

ISSN : 1840-7277

Revue d'Economie Théorique et Appliquée

Volume 9

Numéro 1

Juin 2019

Nicolas PILUSO, Clément RAU : Taxe carbone et stabilité de l'économie : pour un élargissement de la problématique du double dividende de la taxation écologique.

Malick Paul NDIAYE : Prévention du risque de défaillance des banques de l'UEMOA : impact des fonds propres sur le risque de défaillance.

Koudtanga Jean Marie SOURWEMA : Optimisation de la mobilisation des ressources budgétaires intérieures au Burkina Faso. Quel taux de pression fiscale ?

Adama O. TRAORE, Breïma TRAORE : Dépenses publiques, Gouvernance et Croissance économique des Pays d'Afrique subsaharienne (ASS).

Mansoum NDIAYE, Mouhamadou FALL: The determinants of the economic and financial situation of the public health establishments in Senegal.

© The Theoretical and Applied Economic Association

Editeur

- Magloire Lanha, Université d'Abomey-Calavi

Comité scientifique

- Amoussouga Gero Fulbert⁺, Université d'Abomey-Calavi
- Diaw Adama, Université Gaston-Berger de Saint-Louis
- Kassé Moustapha, Université Cheikh Anta Diop
- Mbaye Ahmadou Aly, Université Cheikh Anta Diop
- Ndjieunde Germain, Université de Yaoundé II Soa
- Ondo Ossa Albert, Université Omar Bongo
- Ouattara Mama, Université de Cocody
- Pollin Jean-Paul, Université d'Orléans
- Villieu Patrick, Université d'Orléans

Comité de lecture

- Acclassato Houensou Denis, Université d'Abomey-Calavi
- Avom Désiré, Université Yaoundé II, SOA
- Diata Hervé, Université Marien NGOUABI
- Agbodji Akoete Ega, Université de Lomé
- Biao Barthélémy, Université de Parakou
- Fall Mouhamadou, Université Gaston-Berger de Saint-Louis
- Igue Charlemagne, Université d'Abomey-Calavi
- Nubukpo Kako, Université de Lomé
- Ouattara Wautabouna, Université de Cocody
- Ouédraogo Idrissa, Université Ouaga II
- Sarr Felwine, Université Gaston-Berger de Saint-Louis
- Yao Yao Joseph, Université de Cocody
- Zahonogo Pam, Université Ouaga II

Comité éditorial

- Chabossou Augustin, Université d'Abomey-Calavi
- Eggoh Jude, Université d'Abomey-Calavi
- Lanha Magloire, Université d'Abomey-Calavi

Publicité et abonnement

Page de couverture et résumé des articles sur le site de la revue : www.retanet.org.
Article complet maintenant en téléchargement libre.

Prix du numéro : XOF 2 500 ou 5 €

© The Theoretical and Applied Economic Association.

Revue d'Economie Théorique et Appliquée

© The Theoretical and Applied Economic Association

Revue d'Economie Théorique et Appliquée

Volume 9

Numéro 1

Juin 2019

- 1 Nicolas PILUSO, Clément RAU : Taxe carbone et stabilité de l'économie : pour un élargissement de la problématique du double dividende de la taxation écologique.
Nicolas PILUSO, Clément RAU
- 19 Prévention du risque de défaillance des banques de l'UEMOA : impact des fonds propres sur le risque de défaillance.
Malick Paul NDIAYE
- 37 Optimisation de la mobilisation des ressources budgétaires intérieures au Burkina Faso. Quel taux de pression fiscale ?
Koudtanga Jean Marie SOURWEMA
- 53 Dépenses publiques, Gouvernance et Croissance économique des Pays d'Afrique subsaharienne (ASS).
Adama O. TRAORE, Breïma TRAORE
- 71 The determinants of the economic and financial situation of the public health establishments in Senegal.
Mansoum NDIAYE, Mouhamadou FALL

Taxe carbone et stabilité de l'économie : pour un élargissement de la problématique du double dividende de la taxation écologique

Nicolas PILUSO ¹, Clément RAU ²

¹ *Université de Toulouse III Paul Sabatier, CERTOP-CNRS*
Email : nicolas.piluso@iut-tlse3.fr,

² *Université de Toulouse III Paul Sabatier, Institut de Mathématiques de Toulouse.*
Email : clement.rau@iut-tlse3.fr

Résumé : Cet article développe un modèle keynésien de croissance en situation de concurrence parfaite dans lequel nous introduisons une taxation écologique. Nous montrons qu'il est possible de mettre en évidence un triple dividende de la taxation écologique. Ce triple dividende se caractérise par un effet écologique et deux possibles effets économiques : un éventuel effet positif sur l'emploi, et un effet de réduction de l'instabilité de l'économie. Nous élargissons donc la problématique du double dividende à travers la mise en lumière d'une implication de la taxation écologique peu étudiée dans la littérature.

Mots Clés : double-dividende, taxe carbone, croissance, instabilité, concurrence parfaite.

Classification J.E.L : E12 - E60 - H32 – Q57.

Carbon tax and stability of the economy: for an extension of the problem of the double dividend of ecological taxation

Abstract: This paper develops a Keynesian model of growth under perfect competition in which we introduce ecological taxation. We show that it is possible to highlight a triple dividend of ecological taxation. This triple dividend is characterized by an ecological effect and two possible economic effects: a possible positive effect on employment, and an effect of reducing the instability of the economy. We therefore extend the issue of the double dividend by highlighting the implication of ecological taxation that has been little studied in the literature.

Keywords: double-dividend, carbon tax, growth, instability, perfect competition.
J.E.L Classification E12 - E60 - H32 - Q57.

Received for publication: 20190129.

Final revision accepted for publication: 20190629.

1. Introduction

La problématique du double dividende renvoie à l'idée que l'instauration d'une taxe environnementale est susceptible de produire un bénéfice à la fois écologique et économique, à recettes budgétaires inchangées (hypothèse de neutralité budgétaire). Ekins (1997) dresse une typologie des avantages économiques que peut apporter la taxation écologique : un dividende emploi lorsque cette dernière permet de faire diminuer le chômage, un dividende d'efficacité lorsqu'elle permet de réduire les distorsions fiscales¹ (Goulder, 1994), ou encore un dividende social lorsque le processus de redistribution permet d'améliorer l'équité au sein de la communauté des agents économiques. D'une façon générale et à notre connaissance, la littérature théorique et empirique portant sur le double dividende se limite à l'analyse de ces trois de bénéfices (Chiroleu-Assouline, 2001). Goulder (1994) ajoute une autre typologie liée au degré de bénéfice apporté par la taxe environnementale : une version faible du double dividende (la taxe écologique permet de diminuer les coûts bruts de la fiscalité), une version intermédiaire (la taxe écologique fait disparaître les coûts de la fiscalité) et une version forte (la taxe écologique rend les coûts bruts de la fiscalité négatifs).

Les premiers modèles qui s'attachent à étudier l'occurrence d'un double dividende de la politique fiscale à fin environnementale ont pour cadre d'analyse la théorie de l'équilibre général, avec des hypothèses se rapprochant de la concurrence parfaite. On peut citer, comme l'ont fait Chiroleu-Assouline (2001), Bovenberg et Mooij (1994, 1997), Bovenberg et van der Ploeg (1996), Parry (1995) et Goulder (1995). Leurs résultats montrent qu'une taxe environnementale permet de résoudre un problème d'externalité lié à l'environnement tout en accroissant les distorsions fiscales, à tel point que l'instauration d'une telle taxe ne peut se justifier que si le bénéfice environnemental est de grande envergure.

Par ailleurs, à partir d'un niveau initial de taxation environnementale, toute décision publique amenant à son augmentation entraîne une baisse du niveau d'emploi et de la production. En réduisant le pouvoir d'achat des travailleurs, la taxe environnementale fait en effet décroître l'offre de travail. Comme le souligne Chiroleu-Assouline (2001), « le rôle essentiel joué dans les résultats obtenus par l'élasticité de l'offre de travail au pouvoir d'achat du salaire met l'accent sur des hypothèses essentielles de l'analyse en termes d'équilibre général menée par Bovenberg et de Mooij, à savoir la concurrence pure et parfaite et l'équilibre sur le marché du travail » (p. 13). Les travaux de Gilles Kaltenrieder (2005) qui a construit un modèle d'équilibre général appliqué à la Suisse confirme cette analyse : en se basant sur des hypothèses de concurrence parfaite, son

¹ La distorsion fiscale désigne l'écart entre le rendement d'une taxe et la perte d'utilité pour l'agent économique liée à l'instauration de cette taxe.

travail montre que l'occurrence d'un double dividende de la taxation écologique en termes d'emploi est nulle. De la même façon, l'article d'Al Amin Siwar et Hamid (2009), qui présente un modèle d'équilibre général calculable, ne permet pas de mettre en évidence ce double bénéfice.

En se déplaçant vers un cadre de concurrence imparfaite, la possibilité de double dividende apparaît. C'est par exemple le cas lorsqu'on suppose que le salaire réel reste fixé à un niveau excessif qui engendre du chômage. La mise en place d'une taxation écologique sur le facteur de production « énergie » engendre alors, comme le montrent Bovenberg et van der Ploeg (1996), une substitution du travail à l'énergie si le travail est un meilleur substitut à l'énergie que le capital.

Dans un modèle de concurrence sans fixité des prix, une telle taxe engendre une baisse de la production en lieu et place d'une augmentation de la demande de travail. *Dans un modèle avec salaire réel endogène d'efficience* (Schneider, 1997), la taxation écologique a un effet favorable sur l'emploi si elle permet en contrepartie d'alléger les charges sociales sur le travail ; elle permet alors aux entreprises de diminuer le salaire offert sans perte d'effort et de productivité de la part des travailleurs, d'où une augmentation du niveau d'emploi. *Dans les modèles où le salaire réel résulte de négociations salariales* (Brunello, 1996), la taxation écologique détériore le pouvoir d'achat des salariés comme des chômeurs mais les salariés bénéficient d'un allègement des charges sociales sur leur salaire, ce qui permet d'améliorer l'emploi. Le double dividende résulte ici d'un transfert de charge fiscale des travailleurs vers les chômeurs.

Marsiliani et Renstron (1997) ainsi que Holmlund et Kolm (1997) démontrent que le second dividende (le dividende de type économique) est d'autant plus important que le marché est peu concurrentiel. De la même façon, Boitier et al. (2015, p.4) affirment que « la flexibilité du marché du travail apparaît ainsi cruciale pour le partage, au sein de la population, des effets d'une hausse du prix de l'énergie et pour l'efficacité du recyclage des montants d'une éventuelle taxe sur l'énergie ». Les premières estimations empiriques de modèles néo-keynésiens ont confirmé l'idée d'un double dividende emploi des éco-taxes lorsqu'elles sont utilisées pour réduire le coût du travail (Godard et Beaumais, 1994 ; DGII-CEC, 1992 ; Barker *et al.*, 1993).

Plus récemment, Collonnet, Reynes et Tamsamani (2012) ont évalué l'impact de la taxe carbone dans un modèle néo-keynésien caractérisé par une viscosité d'ajustement des prix et des quantités, et concluent à une amélioration de la situation macroéconomique (croissance, emploi, déficit public) liée à la taxation écologique. Il en va de même pour Chiroleu-Assouline et Fodha (2011). Hourcade et Gherzi (2000) raisonnent dans un modèle d'équilibre général calculable dans lequel il existe du sous-emploi et révèlent l'occurrence d'un double dividende d'une importance modeste sur l'emploi et la

consommation. Enfin, Crassous et *al.* (2009) utilisent un modèle d'équilibre général statique avec concurrence imparfaite, notamment sur le marché du travail, pour tester l'effet macroéconomique de la mise en place d'une taxe carbone en fonction de diverses modalités de recyclage. Le gain macroéconomique apparaît maximum (en termes de croissance économique) dans le cas d'une substitution aux cotisations sociales pesant sur les salaires.

En élargissant l'analyse des taxes environnementales à l'étude de leur impact macroéconomique global, on retrouve souvent la même dichotomie concurrence parfaite/ concurrence imparfaite. Dans le modèle théorique Offre/Demande Globales de Fagnard et Germain (2014) par exemple, l'impact conjoncturel de la taxe carbone est d'autant plus négatif que les prix sont flexibles et que les marchés du bien et du travail se rapprochent d'une situation de concurrence parfaite. A l'inverse, le modèle stocks-flux cohérent post-keynésien de Girau et *al.* (2017), fort éloigné du modèle de concurrence parfaite, montre que la dynamique d'endettement des firmes ne peut s'arrêter qui si une taxe carbone telle qu'elle annule les émissions nettes de CO₂ d'ici 2040 est mise en place.

Notre article s'inscrit dans la problématique du double dividende en ayant l'objectif de mettre en évidence que ce double dividende de la taxation écologique s'étend à d'autres champs que ceux retenus traditionnellement (emploi, distorsions fiscales ou redistribution) en analysant son rôle dans la stabilisation de l'économie. Nous montrerons par la même occasion que le cadre de concurrence parfaite n'est pas un obstacle à la mise en évidence d'un possible double dividende des écotaxes.

L'exercice auquel nous nous livrons suit la ligne directrice de l'article de Piluso et Le Heron (2017) : montrer dans un cadre keynésien avec chômage keynésien et concurrence parfaite que la taxation écologique peut apporter des bénéfices économiques qui s'ajoutent à l'amélioration de la qualité de l'environnement. Comment concilier l'hypothèse de concurrence parfaite avec le cadre d'analyse keynésien ? Nous utiliserons les enseignements des modèles de Glustoff (1968) et Cartelier (1996, 1995) qui démontrent la possibilité d'existence d'équilibres de chômage involontaire en situation de concurrence parfaite. Contrairement aux modèles de Glustoff (1968), Cartelier (1996) et Piluso (2017) cependant, notre modèle est dynamique car nous cherchons à analyser une propriété peu étudiée de la taxe carbone, à savoir son rôle de stabilisateur de conjoncture.

Dans la deuxième section, nous présentons le résultat fondamental de Glustoff et Cartelier que nous allons utiliser. Dans la troisième section, nous présentons un modèle keynésien de croissance inédit dans le cadre duquel est introduite une taxe carbone. Nous répondrons à la question de savoir si dans un cadre de concurrence parfaite, un

double dividende emploi est à exclure ou non. Dans la quatrième section, nous étudions la dynamique de l'économie et le rôle que peut jouer la taxe carbone en la matière.

2. L'hypothèse de type keynésienne du modèle de Glustoff-Cartelier : l'asymétrie du rapport salarial

Glustoff et Cartelier reprennent à leur compte le rejet par Keynes du second postulat classique, en vertu duquel les salariés égalisent leur désutilité marginale au salaire réel. Une telle réfutation signifie selon eux que les salariés n'ont pas la possibilité d'influencer le niveau d'emploi (la courbe d'offre de travail est « désactivée ») et que seuls les entrepreneurs sont dans la capacité de décider de son niveau. Ainsi, si le salaire réel est supérieur au salaire d'équilibre sur le marché du travail, la demande de travail des entreprises se substitue à l'offre de travail dans la contrainte budgétaire du salarié. En conséquence, la loi de Walras est restreinte : le marché du travail en est exclu (Cartelier, 1996, Piluso, 2011). Tous les prix sont supposés flexibles sauf le salaire nominal. Par conséquent, dans la plupart des cas, tous les marchés s'équilibrent sauf celui du travail.

Ces équilibres sont durables car le marché des biens et le marché financier étant en équilibres, le prix du bien et le taux d'intérêt n'ont pas de raison de varier. Le marché du travail étant exclu de la loi de Walras, il ne perturbe pas l'équilibre des autres marchés même s'il est déséquilibré. Ce modèle conduit à expurger de l'analyse du chômage la traditionnelle problématique des rigidités réelles puisque tous les prix sont flexibles sauf le salaire nominal. On pourrait alors rétorquer que cette rigidité nominale du salaire est la cause du chômage involontaire. Il est alors nécessaire de rappeler que dans un modèle d'équilibre général standard, la rigidité nominale d'un prix n'empêche nullement l'apurement du marché. Si par exemple le marché du travail présente un salaire réel excessif avec un salaire nominal fixe, l'ajustement se réalise via le prix du bien. Par ailleurs, dans le modèle de Glustoff et Cartelier, la baisse du salaire nominal ne résorbe pas forcément le chômage involontaire : son impact sur l'efficacité marginale du capital étant incertain, une baisse du salaire nominal peut tout à fait conduire les entreprises à réduire le niveau de l'investissement et de l'emploi (Cartelier, 1995, Piluso, 2007). Nous introduisons dans la prochaine section des éléments de dynamique dans le modèle de Cartelier/Glustoff².

² Cartelier (2018) a présenté les traits caractéristiques de la dynamique de l'économie de Keynes.

3. Un modèle keynésien de croissance économique avec changement climatique et taxe carbone : l'état stable de chômage involontaire

Nous prenons pour point de départ une fonction de production par tête Cobb-Douglas en tout point identique à celle du modèle de Solow :

$$q = k^{1-c} \quad (1)$$

avec q le produit par tête réalisé grâce à la combinaison productive, k le capital par tête et c l'élasticité de production. Nous appelons n le taux de croissance de l'offre de travail. La croissance du produit peut alors s'écrire :

$$g = (1 - c)g_K + cn \quad (2)$$

avec g le taux de croissance du produit et g_K le taux de croissance du capital productif.

La demande de travail des entreprises suit la fonction suivante :

$$N^d = \frac{cQ}{w/p} \quad (2')$$

avec w/p le taux de salaire réel. La dynamique de la demande de travail est donc :

$$g_N = g - g_{w/p} \quad (2'')$$

La propension à consommer des salariés est notée $(1-s)$. Leur épargne est intégralement investie sous forme de titres $B_w(t)$ ³. Dans la théorie néoclassique, la contrainte budgétaire des salariés est (voir Cartelier, 1995) :

$$\frac{w}{p}(t)N(t) = C(t) + \frac{B_w(t)}{r(t)} \quad (3)$$

avec $\frac{w}{p}(t)$ le taux de salaire réel au temps t , $N(t)$ l'offre de travail des salariés au temps t et $C(t)$ la consommation des salariés au temps t . $r(t)$ est le taux d'intérêt. La propension à consommer des salariés et donc le partage du revenu entre consommation et épargne sont déterminés par le taux d'intérêt $r(t)$.

La contrainte budgétaire des entrepreneurs s'écrit :

³ Un titre est défini par un droit à une unité de bien à toutes les périodes suivantes. Son prix nominal est donné par $p/r(t)$.

$$\left[Q^S(t) - f_{(t)} \alpha_{(t)}(T(t)) Q^S(t) \right] - \left[\frac{w}{p}(t) N_d(t) \right] - \left[\alpha_{(t)}(T(t)) Q^S(t) T(t) \right] + \left[\frac{B_e(t)}{r(t)} \right] = I(t) \equiv \dot{K}(t) + \theta K(t) \quad (4)$$

$Q^S(t)$ est l'offre globale réelle du bien à la période t . La fonction $f_{(t)} \alpha_{(t)}(T(t)) Q^S(t)$ représente les coûts réels supportés par la firme et directement liés au changement climatique. Il s'agit d'une fonction de dommages qui vient amputer l'output produit par la firme (voir annexe) avant que ce dernier puisse être offert sur le marché. $\alpha_{(t)}(T) Q^S(t)$ est un indicateur de l'empreinte carbone du processus de production. La fonction $\alpha_{(t)}(T(t))$ sert à mesurer l'empreinte carbone par unité produite de bien. Elle est fonction décroissante de la taxation écologique T : plus le niveau de taxation est élevé, plus la firme fait en sorte de réduire l'empreinte carbone du processus de production grâce à l'accumulation d'un capital plus « vert »⁴. L'expression $\alpha_{(t)}(T) Q^S(t)$ est l'empreinte carbone liée à la production totale de la firme (l'empreinte unitaire multipliée par la quantité produite de bien). $N_d(t)$ est la demande de travail de la firme représentative. L'expression $\alpha_{(t)}(T(t)) Q^S(t) T(t)$ représente le prélèvement fiscal écologique. Ce prélèvement fiscal est le produit de l'empreinte carbone totale $\alpha_{(t)}(T(t)) Q^S(t)$ et de la taxe $T(t) \cdot \frac{B_e(t)}{r(t)}$ est la demande de titres de la firme pour financer l'investissement (aux côtés de l'autofinancement). Cette demande de titres représente l'emprunt de la firme et constitue donc une ressource additionnelle pour l'entreprise.

Il existe plusieurs spécifications des coûts de production liés au changement climatique (et donc à l'émission de gaz à effet de serre): on trouve dans la littérature des fonctions de dommages affectant uniquement l'output (Dietz et Stern, 2015)), des fonctions de dommages affectant le capital et l'output (Dafermos, 2016), ou encore celles affectant la productivité du travail et du capital (Burke et *al.*, 2015). Dans notre modèle, le coût du changement climatique est représenté par la fonction de dommages $f_{(t)}$. Cette fonction dépend de l'ampleur de l'empreinte carbone mesurée par $\alpha_{(t)}(T(t)) Q^S(t)$ ⁵. Ce dommage climatique diminue directement l'offre de produit comme dans la modélisation de Dietz et Stern (2015). Cela signifie qu'une certaine quantité de bien est produite mais directement détruite par le changement climatique. C'est ce qu'indique

⁴ Dans la théorie microéconomique, le choix optimal de dépollution de la firme est donné par l'égalité entre le coût marginal de dépollution et le gain marginal à le consentir mesuré par la taxe carbone T . Cela aboutit au résultat suivant : plus la taxe carbone est élevée, plus la firme consent jusqu'à un certain point à limiter les émissions de gaz à effet de serre grâce à l'acquisition d'un capital moins polluant (voir Fagnard et Germain, 2014).

⁵ Voir annexe.

l'expression $[Q^S(t) - f_{(t)}\alpha_{(t)}(T(t))Q^S(t)]$. Le produit à répartir entre salaires et profit diminue en conséquence.

