) avec des données différentes (période plus courte)¹²

3.1 Données utilisées dans notre étude

On n'a pas pu utiliser les données de Berlemann et Markwardt (2007)¹³ donc il devient plus difficile de comparer nos résultats avec ceux trouvés par Berlemann et Markwardt (2007).

Tableau 1. Comparaison entre les données de Berlemann et Marwardt (2007) et d'Auberger (2017)

Pays	Berlemann et Marwardt (2007)	Auberger (2017)
Australie	Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1966:08–2005:07 ajustés avec Censur X12	Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1978:02–2005:07 ajustés avec Censur X12
Canada	Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1978:05–2005:07 ajustés avec Censur X12	Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1978:05–2005:07 ajustés avec Censur X12
France	Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1980:07–2000:12 ajustés avec Censur X12	Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1983:01–2000:12 ajustés avec Censur X12
Allemagne	Banque Centrale 1964:09–2000:12 ajustés avec Censur X12	Banque Centrale 1964:09–2000:12 ajustés avec Censur X12
Irlande	Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1976:06–2000:12 ajustés avec Censur X12	Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1982:01–2000:12 ajustés avec Censur X12
Suède	Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1967:09–2005:07 ajustés avec Censur X12	Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1982:01–2000:12 ajustés avec Censur X12
Grande-Bretagne	Département de l'Emploi 1982:06–2005:07 ajustés avec Censur X12	Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1982:06–2005:07 ajustés avec Censur X12
Etats-Unis	Bureau des Statistiques du Travail 1963:11–2005:07 ajustés avec Censur X12	Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1963:11–2005:07 ajustés avec Censur X12

12 On ne détaille pas les résultats obtenus pour l'inflation : l'inflation est plus élevée avec un gouvernement de gauche qu'avec un gouvernement de droite pour l'échantillon de huit pays.

13 Les auteurs n'ont pas répondu à notre demande pour obtenir leurs données malgré un message d'un éditeur de la revue *Journal of Money, Credit and Banking*.

3.2 Estimations avec la surprise électorale calculée par Berlemann et Markwardt (2007) (période plus courte¹⁴)

Tableau 2. Estimations avec la variable surprise électorale de Berlemann et Marwardt (2007)¹⁵

Variable	LSDV (1)	AR1 (1a)	Δ CHOM (2)	Δ CHOM (3)
BW	-0,023 (-1,75)*	-0,021 (-1,58)	-0,003 (-0,29)	
CP	0,011 (0,84)	0,008 (0,60)	0,019 (1,56)	
UEM	-0,019 (-2,69)***	-0,019 (-2,74)***	-0,019 (-2,73)***	
Δ BW				-0,123 (-1,30)
Δ CP				0,050 (1,26)
Δ UEM				-0,019 (-0,32)
VPBM07	0,020 (1,74)*	0,019 (1,67)*	0,022 (1,91)*	
Δ VPBM07				-0,003 (-0,09)
N	2712	2704	2705	2704
R ² _c	0,998	***	0,153	0,143

Source : calculs propres (Notes valables pour les tableaux 2 à 5)

*** significatif au niveau statistique de 1 % ; ** significatif au niveau statistique de 5 % ; * significatif au niveau statistique de 10 % ; N: Nombre d'observations ; R2c : R2 corrigé

14 Quand on ajoute une variable chômage mondial, les résultats des estimations changent très peu. Cette variable nous paraît néanmoins importante à mentionner. Pour la construire, on reprend la méthode d'Alesina et al. (1997).

15 Les variables VPBM07 et Δ VPBM07 sont retardées de six mois.

On trouve dans le tableau 2 des estimations sur une période comparable mais plus courte pour l'ensemble des pays de l'échantillon que celle de Berlemann et Marwardt (2007).