L'expression $[Q^S(t) - f_{(t)}\alpha_{(t)}(T(t))Q^S(t)] - [\frac{w}{p}(t)N_d(t)] - [\alpha_{(t)}(T(t))Q^S(t)T(t)]$

représente ainsi l'output (la recette de la firme) auquel est retranché le coût lié au changement climatique, le coût salarial et la taxe carbone. Il s'agit du profit. L'emprunt représenté par la demande de titres s'ajoute au profit pour financer l'investissement productif. La partie gauche de l'équation (4) représente donc l'ensemble des ressources de la firme (profit net+emprunt).

En somme, l'investissement brut de la firme $I(t)$ est financé d'une part par l'emprunt et d'autre part par le profit, ce dernier étant diminué par la taxation écologique et les coûts liés au changement climatique. L'investissement dont il est question comprend la dépense d'amortissement liée au taux de dépréciation du capital θ .

On suppose que le bien qui est produit par la firme peut servir à l'accumulation du capital, à la consommation des ménages, ou encore au fonctionnement de l'Etat. On suppose que l'éco-taxe prélevée sur le profit de la firme sert au financement d'une dépense publique notée $V(t)$.

Le budget de l'Etat est supposé équilibré. Ainsi, la contrainte budgétaire de l'Etat s'écrit :

$$\alpha_{(t)}(T(t))Q^S(t)T(t) = V(t) \quad (5)$$

Vérifions que la somme des contraintes budgétaires aboutit à la loi de Walras :

$$[C(t) + V(t) + \dot{K}(t) + \theta K(t) + f_{(t)}\alpha_{(t)}(T(t))Q^S(t) - Q^S(t)] + \frac{w}{p}(t)[N^d(t) - N(t)] + \frac{1}{r(t)}[B_w(t) - B_e(t)] = 0 \quad (6)$$

D'après cette loi de Walras, le marché du travail ne peut pas être en déséquilibre de façon isolée. Le chômage involontaire d'équilibre est exclu.

Le refus du « second postulat classique » keynésien se traduit formellement par l'idée que la demande de travail des entreprises se substitue à l'offre de travail dans la contrainte budgétaire du salarié lorsque le salaire réel est supérieur à son niveau d'équilibre concurrentiel :

$$\frac{w}{p}(t)N^d(t) = C(t) + \frac{B_w(t)}{r(t)} \quad (3'')$$

La loi de Walras est ainsi modifiée. Pour un salaire réel supérieur à sa valeur qui équilibre le marché du travail, on a :

$$\begin{aligned} & [C(t) + V(t) + \dot{K}(t) + \theta K(t) + f_{(t)}\alpha_{(t)}(T(t))Q^S(t) - Q^S(t)] \\ & + \frac{1}{r(t)} [B_w(t) - B_e(t)] = 0 \end{aligned} \quad (6')$$

Cette loi de Walras restreinte permet que le déséquilibre du marché du travail soit assorti d'un équilibre de tous les autres marchés. En vertu du corollaire de la loi de Walras, il nous est possible de négliger le marché des titres pour ne nous intéresser qu'à l'équilibre du marché des biens. Ce dernier s'écrit :

$$\left(\frac{Q^S(t) - f_{(t)}\alpha_{(t)}(T(t))Q^S(t)}{K}\right)c(1-s) + \frac{\dot{K}}{K} + \frac{V}{K} + \theta = \left(\frac{Q^S(t) - f_{(t)}\alpha_{(t)}(T(t))Q^S(t)}{K}\right) \quad (7)$$

Appelons $X = Q^S(t) - f_{(t)}\alpha_{(t)}(T(t))Q^S(t)$. Il s'agit de l'output diminué du coût lié au changement climatique. Lorsque l'expression X est multipliée par le facteur c qui est un paramètre de la fonction de production exposée dans l'équation (1), on obtient la partie de l'output (net du coût du changement climatique) qui revient aux salariés, autrement dit la masse salariale. La dépense de consommation est donc obtenue par le produit de la masse salariale cX et de la propension marginale à consommer $(1-s)$, s étant la propension marginale à épargner.

La demande de bien comprend donc :

- la dépense de consommation des salariés (qui dépend de la partie du produit net et de la propension à consommer), soit $\left(\frac{Q^S(t) - f_{(t)}\alpha_{(t)}(T(t))Q^S(t)}{K}\right)c(1-s)$;
- la dépense d'investissement net, soit $\frac{\dot{K}}{K}$;
- la dépense publique $\frac{V}{K}$;
- la dépense d'amortissement θ .

L'offre de bien quant à elle est donnée par la fonction de production $Q^S(t)$. Une partie de cette offre est détruite par le changement climatique pour un montant donné par l'expression $f_{(t)}\alpha_{(t)}(T(t))Q^S(t)$.

Appelons $Q^n(t)$ l'offre réelle de biens nette du coût du changement climatique. On peut donc réécrire la condition d'équilibre du marché des biens de la façon suivante :

$$\frac{Q^n(t)}{K} c(1-s) + \frac{\dot{K}}{K} + \frac{V}{K} + \theta = \frac{Q^n(t)}{K} \quad (7')$$

Ce qui équivaut à écrire :

$$\frac{c(1-s)}{v(T)} + \frac{\dot{K}}{K} + \frac{\alpha(T)T}{v} + \theta = \frac{1}{v(T)} \quad (7'')$$

Le coefficient de capital $v(T)$ net des coûts du changement climatique dépend donc du niveau taxe écologique T . Le coefficient de capital v quant à lui est simplement égal à $K/Q^s(t)$. L'accumulation du capital compatible avec l'équilibre du marché du bien est donc :

$$g_K = \frac{1-c(1-s)}{v(T)} - \frac{\alpha(T)T}{v} - \theta \quad (8)$$

La condition d'état stable (avec une constance du capital par tête k et du coefficient de capital v) implique que le taux de variation du capital accumulé soit égal au taux de variation de la demande de travail :

$$g_K = g_N = g - g_{w/p} \quad (9)$$

Si le marché du bien est équilibré, le prix du bien p ne varie plus. D'après le corollaire de la loi de Walras, le marché de l'épargne est équilibré dès lors que l'offre est égale à la demande sur le marché du bien. En conséquence, le taux d'intérêt $r(t)$ ne varie pas non plus. Comme le salaire nominal est exogène, conformément au modèle de Cartelier, le taux de variation du salaire réel est nul. On a donc :

$$g_K = g_N = g = \frac{1-(1-s)c}{v(T)} - \frac{\alpha(T)T}{v} - \theta \leq n \quad (10)$$

Il est ainsi tout à fait possible qu'un état stable avec chômage involontaire noté $u = n - g_K$ existe. Comme l'indique Cartelier (2018), il s'agit même du cas général, la configuration de plein-emploi néoclassique étant un cas particulier.

Dans le modèle de Solow, la croissance équilibrée se maintient au cours du temps même lorsque le taux de croissance démographique se modifie. Le capital par tête d'équilibre, correspondant à un certain coefficient de capital v , se modifie grâce à la flexibilité des prix pour assurer l'équilibre des marchés. Dans notre modèle « à la Keynes », l'économie ne s'adapte pas au taux de croissance de l'offre de travail car celle-ci a un statut de subordonné. L'économie s'adapte aux changements du taux d'accumulation du capital g_K (auquel correspond un certain coefficient de capital v) qui est exogène en raison des « esprits animaux » régnant dans un contexte d'incertitude. Comme l'écrit

Cartelier (2005) dans son cours polycopié de Macroéconomie, « ce qui oppose Keynes à l'économie néoclassique n'est pas l'adjonction de rigidités quelconques, ni dans les prix, ni dans le salaire, ni dans la combinaison productive, mais bien plutôt dans le traitement des salariés qui se lit dans les différentes contraintes budgétaires auxquelles ils sont soumis. Alors que la théorie standard voit l'évolution dynamique comme une réponse (optimale) aux changements dans les fondamentaux exogènes, l'économie de Keynes la conçoit que procédant de l'accumulation du capital, reflétant l'action des entrepreneurs comme groupe social dominant » (*ibid*, p. 101).

Dans notre modèle, le prix du bien, de même que le taux d'intérêt, sont parfaitement flexibles. Nous ne faisons aucune hypothèse de complémentarité des facteurs de production (ils sont ici substituables comme dans le modèle de Solow), ni de fixité de la propension à épargner (qui est endogène et dépend du taux d'intérêt). « En plaçant l'accumulation du capital au centre même du processus de croissance, et non l'adaptation optimale d'un système en équilibre à des chocs exogènes, l'économie de Keynes renoue avec la tradition classique de Smith et Ricardo, pour qui également les salariés occupaient une position subordonnée » (Cartelier, 2005, p. 101).

La question qui se pose à présent est de savoir si l'introduction d'une taxe carbone en lieu et place d'une taxe « classique » permet l'obtention non seulement d'un bénéfice écologique, mais aussi d'un bénéfice en termes d'emploi lorsque l'économie est en situation d'état stable.

Dans notre modèle, une réponse concise (positive ou négative) est difficile à émettre puisque pour le moment, notre taux de croissance du capital est exogène ; *il est par contre impossible d'exclure l'occurrence d'un double dividende en dépit d'un cadre analytique de concurrence parfaite*. Quels sont les effets de la substitution d'une taxe « classique » par une taxe carbone ? L'introduction d'une taxe carbone permet de limiter l'impact du changement climatique sur l'output, ce qui autorise la firme à dégager de l'autofinancement pour l'investissement. L'impact d'un accroissement du profit sur l'investissement est incertain puisque les « esprits animaux » keynésiens (et donc implicitement, l'efficacité marginale du capital) gouvernent la décision d'investir. Cependant, on ne peut pas exclure l'éventualité d'un effet positif sur l'emploi comme c'est le cas habituellement dans les modèles de type néoclassique avec concurrence parfaite. Le présent modèle ne permet cependant pas de fournir une réponse définitive à cette question.

4. Instabilité intrinsèque de l'économie keynésienne et taxe carbone

Pour étudier la dynamique de l'économie, supposons à présent que le taux d'accumulation du capital g_K dépend positivement de l'écart entre le taux de profit réalisé et le taux de profit anticipé.

Avec la fonction Cobb-Douglas que nous avons mentionnée plus haut, le taux de profit attendu ou anticipé est :

$$r^a = \frac{(1-c)(Q-f(t)\alpha(t)T)Q}{K} - \frac{\alpha(t)Q^s T(t)}{K} \quad (11)$$

que l'on peut réécrire de la façon suivante :

$$r^a = \frac{1-c}{v(T)} - \frac{\alpha(t)T}{v} \quad (12)$$

Par conséquent, le profit attendu est égal à la part du produit (net des coûts du changement climatique) qui n'est pas distribué sous forme de salaires, à laquelle on retranche le prélèvement fiscal à des fins environnementales.

Le taux de profit réalisé peut s'écrire quant à lui :

$$r = \frac{\dot{K}}{K} + \theta + \frac{V}{K} + (1-s)c\left(\frac{Q-f\alpha(T)Q}{K}\right) - c\left(\frac{Q-f\alpha(T)Q}{K}\right) - \frac{\alpha(t)QT}{K}$$

d'où :

$$r = g_K + \theta + \frac{c((1-s)-1)}{v(T)} \quad (13)$$

$$\text{car } \frac{\alpha(t)QT}{K} = \frac{V}{K}.$$

Autrement dit, le profit réalisé est égal à la somme des recettes réalisées par les entrepreneurs (l'investissement brut, auquel s'ajoutent la consommation et la dépense publique) à laquelle est retranchée la somme des coûts (le produit net des coûts du changement climatique distribué sous forme de salaires et le prélèvement fiscal écologique).

L'écart entre le taux de profit réalisé et le taux de profit attendu est égal à :

$$r - r^a = g_K + \theta + \frac{c((1-s)-1)}{v(T)} - \frac{1-c}{v(T)} + \frac{\alpha(t)T}{v} \quad (14)$$

L'expression peut être arrangée de la façon suivante :

$$r - r^a = g_K + \theta + \frac{c(1-s)-1}{v(T)} + \frac{\alpha_{(t)}(T)T}{v} \tag{15}$$

L'évolution du taux d'accumulation du capital est donnée par l'équation différentielle qui suit :

$$\dot{g}_K(t) = \lambda(r(t) - r^a(t)) = \lambda\left(g_K + \theta + \frac{c(1-s)-1}{v(T)} + \frac{\alpha_{(t)}(T)T}{v}\right)$$

La solution est donnée par l'expression :

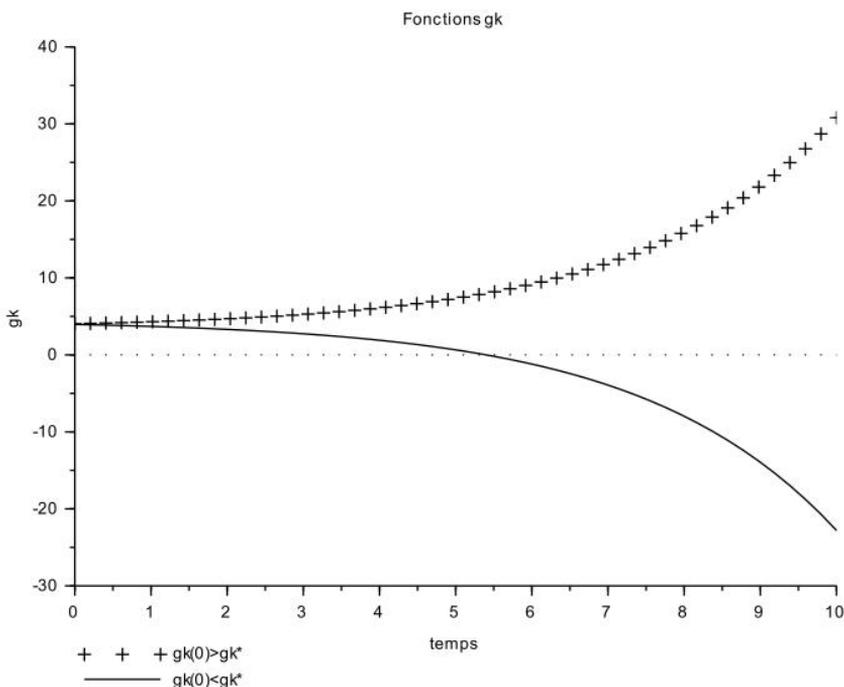
$$g_K(t) = g_K(0)e^{\lambda t} + \left(\theta + \frac{c(1-s)-1}{v(T)} + \frac{\alpha_{(t)}(T)T}{v}\right)(e^{\lambda t} - 1) \tag{16}$$

Appelons $g_K^* = \frac{1-(1-s)c}{v(T)} - \frac{\alpha(T)T}{v} - \theta$ l'état stable de l'économie. Il est alors possible de reformuler (15) :

$$g_K(t) = e^{\lambda t}(g_K(0) - g_K^*) + g_K^* \tag{16'}$$

Un écart initial par rapport au sentier d'équilibre est amplifié au cours du temps, ce qui correspond au résultat de « fil du rasoir » de Harrod. L'économie keynésienne est intrinsèquement instable.

Graphique 1. L'instabilité de la croissance économique



Cependant, la taxe carbone, seule variable discrétionnaire du modèle, offre à l'Etat un outil de stabilisation de l'économie qui passe par un triple canal :

-le canal du prélèvement fiscal traditionnel T , qui ampute les profits mais génère une demande publique de bien (sous l'hypothèse de budget équilibré);

-le canal de l'empreinte carbone $\alpha_{(t)}(T)$, qui est plus ou moins forte selon le niveau de la taxe ;

-le canal de la fonction de dommage f lié au changement climatique (impact sur $v(T)$), qui grève l'output, et qui est également plus ou moins conséquent selon le niveau de la taxe.

Dans une économie caractérisée par l'instabilité, la taxe carbone offre ainsi un double dividende : un bénéfice écologique (l'empreinte carbone est toujours plus faible avec l'existence d'une taxe carbone en lieu et place d'une taxe traditionnelle) et un bénéfice économique (réduction de l'instabilité économique). A notre connaissance, la littérature économique (théorique ou empirique) n'a pas véritablement envisagé un double dividende d'une telle nature dans un cadre théorique relativement « standard ». *L'eco-taxe offre un outil de stabilisation de l'économie en enrichissant les canaux de transmission de la fiscalité traditionnelle sur la longue période.* Si l'on fait l'hypothèse que l'augmentation de la taxe carbone entraîne un accroissement des recettes fiscales et donc de la demande publique de bien, alors la fiscalité écologique est théoriquement plus efficace que l'outil de la fiscalité traditionnelle. En effet, en permettant la réduction de l'empreinte carbone, la fiscalité écologique minimise l'impact négatif du changement climatique sur l'output en plus de moduler la demande globale adressée aux firmes.

5. Conclusion

Alors qu'habituellement, rendre compte théoriquement de l'existence d'un double dividende impose soit de raisonner dans un modèle de concurrence imparfaite avec divers types de rigidités sur les prix, soit d'adopter des modèles post-keynésiens de type stock-flux, nous avons tenté de montrer avec un modèle en concurrence parfaite qu'il est possible de mettre en évidence la possibilité d'un triple dividende de l'éco-taxe: un bénéfice écologique (réduction de l'empreinte carbone), et deux bénéfices économiques : un éventuel effet bénéfique sur le chômage et une canalisation de l'instabilité économique propre à la vision keynésienne de l'économie. Jusqu'à présent, la littérature s'est essentiellement focalisée sur les bénéfices économiques à court terme de la taxation écologique en termes d'emploi, de gain de croissance du PIB, de fiscalité ou d'équité sociale. Les résultats du modèle montrent qu'il ne faut pas ignorer qu'à long terme, la taxation écologique enrichit les leviers de la fiscalité traditionnelle pour contrôler et stabiliser la dynamique de croissance.

6. Bibliographie

- Al Amin Siwar, C., et A Hamid, 2009, « Computable General Equilibrium Techniques for Carbon Tax Modeling », *American Journal of Environmental Sciences*, 5 (3), pp. 56-88.
- Barker T., Baylis S., Mdsen P., 1993, « A UK carbon Energy tax. The macroeconomic effects, *Energy policy* 31(3), 296-308.
- Boitier B., Callonnec G., Douillard P., Epaulard A., Gherzi F., Masson E., Mathy S., (2015) « La transition énergétique vue par les modèles macroéconomiques », *Document de travail France Stratégie n°2015-05*, octobre.
- Bovenberg A.L., de Mooij R.A., 1994, « Environmental Levies and Distortionary Taxation », *American Economic Review*, 84, n° 4, 1085-1089.
- Bovenberg A.L., de Mooij R.A., 1997, « Environmental Levies and Distortionary Taxation : Reply », *American Economic Review*, 87, n° 1, 252-253.
- Bovenberg A.L., van der Ploeg F., 1996, « Optimal Taxation, Public Goods and Environmental Policy with Unvoluntary Unemployment », *Journal of Public Economics*, 62, 52-83.
- Brunello G., 1996, « Labor Market Institutions and the Double Dividend Hypothesis: An Application of the WARM Model », in Carraro C., Siniscalco D., *Environmental Fiscal Reform and Unemployment*, Kluwer Academic Publishers, 1996.
- Burke M., Hsiang S., and Miguel E., 2015, « Global non-linear effect of temperature on economic production », *Nature*, 39, 525-555.
- Cartelier J., 2018, *Money, markets and capital: the case for a monetary analysis*, Routledge, New York.
- Cartelier, J., 1995, *L'économie de Keynes*, De Boeck Université, Paris.
- Cartelier J., 1996, « Chômage involontaire d'équilibre : Asymétrie entre salariés et non salariés, la loi de Walras restreinte », *Revue Economique*, 655-666.
- Cartelier J., 2005, Cours Polycopié de Macroéconomie, Université Paris X Nanterre. 116 pages.
- Cartelier J. 2018, "Money, Markets and Capital: The Case for a Monetary Analysis", Routledge International Studies in Money and Banking, 1st Edition

Collonnet G., Reynes F. et Tamsamani Y., 2012, « Une évaluation macroéconomique et sectorielle de la fiscalité carbone en France », *Revue de l'OFCE*, 212-154.

Chiroleu-Assouline M. et M.Fodha, 2011, « Verdissement de la fiscalité : à qui profite le double dividende ? », *Revue de l'OFCE*, n° 116, 409-432.

Chiroleu-Assouline, 2001, « Le double dividende : les approches théoriques », *Revue française d'économie*, n°2, 119-147.

Crassous R., Gherzi F., Combet E., Quirion Ph., 2009, « Taxe carbone : recyclage des recettes et double dividende sous contrainte d'équité », *Note de travail, CIREA*.

Dafermos Y., Nikolaidi M., and Galanis G., 2017, « A stockflow-fund ecological macroeconomic model », *Ecological Economics*, 13, 191-207, 2017.

Dietz S. and Stern N., 2015, « Endogenous growth, convexity of damage and climate risk: How Nordhaus' framework supports deep cuts in carbon emissions », *The Economic Journal*, 125(583):574-620.

DGII-CEC (1992), « the economics of limiting CO2 emissions, Special Edition of european economy, Commission of the European Communities, Office of Official Publications, Luxembourg.

Ekins P., 1997, « On The Dividends from Environmental Taxation », in *Riordan T., Ecotaxation, Earthscan Publications*, 50-67.

Fagnard, J-F., Germain, M., 2014, « Macroéconomie du court terme et politique climatique : quelques leçons d'un modèle d'offre et demande globales », *Recherches économiques de Louvain*, 1(80), 31-60.

Giraud G., Isaac F., Bovari E., Zatssepina E., 2017, « Coping with le Collapse : A Stock-Flow Consistent Monetary Macrodynamics of global warming », *Papiers de recherche de L'AFD*, 29bis, Janvier.

Glustoff E., 1968, « On the existence of a Keynesian Equilibrium », *Review of Economic Studies*, 35,327-334.

Godard O, Beaumais O., 1994, Economie, croissance et environnement, de nouvelles stratégies pour de nouvelles relations », *Revue Economique*, 44, 143-176.

Goulder L.H., 1994, « Environmental Taxation and the "Double Dividend : A Reader's Guide », *NBER Working Paper*, n°4896

- Goulder L.H., 1995, « Effects of Carbon Taxes in an Economy with Prior Tax Distortions: An Intertemporal General Equilibrium Analysis », *Journal of Environmental Economics and Management*, 29, 271-297.
- Hourcade J.C, Ghersi F., 2000, « Le rôle du changement technique dans le double dividende d'écotaxes », *Economie et Prévision*, 143-144, 47-68.
- Holmlund B, Kolm A.S., 1997, « Environmental Tax Reform in a Small Open Economy With Structural Unemployment », *Working Paper*, Department of Economics, Uppsala University.
- Kaltenrieder G., 2005, « Double dividende et mobilité du capital : un modèle d'équilibre général appliqué à la Suisse », *Working Paper*, Université de Fribourg, Suisse.
- Marsiliani L., Renström T., 1997, « Imperfect Competition, Labour Market Distortions and the Double Dividend Hypothesis », *Discussion Paper*, University of Birmingham.
- Parry I.W.H., 1995, « Pollution Taxes and Revenue Recycling », *Journal of Environmental Economics and Management*, 29, n° 3, pp. S64-S7.
- Piluso N., Le Heron E., 2017, « La taxe carbone dans une économie d'inspiration keynésienne », *Développement durable et territoires*, 8(3), décembre.
- Piluso N., 2011, «Chômage involontaire et rationnement du crédit : une relecture de la relation salaire-emploi», *Economie appliquée*, tome LXIV, n°4, 69-86.
- Piluso N., 2007, «Le rôle de l'incertitude dans la théorie du chômage de Keynes», *Cahiers d'économie politique*, juillet, 105-114.
- Reynès F., Y. Y. Tamsamani et G. Callonnec, 2011, « Presentation of Three-ME: Multi-sector Macroeconomic Model for the Evaluation of Environmental and Energy policy », Document de travail OFCE 2011-10
- Schneider K., 1997, « Involuntary Unemployment and Environmental Policy : The Double Dividend Hypothesis » , *Scandinavian Journal of Economics*, 99, n° 1, 45-59.

7. Annexes

Dans cette annexe, nous spécifions les fonctions d'empreinte carbone $\alpha_{(t)}(T(t))$ et de coût lié au changement climatique $f_{(t)}\alpha_{(t)}(T(t))Q^s(t)$.

Nous adoptons la modélisation de l'empreinte carbone à l'article de Fagnard et Germain (2014). Ces derniers écrivent l'empreinte carbone d'une unité de bien produite de la façon suivante :

$$Z = \delta - A$$

avec δ l'intensité polluante de la production d'une unité de bien et A la quantité d'émissions de CO2 évitée (en produisant une unité de bien) grâce à l'effort de dépollution de la firme. Z est donc une évaluation de l'empreinte carbone unitaire sur laquelle se base la taxation écologique T . L'effort de dépollution A est une fonction croissante de la taxation écologique.

Supposons pour simplifier la modélisation que $A = \alpha T$ avec α un paramètre dont la valeur est supérieure à l'unité. La fonction d'empreinte carbone s'écrit donc :

$$\alpha(T(t)) = Z = \delta - (\alpha T)$$

La fonction d'empreinte carbone est donc une fonction décroissante du niveau de taxation écologique décidé par les pouvoirs publics. Plus la taxe carbone est élevée, plus l'effort de dépollution de la firme sera important et moins l'empreinte sera forte.

Nous prenons par ailleurs appui sur la fonction de dommage climatique $f_{(t)}\alpha_{(t)}(T(t))Q^s(t)$ de Dietz et Stern (2015) qui prend dans le présent article la forme suivante :

$$f_{(t)}\alpha_{(t)}(T(t))Q^s(t) = \varphi[\alpha_{(t)}(T(t))Q^s(t)]$$

avec φ un paramètre dont la valeur est supérieure à zéro.

Autrement dit, quand la taxe carbone augmente, l'empreinte diminue. Cette baisse de la pollution se traduit par une diminution du coût lié au changement climatique.

Prévention du risque de défaillance des banques de l'UEMOA : impact des fonds propres sur le risque de défaillance.

Malick Paul NDIAYE

CERDI – Université d'Auvergne, Clermont-Ferrand1, France et LARES - Université Gaston BERGER de Saint-Louis du Sénégal. Email : malickpaul2002@yahoo.fr

Résumé : Dans cet article est étudiée la relation entre la probabilité de défaillance des banques et des variables de structure en tenant compte des spécificités. Un échantillon de 98 banques sur la période 2002-2010 a été retenu. Le z-score de Roy (1952) est le modèle utilisé. Les principaux résultats obtenus en utilisant la Méthode des Moments Généralisés en panel dynamique montrent que les fonds propres pris au sens de Bâle II diminuent le risque de faillite des banques de la zone aussi bien de l'échantillon pris dans sa globalité que des banques de grande taille. Par contre, le capital augmente le risque de faillite des grandes banques.

Mots clés : faillite – prévention - fonds propres - z-score - UEMOA.

Codes JEL : G21 - G33 - E51.

Prevention of the risk of default of UEMOA banks: impact of own funds on the risk of default.

Abstract: *In this article, we studied the relationship between the probability of failure of banks in the WAEMU zone and micro and macroeconomic variables considering the specificity of the banks and the country in which they operate. In the eight countries of the region we selected a sample of 98 banks over the period 2002-2010. Then we split the sample to consider only the large banks. The z-score of Roy (1952) was used to measure the probability of bank failure. The main results obtained using the Generalised Method of Moments dynamic panel shows that eligible capital under Basel reduce the risk of bank failures in the area as well as the sample taken as a whole that large banks. As against the capital contribution decreases the probability of failure of banks in the sample, but increases the risk of bankruptcy of large banks.*

Keywords: *Prevention, failure, z-score, equity, dynamic panel, WAEMU*

JEL Classification : *G21 - G33 - E51.*

1. Introduction

La succession des crises financières¹ durant ces dernières années a conduit à remettre en cause le fonctionnement des politiques prudentielles. En effet, les Accords successifs du Comité de Bâle sur le contrôle bancaire (CBCB) ont tenté de réguler et de stabiliser le système financier international. Le CBCB afin d'améliorer la stabilité du système bancaire et de supprimer les distorsions de concurrence entre pays, a formulé en 1988 un ensemble de règles prudentielles connu sous le vocable de premiers Accords de Bâle. L'élément le plus important dans cet accord est la quantité de fonds propres que doivent détenir les banques en considérant que le risque de faillite d'une banque diminuerait au fur et à mesure que le volume de ses fonds propres augmente.

Selon Modigliani & Miller (1958), il existe un caractère incontestable de la nécessité d'une adéquation entre fonds propres et risque de faillite. La santé d'une banque dépend de l'évolution de ses fonds propres. Ces derniers permettent ainsi à la banque d'augmenter son volume de risque et ses engagements. Cependant, il convient de remarquer qu'imposer des exigences en fonds propres comporte des conséquences qui font que la relation entre les fonds propres détenus par les banques et le risque de faillite reste ambiguë. En effet, une relation négative entre les fonds propres et le risque de faillite résulterait du fait que les fonds propres représentant la perte de la banque en cas d'insolvabilité pousse cette dernière à prendre moins de risque au fur et à mesure que le volume de ses fonds augmente². Par contre, une relation positive peut faire l'objet de deux explications. D'une part, les fonds propres étant coûteux, les banques sont tentées de prendre plus de risque lorsque leur niveau est élevé pour compenser le coût de la possession du capital supplémentaire, accroissant ainsi la probabilité de faillite de la banque. D'autre part, une augmentation des fonds propres peut accroître le risque bancaire en incitant les banques à être moins rigoureuses dans la sélection et la surveillance des projets sur lesquels elles investissent.

Un grand nombre d'études empiriques³ a été depuis longtemps consacré à la stabilité du système bancaire. Les résultats de ces différents travaux sont nuancés. Le signe des coefficients des modèles estimés dépend à la fois des *proxys* utilisés, de la méthode d'estimation et de l'échantillonnage.

L'objet de cet article est d'étudier l'effet des fonds propres tels que définis par Bâle et d'autres variables de structure sur le risque de faillite des banques de l'UEMOA. Pour ce

¹ En 1998, sur un échantillon de cinquante pays le FMI estimait à 158 le nombre de crises de change et 54 le nombre de crises bancaires sur la période 1975-1997.

² Calem & Rob (1999) montrent, d'un point de vue théorique, que la prise de risque des banques est fonction du niveau de l'apport en capital de la banque. Les banques sous capitalisées pourraient prendre des risques excessifs étant donné qu'elles ont très peu à perdre en cas de défaillance, et ceci sans perdre les déposants protégés par l'assurance dépôts.

³ Shrieves & Dahl (1992), Jacques & Nigro (1997), Aggarwal & Jacques (2001), Bichsel & Blum (2004).

faire, nous utilisons un panel de 98 banques de 2002 à 2010⁴. L'indicateur retenu dans la plupart des études est le taux de dégradation du portefeuille des banques que les auteurs mesuraient par la qualité des crédits octroyés.

Dans la présente étude, la problématique sera abordée différemment. Nous allons utiliser comme indicateur de défaillance, le z-score, proposé par Roy (1952) repris par Blair & Heggstad (1978), Boyd & Graham (1986), Goyeau & Tarazi (1992), Mercieca, Schaeck, & Wolfe (2007) et Camara (2010).

La suite de l'article est organisée comme suit. La section 2 propose une revue de la littérature théorique et empirique en insistant sur les études les plus marquantes menées sur le sujet. Il sera également question de rappeler les Accords de Bâle. La section 3 est consacrée aux données utilisées et à la section 4, nous présentons les résultats de nos estimations avant de conclure.

2. Revue de la littérature

2.1. Un bref rappel des Accords de Bâle

Le Comité de Bâle sur le Contrôle Bancaire a été créé en 1974 pour édicter des règles prudentielles devant s'appliquer à l'ensemble des banques ayant une activité internationale significative. L'objectif était d'harmoniser les pratiques bancaires et de faire respecter des normes communes de sécurité. Inquiété par la chute de Herstatt et de la Franklin Square National Bank aux États-Unis qui a mis en évidence les risques systémiques liés à une internationalisation des banques, le directeur de la Banque d'Angleterre, Peter Cooke, propose la réunion d'un comité réunissant les banques centrales et les organismes de réglementation et de surveillance bancaire des pays du G10. Sa proposition est adoptée et ce Comité se réunit dorénavant quatre fois par an, sous l'égide de la Banque des Règlements Internationaux (BRI).

Le CBCB devient la principale instance normative au niveau mondial en matière de réglementation bancaire. Il avait pour objectif d'édicter des règles prudentielles devant s'appliquer à l'ensemble des banques ayant une activité internationale significative. Au gré des mutations bancaires, le Comité ne s'adresse plus aux seules grandes banques internationales. Il vise les banques de tous les pays intéressés par sa démarche ou incités par le Fonds Monétaire International Rochet (2008). Les recommandations formulées ne sont pas contraignantes juridiquement, mais constituent un engagement moral de ses membres.

2.1.1. Les premiers Accords de Bâle (1988)

Deux objectifs fondamentaux sont au cœur des travaux du Comité sur la convergence réglementaire. Ce sont, d'une part, que le nouveau cadre devrait servir à renforcer la solidité et la stabilité du système bancaire international, et d'autre part que le cadre devrait être juste et avoir un degré élevé de cohérence dans son application aux banques

⁴ La raison de s'en tenir ici à l'année 2010 est dans un premier temps, de faire une recherche sous l'environnement jusqu'à la crise en se référant seulement à Bâle 2, puis dans un travail ultérieur, de prolonger la série pour prendre en compte les recommandations de Bâle 3.

dans les pays en vue de diminuer les sources d'inégalité concurrentielle entre les banques internationales.

La principale recommandation de Bâle I était la prise en compte du ratio de solvabilité appelé ratio Cooke. Il s'agissait d'exiger de chaque banque un minimum de fonds propres égal à 8% du total de ses actifs pondérés par des coefficients visant à refléter le risque de crédit de ces actifs. La somme pondérée des actifs bancaires, appelée *RWA* (*Risk Weighted Assets*) était censée donner une mesure du risque de crédit total pris par la banque. L'intérêt principal de ce ratio est de signifier que la capitalisation est le pivot essentiel de la réglementation prudentielle, puisque, par essence, le capital est l'ultime moyen de couvrir les pertes. Il permet de limiter les faillites bancaires par conséquent les coûts concomitants de restructuration et de sauvetage. Le ratio Cooke met en relation : au numérateur, les fonds propres et au dénominateur, l'ensemble des éléments d'actif et de hors bilan affecté d'un coefficient de pondération qui varient de 0 à 150%.

L'Accord de Bâle I se traduit par l'application de simples formules mécaniques pour quantifier le volume de fonds propres que les banques doivent détenir. L'essence de ce mode de réglementation repose sur la tentative de contrôler la solvabilité des banques en utilisant un cadre uniforme d'évaluation des risques s'appliquant à toutes les banques.

$$\frac{\text{Fonds propres}}{\text{Crédits pondérés}} \geq 8\%$$

L'instauration du ratio Cooke a été bénéfique à la stabilité du secteur financier et à la résistance aux chocs de ses intervenants. En effet, il a permis d'améliorer significativement le niveau des fonds propres bancaires qui, sous l'effet de la globalisation financière, avaient tendance à diminuer Figuet (2003). L'impact immédiat de Bâle I a été la recapitalisation des banques ainsi que la diminution des distorsions de concurrence entre les grandes banques. Malgré son succès reconnu au plan mondial, il a été critiqué à plusieurs reprises pour sa rigidité et son inadaptation face à l'évolution des activités et des risques bancaires. En particulier Bâle I a été accusé de provoquer un resserrement du crédit aux particuliers et aux entreprises⁵.

Daoud (2003) souligne l'absence de fondement économique des pondérations de risque desquelles dépendent les exigences de fonds propres pour rendre compte des différents niveaux effectifs du risque de crédit. Il convient de remarquer que dans l'unique but d'optimiser l'accroissement des fonds propres qui a un coût élevé, les banques ont recours à des techniques très modernes. La plus utilisée est l'arbitrage de capital⁶ qui consiste à travers des ajustements artificiels à restructurer les portefeuilles des banques de telle sorte qu'un risque similaire leur soit associé avec une exigence minimale de capital plus faible. Daoud (2003) fait remarquer que ces pratiques d'arbitrage de capital mettent à mal la discipline réglementaire exercée par les exigences minimales de fonds propres en

⁵ Les banques préféraient acheter des emprunts obligataires plutôt que prêter aux ménages ou aux entreprises pour lesquels le risque était pondéré à 100% ou plus.

⁶ Possibilité de réduire fortement la mesure réglementaire de leurs risques (dénominateur du ratio Cooke), sans pour autant réduire leurs risques économiques d'ensemble.

biaisant leur contenu informatif comme indicateur de la solvabilité bancaire. L'émergence d'un phénomène nouveau, à savoir l'explosion du marché des produits dérivés, limite l'efficacité des formules mécaniques comme mode d'évaluation de l'adéquation du capital. Tandis que dans Bâle I seul le risque de crédit était pris en compte, le risque de marché et le risque opérationnel étaient négligés. Afin de corriger cette insuffisance, le Comité de Bâle, en concertation avec la profession bancaire, a décidé de modifier profondément le contrôle bancaire.

2.1.2. Le second Accord de Bâle

Pris au dépourvu dans un contexte de mutations financières se traduisant par la complexité, la globalisation et la vitesse d'ajustement croissante des activités bancaires Bâle I ne fait plus l'unanimité. Le premier objectif de Bâle II est d'encourager les banques à améliorer leur capacité de mesure et de gestion de leurs risques. Il s'agit d'incorporer dans le dispositif prudentiel des incitations à mieux identifier et comprendre les risques actuels, à anticiper les risques qui pourraient survenir demain et à réagir de façon efficace. Dans son document de juin 1999, le CBCB définit ses objectifs visant à élaborer une approche exhaustive de l'adéquation des fonds propres. Un second document a donné suite au premier en janvier 2001 proposant une réforme profonde de la première réglementation prudentielle. Le troisième document consultatif d'avril 2003 porte les réorientations les plus significatives de Bâle II.

Après ces années de réflexion, le Comité de Bâle propose de nouvelles recommandations, avec une mesure plus fine du risque de crédit et la prise en compte du risque de marché et du risque opérationnel en l'articulant autour de trois piliers complémentaires.

L'exigence de fonds propres (Pilier 1) : Ce pilier maintient inchangé à 8% le niveau des fonds propres réglementaires couvrant les risques encourus. En revanche, un calibrage du risque en fonction de sa qualité est exigé et donne naissance au ratio de McDonough⁷. Les fonds propres de la banque seront affectés à la couverture du risque de crédit à hauteur de 85%, des risques opérationnels pour 10% et des risques de marché pour 5%.

$$\frac{\text{Fonds propres}}{\text{Risque de crédit} + \text{Risque de marché} + \text{Risque opérationnel}} \geq 8\%$$

un processus de surveillance prudentielle (Pilier 2) : Il permet de vérifier l'adéquation des fonds propres de chaque banque et les procédures d'évaluation internes. Les banques devront se doter de procédures internes et fiables de contrôle des risques, de manière à vérifier la comptabilité sur un horizon de moyen terme, de leurs fonds propres avec les niveaux de risques qu'elles se sont fixés. L'objectif du pilier 2 est double : d'une part, inciter les banques à développer des techniques de gestion de leurs risques et de leur niveau de fonds propres et, d'autre part, permettre aux autorités de régulation de majorer les exigences de capital réglementaire en cas de nécessité.

⁷ William J. McDonough était le Président du Comité lors des accords de Bâle II.

une discipline de marché (Pilier 3) : La logique qui sous-tend ce pilier est que l'amélioration de la communication financière permet de renforcer la discipline de marché. L'information est mise à la disposition du public sur les actifs, les risques et leur gestion. La publication régulière d'informations de la part des banques sur ces éléments permettra aux différents acteurs du marché d'évaluer la capacité de la banque à demeurer solvable en période de crise et déterminera les conditions auxquelles celle-ci pourra obtenir ses capitaux.

2.2. Quelques études sur la défaillance bancaire

Les études théoriques visent à mettre en évidence les effets de la réglementation du capital sur le risque de défaillance des banques. Les premières règles se sont appuyées sur des modèles de portefeuille. Koehn & Santomero (1980) analysant les effets d'une augmentation du ratio minimum de capital rapporté au total des actifs sur le risque de portefeuille, montrent qu'on n'aboutit pas nécessairement à une baisse de la probabilité de faillite lorsqu'on resserre les contraintes sur le capital. Dans le même prolongement Kim & Santomero (1988) montrent que le minimum de capital requis calculé en tenant compte du risque peut éliminer l'incitation à la prise de risque à condition que les pondérations du risque soient correctement choisies.

Les travaux de Sinkey (1975) et de Martin (1977) sur les faillites des banques aux États-Unis ont mis en évidence une corrélation positive entre la fragilité du système bancaire, le poids des dépenses de fonctionnement et l'accroissement des actifs risqués. Barr, Seiford, & Siems (1944) ont établi quant à eux, une corrélation positive entre la mauvaise gestion et l'avènement de crise bancaire. S'intéressant aux difficultés des banques en Europe Goyeau & Tarazi (1992) soulignent le rôle crucial de l'insuffisance de la couverture des risques comme facteur de faillite.

Demirgüç-Kunt & Detragiache (1998) ont abouti à la même conclusion en mettant l'accent sur l'environnement dans lequel évolue la banque. Ils soulignent qu'aussi bien dans les pays en développement que dans les pays industrialisés un environnement macroéconomique défavorable agit négativement sur la qualité du portefeuille et la rentabilité des banques précipitant le système bancaire dans une situation de vulnérabilité. Ce résultat qui a déjà été noté par Gorton (1985) sur les banques américaines est confirmé par Kaminsky & Reinhart (1999) sur un panel de banques dans des pays en développement. En revanche, les travaux de Diamond & Dybvig (1983) ont mis en évidence le rôle dominant des facteurs spécifiques aux banques, minimisant ainsi l'effet de l'environnement macroéconomique.

Des études empiriques ont également été menées sur la relation entre le capital et le risque de défaillance. Shrieves & Dahl (1992), en utilisant des données sur 1800 banques américaines sur la période 1983-1987, trouvent une relation positive entre les variations du risque et les variations de capital. Bichsel & Blum (2004) étudient d'abord la relation entre le capital et le risque de portefeuille, ensuite la relation entre le capital et le risque de défaillance pour un panel de 19 banques suisses. En utilisant des données de marché pour le risque et des données à la fois comptables et de marché pour le capital sur la période 1990-2002, ils trouvent une corrélation positive entre les variations de capital et

de risque. Camara (2010) cherchant à évaluer l'impact de la capitalisation sur la solidité des banques européennes depuis la mise en place du ratio Cooke utilise 3411 banques de 17 pays sur la période 1992-2006. Il remarque sur son sous-échantillon de banques qu'une augmentation du ratio de capital n'entraîne pas une diminution du risque de défaillance, mais contribue plutôt à l'augmenter.

Des études plus spécifiques aux pays de la zone UEMOA ont été menées. De nombreux facteurs ont été mis en avant dans la littérature pour tenter d'expliquer le déclenchement des faillites et crises bancaires dans les pays de l'UEMOA. Les travaux insistent tant sur les mesures de contrôle du crédit par les pouvoirs publics, la mauvaise gestion des banques, la politique monétaire inadéquate de la BCEAO, que sur le contexte macroéconomique défavorable et la faiblesse du cadre juridique et réglementaire Eboué (2007). L'étude de Fosso (2002) basée sur un modèle *logit* multivarié d'évaluation des probabilités de survie et d'avènement de crise bancaire de 1980 à 1995 est l'un des travaux empiriques les plus récents exclusivement consacrés aux banques de l'Union. Il utilise des données issues des bilans des banques et aboutit aux principaux résultats suivants : le volume des créances douteuses n'était pas déterminant dans l'avènement des crises ; les crédits à court terme améliorent la probabilité de survie des banques de l'Union ; les grandes banques sont plus exposées aux risques de faillites.