Ces estimations donnent des résultats favorables aux cycles politiques rationnels partisans pour le chômage : le coefficient de la variable est VPBM07 est positif et significativement différent de 0 au seuil de 10 % mais la significativité de la variable VPBM07 (surprise électorale) est moins importante que dans Berlemann et Marwardt (2007). On a ajouté une estimation avec Δ CHOM comme variable à expliquer et pour la variable surprise électorale une variable en différence première car cela nous paraît plus naturel que d'utiliser une variable en niveau. Dans ce cas, les résultats trouvés ne sont plus favorables à la théorie rationnelle partisane pour le chômage.

Estimations par pays : les estimations en niveau pour le chômage donnent des résultats favorables pour les États-Unis : 0,141 (4,18^{***}) et la Suède : 0,091 (2,10^{**}). Les estimations en différence première pour le chômage avec la variable partisane en niveau donnent des résultats favorables pour les États-Unis : 0,152 (4,39^{***}), l'Australie : 0,086 (2,21^{**}) et la Suède : 0,083 (1,90^{**}). Par contre, les estimations en différence première pour le chômage avec la variable partisane en différence première donnent des résultats défavorables pour les huit pays de l'échantillon. On trouve donc des résultats plutôt favorables aux cycles rationnels partisans pour les États-Unis et la Suède alors que les résultats sont défavorables pour les six autres pays de l'échantillon.

3.3 Estimations en diminuant progressivement l'effet de la surprise électorale

La diminution progressive de l'effet de la surprise électorale a été faite par Alesina et al. (1997) : voir les estimations dans le tableau 3.

Tableau 3. Estimations avec la variable surprise électorale de Berlemann et Marwardt (2007)¹⁶

Variable	LSDV (1)	AR1 (1a)	Δ CHOM (2)	Δ CHOM (3)
BW	-0,023 (-1,75)*	-0,021 (-1,58)	-0,003 (-0,29)	
CP	0,011 (0,84)	0,008 (0,60)	0,019 (1,56)	
UEM	-0,019 (-2,69)***	-0,019 (-2,74)***	-0,019 (-2,73)***	
Δ BW				-0,123 (-1,30)
Δ CP				0,050 (1,26)
Δ UEM				-0,019 (-0,32)
VPBM07	0,020 (1,74)*	0,019 (1,67)*	0,022 (1,91)*	
Δ VPBM07				-0,003 (-0,09)
N	2712	2704	2705	2704
R ² _c	0,998	***	0,153	0,143

Source : calculs propres

Les résultats trouvés ne sont plus favorables à la théorie rationnelle partisane pour le chômage pour l'ensemble des pays de l'échantillon.

Les estimations par pays, en niveau, pour le chômage donnent des résultats favorables pour les États-Unis : 0,125 (2,26^{**}) et la Suède : 0,135 (1,91^{*}). Les estimations en différence première pour le chômage avec la variable partisane en niveau donnent des résultats favorables pour les États-Unis : 0,168 (3,05^{***}), l'Australie : 0,110 (1,75^{*}) et la Suède : 0,122 (1,73^{*}). Par contre, les estimations en différence première pour le chômage avec la variable partisane en différence première donnent des résultats défavorables pour les huit pays de l'échantillon. On trouve donc des résultats plutôt favorables aux cycles rationnels partisans avec une diminution progressive de l'effet de la surprise électorale pour les États-Unis et la Suède alors que les résultats sont défavorables pour les six autres pays de l'échantillon.

4. Autres estimations

4.1 Estimations reprenant le modèle d'Heckelman (2002)¹⁷

Heckelman (2002) utilise des variables muettes en faisant diminuer les effets de l'incertitude électorale (18 mois) : il reprend les critiques du travail empirique d'Alesina et Roubini (1992) par Gärtner (1994) avec une diminution des effets de l'incertitude électorale au cours du temps. On ne tient pas alors compte du degré de la surprise électorale qui est la même avant chaque élection. Les estimations donnent des résultats favorables aux cycles politiques rationnels partisans pour le chômage en niveau. Avec ΔCHOM comme variable à expliquer et pour la variable surprise électorale une variable en différence première, les résultats trouvés ne sont plus favorables à la théorie rationnelle partisane pour le chômage.

Estimations par pays : les estimations en niveau pour le chômage donnent des résultats favorables pour les États-Unis : 0,0019 (1,69^{*}) et la Suède : 0,0024 (1,68^{*}). Les estimations en différence première pour le chômage avec la variable partisane en niveau donnent des résultats favorables pour les États-Unis : 0,0027 (2,37^{**}) et l'Australie : 0,0042 (2,43^{**}). Par contre, les estimations en différence première pour le chômage avec la variable partisane en différence première donnent des résultats défavorables pour les huit pays de l'échantillon. On trouve donc des résultats plutôt

17

Ces résultats ne sont pas détaillés et sont disponibles sur demande

favorables aux cycles rationnels partisans pour les États-Unis, des résultats mitigés pour l'Australie et la Suède alors que les résultats sont défavorables pour les cinq autres pays de l'échantillon.

4.2 Estimations reprenant le modèle d'Heckelman (2006)

Heckelman (2006) critique le modèle d'Alesina en disant qu'une utilisation de la variable surprise avec une symétrie entre les partis de gauche et les partis de droite, suppose que la probabilité de victoire électorale est la même (et égale à $\frac{1}{2}$) entre les partis de gauche et de droite ; c'est une simplification très réductrice : voir Heckelman (2006) qui n'est pas en accord avec le modèle théorique d'Alesina (1987).

Tableau 4. Estimations avec la variable surprise électorale d'Heckelman (2006)¹⁸

Variable	LSDV (10)	AR1 (10a)	LSDV (11)	AR1 (12)
BW	-0,022 (-1,70)*	-0,021 (-1,59)	-0,022 (-1,70)*	-0,021 (-1,60)
CP	0,009 (0,70)	0,009 (0,67)	0,008 (0,66)	0,008 (0,64)
UEM	-0,018 (-2,50)**	-0,018 (-2,52)**	-0,018 (-2,50)**	-0,018 (-2,52)**
VPHE06	0,011 (2,16)**	0,011 (2,17)**		
VPHE06D			0,018 (2,19)**	0,018 (2,18)**
VPHE06G			0,004 (0,51)	0,004 (0,54)
N	2712	2704	2712	2704
R ² _c	0,998		0,998	

Source : calculs propres

¹⁸ Les variables VPHE06, VPHE06D et VPHE06G sont retardées de six mois.

Ces estimations donnent des résultats favorables aux cycles politiques rationnels partisans pour le chômage avec la variable VPHE06 mais quand on teste les deux variables VPHE06D et VPHE06G, il n'y a que la variable VPHE06D qui est significative (la variable VPHE06G n'a pas le signe attendu et n'est pas significative) donc le modèle d'Heckelman (2006) ne donne pas de résultats empiriques favorables à la théorie rationnelle partisane pour l'échantillon de huit pays.

Les estimations par pays avec la variable partisane VPHE06 en niveau pour le chômage donnent des résultats favorables pour les États-Unis : 0,034 (2,61^{***}) et la Suède : 0,032 (2,00^{**}). Les estimations en différence première pour le chômage avec la variable partisane en niveau donnent des résultats favorables pour les États-Unis : 0,040 (3,07^{***}), l'Australie : 0,047 (2,32^{**}) et la Suède : 0,028 (1,69^{*}). On trouve donc des résultats plutôt favorables aux cycles rationnels partisans pour les États-Unis et la Suède.