Ces études menées sur le système bancaire de l'UEMOA, en appréhendant la crise bancaire dans toute sa dimension, paraissent assez générales. Faute de données fiables, la plupart des indicateurs prudentiels utilisés dans ces études pour apprécier la solidité des banques pourraient conduire à des conclusions erronées. Parmi ces indicateurs, on peut citer le taux brut de dégradation du portefeuille utilisé par Rabiou (2002). Il est défini par le rapport entre les crédits en souffrance⁸ bruts sur le total des crédits octroyés par la banque. Le taux net de dégradation qui, en déduisant le montant des provisions du total de crédits en souffrance, ne rend pas compte des problèmes latents des banques. En effet, la provision est un coût, voire une perte probable pour les banques, dont le seul avantage est de limiter le risque de panique. L'étude la plus exhaustive est celle de Fosso (2002), mais n'a utilisé que les données de bilan des banques, occultant l'analyse de l'environnement macroéconomique et juridique ainsi que le potentiel humain des banques. Ces études dans la zone bien qu'étant limitées ont le mérite de présenter quelques facteurs pouvant influencer la défaillance bancaire. Dans la présente étude, en plus d'utiliser les données des bilans bancaires nous prendrons en compte l'environnement macroéconomique. Nous utilisons la mesure du risque de défaillance proposée par Roy (1952), appelée *z-score*.

⁸ Les crédits en souffrance sont la somme des crédits impayés et immobilisés (échéance est impayée depuis moins de 6 mois) et des douteux et litigieux (échéance est impayée depuis plus de 6 mois).

3. Données

3.1. Echantillonnage

L'étude couvre la période 2002 à 2010 et porte sur 98 banques des 8 pays de l'UEMOA. Les données bancaires sont issues de la publication périodique des bilans et comptes de résultat de la BCEAO. Les données macroéconomiques sont extraites du *Word Bank Development Indicators*, 2012.

Tableau 1 : Nombre de banques de l'échantillon par pays

Pays	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Guinée Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo	UEMOA
Banques dans l'étude	11	12	20	04	12	10	18	11	98
Banques dans la zone en 2010	13	12	21	04	13	10	19	12	104

Source : Rapport annuel de la BCEAO et auteur.

3.2. Présentation des variables utilisées

3.2.1. Construction de la variable dépendante

Plusieurs auteurs suggèrent que l'un des *proxies* clés de la stabilité d'une banque soit l'indice de son risque de défaillance. Cet indicateur de risque fait l'objet de plusieurs études pour mieux cerner la relation éventuelle entre la défaillance bancaire et les mesures de surveillance en matière de capital. La mesure du risque de défaillance telle que proposée par Roy (1952), Blair & Heggstad (1978), Mercieca, Schaeck, & Wolfe (2007) est retenue dans le cadre de notre étude. Ils définissent la défaillance d'une banque comme la probabilité que ses pertes deviennent supérieures à ses fonds propres.

$$\text{Probabilité de défaillance} = \text{Probabilité que } -\Pi > K$$

où $-\Pi$ représente la perte de la banque et K ses capitaux propres. En retenant une approche en termes de rendement des actifs on obtient :

$$\text{Probabilité de défaillance} = \text{Probabilité} \left(-\frac{\Pi}{A} > \frac{K}{A} \right)$$

$$\text{Probabilité de défaillance} = \text{Probabilité} \left(RA < -\frac{K}{A} \right)$$

où A représente l'actif total du bilan de la banque ; RA désigne le taux de rendement des actifs. En posant $\lambda = \frac{K}{A}$ et considérant que les taux de rendement suivent une loi normale de moyenne $E(RA)$ et d'écart type $\sigma(RA)$, il vient :

$$\text{Probabilité de défaillance} = \text{Probabilité} \left(-\frac{RA - E(RA)}{\sigma RA} < -\frac{\lambda + E(RA)}{\sigma RA} \right)$$

$$\text{Probabilité de défaillance} = \text{Probabilité} \left(-\frac{RA - E(RA)}{\sigma RA} < -\left(\frac{\lambda}{\sigma RA} + \frac{E(RA)}{\sigma RA}\right) \right)$$

$$\text{Probabilité de défaillance} = \text{Probabilité} \left(\frac{RA - E(RA)}{\sigma RA} < -Z \right)$$

Au final, compte tenu de la symétrie de la loi normale l'équation devient :

$$\text{Probabilité de défaillance} = \text{Probabilité} \left(\frac{RA - E(RA)}{\sigma RA} > Z \right)$$

$$\text{Où } Z = \frac{\lambda}{\sigma RA} + \frac{E(RA)}{\sigma RA} = Z_1 + Z_2$$

Z est l'indicateur du risque de défaillance de la banque ; E(RA) est la moyenne de la rentabilité des actifs ; $\sigma(RA)$ représente l'écart type de la rentabilité des actifs.

Le risque en investissement signifie que les rendements futurs sont empreints d'imprévisibilité. L'écart-type mesure la dispersion des résultats possibles ; λ est le ratio des fonds propres sur le total de l'actif. Il convient de souligner que la valeur de Z et le risque de défaillance varient en sens inverse. Une valeur forte de Z correspond à un risque de défaillance faible. Goyeau & Tarazi (1992) proposent une décomposition de Z en Z_1 une composante de performance ajustée du risque encore appelée ratio Sharpe et Z_2 une composante de couverture du risque de portefeuille par les fonds propres.

3.2.2. Présentation des variables explicatives

Les fonds propres sont la variable d'intérêt. Ils sont le moteur de l'activité bancaire et couvrent les pertes inattendues des banques. Les accords de Bâle définissent deux approches pour quantifier le volume de fonds propres que doit détenir la banque. L'approche standard impose aux banques de détenir au moins un ratio de fonds propres de 8% des actifs pondérés. Les coefficients affectés aux actifs sont déterminés selon les notations externes. Les accords de Bâle laissent aussi la possibilité aux banques de calculer elles-mêmes leur exigence en capital réglementaire sur la base des notations internes. L'approche des modèles internes autorise les banques à utiliser leur propre modèle d'évaluation des risques⁹.

L'octroi de crédits constitue l'activité de base des banques. C'est une activité risquée bien que les banques disposent d'une certaine expertise dans la surveillance du risque lié à l'octroi de crédit. Les crédits rapportés au total de l'actif est un indicateur du degré de diversification de la banque. Un ratio élevé correspond à un faible degré de diversification.

Les banques présentant une part importante de **dépôts** dans l'ensemble des sources de financement peuvent être considérées comme disposant d'une subvention implicite de l'assurance-dépôts. Les dépôts constituent, en effet, des ressources non marchandisées. Un

⁹ Parmi les modèles internes, on peut noter l'IRB (*Internal Ratings Based*) le Roc (*Return on regulatory capital*), la Value at Risk (VaR).

ratio dépôts sur total de l'actif plus élevé peut être associé à un accroissement de la liquidité bancaire.

Le total de l'actif des banques exprimé en logarithme est introduit afin de déterminer si la taille de la banque influence le risque de défaillance. Les grandes banques (actif total > 100 milliards de francs CFA)¹⁰ disposent d'un plus grand savoir-faire et d'outils sophistiqués en matière de gestion des risques. La taille rassure le déposant persuadé que les pouvoirs publics ne permettront pas la faillite d'une banque de grande taille. Cependant, les grandes banques peuvent être incitées à prendre plus de risque en sachant qu'elles pourront compter sur le sauvetage des autorités en cas de défaillance selon l'hypothèse *Too Big To Fail*.

Les charges de personnel constituent un élément important et significatif des charges de la banque. A ce jour, les banques déboursent des sommes importantes pour mettre dans de bonnes conditions leurs employés. Un niveau de dépenses de personnel élevé peut contribuer à réduire l'exposition au risque des banques. A l'inverse, les banques avec des dépenses de personnel élevées peuvent choisir des actifs plus risqués en estimant être en mesure de mieux les surveiller grâce à son personnel de bonne qualité.

Le rapport entre les provisions et le total des crédits est un indicateur de la qualité de son portefeuille. Un niveau de risque important nécessite une provision élevée. Brewer & Lee (1986) soutiennent qu'un ratio élevé est synonyme d'une prise de risque important.

4. Méthodologie

Cet article cherche à déterminer l'influence des fonds propres et de certaines variables de structure sur le risque de défaillance des banques dans la zone UEMOA. Dans le modèle utilisé, la variable expliquée est le risque de défaillance bancaire et les variables explicatives l'ensemble des variables pertinentes recensées dans la littérature théorique et économétrique. Il est fréquent en économétrie de devoir composer avec des données à deux dimensions : une dimension chronologique et une dimension individuelle. La BCEAO définit une politique monétaire commune à tous les pays de la zone, surveille la réglementation bancaire et veille à son application. Chaque pays ayant ses propres spécificités une estimation sur données de panel à effets spécifiques individuels sera adoptée pour contrôler les hétérogénéités inobservées. Force est de constater que le score d'une banque à l'année t est fonction en partie du score de la banque de l'année $t - 1$. Dès lors, le modèle de base est un modèle en panel dynamique spécifié de la façon suivante :

$$Z_{it} = C_i + \alpha Z_{it-1} + \mu FP_{it} + \beta_k X_{it} + \varepsilon_{it}$$

FP_{it} représente la variable d'intérêt de la banque i à la date t ; X_{it} est une matrice comportant toutes les variables de contrôle ; α , μ , β_k sont les coefficients du modèle ; C_i les spécificités propres à chaque banque ; ε_{it} les termes d'erreurs supposés indépendants et identiquement distribués.

¹⁰ Rapport annuel de la Commission Bancaire de l'UEMOA de 2010.

Le modèle tel que présenté est un modèle sur données de panel à effets individuels. La procédure d'estimation requiert de décider au préalable si les composantes individuelles sont fixes ou aléatoires. Hausman (1978) propose une procédure de test basé sur l'hypothèse que les variables explicatives sont corrélées aux effets individuels. Les modèles à effets fixes et à effets aléatoires permettent de prendre en compte l'hétérogénéité des données, mais les hypothèses sur la nature des effets spécifiques diffèrent d'un modèle à l'autre.

Dans le premier cas, on suppose que les effets spécifiques peuvent être corrélés avec les variables explicatives du modèle, et dans le second cas on suppose que les effets spécifiques sont orthogonaux aux variables explicatives du modèle. La présence d'hétéroscédasticité est corrigée par la méthode de White.

Le caractère dynamique du modèle pose un problème de corrélation entre la variable endogène retardée et les résidus. Ceci rend inefficaces les méthodes d'estimations classiques telles que les MCO et les régressions simples sur données de panel. Dès lors, des techniques d'estimation plus appropriées doivent être envisagées faisant appel à l'usage de variables instrumentales. Arellano & Bond, (1991) développent une technique d'estimation par la Méthode des Moments Généralisés (GMM) en différence pour corriger le biais d'endogénéité. Le GMM repose sur les conditions d'orthogonalité entre les variables retardées et le terme d'erreur, aussi bien en différences premières qu'en niveau.

Pour la même méthode (GMM), une technique plus récente a été mise sur pied par Blundell & Bond (1998). Elle combine les équations en première différence avec les équations en niveau dans lesquelles les variables sont instrumentées par leurs premières différences. Blundell & Bond (1998) ont montré à l'aide des simulations de Monte-Carlo que l'estimateur (GMM) en système est plus performant que celui en première différence. Pour eux, l'estimateur utilisé par Arellano & Bond (1991) donne des résultats biaisés dans des échantillons finis lorsque les instruments sont faibles.

Deux tests sont associés à la validité de l'estimateur des (GMM) en panel dynamique : le test de sur-identification de Sargan-Hansen qui permet de tester la validité des variables retardées comme instruments, et les tests d'autocorrélation d'Arellano et Bond où l'hypothèse nulle est l'absence d'autocorrélation de second ordre des erreurs de l'équation en différence et H1 signifie une corrélation négative d'ordre 1 des résidus.

Dans le modèle à estimer, l'utilisation des variables retardées comme instruments diffère selon la nature des variables explicatives. Dans notre cas, les variables sont faiblement exogènes¹¹, leurs valeurs retardées d'au moins d'une période sont utilisées comme instruments. Nous utilisons la technique de Blundell & Bond (1998) pour estimer le modèle.

¹¹ Variables qui peuvent être influencées par les valeurs passées de la variable dépendante, mais qui restent non corrélées aux réalisations futures du terme d'erreur.

5. Résultats et Interprétations

Dans un panel dynamique, il est impératif que la variable retardée de la variable expliquée soit significative. Les tests de Hansen de sur-identification des instruments ne conduisent pas à rejeter l'hypothèse nulle H_0 de bonne spécification du modèle.

5.1. Relation entre les variables et l'indicateur du risque de défaillance des banques de l'UEMOA

L'observation de la composition de l'indicateur du risque de défaillance de la banque amène à dire qu'il existe une relation positive entre le z-score retardé d'une période et l'indicateur du risque de défaillance de la période suivante. Toutes les estimations montrent qu'un niveau de score élevé de l'année précédente et une augmentation des fonds propres engendrent une augmentation de la valeur de l'indicateur du risque de défaillance Z . Les banques de la zone qui ont un ratio de fonds propres élevé par rapport au ratio de solvabilité présentent un risque de faillite faible. Ce résultat peut se comprendre dans la mesure où les banques de l'UEMOA sont averses aux risques. Doumbia (2011) explique la frilosité des banques par le risque important de défaut des emprunteurs, le manque de projet bancable, l'absence de normes comptables et la faiblesse du système judiciaire. Bien que, la détention de capital supplémentaire soit coûteuse, elles restent encore prudentes.

Les apports en capital des banques contribuent à réduire leur risque de défaillance avec une significativité de 10%. Notre résultat semble être en désaccord avec celui de Sheldon (1995) qui, en utilisant un échantillon de 479 banques suisses étudiées sur la période 1987-1993, montre que les banques les mieux capitalisées présentent une probabilité de faillite plus élevée. Dans la zone UEMOA, c'est tout le contraire, les banques les mieux capitalisées présentent des risques de faillite moindre. Les banques de la zone qui octroient plus de crédit présentent un risque de défaillance faible. Ce résultat est en accord à celui obtenu par Camara (2010) qui a étudié l'impact de ce ratio sur le risque de défaillance des banques européennes. L'octroi de crédit est l'activité pour laquelle les banques ont la meilleure expertise, raison pour laquelle les banques qui exercent le plus cette activité présentent un risque de défaillance plus faible. Aussi, il convient de souligner que les banques de la zone UEMOA octroient des crédits relativement courts qui par ailleurs, accentuent leur produit net bancaire.

La relation entre dépôts sur l'actif total et l'indicateur du risque de défaillance est globalement positive. Cette relation laisse présager que lorsque les dépôts sont importants les banques de l'UEMOA investissent de moins en moins dans des portefeuilles risqués. Ceci est contraire aux banques européennes d'après les études de Camara (2010). Par contre, il faut remarquer que si les dépôts augmentent considérablement par rapport aux fonds propres cela accroît le risque de défaillance des banques de l'UEMOA. La dimension (taille des banques) a un impact positif sur l'indicateur de défaillance. Une augmentation de la taille bancaire engendre un faible risque de défaillance. La taille favorise une répartition plus optimale des risques et la dispersion des dépôts minore le risque d'illiquidité. Enfin, la relation entre le z-score et les conditions macroéconomiques est positive et significative.

Tableau 2 : Impact des variables sur l'indicateur du risque de défaillance des banques.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
VARIABLES	z	z	z	z	z	z	z	z
z-score retardé	0.353*** (0.119)	0.333*** (0.121)	0.372*** (0.122)	0.479*** (0.120)	0.431*** (0.111)	0.454*** (0.116)	0.438*** (0.120)	0.352*** (0.133)
Fonds propres sur l'actif total	25.42*** (9.355)	27.17*** (8.773)	39.25*** (11.79)	20.47** (9.685)	17.01* (9.191)	14.70 (10.11)	17.66* (10.36)	29.06** (12.40)
Capital sur l'actif total		6.508 (11.35)	11.51 (11.35)	6.444 (6.578)	14.51** (7.143)	14.30* (7.207)	11.41* (6.171)	5.868 (5.189)
Crédits octroyés sur l'actif total		18.81** (8.725)	23.80** (9.137)	15.09** (6.077)	13.22** (6.068)	16.14*** (6.113)	17.27** (6.582)	18.33** (7.702)
Dépôts reçus sur l'actif total			31.11** (12.56)	16.17** (8.121)	11.60 (9.257)	9.253 (11.20)	13.15 (11.59)	25.40* (13.75)
logarithme de l'actif total				4.962*** (1.679)	3.206 (2.183)	3.155 (2.220)	3.607* (2.142)	4.940* (2.541)
Frais de personnels sur l'actif total					-146.6 (103.1)	-152.5 (107.0)	-103.6 (99.86)	56.10 (131.8)
Provisions sur crédits octroyés						5.280 (9.719)	4.051 (10.09)	-2.524 (11.83)
Dépôts reçus sur fonds propres							-0.0108* (0.00550)	-0.0140* (0.00754)
Produit intérieur brut								0.241* (0.131)
Constant	3.780*** (0.898)	-7.571 (6.442)	-34.60** (13.96)	-41.22*** (7.948)	-25.34* (12.83)	-24.97* (13.15)	-31.35** (13.60)	-51.28** (20.79)
Observations	667	667	667	667	655	655	655	655
Number of id	98	98	98	98	95	95	95	95
Test AR(1)	0.004	0.004	0.016	0.009	0.039	0.039	0.045	0.051
Test AR(2)	0.710	0.447	0.221	0.742	0.957	0.825	0.783	0.321
Test Hansen	0.136	0.362	0.760	0.464	0.580	0.424	0.433	0.911

Ecart-type entre parenthèses.

Significativité : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : Estimations faites par l'auteur.

Un taux de croissance positif du PIB réduit le risque de défaillance bancaire dans la zone. Un niveau du taux de croissance du PIB élevé est associé à un risque de défaillance plus faible. Les banques de la zone devraient soutenir l'activité économique en octroyant plus de crédit intérieur ce qui améliorerait les conditions macroéconomiques assurant par la même occasion leur solidité financière.

5.2. Relation entre les variables et l'indicateur du risque de défaillance des banques de l'UEMOA

Il s'est développé dans les deux dernières décennies une sorte de croyance accolée directement sur le phénomène de globalisation. Ainsi, dans un marché décloisonné et un système financier de plus en plus interconnecté et interdépendant, un gros joueur est protégé de facto, car il représente un risque systémique. Autrement dit, les pouvoirs publics allaient courir à son secours au moindre faux pas, car il devient une menace pour l'ensemble du système. Cette asymétrie d'informations peut engendrer un aléa moral¹².

Too Big To Fail est le concept selon lequel *American Banking Regulation* affirme que les grandes banques sont trop grandes pour faire faillite. A partir de cette hypothèse, nous isolons les banques de grande taille afin d'étudier le comportement des variables explicatives sur l'indicateur du risque de défaillance.

Les estimations montrent que le score retardé d'une période impacte positivement l'indicateur du risque de défaillance des grandes banques à l'année t avec une significativité de 1% tout comme les banques de petite et moindre taille. La relation entre le ratio de fonds propres et le risque de défaillance des banques de grande taille est similaire à celle des banques de l'échantillon dans sa totalité. Une augmentation des fonds propres tels que définis par les Accords de Bâle diminue la probabilité de faillite des banques, quelle que soit leur taille.

Par contre, une capitalisation élevée entraîne un risque de faillite pour les banques de grande taille. L'apport en capital au niveau des grandes banques a un effet contraire à celui des autres banques. Puisque l'augmentation du capital est excessivement coûteuse, les grandes banques contrairement aux autres banques choisissent à la suite d'une augmentation de capital, des actifs plus risqués afin de compenser le coût du capital. L'effet net peut conduire à une augmentation du risque de défaillance Koehn & Santomero (1980), Rochet (1992). Le résultat est en accord avec celui de Sheldon (1995). Les grandes banques cherchent à accroître leurs portefeuilles de manière excessive, dans le but de bénéficier d'économies d'échelle et d'économie d'envergure alors qu'un tel comportement est de nature à détruire la valeur de la banque.

¹² Lehman Brothers n'a pas suffisamment été assisté et à temps, car Henry Paulson, secrétaire au Trésor Américain à l'époque, voulait éviter à tout prix l'aléa moral. Il tenait fermement à envoyer un message clair au marché : le gouvernement ne sera pas là pour réparer les pots cassés chaque fois qu'un joueur irresponsable s'enfarge. Pour lui, l'irresponsabilité, ça se paye et elle fait partie des règles du jeu, les règles du marché.

Tableau 3 : Impact des variables sur l'indicateur du risque de défaillance des banques de grande taille.

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	Z	Z	Z	Z
z-score retardé	0.840*** (0.0973)	0.411*** (0.114)	0.379*** (0.139)	0.347** (0.157)
Fonds propres sur l'actif total	80.91* (41.60)	214.9*** (56.12)	226.6*** (69.94)	228.2*** (71.32)
Capital sur l'actif total		-69.36* (36.57)	-66.25 (45.58)	-63.11 (46.75)
Crédits octroyés sur l'actif total		-17.61 (17.84)	-12.14 (18.07)	-9.332 (17.27)
Dépôts reçus sur l'actif total		61.53** (23.96)	64.21** (24.90)	65.89** (26.80)
logarithme de l'actif total		9.959** (4.285)	10.04** (4.825)	10.34** (4.809)
Frais de personnels sur l'actif total		-416.7** (169.0)	-509.1** (225.3)	-539.0** (228.9)
Provisions sur crédits octroyés			104.6 (124.7)	135.5 (132.5)
Dépôts reçus sur fonds propres			0.0260 (0.0753)	0.0208 (0.0791)
Produit intérieur brut				0.123 (0.236)
Constant	-4.308* (2.473)	-88.10** (36.82)	-94.40** (38.18)	-98.95** (37.46)
Observations	225	225	225	225
Number of id	50	50	50	50
Test AR(1)	0.016	0.036	0.054	0.044
Test AR(2)	0.349	0.095	0.115	0.115
Test Hansen	0.136	0.830	0.847	0.811

Ecart-type entre parenthèses.