Avec les variables partisanses VPHE06D et VPHE06G les deux variables partisanses ne sont significatives simultanément pour aucun des huit pays de l'échantillon, donc le modèle d'Heckelman [2006] ne donne pas de résultats empiriques favorables à la théorie rationnelle partisane pour aucun des huit pays de l'échantillon. On constate que la variable partisane VPHE06D est significative (avec le signe positif attendu pour son coefficient) pour les États-Unis : 0,046 (2,51^{**}), l'Australie : 0,023 (2,05^{**}) et la Suède : 0,081 (2,37^{**}).

Tableau 5 Estimations avec la variable surprise électorale d'Heckelman (2006)¹⁹

Variable	Δ CHOM (13)	Δ CHOM (13a)	Δ CHOM (14)	Δ CHOM (15)
BW	-0,003 (-0,24)		-0,003 (-0,26)	
CP	0,021 (1,67)*		0,020 (1,62)	
UEM	-0,018 (-2,49)**		-0,018 (-2,49)**	
Δ BW		-0,123 (-1,30)		-0,123 (-1,30)
Δ CP		-0,050 (-1,26)		-0,050 (-1,27)
Δ UEM		-0,018 (-0,32)		-0,018 (-0,32)
VPHE06	0,011 (2,14)**			
Δ VPHE06		-0,011 (-0,74)		
VPHE06D			0,018 (2,19)**	
VPHE06G			0,004 (0,48)	
Δ VPHE06D				-0,031 (-1,45)
Δ VPHE06G				0,007 (0,37)
N	2705	2704	2705	2704
R ² _c	0,147	0,143	0,147	0,143

Source : calculs propres

¹⁹ les variables VPHE06, Δ VPHE06, VPHE06D, VPHE06G, Δ VPHE06D et Δ VPHE06G sont retardées de six mois.

Ces estimations donnent des résultats favorables aux cycles politiques rationnels partisans pour le chômage avec la variable à expliquer ΔCHOM et la variable partisane en niveau SHEC06 pour l'échantillon de huit pays ; par contre, avec la variable partisane en différence première, les résultats sont défavorables à la théorie rationnelle partisane pour l'échantillon des huit pays. Quand on teste les deux variables VPHE06D et VPHE06G , il n'y a que la variable VPHE06D qui est significative (la variable $\Delta\text{VPHE06G}$ n'a pas le signe attendu et n'est pas significative). Quand les deux variables partisans sont utilisées en différence première, elles ne sont pas significatives ($\Delta\text{VPHE06D}$ n'a pas le signe attendu). Le modèle d'Heckelman (2006) ne donne donc pas de résultats empiriques favorables à la théorie rationnelle partisane pour l'échantillon de 8 pays.

Estimations par pays : les estimations en différence première pour le chômage avec la variable partisane en niveau SHEC06 donnent des résultats favorables pour les États-Unis : 0,040 (3,07***), l'Australie : 0,047 (2,32**) et la Suède : 0,03 (2,00**). Les estimations en différence première pour le chômage avec la variable partisane en différence première ΔVPHE06 donnent des résultats favorables pour les États-Unis : 0,0027 (2,37**) et l'Australie : 0,028 (1,69*). Les estimations en différence première pour le chômage avec les variables partisans en niveau VPHE06D et VPHE06G donnent des résultats favorables pour l'Allemagne : 0,022 (1,94*) et -0,019 (-1,84*) ; les résultats sont favorables avec la variable partisane VPHE06D pour les États-Unis : 0,056 (3,01***) et la Suède : 0,069 (2,04**). Les estimations en différence première pour le chômage avec les variables partisans en différence première $\Delta\text{VPHE06D}$ et $\Delta\text{VPHE06G}$ donnent des résultats défavorables pour chaque pays de l'échantillon.

On trouve donc des résultats défavorables au modèle d'Heckelman (2006) de cycles partisans rationnels pour chaque pays de l'échantillon sauf pour l'Allemagne où on a des résultats mitigés.