Significativité : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : Estimations faites par l'auteur.

Concernant les crédits octroyés, il y-a une différence entre l'effet du ratio de crédit au niveau des banques de grande taille et de l'échantillon pris dans sa totalité. L'augmentation des crédits octroyés augmente le risque de faillite des grandes banques. L'augmentation des dépôts par rapport aux fonds propres a un effet différent que celui des autres banques. Les équations montrent qu'un accroissement du ratio dépôt par rapport aux fonds propres diminue la probabilité de faillite des grandes banques de la zone. Diamond & Dybvig (1983) soulignent que les grandes banques sont plus diversifiées et en plus de jouir d'économies d'échelle et d'envergure, elles profitent d'une assurance implicite sur leurs dépôts et autres engagements. Par conséquent, les grandes banques se verront attribuer un niveau de faillite inférieure à celui des petites banques alors qu'elles sont très risquées. Le volume des charges de personnels constitue un

élément qui accentue la probabilité de faillite des banques de grande taille. Les banques qui consacrent un montant relativement important aux dépenses de personnel présentent un risque de défaillance plus important. Ces banques pourraient choisir des actifs plus risqués étant donné qu'elles disposent d'agents relativement bien motivés pour surveiller leurs portefeuilles.

7. Conclusion

Dans cet article, nous avons essayé d'apprécier l'effet des fonds propres sur le risque de défaillance des banques de la zone UEMOA en prenant en considération un ensemble de variables susceptibles d'impacter leur probabilité de faillite. L'objectif était dans un premier temps de vérifier si un niveau élevé des fonds propres accentuait la santé financière des banques de la zone. Ensuite de voir l'effet des variables de structure sur la probabilité du risque de faillite. Enfin, de déterminer si la relation entre l'indicateur du risque de défaillance et les variables explicatives était similaire pour les banques de grande taille que pour toutes les banques de la zone. Pour ce faire, nous avons utilisé le z-score de Roy (1952) comme indicateur du risque de défaillance et les fonds propres tels que définis par Bâle comme variable d'intérêt.

L'étude concerne 98 banques dans les 8 pays de l'UEMOA de 2002 à 2010. Compte tenu de la spécificité propre à chaque banque de la zone et de l'existence d'une variable retardée. La méthode des moments généralisés a été choisie pour les estimations du modèle. Nos estimations montrent que les fonds propres diminuent significativement le risque de faillite des banques de la zone prises dans leur globalité tout comme les banques de grande taille. Les dépôts, le total du bilan bancaire et le taux de croissance du produit intérieur brut sont des variables qui diminuent la probabilité de faillite des banques de la zone qu'elles soient grandes (total actif >100 milliards de francs CFA) ou non. Les estimations de l'étude montrent que le capital, les crédits octroyés et l'augmentation des dépôts par rapport aux fonds propres ont des relations contraires du fait que les banques soient de grande taille ou l'échantillon est pris dans sa globalité. Pour les banques de grandes tailles contrairement aux autres, nous avons constaté que l'augmentation de l'apport en capital, l'augmentation des crédits octroyés ainsi que l'augmentation des frais de personnels augmentent la probabilité de faillite des grandes banques. Aussi, cette étude a permis de voir que les banques de grande taille ont un risque de défaillance plus élevé. Les banques de petite et moindre taille restent averses aux risques alors que les banques de grande taille ont de plus en plus tendance à effectuer des opérations risquées.

Il ressort de cette étude qu'une gestion plus dynamique du risque de défaillance à partir de son indice z-score permettrait une meilleure connaissance quantitative du risque de défaillance et ainsi qu'une meilleure surveillance des variables de structure. Le produit intérieur brut est un indicateur économique utilisé pour mesurer les conditions macroéconomiques de chaque pays. D'une part, des conditions macroéconomiques favorables permettent aux banques de réaliser de bons résultats, d'autre part, en période de croissance, les banques peuvent choisir des actifs plus risqués et être ainsi exposées à un risque de défaillance plus élevé. L'activité d'octroi de crédit mériterait alors une réflexion plus fine.

8. Références

- Aggarwal, R., & Jacques, K. T. (2001). The impact of fdicia and prompt corrective action on bank capital and risk : Estimates using a simultaneous equations model. *Journal of Banking & Finance*, 25(6) :1139 - 1160.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data : Monte carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2) :277 - 297.
- Barr, R. S., Seiford, L. M., & Siems, T. F. (1944). Forecasting bank failure : a non-parametric frontier estimation approach. *Recherches Économiques de Louvain / Louvain Economic Review*, 60(4), 60(4) : 417- 429.
- Bichsel, R., & Blum, J. (2004). The relationship between risk and capital in swiss commercial banks : a panel study. *Applied Financial Economics*, 14(8) :591 - 597.
- Bichsel, R., & Blum, J. (2004). The relationship between risk and capital in Swiss commercial banks: a panel study. *Applied Financial Economics*, 14(8), 14(8) : 591-597.
- Blair, R. D., & Heggstad, A. A. (1978). Bank portfolio regulation and the probability of bank failure : A note. *Journal of Money, Credit and Banking*, 10(1) : 88 - 93.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87(1) :115 - 143.
- Boyd, J. H., & Graham, S. L. (1986). Risk, regulation, and bank holding company expansion into non banking . *Quarterly Review*, (Spr) : 2 - 17.
- Brewer, E., & Lee, C. F. (1986). How the market judges bank risk. . *Economic Perspectives*, 25 - 31.
- Calem, P., & Rob, R. (1999). The impact of capital-based regulation on bank risk-taking. *Journal of Financial Intermediation*, 8(4) : 317- 352.
- Camara, B. (2010) : Impact des ratios de capital pondérés et non pondérés du risque sur le risque de défaillance des banques européennes, *Document de travail, LAPE*
- Daoud, B. D. (2003). Quelle réglementation du capital bancaire pour les pays en développement ? *Revue d'économie financière*, 73(4), 311-323 .
- Demirgüç-Kunt, A., & Detragiache, E. (1998). The determinants of banking crises in developing and developed countries. *Staf Papers-International Monetary Fund*, 45(1), 45 : 81-109.
- Diamond, D. W., & Dybvig, P. H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *The journal of political economy*, 91(3), 91(3) : 401- 419.
- Doumbia, S (2011). Surliquidité bancaire et "sous-financement de l'économie" Une analyse du paradoxe de l'UEMOA. *cairn.info*, 2011/1: 151 - 170
- Eboué, C. (2007). Les coûts réels des crises bancaires en afrique : Quels enseignements pour l'uemoa. *Revue Economique et Monétaire, BCEAO*, 1 : 39 - 76.
- Figuet, J.-M. (2003). Le traitement du risque de crédit dans l'Accord de Bâle II: une évaluation. *Revue d'économie financière*, 71(2), 277-293.

- Fosso, B. P. (2002). Les déterminants des faillites bancaires dans les pays en voies de développement : le cas de l'union économique et monétaire ouest africaine (uemoa). *Université de Montréal*.
- Gorton, G. (1985). Bank suspension of convertibility. *Journal of Monetary Economics*, 15(2), 15(2) : 177-193.
- Goyeau, D., & Tarazi, A. (1992). *An empirical investigation on bank risk in Europe*. Birmingham: University of Birmingham, International Finance Group.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6) :1251 - 1271.
- Jacques, K., & Nigro, P. (1997). Risk-based capital, portfolio risk, and bank capital : A simultaneous equations approach. *Journal of Economics and Business*, 49(6) :533 - 547.
- Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. M. (1999). The twin crises : the causes of banking and balance-of-payments problems. *American economic review*, 89(3), 89(3) : 473-500.
- Kim, D., & Santomero, A. M. (1988). Risk in banking and capital regulation. *The Journal of Finance*, 43(5), 435(5) : 1219 - 1233.
- Koehn, M., & Santomero, A. M. (1980). Regulation of bank capital and portfolio risk. *The Journal of Finance*, 35(5), 35(5) : 1235 - 1244.
- Martin, D. (1977). Early warning of bank failure : A logit regression approach. *Journal of Banking & Finance*, 1(3), 1(3): 249-276.
- Mercieca, S., Schaeck, K., & Wolfe, S. (2007). Small european banks : Benefits from diversification ? . *Journal of Banking & Finance*, 31(7) :1975 - 1998.
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American economic review*, 48(3) : 261-297.
- Rabiou, A. (2002). Les déterminants de la dégradation du portefeuille des banques : une approche économétrique et factorielle appliquée au système bancaire nigérien. . *Etudes et Recherches, Notes d'Information et Statistiques de la BCEAO*, 528.
- Rochet, J. C. (1992). Capital requirements and the behaviour of commercial banks. *European Economic Review*, 36(5) :1137 - 1170.
- Rochet, J. C. (2008). Le futur de la réglementation bancaire . *Toulouse School of Economics (TSE)*, Notes 2(12).
- Roy, A. D. (1952). Safety first and the holding of assets. *Econometrica*, 20 : 431 - 449.
- Sheldon, G. (1995). A limit-risk capital adequacy rule : an alternative approach to capital adequacy regulation for banks with an empirical application to switzerland. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 131(IV) :773 - 805.
- Shrieves, R. E., & Dahl, D. (1992). The relationship between risk and capital in commercial banks. *Journal of Banking & Finance*, 16(2) : 439 - 457.
- Sinkey, J. F. (1975). A multivariate statistical analysis of the characteristics of problem banks. *The Journal of Finance*, 30(1), 30(1) : 21 - 36.

Optimisation de la mobilisation des ressources budgétaires intérieures au Burkina Faso. Quel taux de pression fiscale ?

Koudtanga Jean Marie SOURWEMA

Ministère de l'Economie, des Finances et du Développement (MINEFID)

Email : jmsourwema@gmail.com

Résumé : L'étude part du constat de la faiblesse du taux de pression fiscale et du ralentissement actuel du rythme de la croissance économique et détermine empiriquement le taux de pression fiscale optimal dans un sentier de croissance économique (croissance du Produit Intérieur Brut (PIB) réel) à travers le modèle de Scully et le modèle quadratique. En partant d'une analyse croisée du taux de croissance du PIB réel et du taux de pression fiscale, l'étude révèle que la performance fiscale est sensible à la conjoncture économique et que la faiblesse du taux de pression fiscale traduit une augmentation moins rapide des recettes fiscales par rapport au PIB nominal. En utilisant des données sur la période 1961-2015, le taux de pression fiscale optimal de l'économie burkinabé maximisant la croissance estimé est de 24,5%. A ce taux de taxation, le taux de croissance du PIB réel se situerait autour de 10,2%. Les résultats montrent que le Burkina Faso dispose d'une économie à potentiel fiscal pouvant lui permettre de respecter le critère de convergence de l'UEMOA relatif au taux de pression fiscale fixé à 20% minimum.

Mots clés : taux de pression fiscale - croissance économique - ressources budgétaires - critères de convergence.

Classification J.E.L. : E62 – H21 – O23

Optimizing the mobilization of domestic budgetary resources in Burkina Faso. What tax rate?

Abstract: *The study is based on the observation of the low tax rate and the current slowdown in the pace of economic growth and empirically determines the optimal tax burden in a path of economic growth (growth of the real Gross Domestic Product (GDP) through the Scully model and the quadratic model. Starting from a cross-analysis of the growth rate of real GDP and the tax rate, the study reveals that tax performance is sensitive to the economic situation and that the low tax rate reflects a slower growth in tax revenues relative to nominal GDP. Using data for the period 1961-2015, the optimal tax burden rate of the Burkinabe economy maximizing the estimated growth is 24.5%. At this tax rate, the growth rate of real GDP is around 10.2%. The results show that Burkina Faso has an economy with fiscal potential that could enable it to comply with the WAEMU convergence criterion relating to the minimum tax rate set at 20%.*

Keywords: *Tax rate, economic growth, budgetary resources, WAEMU convergence criterion*
J.E.L. Classification : *E62 – H21 – O23*

1. Introduction

Dans la théorie économique la fiscalité joue une triple fonction : financière, économique et sociale (Musgrave, 1959). De par sa fonction financière, le système fiscal doit être en mesure de lever les ressources nécessaires au financement des activités entreprises par l'Etat. La fonction économique quant à elle, se sert de la politique fiscale comme instrument de régulation de l'activité économique à travers la pression fiscale. Ainsi, l'Etat peut accorder des mesures incitatives aux contribuables afin de relancer la consommation, l'investissement et l'emploi. Enfin, de par sa fonction sociale, la fiscalité permet d'assurer une certaine équité sociale en procédant à une redistribution des revenus.

Toutes ces trois fonctions posent la problématique de mobilisation des ressources par l'Etat aux fins économiques et sociales. La politique fiscale, à travers les recettes budgétaires, est un instrument de développement car elle permet de réaliser des investissements, de créer des emplois et de booster la croissance en associant l'effort du privé.

Les ressources budgétaires de l'Etat se composent des ressources extérieures et des ressources intérieures. Au Burkina Faso, les ressources extérieures représentent 6,3% du PIB nominal et celles intérieures 11,3% du PIB nominal sur la période 1985-2015 (DGEP, 2016).

Au regard de l'importance des ressources intérieures et de la fiscalité dans les budgets des Etats membres, la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) et l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) ont retenu parmi les critères de convergence, le taux minimum de pression fiscale de 20% du PIB nominal

En effet, l'acte additionnel N°1/2015/CCEG/UEMOA instituant le nouveau pacte de convergence entre les Etats membres de l'UEMOA a été adopté en janvier 2015 en remplacement du pacte adopté en 1999. Ce nouveau pacte fait passer le critère de convergence relatif au taux minimum de pression fiscal (critère de second rang) de 17% à 20% avec pour horizon de convergence l'année 2019. Ce taux traduit au minimum l'effort de prélèvement des ressources fiscales attendues des Etats membres et qui est censé réduire leur dépendance vis-à-vis des financements extérieurs, irréguliers par nature et inadaptés à la planification du développement.

Le débat porte aussi sur la perception des politiques fiscales par les agents économiques. En effet, les attitudes d'anticipation et d'adhésion des agents conditionnent la réussite des politiques annoncées par l'Etat. Un Etat crédible au regard de ses annonces de politiques fiscales atteindrait plus la cible que s'il ne l'était pas (Muth, 1961).

Le Burkina Faso est depuis une dizaine d'années dans une approche de modernisation de la gestion des finances publiques à travers l'automatisation des procédures (existence de logiciels) et la révision des textes portant sur les procédures.

Au niveau fiscal, l'approche unité de recouvrement adoptée au plan institutionnel et organisationnel a constitué un cadre incitatif important pour l'accroissement du rendement fiscal.

En dépit de ces réformes, le taux de pression fiscale est faible et reste en deçà de la norme de convergence de l'UEMOA et de la CEDEAO qui est de 20%. En effet, après une période de forte performance de mobilisation des ressources avec un taux de pression fiscale de 16,4% en 2013, le taux est revenu à 15,2% en 2014 et a chuté à 14,2% en 2015 (PNDES, 2016). On observe au cours de la même période un ralentissement du rythme de la croissance économique, le taux de croissance du PIB réel s'est établi à 4% en 2014 et 2015 soit nettement en-dessous de la moyenne de 6% enregistrée au cours de la décennie précédente (DGEP, 2016). Ce ralentissement du rythme de la croissance a eu un impact sur les finances publiques, avec notamment une baisse des recettes intérieures.

Au regard de ces faits, quel est le taux de pression fiscale optimum accélérateur de croissance ? Le Burkina Faso peut-il respecter le nouveau critère de convergence de l'UEMOA relatif au taux de pression fiscale à l'horizon 2019 ?

Afin d'apporter une réponse à ces questionnements, l'article se fixe pour objectif de déterminer le niveau de pression fiscale optimum nécessaire pour un pays en développement, qu'est le Burkina Faso, afin de dynamiser sa croissance économique.

Ainsi, nous supposons que le faible niveau de croissance économique impacte négativement le niveau de la pression fiscale.

L'article commence par une revue théorique et empirique, présente les modèles à estimer et les résultats des estimations du taux de pression fiscale optimal et s'achève par des orientations de mobilisation des ressources fiscales sur la période 2016-2020.

2. Revue théorique et empirique

La pression fiscale définit l'importance relative des prélèvements fiscaux dans l'économie nationale. Elle est une grandeur macroéconomique, dans la mesure où elle est en relation avec la « croissance économique », à travers la mobilisation de nombreuses variables économiques comme la consommation, l'investissement, l'épargne, le déficit public, la dette publique, etc. Le taux est défini par rapport au PIB (Produit Intérieur Brut) et traduit l'effort de recouvrement des recettes par l'Etat pour faire face à ses charges. Il convient de distinguer la « pression fiscale » de la « charge fiscale », qui exprime la même idée, mais qu'au niveau microéconomique.

Le niveau de développement économique est l'une des variables les plus explicatives du taux de pression fiscale. Cette évidence empirique confirme l'idée simple selon laquelle, plus un pays est riche et plus il peut consacrer une part de sa richesse à la fiscalité. Avec le développement, s'accroissent non seulement les besoins en infrastructures mais aussi les systèmes de protection sociale d'où la nécessité de lever de recettes fiscales conséquentes.

L'Etat a deux options possibles pour assurer le développement. Il peut opter soit, pour une stratégie de maximisation des recettes, soit pour une stratégie de maximisation de la croissance (Davidsson, 2012). Le lien entre la croissance et la fiscalité reste entier.

Empiriquement, des auteurs ont tenté d'établir le lien entre les prélèvements fiscaux et la croissance et à déterminer les seuils optimaux.

Le débat sur le développement endogène a longtemps porté sur les sources de financements et le rôle de la politique budgétaire dans le financement des actions de développement. Les ressources propres et les recettes fiscales en particulier sont des substituts à la dette publique et sont de meilleurs moyens de financement des actions de l'Etat. Quelle relation existe-t-il entre la politique fiscale et la croissance économique ?

Arthur Laffer a avancé lors d'un dîner en 1974 que « trop d'impôt tue l'impôt ». Il illustre l'idée par une courbe en forme de U inversé qui indique qu'il existe un niveau optimal d'imposition pour une économie donnée. Le message associé à la courbe de Laffer est que les recettes fiscales n'augmentent pas nécessairement avec le taux d'imposition. Le financement des dépenses publiques donne lieu à une courbe en cloche entre le taux d'imposition et la recette fiscale. Cette courbe suggère le taux de pression fiscale où les recettes fiscales sont maximales.

Barro (1990) va approfondir le raisonnement de Laffer en associant le taux d'imposition au taux de croissance. Ainsi, il va considérer un modèle de croissance avec dépenses publiques productives pour montrer l'existence d'une courbe de Laffer entre le taux d'imposition et le taux de croissance économique. Cette courbe indique que, jusqu'à un certain seuil d'imposition, la politique fiscale encourage la croissance, mais au-delà de ce seuil elle génère des externalités négatives qui retardent la croissance.

Harberger A.C. (1962) estime que la politique fiscale peut aussi affecter la productivité marginale du capital en provoquant un détournement des investissements privés des secteurs productifs, lourdement imposés, vers les activités assujetties à une fiscalité plus avantageuse mais ayant une productivité faible. La politique fiscale peut freiner la croissance de la productivité globale du travail et du capital en réduisant les activités de recherche, d'innovation et de développement.

Pour Skinner (1987), lorsque le taux d'imposition sur les revenus est trop élevé, les agents économiques réduisent leur offre ou leur temps de travail et consacrent plus de temps aux activités de loisir. Cette idée est soutenue par les nouvelles théories de la croissance pour lesquelles, la fiscalité agit sur l'offre de travail et le progrès technique, facteurs endogènes de la croissance qui dépendent du comportement des agents économiques et qui déterminent le taux de croissance (Romer et Romer, 2007). Poussé à l'extrême, ce raisonnement implique que les agents cesseraient de travailler si le taux d'imposition était de 100%.

Dans les faits, pour ce qui est du Burkina Faso, les taux d'imposition sur les revenus, notamment l'impôt sur les sociétés (27,5%) et l'impôt unique sur les traitements et salaires (au plus 25%) sont dans des proportions mesurées (DGI, 2016). Aussi, le taux de pression fiscale de 2015 (14%) en est illustratif (DGEP, 2016) car il reste inférieur à la norme communautaire de 17% au minimum (pacte de convergence de 1999).

Engen et Skinner (1996) expliquent que des taxes élevées peuvent affecter le stock de capital physique directement en décourageant l'investissement privé. Ces auteurs argumentent qu'une augmentation du fardeau fiscal pourrait entraîner des multiples détours empruntés pour éviter les taxes et une floraison de l'économie souterraine. L'évasion et la fraude fiscales ambiantes au Burkina Faso ne peuvent être expliquées par ces faits eu égard au taux de pression fiscale actuelle mais il serait judicieux avant toute conclusion d'apprécier l'équité et la justice de tous devant l'impôt.

Les travaux de Scully ont permis de déterminer le taux de pression fiscale optimal pour différents pays. Scully (1991) met évidence l'existence de relation entre le taux de taxation et le niveau de la croissance économique. Scully (1996) met en évidence l'existence d'une relation en U- inversé dans le cas de la Nouvelle Zélande sur la période 1927-1994. Il trouve que le taux de taxation qui maximise le taux de croissance est d'environ 20% du PIB.

En utilisant des données annuelles de 1950 à 1995, Scully (1998) estime le taux de pression fiscale optimal pour les Etats-Unis à 21% et à 25,2% pour le Royaume- Uni.

Scully (1998) en s'intéressant à un échantillon de pays développés (Etats-Unis, Danemark, Royaume-Uni, Italie, Suède, Finlande, Nouvelle Zélande) sur la période 1927-1995 (période d'économie de transition pour ces pays) montre qu'en moyenne le taux optimal d'imposition est de 20% et varie de 16,6% à 25,2%. Il utilise un modèle de taxation qui révèle directement le seuil optimal de taxation lorsque les dépenses de l'Etat sont exclusivement financées par les ressources fiscales.