Conclusion

Les estimations montrent que les résultats sont dans l'ensemble moins favorables aux cycles politiques partisans rationnels que dans Berlemann et Markwardt (2007). Pour l'échantillon de huit pays, on trouve des résultats favorables aux cycles politiques partisans rationnels avec la variable surprise électorale utilisée par Berlemann et Markwardt (2007) et avec la variable partisane utilisée par Heckelman (2002) qui ne prend pas en compte la surprise électorale pour le chômage en niveau

et en différence première si on utilise la variable partisane en niveau. Ces résultats sont remis en cause pour le chômage en différence première si on utilise la variable surprise électorale en différence première. Pour l'échantillon de huit pays, on trouve des résultats défavorables aux cycles politiques partisans rationnels en tenant compte de la diminution de l'effet de la surprise électorale au cours du temps comme l'avaient fait Alesina et al., (1997). Pour l'échantillon de huit pays, on trouve des résultats défavorables pour le taux de chômage au modèle de cycles politiques partisans rationnels d'Heckelman (2006) qui différencie les effets de l'incertitude électorale suivant l'orientation partisane (droite ou gauche) des gouvernants élus. Quand on étudie les résultats par pays, on constate que les résultats pour le taux de chômage des cycles politiques partisans rationnels sont plutôt favorables pour les États-Unis et la Suède. Le modèle d'Heckelman (2006) donne des résultats défavorables pour chaque pays de l'échantillon (huit pays de l'OCDE).

Des recherches futures pourraient s'intéresser à tester empiriquement les cycles politiques partisans rationnels pour la croissance du PIB réel (données trimestrielles) pour notre échantillon de pays et par pays et de comparer les résultats obtenus avec ceux obtenus dans d'autres travaux (Etats-Unis, pays de l'OCDE). Une autre recherche intéressante serait de tester empiriquement la théorie rationnelle partisane en étudiant également la politique monétaire et la politique budgétaire à la suite du travail théorique de Ferré et Manzano (2014).

Définitions des variables

La variable muette BW est définie par $BW_t = 1$ pour $t < 1973:1$ and $BW_t = 0$ sinon.

La variable muette CP (chocs pétroliers) est définie par $CP_t = 1$ pour $t = 1973:10$ à $1975:9$ et pour $t = 1979:6$ à $1981:5$ et $CP_t = 0$ sinon.

La variable muette UEM est définie par $UEM_t = 1$ depuis $1992:1$ et $UEM_t = 0$ sinon.

La variable ΔBW est définie par $\Delta BW_t = BW_t - BW_{t-1}$ (de même pour ΔCP et ΔUEM).

La variable muette VPBM07 est la variable utilisée par Berlemann et Markwardt (2007). (19 mois à partir du mois de l'élection sont pris en compte) :

$$VPBM07_{i,T} = 1 - \frac{p_{i,T}^d}{p_{i,T}^d + p_{i,T}^g}$$

après l'élection d'un gouvernement de droite dans le pays i et

$$VPBM07_{i,T} = -1 - \frac{p_{i,T}^g}{p_{i,T}^d + p_{i,T}^g}$$

après l'élection d'un gouvernement de gauche dans le pays i ; $VPBM07_{i,t} = VPBM07_{i,T}$ pour $t = T, T+1, \dots, T+k$ et 0 sinon ($k = 18$). Les probabilités de réélection pour chaque pays de l'échantillon sont détaillées en annexe de Berlemann et Markwardt (2007).

La variable $\Delta VPBM07$ est définie par $\Delta VPBM07_t = VPBM07_t - VPBM07_{t-1}$.

La variable muette $VPBM07C$ est la variable utilisée par Berlemann et Markwardt (2007) corrigée en prenant en compte la diminution de l'effet de la surprise électorale au cours du temps.

La variable $\Delta VPBM07C$ est définie par $\Delta VPBM07C_t = VPBM07C_t - VPBM07C_{t-1}$.