En général le taux de croissance optimale est moins élevé que celui de la pression fiscale. Le choix est donné d'opter entre l'estimation d'un taux de croissance optimale et l'estimation d'un taux de pression fiscale optimal.

Keho (2010) aboutit à une estimation du taux de pression fiscale qui se situe entre 21,1% et 22,3% du PIB pour la Côte d'Ivoire en utilisant le modèle de Scully et le modèle quadratique. L'AMAO (2011) a déterminé les efforts fiscaux des pays de la CEDEAO à partir des estimations fiscales de frontière stochastique au cours de la période 2000 à 2010. Les résultats montrent que tous les pays de la CEDEAO sont en deçà de leurs capacités fiscales, même s'il y a des différences dans la magnitude à travers le type d'impôt et les pays.

Nous avons opté dans cet article, pour l'optimisation des ressources budgétaires intérieures, de déterminer le taux de pression fiscale optimal. Le modèle de Scully et le modèle quadratique sont déployés à cet effet.

3. Spécification des modèles d'analyse

3.1. Modèle de Scully

La fonction de production sous forme Cobb Douglas est décrit comme suit :

$$Y_t = a(G_{t-1})^b[(1 - T_{t-1})Y_{t-1}]^c \quad (1)$$

$Y(t)$ est le niveau de production dans l'économie au temps t , G_{t-1} est la dépense publique consacrée à la production des biens publics en $t-1$, T est le taux de la taxe et Y_{t-1} est le niveau de production au temps $t-1$.

L'expression $(1-T_{t-1})Y_{t-1}$ s'interprète comme le volume des biens privés produits après taxation au temps $t-1$.

La dépense publique peut être financée par les taxes (T), la dette (D) et l'émission monétaire (S).

$$G = T * Y_{t-1} + D + S \quad (2)$$

Le financement de G par la dette et l'émission de la monnaie occasionne des coûts représentés par les taux d'intérêt i et le taux d'inflation ii .

L'expression (1) devient :

$$Y_t = a(T_{t-1}Y_{t-1} + D + S - (i + ii)*(D + S))^b [(1 - T_{t-1})Y_{t-1}]^c \quad (3)$$

Nous savons que les coûts de la dette et de l'émission de la monnaie sont plus élevés que le revenu que celles-ci procurent $(i+ii)*(D+S) > D+S$.

Ainsi, le gouvernement ne va pas poursuivre des sources de financement "non-optimal" comme la dette et l'émission de la monnaie et va privilégier l'option de produire les biens publics par les taxes, $G_{t-1} = T_{t-1}Y_{t-1}$.

L'équation (3) devient :

$$Y_t = a(T_{t-1}Y_{t-1})^b [(1 - T_{t-1})Y_{t-1}]^c \quad (4)$$

En prenant le logarithme, la forme de l'équation (4) devient

$$\log(Y_t) = \log(a) + b \log(T_{t-1}Y_{t-1}) + c \log[(1 - T_{t-1})Y_{t-1}] \quad (5)$$

Le taux de pression fiscale optimal est obtenu par la différentiation de (5) par rapport à T .

$$\frac{\partial \log(Y)}{\partial T} = \frac{b}{T} = \frac{c}{1-T} \quad (6)$$

La résolution de (6) donne le taux de taxation optimal :

$$T^* = \frac{b}{b+c} \quad (7)$$

Ce taux représente le taux de taxation du PIB conduisant à une maximisation du taux de croissance.

L'estimation empirique du taux de pression fiscale optimal se fera à partir de l'équation (8).

$$\log(Y_t) = \log(a) + b \log(T_{t-1}Y_{t-1}) + c \log[(1 - T_{t-1})Y_{t-1}] + \xi_t \quad (8)$$

3.2. Modèle quadratique

Ce modèle est adapté pour modéliser une relation des variables ayant une forme en U inversé. Ce modèle complète celui de Scully, nous spécifions une relation polynomiale de degré deux entre le taux de croissance g_t et le taux d'imposition T_t .

$$g_t = \alpha + \beta T_t + \gamma T_t^2 + e_t \quad (9)$$

e_t est un terme d'erreur. Le taux de pression fiscale qui maximise le taux de croissance économique est donné par :

$$T^* = -\beta/2\gamma \quad (10)$$

Au-delà de T^* le fardeau fiscal devient dommageable à la croissance économique. Ce modèle est indiqué pour déterminer le niveau optimal d'imposition en lien avec le taux de croissance (Barro, 1990).

4. Présentation et analyse des résultats

4.1. Description et analyse statistique des données

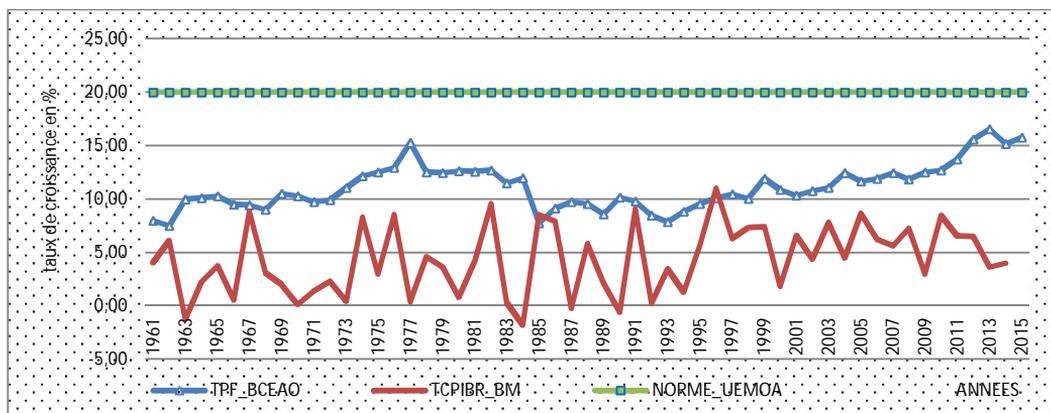
Les données utilisées dans cette étude sont de fréquence annuelle et couvrent la période 1961-2015. Elles portent sur le taux de pression fiscale qui exprime le rapport entre les recettes fiscales totales en pourcentage du PIB nominal. Les données sur les recettes fiscales et le PIB nominal proviennent de la Direction de la prévision et de l'analyse macroéconomique (DPAM) et de l'Annuaire statistique de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO). Les données sur le PIB réel sont tirées des *Indicateurs de Développement dans le Monde* ou *World Development Indicators* de la Banque Mondiale (2016).

Le taux de pression fiscale est l'indicateur le plus couramment utilisé pour apprécier le niveau de mobilisation des recettes publiques d'un pays ou d'un ensemble de pays. Son analyse permet d'apprécier dans quelle mesure une politique plus active de mobilisation fiscale pourrait permettre de dégager des ressources publiques supplémentaires.

Deux caractéristiques essentielles du prélèvement fiscal, à savoir son niveau et son degré d'instabilité qui déterminent la capacité d'une économie à financer de façon durable les dépenses publiques, paraissent importantes. L'analyse temporelle du taux de pression fiscale permet d'identifier un espace de recettes inexploité ou, au contraire, un espace pleinement exploité.

L'analyse de la courbe du taux de croissance du PIB réel montre que celui-ci a été marqué par une instabilité sur la période 1961-2015. Le taux de croissance du PIB réel sur cette période a fluctué autour d'une moyenne de 4,37%. L'amplitude de cette instabilité a été beaucoup plus forte sur les trois premières décennies (1961-1999) avec un taux moyen de 3,87%. Toutefois, cette amplitude s'est sensiblement amoindrie sur la période 2000-2015 avec une tendance du taux de croissance à la hausse (graphique 1). Le taux de croissance moyen du PIB réel sur la période 2000-2015 est de 5,66%.

Graphique 1 : Evolution du taux de croissance économique et du taux de pression fiscale au Burkina Faso



Source : Auteur à partir des données

Quant au taux de pression fiscale, il a évolué de façon contrastée et est resté en deçà de la norme communautaire minimale de 17% du pacte de convergence de 1999. Sur la période de forte instabilité du taux de croissance du PIB réel (1961-1999), le taux de pression fiscale, hormis le pic observé en 1977, est demeuré généralement faible et constant autour de 10%. A partir de 2000, où l'instabilité du taux de croissance de PIB réel est moindre, le taux de pression fiscale connaît une tendance à la hausse avec un pic en 2013 (16,6%). Toutefois, on observe une légère baisse entre 2014 et 2015 consécutive à la crise socio-politique que le pays a traversée. La moyenne du taux de pression sur la période 2000-2015 est de 12,85%.

Cette analyse croisée du taux de croissance du PIB réel et du taux de pression fiscale révèle que la performance fiscale est sensible à la conjoncture économique. De même, la faiblesse du taux de pression fiscale traduit une augmentation moins rapide des recettes fiscales par rapport au PIB nominal. Ce qui signifie que les montants annuels de recettes fiscales recouvrées se sont toujours situés en dessous des potentialités qu'offre la base fiscale. En d'autres termes, il existerait un espace des ressources publiques inexploité, du fait probablement de la conjugaison de facteurs affaiblissant le niveau du recouvrement. Font parties entre autres de ces facteurs, les insuffisances de la politique (code des impôts et livre de procédures fiscales, code des investissements et autres régimes particuliers de fiscalité) et les lacunes de l'organisation administrative.

4.2. Estimation du modèle quadratique

L'estimation de la forme quadratique (Annexe 7.1) de la relation entre le taux de croissance et le taux d'imposition donne les résultats suivants :

$$g_t = 0,614 + 56,606 * T_t - 198,583 * T_t^2 + e_t$$

(p=0.9561) (p=0.7713) (p=0.8112) Prob(F-statistic)=0.872679

Dans cette équation les valeurs entre parenthèses sont les probabilités associées au *t*-statistic. Tous les coefficients apparaissent non significatifs car ces probabilités

associées sont supérieures au seuil critique de 10%. Le modèle quadratique n'est donc pas adapté pour appréhender le taux de pression fiscale optimal pour le Burkina Faso. L'allure ascendante de la courbe du taux de pression fiscale sur la période de l'étude ne présente pas une forme parabolique ce qui justifie la non-adéquation du modèle.

4.3. Estimation du modèle de Scully

Les résultats de l'estimation du modèle de Scully (Annexe 7.2) sont reportés dans l'équation suivante :

$$\log(y_t) = 0,748 + 0,243 \log(T_{t-1}y_{t-1}) + 0,751 \log[(1 - T_{t-1}) y_{t-1}] + e_t$$

(p=0.0000) (p=0.0005) (P=0.0000)

$$R^2 = 0.996588 \quad \bar{R}^2 = 0.996454 \quad DW = 2.020289 \quad \text{Prob(F-statistic)} = 0.000000$$

Dans cette équation, les valeurs entre parenthèses sont les probabilités associées au t-statistiques. Tous les coefficients apparaissent significatifs car les probabilités associées sont inférieures au seuil critique de 1%. Les tests sur le terme d'erreur ne révèlent aucun problème de spécification (Annexes 7.3 ; 7.4 ; 7.5 et 7.6).

A partir de ce modèle de Scully validé par les tests économétriques, le taux de pression fiscale est obtenu par :

$$T^* = \frac{b}{b + c} = \frac{0,243}{0,243 + 0,751} = 0,245 = 24,5\%$$

Le taux de pression fiscale optimal de l'économie burkinabé se situe à 24,5%. Ce taux signifie que l'Etat peut prélever 24,5% des richesses créées sur le territoire national sans porter préjudice à la croissance économique du pays. Le niveau des prélèvements fiscaux et le niveau du PIB réel ont été en dessous de ce qu'ils auraient été si le taux d'imposition optimal avait été en vigueur sur la période d'analyse.

En effet, les estimations montrent que le taux de croissance du PIB réel optimum devrait se situer en moyenne autour de 10,2% soit une différence de 5,83 points de pourcentage comparativement au taux de croissance effectif réalisé sur la période de l'étude (4,37%).

Le taux de pression fiscale optimal de 24,5% est compris dans la fourchette des taux de pression fiscale optimaux obtenu par Scully (16,6% ≤ t ≤ 25,2) sur des données de durée similaire. Le taux optimal obtenu par la présente étude diffère de celui obtenu par le ministère de l'économie et des finances (MEF) en 2014 (29,1%) qui a porté sur des données d'une quarantaine d'années. L'intervalle de la période d'étude pourrait expliquer cette différence. Le taux de pression fiscale du MEF (2014) n'est pas inclus dans l'intervalle des taux optimaux de Scully (1998) et reste non optimal.

Le taux de pression fiscale optimal obtenu est largement au-dessus de l'objectif communautaire relatif au taux de pression fiscale. Il est de 4,5 points de pourcentage au-dessus de la norme communautaire minimale de 20%.

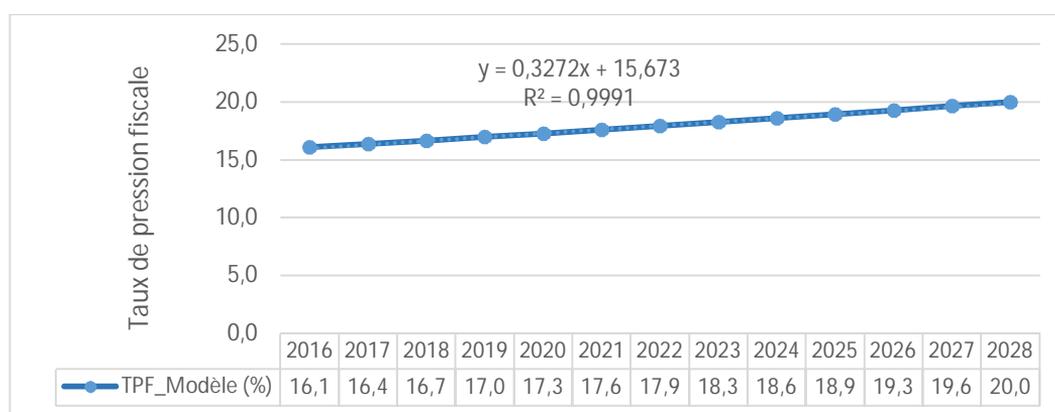
Par ailleurs, le taux de pression fiscale optimal obtenu par cette étude sur le Burkina Faso (24,5) est supérieur à celui de la Côte d'Ivoire (22,3%) et proche de celui du Royaume-Uni (25,2%, Scully, 1995). Ouattara (2015), montre que le taux de pression fiscale effectif (TPF) a évolué largement en deçà du potentiel fiscal (PF) et que l'effort fiscal (EF) au Burkina Faso est négatif sur la période 1971 à 2013 (*excepté les années 1971, 1999 et 2004*). On peut donc affirmer que le Burkina Faso n'arrive pas à mobiliser tout le potentiel fiscal que lui offre la structure de son économie. Ces résultats attestent que l'économie burkinabé dispose du potentiel fiscal nécessaire pour mobiliser des ressources fiscales correspondantes à la norme communautaire.

Cette contreperformance de mobilisation des ressources fiscales peut trouver sa source dans la structure de l'économie marquée par, une prédominance de contribuables du secteur informel, un secteur agricole non fiscalisé, une fraude et une évasion fiscales dues à l'incivisme. Ce fait s'explique aussi par la fausse perception des contribuables du fardeau fiscal dû à la pluralité des impôts et taxes (conséquence du système cédulaire), par le faible investissement des recettes fiscales dans l'économie et le poids des exonérations.

4.4. Projections des recettes sur la période 2016-2020

Sur la base tendancielle des recettes fiscales actuelles, toute chose égale par ailleurs, le Burkina Faso devrait atteindre la norme communautaire de convergence en 2028. En effet, si aucune action n'est entreprise par les autorités burkinabé, le pays doit encore attendre douze (12) ans avant d'espérer atteindre la norme communautaire minimale de 20%.

Graphique 2 : Projection du taux de pression fiscale



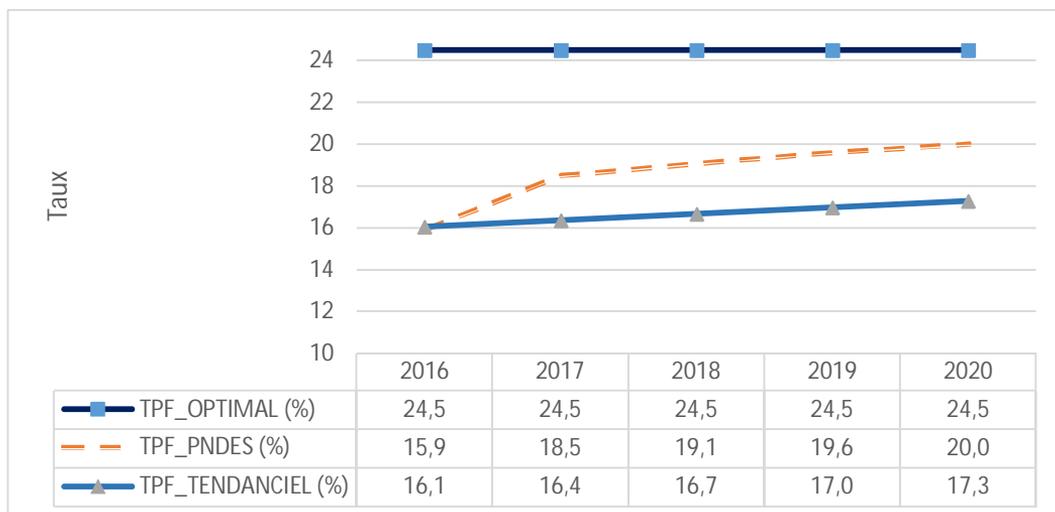
Source : Auteur à partir des données

L'Etat du Burkina Faso, dans le cadre du Plan National pour le Développement Economique et Social (PNDES), s'est fixé pour objectif d'atteindre la norme communautaire minimale de 20% de taux de pression fiscale à l'horizon 2020. Cela suppose au préalable que des mesures idoines soient prises pour atteindre cet objectif.

Comme le montre le graphique 3, hormis l'année 2016, les objectifs annuels de taux de pression fiscale du PNDES, sur les cinq ans de sa mise en œuvre, sont au-dessus des taux de pression fiscale projetés sur la base des tendances actuelles de recouvrements. Les autorités pourraient gagner huit ans pour le respect de la norme communautaire avec le taux de croissance moyen projeté de 7,7% entre 2016 et 2020 largement au-dessus du taux de croissance moyen du PIB réel (4,37%) de la période d'étude. L'effort de croissance supplémentaire poursuivi entre 2016 et 2020 est de 3,33 points de pourcentage du PIB réel.

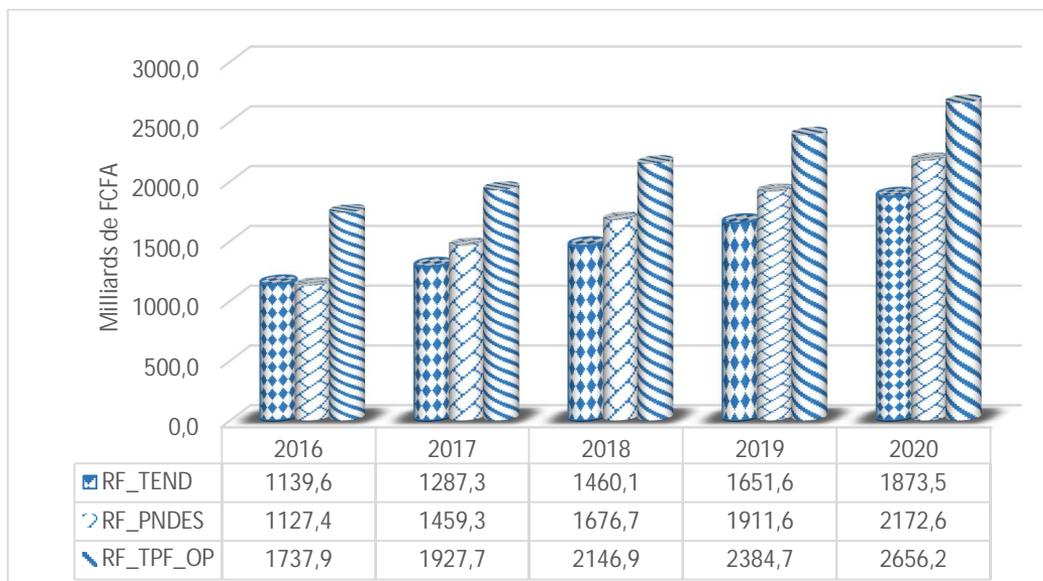
Par ailleurs, en tenant compte du taux de pression fiscale optimal de 24,5%, le respect des objectifs du PNDES contribuera à réduire les pertes de recettes fiscales sur les cinq années comparativement aux projections tendancielles.

Graphique 3 : Analyse comparée des taux de pression fiscale



Source : Auteur à partir des résultats des estimations

En partant de l'hypothèse du PIB nominal visé par le PNDES, les projections des recettes fiscales à partir des trois taux de pression fiscale (taux tendanciel, taux PNDES et taux optimal) montrent que les projections de recettes fiscales du PNDES restent inférieures à celles faites à partir du taux de pression fiscale optimum. Les objectifs fixés par le PNDES occasionneraient des pertes de recettes sur la période de l'ordre de 2 506 milliards soit une perte annuelle moyenne de 501,2 milliards.

Graphique 4 : Projections des recettes

Source : Auteur à partir des résultats des estimations

Ce résultat illustre les efforts à fournir en termes de mobilisation des recettes pour atteindre le taux de pression fiscale optimal sur la période du plan. Néanmoins les gains en recettes fiscales du PNDES, hormis 2016, par rapport aux recettes fiscales tendancielle sont en moyenne de 2% du PIB nominal par an et traduit une baisse des pertes fiscales.

En considérant les recettes fiscales projetées à base du taux de pression fiscale optimal, le Burkina Faso recouvrerait approximativement le volume des recettes attendues en 2020 en 2018 soit un gain de deux ans et une atteinte de la norme communautaire avant 2020.

Pour l'atteinte de ces performances ambitieuses projetées, des réformes profondes et des mesures adaptées devraient être entreprises sur la période 2016-2020.

5. Conclusion

Les résultats obtenus à partir du modèle de Scully montrent l'existence d'un seuil de prélèvements fiscaux à ne pas dépasser. Ce seuil est le taux de pression fiscale optimal qui est de 24,5% du PIB. Les taux actuels d'imposition sont largement en dessous de ce taux, ce qui explique les contre-performances en termes de croissance et de recettes fiscales. Ces résultats attestent les possibilités et les marges existantes en matière d'amélioration du niveau de la croissance économique et du recouvrement des recettes fiscales pour respecter la norme communautaire de convergence relative au taux de pression fiscale minimal de 20% à l'horizon 2019.

Ainsi, les actions suivantes devraient être entreprises afin d'atteindre la norme communautaire :

- réaliser des investissements structurants porteurs de croissance ;
- fiscaliser le secteur agricole et lutter contre les niches fiscales ;
- renforcer les capacités institutionnelles et organisationnelles des régies de recettes (Douanes et Impôts) ;
- améliorer les performances de mobilisation des recettes (opter pour un système d'office de recettes et instituer un impôt général sur les revenus) ;
- rationaliser les exonérations fiscales et autres avantages fiscaux.

Mais, si rien n'est fait, le Burkina Faso devrait atteindre la norme communautaire de convergence à l'horizon 2028.

Cette étude a certes des insuffisances quant à l'appréciation du fardeau fiscal sous l'angle macroéconomique, mais donne des résultats sur le potentiel fiscal et l'effort fiscal à fournir pour l'atteinte du taux de pression fiscal optimum. L'atteinte de ce taux se fera graduellement au cours du temps à partir d'une économie en croissance soutenue où chaque agent paie l'impôt en fonction de sa faculté contributive.

La présente étude pourrait être enrichie à partir d'une analyse microéconomique basée sur le calcul de la charge fiscale par secteur d'activités à partir des taux marginaux d'imposition fiscale. Aussi, l'on pourrait déterminer un niveau de taxation optimal différencié selon les types d'impôts et taxes ce qui conduirait à des aménagements fiscaux ciblés afin que chaque agent économique contribue effectivement aux recettes fiscales.

6. Références bibliographiques

- AMAO (2011), Effort fiscal dans les pays de la CEDEAO. Agence Monétaire de l'Afrique de l'Ouest Freetown, décembre 2011.
- BCEAO (2016), Annuaire Statistique Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest 2015.
- Banque Mondiale (2016), *World Development Indicators*. No. 4, pp. 617-642.
- Barro, R. J. (1990), Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, S103-S125.
- Davidsson, M. (2012), Optimal Growth Taxation. *Research in World Economy* Vol. 3, No. 1.
- DGEP (2016), Instrument automatisé de prévision, Direction Générale de l'Economie et de la Planification, juin 2016.
- DGI (2016), Recueil de textes fiscaux. Direction Générale des Impôts du Burkina Faso
- Engen E.M. et Skinner, J. (1996), Taxation and Economic Growth. *National Tax Journal*, Vol. 49,

- Harberger, A. C. (1962), The Incidence of the Corporation Income Tax. *Journal of Political Economy*, Vol. 70, No. 3 (June), pp. 215–40.
- Keho, Y. (2010), Détermination d'un taux de pression fiscale optimal en Côte d'Ivoire. BUPED N°04/2009.
- MEF (2014), Evaluation des performances du recouvrement des recettes fiscales au Burkina Faso. Ministère de l'Economie et des Finances
- Musgrave, R. A. (1959), *The Theory of Public Finance*. New York: Mc Graw-Hill.
- Muth, J. (1961), Rational Expectations and the Theory of Price Movements, *Econometrica*.
- Ouattara, A. (2015), Etude de la pression fiscale au Burkina Faso : Analyse de l'impact des variables structurelles. Mémoire COFEB, BCEAO.
- PNDES, (2016). Plan national de développement économique et social, 2016-2020. Burkina Faso.
- Romer, C.D. et Romer, D.H. (2007), The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks, NBER Working Paper, No. 13264, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Scully, G. (1991), Tax Rates, Tax Revenues and Economic Growth. Policy Report No. 98, Dallas, TX: National Center for Policy Analysis.
- Scully, G. (1995), The growth tax in the United States. Kluwer Academic Publishers, *Public Choice* 85 71-80.
- Scully, G. (1996), Taxation and economic growth in New Zealand. *Pacific Economic Review*, 169-177.
- Scully, G. (1998), Unfinished reforms: Taxation and economics growth in New Zealand. *Journal of Private Enterprise*, 92-114
- Skinner, J. (1987), Taxation and Output Growth: Evidence from African Countries. NBER Working Paper No. 2335, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.

7. Annexes

7.1. Résultat du modèle quadratique

Dependent Variable: G
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/16 Time: 23:32
 Sample (adjusted): 1961 2014
 Included observations: 54 after adjustments

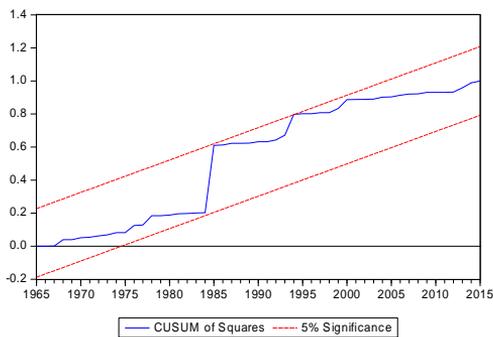
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.614679	11.12095	0.055272	0.9561
T	56.60694	193.7215	0.292208	0.7713
T ²	-198.5834	827.1110	-0.240093	0.8112
R-squared	0.005326	Mean dependent var		4.365254
Adjusted R-squared	-0.033680	S.D. dependent var		3.239931
S.E. of regression	3.294040	Akaike info criterion		5.276059
Sum squared resid	553.3857	Schwarz criterion		5.386558
Log likelihood	-139.4536	Hannan-Quinn criter.		5.318675
F-statistic	0.136551	Durbin-Watson stat		2.204270
Prob(F-statistic)	0.872679			

7.2. Résultat de l'estimation du modèle de Scully

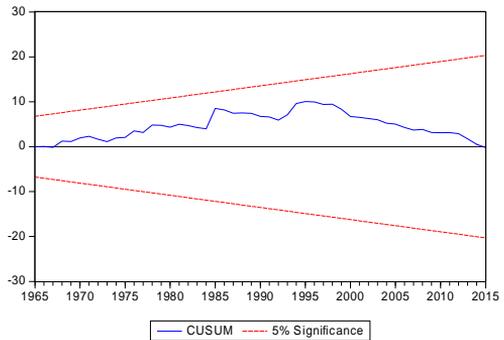
Dependent Variable: LOG(PIB)
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/16 Time: 23:14
 Sample (adjusted): 1962 2015
 Included observations: 54 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.748680	0.166741	4.490071	0.0000
LOG(T(-1)*PIB(-1))	0.243243	0.065723	3.701043	0.0005
LOG((1-T(-1))*PIB(-1))	0.751345	0.069443	10.81959	0.0000
R-squared	0.996588	Mean dependent var		6.417906
Adjusted R-squared	0.996454	S.D. dependent var		1.514790
S.E. of regression	0.090203	Akaike info criterion		-1.919549
Sum squared resid	0.414968	Schwarz criterion		-1.809050
Log likelihood	54.82782	Hannan-Quinn criter.		-1.876934
F-statistic	7447.687	Durbin-Watson stat		2.020289
Prob(F-statistic)	0.000000			

7.3. Test de CUSUM carré



7.4. Test de CUSUM



7.5. Test d'Hétéroscédasticité des erreurs

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.050786	Prob. F(1,51)	0.8226
Obs*R-squared	0.052725	Prob. Chi-Square(1)	0.8184

7.6. Test d'autocorrelation des erreurs

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.026376	Prob. F(2,49)	0.9740
Obs*R-squared	0.058071	Prob. Chi-Square(2)	0.9714

Dépenses publiques, Gouvernance et Croissance économique des Pays d'Afrique subsaharienne (ASS)

Adama O. TRAORE^a, Breïma TRAORE^{ab}

^a*Université des Sciences Sociales et de Gestion de Bamako (USSGB/FSEG), Mali*

^b*Groupe d'Etudes et de Recherches sur les Pratiques du Développement Durable (GRP2D). Email : adamao_traore@yahoo.fr ; breimat@gmail.com*

Résumé : Cet article analyse l'effet de l'interaction entre les dépenses publiques de consommation, d'investissement et la gouvernance sur la croissance du produit intérieur brut par tête des pays de l'ASS à partir des données de panel dynamique sur la période 1996-2015. Les résultats de l'estimation économétrique montrent globalement que l'interaction entre les indicateurs de gouvernance et les dépenses publiques de consommation et d'investissement a un effet significatif sur le taux de croissance du PIB par tête. Ces résultats attestent que les indicateurs de gouvernance peuvent améliorer significativement les performances économiques à travers l'amélioration des dépenses publiques de consommation et d'investissement. L'effet direct des indicateurs de gouvernance sur la croissance économique, aboutit à un effet positif et significatif. Cela prouve à suffisance que les institutions sont nécessaires pour la promotion de la croissance économique des pays de l'ASS.

Mots clés : *Croissance économique, dépenses publiques, gouvernance, panel dynamique.*

Classification J.E.L. : *E02 - F43 – H50 – O11.*

Public Spending, Governance and Economic Growth of Sub-Saharan African Countries (SSA)

Abstract: *This article analyzes the effect of public expending consumption, investment and governance on per capita gross domestic product (GDP) growth in sub-Saharan African countries based on an analysis of dynamic panel over the period 1996-2015. The results of the econometric estimation show globally that the interaction between governance indicators and public spending on consumption and investment has a significant effect on the growth rate of GDP per capita. These results show that governance indicators can significantly improve economic performance through improved public spending on consumption and investment. However, the direct effect of governance indicators on economic growth leads to a positive and significant effect. This provides ample evidence that institutions are needed to promote the economic growth of SSA countries.*

Key words: *Economic growth, public spending, governance, dynamic panel.*

J.E.L. Classification : *E02 - F43 – H50 – O11*

1. Introduction

Le débat sur la relation entre les dépenses publiques et la croissance économique n'est pas récent dans la littérature économique. Les dépenses publiques constituent un instrument de la politique budgétaire pour influencer à la fois les objectifs de croissance et de redistribution. Toutefois, le débat sur le rôle de la dépense publique en tant qu'instrument de régulation conjoncturelle a connu une ampleur considérable, tant par le nombre élevé d'analyses théoriques et d'études empiriques auxquelles il a donné lieu, que par l'importance des implications en termes de politique économique. Les arguments contradictoires à la base de ce débat ont contribué à reconsidérer avec prudence l'utilisation systématique des finances publiques à des fins de politique économique. Depuis l'avènement de la crise économique issue de celle des *subprimes* en 2008, le débat sur l'utilisation et l'efficacité de la politique budgétaire est remis au goût du jour tant du point de vue théorique qu'empirique. Comme en atteste l'Organisation de Coopération et de Développement Economique (OCDE, 2010), à la suite de cette crise, les pays développés ont fait des interventions massives dans leur économie en termes d'accroissement des dépenses publiques, de création de monnaie, de nationalisations partielles de certaines entreprises etc.

Par ailleurs, depuis le début des années 1990, la bonne gouvernance s'est imposée comme un impératif universel des politiques de développement. La gouvernance se définit comme étant l'ensemble de traditions et institutions par lesquelles l'autorité est exercée dans un pays (Kaufmann et al.2004). Cela sous-entend : le processus par lequel un gouvernement est élu, remplacé, et soumis au contrôle public; la capacité d'un gouvernement à définir et à mettre en œuvre des politiques économiques efficaces; le respect des institutions régissant les interactions économiques et sociales entre les citoyens et le gouvernement. Aujourd'hui, les économistes s'accordent sur le fait que la gouvernance est l'un des principaux facteurs expliquant la disparité des performances dans les pays en développement (PED). Pendant longtemps, ils ont fondé leurs explications de la relance économique sur des facteurs purement économiques (investissement, consommation, exportation, technologie, etc.). Il a fallu attendre les revers des politiques d'austérité mises en place dans la plupart des PED pour voir émerger de nouvelles idées. Désormais, l'échec de la relance économique dans un contexte de sous-développement ne s'explique plus seulement par des facteurs économiques, mais également par des facteurs non-économiques, en particulier la qualité des institutions ou tout simplement la gouvernance. Les économistes d'inspiration libérale et les experts des institutions de Bretton Woods défendent ardemment cette nouvelle thèse.

En effet, l'intérêt pour les institutions et leur rôle dans la croissance se sont développés avec les travaux de la Nouvelle Economie Institutionnelle (NEI) notamment avec ceux de (North, 1990a). Il a démontré que l'évolution de la croissance économique passe par la baisse des coûts de transaction et que cette baisse s'explique principalement par le système des droits de propriété, plus ou moins efficace, mis en place par les gouvernements. Aussi, le bilan tiré des politiques d'ajustement structurel (PAS) à la fin des années 1980 dans les pays d'ASS et les expériences passées ont mis en exergue, le

fait que les réformes purement économiques ne pouvaient conduire à des résultats durables sans une réelle volonté politique et une efficacité minimum des institutions politiques. D'où l'introduction de la notion de bonne gouvernance dans toutes les initiatives de développement des PED et de transition sous la houlette d'organisations internationales comme la Banque Mondiale (BM) et l'OCDE.

Dès lors, la notion a dominé le champ de l'analyse économique, politique et sociale et a permis une reconfiguration de l'action publique, l'émergence de nouveaux modes d'intervention et la transformation de modalités de l'action publique (Holec et Brunet-Jolivald, 2000). C'est en particulier ce que l'on observe dans les pays d'ASS où le financement des politiques de développement est en général conditionné par la qualité des institutions. L'idée sous-jacente à cette pratique, selon ces auteurs, est une nouvelle conception du rôle de l'Etat : un Etat réducteur d'incertitude, qui se fixe une vision de long terme, qui finance les dépenses publiques tout en exerçant un rôle de veille, d'évaluation, de prospective et qui doit aussi coordonner l'utilisation des ressources et les initiatives privées afin d'aboutir à une croissance économique forte. L'Etat, de par ses fonctions de stabilisation, d'allocation, de répartition, intervient directement dans l'économie par l'instrument budgétaire et indirectement plus généralement, par la gouvernance.

Dans cette perspective, une étude sur le lien entre les dépenses publiques et la croissance économique trouve son intérêt surtout lorsqu'elle s'inscrit dans le long terme et prend en compte les questions de gouvernance. Elle se justifie surtout dans le contexte des pays de l'ASS où les ressources budgétaires sont limitées ou souvent mal gérées. Malgré la reconnaissance du rôle que peuvent jouer les facteurs institutionnels dans l'impact des dépenses publiques sur la croissance économique, très peu d'études, à notre connaissance, évaluent de façon empirique l'effet des caractéristiques institutionnelles sur la relation entre les dépenses publiques et la croissance économique en ASS.

Cet article se présente de manière suivante : la deuxième section traite de la revue de littérature ; la troisième présente la spécification du modèle d'analyse ; quant à la quatrième, elle fait une analyse des résultats ; la cinquième section conclut.

2. Revue de la littérature

Comme l'ont souligné Barro et Sala-i Martin (2004), les écarts de taux de croissance peuvent expliquer les disparités de revenu qui existent aujourd'hui entre les pays. Identifier les facteurs qui contribuent à améliorer la croissance, ainsi que ceux qui l'entravent, constitue le socle de base de la lutte contre la pauvreté. C'est la raison pour laquelle la croissance figure au sein de nombreux développements de la part des économistes. Depuis l'émergence de la théorie de la croissance, de nombreux facteurs ont été désignés comme déterminants de la croissance. Solow (1956), dans l'une des contributions les plus importantes de la théorie de la croissance néoclassique, considère le progrès technique comme moteur de la croissance. Plus tard, avec les nouvelles théories de la croissance endogène, d'autres économistes comme Lucas (1988) ou encore Romer (1990), considèrent que c'est le capital humain qui est la source de la croissance. Barro (1990) estime que les dépenses publiques joueraient un rôle important. Il part du

principe relativement simple que des dépenses visant à créer des infrastructures telles qu'une autoroute, une ligne de chemin de fer ou encore un réseau de télécommunication rendent plus efficaces l'activité productive des entreprises privées. Ainsi, on peut remarquer que la nature de la croissance liée aux dépenses publiques est effectivement une externalité. Autrement dit, l'activité d'un agent (l'Etat en occurrence) a des effets sur celle d'un autre (les entreprises privées).

Pendant longtemps, les économistes ont fondé leurs explications de la relance économique sur des facteurs purement économiques (investissement, consommation, exportation, technologie, etc.). Depuis les années 90, ils s'accordent sur le fait que la gouvernance est l'un des principaux facteurs expliquant la disparité des performances dans les pays en développement (PED). Dès lors, ils se sont penchés sur les variables institutionnelles au rang desquelles se trouvent la qualité des institutions (Acemoglu et al., 2004), la démocratie (Barro, 1996), les droits de propriété (Clague et al., 1996), l'instabilité politique (Alesina et Perotti, 1996), la bonne gouvernance (Rodrik, 1999), la corruption (Mauro, 1995) etc.

Dans la littérature empirique, des études ont été mises en évidence par certains auteurs concernant l'effet de l'interaction entre certaines composantes de la gouvernance et les dépenses publiques sur la croissance. Foucault (2011), conclut qu'une meilleure connaissance des ressorts de la croissance économique québécoise couplée avec des institutions politiques et économiques réellement opérationnelles garantirait un rôle plus efficace aux choix de dépenses publiques. Ono et Shibata (2001) ont montré que les dépenses tirées par la puissance publique malgré l'environnement néfaste à la bonne gouvernance déterminent une augmentation appuyée du PIB et une accumulation graduelle du capital.

N'Gouan (2005) examine l'efficacité de la politique budgétaire associée à la gouvernance en ASS. Les liens sont incertains entre les variables budgétaires et de gouvernance, et le développement mesuré par la valeur ajoutée industrielle, le revenu par tête et l'indice de développement humain. Il note cependant que la politique budgétaire est inefficace dans les pays à gouvernance insatisfaisante ou moyenne. L'investissement public et la qualité de la gouvernance ont des effets puissants sur le développement dans les pays de bonne gouvernance. L'efficacité de la politique budgétaire est donc liée à la performance du pays en matière de gouvernance.

La littérature soutient largement l'idée selon laquelle la corruption est néfaste à la croissance (Tanzi, 2002 ; Svensson, 2005 ; Gyimah-Brempong, 2002). Les travaux empiriques montrent que les pays qui présentent des niveaux de corruption élevés affichent une croissance économique plus lente. Ce constat est particulièrement pertinent pour les PED en général, et pour les pays africains au sud du Sahara en particulier.

Outre qu'elle réduit la croissance, la corruption a également de grandes conséquences sur la distribution des revenus car elle affecte surtout les pauvres. La corruption ralentit en effet la croissance de leur revenu, réduit les dépenses publiques destinées aux pauvres, provoque une congestion des services sociaux et induit une intensité capitaliste dans la production, ce qui diminue l'impact que peuvent avoir l'investissement et la

croissance sur l'emploi (Ndikumana, 2007). Par ailleurs, la corruption détourne les dépenses publiques des programmes sociaux avec pour résultat la négligence des services d'éducation, de santé et sociaux. L'impact est encore plus tangible parmi les groupes marginalisés, les femmes et les enfants. Mauro (1998) et Gupta et al., (2000) ont prouvé aussi que la corruption réduit la part des dépenses d'éducation et de santé dans le PIB et qu'elle accroît celle des dépenses militaires. Mauro (1995), trouve à l'aide d'une régression linéaire, que la corruption est néfaste pour la croissance économique à travers ses effets pervers sur l'investissement. De même, Pelligrini et Gerlagh (2004) analysent la relation qui lie la corruption à la croissance à travers des régressions linéaires. Ils s'intéressent également aux canaux de transmission de la corruption sur la croissance. Leurs résultats suggèrent que l'investissement serait le canal de transmission le plus important avec une contribution de l'ordre de 32%.

Aga (2014) étudie la relation entre la croissance, l'investissement et la corruption en montrant à l'aide de la méthodologie des panels à transition lisse que la sensibilité de la croissance par rapport à l'investissement est plus élevée dans les pays caractérisés par un degré de corruption faible. Par ailleurs, les résultats montrent également un impact direct positif de la corruption sur la croissance. Ouattara (2007), analyse la relation de causalité au sens de Granger entre les dépenses publiques, la corruption et la croissance économique à partir des données statistiques des huit pays membres de l'UEMOA. Il ressort des résultats de l'étude qu'il existe une relation de long terme entre les variables. En outre, le niveau de corruption n'est pas justifié par la croissance économique. Poirson (1998) s'attachant à déterminer les différents canaux de transmission de la démocratie sur la croissance, à l'aide d'un modèle à équations simultanées, montre que, si les institutions ont un impact direct sur la croissance, elles ne parviennent pas à influencer le taux d'investissement privé, remettant en cause un des canaux d'action présumés de la démocratie.

En définitive, on peut dire que les études empiriques sont relativement homogènes quant à l'impact de la gouvernance sur les performances économiques mais largement hétérogènes en ce qui concerne l'identification des canaux de transmission.

En effet, pour atteindre une croissance économique forte et soutenue avec des ressources budgétaires limitées ou souvent mal gérées, l'apport de la gouvernance peut jouer un rôle déterminant. En outre, la persistance de la pauvreté et la régression des indicateurs de développement humain en dépit des taux de croissance stable et robustes sur les dix dernières années en ASS, participent à la recherche de solutions alternatives notamment la bonne gouvernance. Elle est présentée comme la solution permettant d'assurer la sécurité des transactions nécessaires à la croissance économique. C'est pourquoi, la présente investigation s'intéresse principalement à l'évaluation des effets de l'interaction entre les dépenses publiques et certains indicateurs de gouvernance sur la croissance du PIB par tête des pays de l'ASS sur la période 1996-2015. Il s'agit de déterminer l'effet indirect des dépenses publiques de consommation et d'investissement sur le taux de croissance du PIB par habitant en ASS au travers des indicateurs de gouvernance. L'hypothèse sous-jacente à cet objectif est que les dépenses publiques de consommation et d'investissement affectent significativement la croissance du PIB par tête des pays

d’Afrique subsaharienne, lorsqu’elles sont associées avec les indicateurs de gouvernance.