La variable muette $VPHE02$ est la variable utilisée par Heckelman (2002) au signe près : variable égale à -18, -17..., -1, 0..., 0 quand la gauche gagne les élections et égale à 18, 17..., 1, 0..., 0 quand la droite gagne les élections.

La variable $\Delta VPHE02$ est définie par $\Delta VPHE02_t = VPHE02_t - VPHE02_{t-1}$.

La variable muette $VPHE06$ est la variable utilisée par Heckelman (2006) : variable égale à -1 pendant 18 mois après les élections quand la gauche gagne les élections et égale à 1 quand la droite gagne les élections pendant 18 mois après les élections et à 0 sinon.

La variable muette $VPHE06D$ est la variable utilisée par Heckelman (2006) : variable égale à 1 quand la droite gagne les élections pendant 18 mois après les élections et à 0 sinon.

La variable muette $VPHE06G$ est la variable utilisée par Heckelman (2006) : variable égale à -1 pendant 18 mois après les élections quand la gauche gagne les élections et à 0 sinon.

La variable $\Delta VPHE06$ est définie par $\Delta VPHE06_t = VPHE06_t - VPHE06_{t-1}$ (de même pour $\Delta VPHE06D$ et $\Delta VPHE06G$).

Bibliographie

Abraham-Frois, G. (1993). *Keynes et la macroéconomie contemporaine*. 4^{ème} édition, Economica.

Alesina, A. (1987). « Macroeconomic Policy in a Two-Party System as a Repeated Game », *Quarterly Journal of Economics*, 102, 651-678.

Alesina, A., Cohen, G. & Roubini, N. (1992). « Macroeconomic Policy and Elections in OECD Economies », *Economics and Politics*, 4, 1-30.

Alesina, A., Cohen, G. & Roubini, N. (1993). « Electoral Business Cycle in Industrial Democracies », *European Journal of Political Economy*, 23, 1-23.

Alesina, A., & Roubini, N. (1992). « Political Cycles in OECD Economies », *Review of Economic Studies*, 59, 663-688.

Alesina, A., Roubini, N. & Cohen, G. (1997). *Political Cycles and the Macroeconomy*. MIT Press.

Alesina, A., & Sachs, J. (1988). « Political Parties and the Business Cycle in the United States 1948-1984 », *Journal of Money, Credit and Banking*, 20, 63-81.

Auberger, A., (2001). *Popularité, cycles et politique économique*. thèse pour l'obtention du doctorat en sciences économiques, Université Paris 2.

Berlemann, M., & Markwardt, G. (2007). « Unemployment and Inflation Consequences of Unexpected Election Results », *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, 1919-1945.

Carlsen, F. (1997). « Opinion Polls and Political Business Cycles : Theory and Evidence for the United States », *Public Choice*, 92, 387-406.

Carlsen, F. (1998). « Rational Partisan Theory: Empirical Evidence for the United States », *Southern Economic Journal*, 65, 64-82.

Carlsen, F., & Pedersen, E.F. (1999). « Rational Partisan Theory: Evidence for seven OECD Economies », *Economics and Politics*, 11, 13-32.

Chappell, H. W. Jr, & Keech, W.R. (1988). « The Unemployment Rate Consequences of Partisan Monetary Policies », *Southern Economic Journal*, 55, 107-122.

Cohen, G. (1993). *Pre- and Post-Electoral Macroeconomic Fluctuations*, Ph.D. Dissertation, Department of Economics, Harvard University.

Ferré, M., & Manzano, C. (2014). « Rational Partisan Theory with fiscal policy and an independent central bank », *Journal of Macroeconomics*, 42, 27–37.

Fischer, S. (1977). « Long-term contracts, rational expectations and the optimal money supply rule », *Journal of Political Economy*, 85, 191-205.

Gäertner, M. (1994). « The Quest for Political Cycles in OECD Economies », *European Journal of Political Economy*, 10, 427-440.

Heckelman, J.C. (2002). « Electoral uncertainty and the Macroeconomy: the Evidence from Canada », *Public Choice*, 113, 179-189.

Heckelman, J.C. (2006). « Another look at the evidence for rational partisan cycles », *Public Choice*, 126, 257-274.

Hibbs, D. (1977). « Political Parties and Macroeconomic Policies and Outcomes in the United States », *American Political Science Review*, 71, 1467-1487.

Maloney, J., Pickering, A. & Hadri, K. (2003). « Political Business Cycles and Central Bank Independence », *Economic Journal*, 113, 167-181.

Rogoff, K., & Sibert, A. (1988). « Elections and Macroeconomic Policy Cycles », *Review of Economic Studies*, 55, 1-16.

Sheffrin, S. (1991). « Evaluating Rational Partisan Business Cycle Theory », *Economics and Politics*, 1, 239-259.

Taylor, J. (1979). « Aggregate dynamics and staggered contracts », *American Economic Review*, 69, 108-113.

Organisé par:

UNIVERSIDAD
BERNARDO
O'HIGGINS

LE 61^{ÈME}
CONGRÈS
DE L'AIELF

ASSOCIATION INTERNATIONALE DES ECONOMISTES
DE LANGUE FRANÇAISE

« POUR UNE RECHERCHE
ÉCONOMIQUE EFFICACE »

27 | 28 | 29 MAI 2019
UNIVERSITÉ BERNARDO O'HIGGINS
SANTIAGO, CHILI

www.ubo.cl/aielf

Avec le soutien de :



L'Association Internationale des Économistes de Langue Française (AIELF) réunit des économistes sans parti pris, respectueux des convictions 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 rivée 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. A dire le vrai, 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 Économistes de Langue Française (RIELF) ambitionne de prendre sa juste part à cet élan avoué et prometteur.

Alain REDSLOB

Professeur à l'université Panthéon-Assas (Paris 2)

Président de l'AIELF

Fondée en 1926, l'université de Sciences Economiques et de Gestion de Poznań (USEGP) est une institution d'enseignement et de recherche qui dispose d'une longue tradition universitaire et qui jouit d'une position académique réputée.

Dix mille étudiants y sont répartis en cinq entités que sont les facultés de Sciences Economiques, de Commerce international et d'Economie, d'Informatique et d'Economie électronique, de Technologie des Marchandises, et enfin de Gestion. Toutes proposent des formations de niveaux licence, master ou doctorat.

L'USEGP coopère avec de nombreuses institutions étrangères, est impliquée dans des programmes internationaux et entretient des relations bilatérales avec plus de cent cinquante universités étrangères.

Prof. dr hab. Maciej ŻUKOWSKI

Recteur de l'USEGP

L'Université Bernardo O'Higgins, de Santiago du Chili, est une fondation sans but lucratif, accréditée par la Commission Nationale d'Accréditation (CNA-Chile, Ministère de l'Éducation Nationale), pour sa qualité académique, sa gestion et sa politique d'ouverture et de liens partagés avec la Société. Etant une institution orientée sur l'Enseignement et la Recherche, elle se positionne parmi les dix meilleures universités chiliennes. Comptant 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.

C'est dans ce contexte que l'Université a rejoint la prestigieuse association AIELF, lors du 60^e Congrès de Poznan, et a le privilège d'être le siège du prochain congrès, qui se déroulera du 27 au 29 mai 2019, à Santiago du Chili. Nous serons très honorés de vous retrouver prochainement dans nos terres australes, et de contribuer, dès à présent, à l'élaboration de cette dernière version des revues RIELF.

Dr Claudio Ruff Escobar

Recteur de l'Université Bernardo O'Higgins, Chili.

Note aux auteurs : Les textes à soumettre sont à adresser en version électronique à l'adresse de la revue RIELF landaisbernard@aief.org

La « guide de soumission » est disponible auprès de la revue ou sur le site officiel de l'AIELF: <http://www.aief.org>