Après cet aperçu sur la littérature, nous abordons dans la section suivante la spécification du modèle d’analyse de l’effet de l’interaction entre les dépenses publiques et les indicateurs de gouvernance sur la croissance du PIB par tête en ASS sur la période 1996-2015.

3. Spécification du modèle d’analyse

3.1. Modèle de base

Nous cherchons à évaluer l’impact de la composition des dépenses publiques sur l’évolution du Produit Intérieur Brut par tête dans les pays de l’ASS tout en mettant en relief le rôle de la gouvernance dans un modèle de production de type Cobb Douglas. Soit le pays i qui effectue des dépenses publiques composées des dépenses publiques d’investissement (DI) et des dépenses publiques de consommation (DC) au profit des populations dans un contexte de mise en œuvre de réformes liées à la gouvernance (GV). (GV_j) la matrice des indicateurs de gouvernance qui sont la voix et responsabilité, la stabilité politique, l’efficacité des pouvoirs publics, la qualité de la régulation, la règle de droit, le contrôle de la corruption, la liberté politique, la liberté civile et l’indice de gouvernance politique de Polity2. La production globale g dans ces pays est déterminée par :

$$g = DI^\alpha DC^\delta GV^{\beta_j} \quad (1)$$

Pour examiner les effets des dépenses publiques sur la croissance en tenant compte des caractéristiques institutionnelles, l’équation (1) a été élargie pour inclure les termes d’interactions.

$$g = DI^\alpha DC^\delta GV^{\beta_j} DI^{\rho_j GV} DC^{\gamma_j GV} \quad (2)$$

Ce modèle met en exergue l’effet conjoint des dépenses publiques d’investissement et de la gouvernance ($DI^{\rho_j GV}$) sur la croissance et l’effet conjoint des dépenses publiques de consommation et de la gouvernance ($DC^{\gamma_j GV}$) sur la croissance. Sous l’hypothèse que, les dépenses publiques d’investissement et de consommation permettent d’accroître la production globale, particulièrement lorsqu’elles sont associées à une bonne gouvernance.

L’équation (2) est augmentée de certaines variables de politique économique notamment l’inflation (INFL), les exportations en % du PIB (EXP), les investissements directs étrangers en % du PIB (IDE) et l’aide publique au développement en % du PIB (APD). Le choix de ces variables est motivé par leur capacité à influencer la croissance économique des pays de l’ASS.

$$g = DI^\alpha DC^\delta GV^{\beta_j} DI^{\rho_j GV} DC^{\gamma_j GV} INFL^\theta EXP^\sigma IDE^\pi APD^\tau \quad (3)$$

Nous transformons linéairement la fonction de production de type Cobb-Douglas de l’équation (3) en introduisant le logarithme (Ln). Cette transformation donne lieu à un modèle log-linéaire estimable par les outils économétriques disponibles.

$$Ln g = \alpha Ln DI + \delta Ln DC + \beta_j Ln GV + \rho_j GV Ln DI + \gamma_j GV Ln DC + \theta Ln INFL + \sigma Ln EXP + \pi Ln IDE + \tau Ln APD \quad (4).$$

3.2. Spécification économétrique du modèle

Pour évaluer les effets de l'interaction entre les dépenses publiques et certains indicateurs de gouvernance sur la croissance du PIB par tête des pays de l'ASS, nous utilisons la méthode des moments généralisés (GMM) en panel dynamique. Les techniques d'estimation des données de panel présentent plusieurs avantages. En plus de leur capacité à prendre en compte l'hétérogénéité des unités ou individus ou pays i au temps t , elles fournissent plus de variabilité et de précision, peuvent tenir compte de l'influence des caractéristiques non observables. Celles-ci favorisent l'étude de la dynamique du changement en permettant de capter des effets de court et de long terme. En introduisant dans l'équation (4) l'espace i qui représente les pays, le temps t et la matrice des indicateurs de gouvernance (GV_j), on a :

$$\begin{aligned} Ln g_{i,t} = & \alpha Ln DI_{i,t} + \delta Ln DC_{i,t} + \beta_1 Ln VR_{i,t} + \beta_2 Ln SP_{i,t} + \beta_3 Ln EG_{i,t} + \beta_4 Ln QR_{i,t} \\ & + \beta_5 Ln RD_{i,t} + \beta_6 Ln CC_{i,t} + \beta_7 Ln LC_{i,t} + \beta_8 Ln LP_{i,t} \\ & + \beta_9 Ln Polity2_{i,t} + \rho GV_{i,t} Ln DI_{i,t} + \gamma GV_{i,t} Ln DC_{i,t} + \theta Ln INFL_{i,t} \\ & + \sigma Ln EXP_{i,t} + \pi Ln IDE_{i,t} + \tau Ln APD_{i,t} + \lambda_i + \nu_i \\ & + e_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

avec $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$

où les α ; δ ; β_j , $j = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9$; ρ ; γ ; θ ; σ ; π ; τ sont les paramètres à estimer. Les coefficients α ; δ sont les effets directs des variables d'intérêt (DI et DC) sur la croissance. Les coefficients θ ; σ ; π ; τ sont les effets directs des variables de politiques économiques ($INFL$, EXP , IDE , APD) sur la croissance. Les coefficients β_j , $j = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9$ sont les effets directs des variables de gouvernance (VR , SP , EG , QR , RD , CC , LC , LP , $Polity2$) sur la croissance.

Les ρ et γ représentent les effets indirects des dépenses publiques sur la croissance économique à travers les différents canaux de la gouvernance. Autrement dit, ce sont les coefficients des termes d'interaction entre les dépenses publiques et les indicateurs de gouvernance sur la croissance du PIB par tête. Leurs signes dépendent des variables de gouvernance utilisées dans le modèle.

λ_i est l'effet fixe ou le facteur d'hétérogénéité des pays, il prend en compte tous les facteurs non observés (constants dans le temps) qui ont un impact sur la croissance. ν_i est l'effet spécifique temporel et $e_{i,t}$ le terme d'erreurs particulier qui prend en compte les facteurs non observés (qui varient dans le temps) ayant un impact sur la croissance du PIB par tête.

Le modèle économétrique d'analyse (l'équation (5)) repose sur la méthode de panel dynamique qui incorpore un ou plusieurs retards de la variable dépendante (Logarithme du PIB par tête) comme variables explicatives. On a :

$$\begin{aligned} \text{Ln}g_{i,t} = & \omega \text{Ln}g_{i,t-1} + \alpha \text{Ln}DI_{i,t} + \delta \text{Ln}DC_{i,t} + \beta_1 \text{Ln}VR_{i,t} + \beta_2 \text{Ln}SP_{i,t} + \beta_3 \text{Ln}EG_{i,t} \\ & + \beta_4 \text{Ln}QR_{i,t} + \beta_5 \text{Ln}RD_{i,t} + \beta_6 \text{Ln}CC_{i,t} + \beta_7 \text{Ln}LC_{i,t} + \beta_8 \text{Ln}LP_{i,t} \\ & + \beta_9 \text{Ln}Polity2_{i,t} + \rho \text{GV}_{i,t} \text{Ln}DI_{i,t} + \gamma \text{GV}_{i,t} \text{Ln}DC_{i,t} + \theta \text{Ln}INFL_{i,t} \\ & + \sigma \text{Ln}EXP_{i,t} + \pi \text{Ln}IDE_{i,t} + \tau \text{Ln}APD_{i,t} + \lambda_i + \nu_i + e_{i,t} \quad (6) \end{aligned}$$

3.3. Signes des paramètres et méthode d'estimation

Les données utilisées sont des données secondaires provenant de plusieurs sources.

La variable endogène g est le taux de croissance du PIB (produit intérieur brut) par tête tiré de la base des données (Africa Development Indicators, 2016) de la BM. Les variables explicatives d'analyse que sont le ratio de la formation brute du capital fixe (ou l'investissement) sur le PIB, les dépenses publiques de consommation sur le PIB des ménages proviennent également de cette même base des données.

En ce qui concerne les indicateurs de gouvernance dans cette analyse, nous utilisons :

- les six indicateurs de gouvernance de la BM (la voix et responsabilité, la stabilité politique, l'efficacité des pouvoirs publics, la qualité de la régulation, la règle de droit, le contrôle de la corruption) qui proviennent de la base de données 'The Worldwide Governance indicators (WGI)' de la BM.
- les indicateurs de Freedom House¹ (la liberté politique, la liberté civile) ;
- l'indice de la gouvernance politique *polity 2* du projet *polity IV*².

Ces statistiques offrent des informations pour différents pays du monde dont les pays d'ASS. Dans ce travail, les données sont récoltées sur 43 pays de l'ASS de 1996 à 2015. Le choix de cette période en fonction des indications de gouvernance de la BM où ils sont disponibles de façon continue à partir de 1996.

Le tableau 1 résume la définition succincte des variables et la source des données.

En ce qui concerne la méthode d'estimation, la méthode des moments généralisés (GMM) en panel dynamique donne une estimation efficiente d'un tel modèle (contrairement aux MCO) en permettant de contrôler pour les effets spécifiques individuels et temporels et pallier les biais d'endogénéité des variables. L'estimateur le plus utilisé dans la littérature pour des modèles du type de l'équation (1) est celui des Moments Généralisés en différence « Diff GMM » d'Arellano et Bond (1991). Cet estimateur est basé sur la différence première des variables et élimine ainsi les effets spécifiques des pays tout en prenant pour instruments des niveaux appropriés de valeurs retardées (en niveau) pour toutes les variables potentiellement endogènes.

¹ C'est une organisation non gouvernementale (ONG) basée aux Etats-Unis et elle représente une voix claire pour la démocratie et la liberté à travers le monde. Depuis sa fondation en 1941 par Eleanor Roosevelt, Wendell Willkie et d'autres Américains étaient préoccupés par la montée des menaces contre la paix et la démocratie.

² Polity IV fait partie d'un programme de recherche de l'Université de Maryland. Il dépend du Centre pour le Développement International et la Gestion des Conflits (CDIGC).

Tableau 1 : La définition des variables et sources de données

Variables	Définition des variables	Sources
G	Taux de croissance PIB par habitant (en %)	Africa Development Indicators 2016
DC	Dépenses publiques de consommation en % du PIB	
DI	Formation brute du capital fixe ou dépenses Publiques d'investissement (en % du PIB)	
EXP	Exportations des biens et services en % du PIB	
INFL	Inflation, taux de croissance annuelle de l'indice des prix à la consommation (en %)	
IDE	Investissements Directs Etrangers net entrant en % du PIB	
APD	Aides Publiques au Développement net reçues en % du PIB	
VA	Voix et responsabilité : prend des valeurs comprises entre -2.5 (faible) à 2.5 (bonne) performance en matière	The Worldwide Governance indicators (WGI), www.govindicators.org
SP	Stabilité politique et absence de violence : prend des valeurs comprises entre -2.5 (faible) à 2.5 (bonne) performance en matière de gouvernance politique	
EG	Efficacité du gouvernement : prend des valeurs comprises entre -2.5 (faible) à 2.5 (bonne) performance en matière de gouvernance économique	
QR	Qualité de régulation : prend des valeurs comprises entre -2.5 (faible) à 2.5 (bonne) performance en matière de gouvernance économique	
RD	Règle de droit: prend des valeurs comprises entre -2.5 (faible) à 2.5 (bonne) performance en matière de gouvernance institutionnelle	
CC	Contrôle de Corruption : prend des valeurs comprises entre -2.5 (faible) à 2.5 (bonne) performance en matière de gouvernance institutionnelle	
LC	Indice de liberté Civile qui prend des valeurs sur l'échelle de 1 (plus de liberté civile) à 7 (moins de liberté civile)	Freedom house : http://www.freedomhouse.org/report-types/freedom-world
LP	Indice de liberté politique : prend des valeurs sur l'échelle de 1 (plus de liberté civile) à 7 (moins de liberté civile)	
Polity2	Indice de la gouvernance politique Polity2 de Polity IV. L'indice prend des valeurs comprises entre -10 (moins de démocratie) et +10 (plus de démocratie).	Polity IV

Source : Les auteurs à partir des données de la BM, Freedom house et Polity IV du (CDIGC).

Si nous notons X la matrice des variables explicatives autres que la variable retardée Log du PIB par tête dans l'équation à niveau (1), l'équation en différence est :

$$\text{Lng}_{i,t} - \text{Lng}_{i,t-1} = \alpha(\text{Lng}_{i,t-1} - \text{Lng}_{i,t-2}) + \beta'(X_{i,t} - X_{i,t-1}) + (v_t - v_{t-1}) + (e_{i,t} - e_{i,t-1}) \quad (2).$$

Les hypothèses fondamentales sont que les termes d'erreurs ne sont pas autocorrélés : $E[e_{i,t} - e_{i,t-s}] = 0$; $s \geq t$; et que les conditions initiales soient prédéterminées par au moins une période $E[\text{Lng}_{i,t} e_{i,t}] = 0$ pour $i = 1, \dots, N$ et $t = 3, \dots, T$. Elles impliquent $m = \frac{1}{2}(T-1)(T-2)$ restrictions ou conditions d'orthogonalité qui sont linéaires en α : $E[\text{Lng}_{i,t} \Delta e_{i,t}] = 0$ pour $s \geq 2$ et $t = 3, \dots, T(2)$.

Ce modèle offre un estimateur consistant particulièrement pour N suffisamment grand et T relativement petit. Arellano et Bond (1991) proposent un test approprié pour la vérification de l'hypothèse fondamentale d'absence d'autocorrélation de second ordre des termes d'erreurs dans l'équation en différence : $[\Delta e_{i,t} \Delta e_{i,t-2}] = 0$. Une suridentification (nombre surélevé d'instruments) du modèle est attendue pour $T \geq 4$. Le test de Sargan/Hansen (Arellano et Bond, 1991 ; Arellano et Bover, 1995) est élaboré pour vérifier par ailleurs les contraintes de suridentification ou de validité des instruments.

Une des limites de cet estimateur est la faiblesse asymptotique de sa précision et celle des instruments qui entraînent des biais considérables dans les échantillons finis. Les séries temporelles du PIB par tête sont typiquement persistantes dans le temps et le nombre d'années d'observations dans le modèle est limité. Sous ces hypothèses, les valeurs retardées des variables explicatives sont des faibles instruments de l'équation en différence première. En plus, la différentiation de l'équation en niveau élimine les variations inter-pays et ne prend en compte que les variations intra-pays. Blundell et Bond (1998) à la suite d'Arellano et Bover (1995) proposent comme solution l'estimateur GMM en système (Sys-GMM) qui porte sur l'estimation simultanée de l'équation en différence première (2) associée à l'équation en niveau (1). Leur modèle permet de générer des estimateurs efficaces en panel dynamique pour des analyses portant sur de courtes périodes (T est petit). Ils développent $T-2$ conditions additionnelles de moments en supposant que les variables explicatives sont stationnaires : $[\Delta \text{Lng}_{i,t-1} (\lambda_i + e_{i,t})] = 0$ pour $t = 3, 4, \dots, T$.

Ces conditions sur les équations à niveaux associées à celles d'Arellano et Bond (1991) sur l'équation en différence première permettent d'obtenir l'estimateur GMM en système qui est beaucoup plus efficace que celui en différence. L'estimation du modèle de GMM en système en deux étapes (asymptotiquement plus efficace que l'estimation en une seule étape) est faite à l'aide de la commande *xtabond2* (Roodman, 2006) de Stata. La méthode de Windmeijer (2005) de correction de la matrice de covariance en échantillon fini permet d'éliminer le potentiel biais qui pourrait découler de l'estimation en deux étapes.

Après la présentation des différents modèles et la méthode d'analyse, nous présentons dans ce qui suit, les différents résultats sur le triptyque dépenses publiques, croissance économique et gouvernance.

4. Analyse des résultats

Nous présentons et interprétons dans un premier temps, les résultats des statistiques descriptives sur les variables clés de l'étude avant de nous attarder sur les résultats économétriques qui mettent en exergue le rôle de la gouvernance dans la relation entre les dépenses publiques et la croissance économique dans les pays d'ASS de 1996-2015.

4.1. Résultats des statistiques descriptives sur les différentes variables des 43 pays de l'ASS

L'analyse est focalisée de façon générale sur les statistiques descriptives (moyenne, écart-type, minimum et maximum, ...) des variables d'intérêt sur l'ASS qui sont résumées dans le tableau 2 de 1996-2015. Ce tableau offre les statistiques sur les différentes variables pour l'ensemble des 43 pays (1996-2015). En moyenne, le taux de croissance du PIB par tête est de 2,13% sur la période pour le groupe de pays étudiés. Les parts dans le PIB, des dépenses publiques de consommation, des dépenses d'investissement, des exportations, de l'aide publique au développement, des investissements directs étrangers sont en moyenne respectivement de (15,23%), (21,10%), (32,58%), (10,59%), (4,44%) sur la période. Quant à l'inflation, elle est de 47,84%.

Tableau 2 : Les statistiques descriptives (moyenne, écart-type, min et max) des différentes variables sur la période d'études (1996-2015).

Variables	Obs	Mean	Std. Dev	Min	Max
CC	860	-0,602	0,623	-2,489	1,27
VR	860	-0,626	0,740	-2,8	1,047
EG	860	-0,740	0,613	-2,789	1,315
SP	860	-0,577	0,915	-3,681	1,122
QR	860	-0,646	0,644	-3,467	1,13
RD	860	-0,708	0,645	-2,312	1,053
G	851	2,126	5,745	-36,829	65,771
DC	846	15,230	7,665	2,128	69,542
DI	846	21,107	10,529	-23,762	113,577
EXP(% PIB)	847	32,580	19,655	-3,700	104,213
INFL	848	47,849	851,365	-100	24411,03
APD(% PIB)	731	10,597	9,710	-0,251	95,482
IDE(% PIB)	852	4,443	8,167	-8,589	145,201
LP	860	4,474	1,884	1	8
LC	860	4,247	1,445	1	7
Polity2	860	1,552	5,344	-9	10

Source : Estimation des auteurs à partir des données de la Banque Mondiale de Freedom house et de Polity IV du (CDIGC).

Les indicateurs de gouvernance sont, en général, négatifs dans la plupart des pays d'ASS, ce résultat confirme la faible performance des indicateurs de gouvernance au niveau des pays de l'ASS sur la période d'étude. Pour la stabilité politique et l'absence de violence,

la valeur moyenne sur la période est de (-0,57). Elle est de (-0,74) pour l'efficacité des pouvoirs publics, (-0,64) pour la qualité de la régulation, (-0,64) pour la maîtrise de la corruption, (-0,60) pour voix et responsabilité, et (-0,71) pour la règle de droit. Les résultats des indicateurs de la liberté politique (4,47) et de la liberté civile (4,25) aboutissent à un état de liberté moyen sur la période de (4,36). Cela montre qu'en moyenne les pays d'ASS sont partiellement libres sur la période 1996-2015. Enfin, l'indice de la gouvernance politique *polity2* du projet polity IV (1,55) est positif en moyenne sur la période indiquant qu'il y a une relative démocratie en ASS.

4.2. Présentation des résultats des tests et des estimations économétriques

L'objectif de l'analyse est d'évaluer l'effet des dépenses publiques (dépenses de consommation et d'investissement) sur la croissance du PIB/tête dans les pays d'ASS et de vérifier comment la gouvernance dans ces pays influence cette relation. Les estimations sont faites à partir de la méthode des moments généralisés (GMM) en panel dynamique, qui est approprié dans le cadre d'un échantillon fini (séries temporelles courtes). Les différents résultats sont consignés dans les tableaux ci-dessous.

Tableau 3 : Tests d'autocorrélation, de validité des instruments de Sargan des données relatives aux effets de l'interaction entre les indicateurs de gouvernance et les dépenses publiques de consommation sur le taux de croissance du PIB/tête

Variables	AR(1)	AR(2)	t-Sargan
CC CC*DC	z = -1.99 Pr > z = 0.047	z = 1.12 Pr > z = 0.262	chi2(29) = 46.53 Prob> chi2 = 0.021
VR VR*DC	z = -2.26 Pr > z = 0.024	z = 1.23 Pr > z = 0.218	chi2(29) = 50.96 Prob> chi2 = 0.007
EG EG*DC	z = -1.96 Pr > z = 0.050	z = 1.56 Pr > z = 0.119	chi2(36) = 55.91 Prob> chi2 = 0.018
SP SP*DC	z = -2.34 Pr > z = 0.019	z = 0.88 Pr > z = 0.381	chi2(29) = 46.75 Prob> chi2 = 0.020
QR QR*DC	z = -1.95 Pr > z = 0.051	z = 0.83 Pr > z = 0.409	chi2(29) = 52.86 Prob> chi2 = 0.004
RD RD*DC	z = -2.10 Pr > z = 0.036	z = 1.59 Pr > z = 0.112	chi2(29) = 48.45 Prob> chi2 = 0.013
LP LP*DC	z = -2.06 Pr > z = 0.040	z = 1.15 Pr > z = 0.251	chi2(29) = 55.31 Prob> chi2 = 0.002
LC LC*DC	z = -1.99 Pr > z = 0.046	z = 0.57 Pr > z = 0.567	chi2(29) = 52.98 Prob> chi2 = 0.004
Polity2 Polity2*DC	z = -1.97 Pr > z = 0.049	z = 1.14 Pr > z = 0.255	chi2(81) = 137.98 Prob> chi2 = 0.000

Source: Estimations des auteurs à partir des données de la Banque Mondiale, Freedom house et Polity IV du (CDIGC).

Les tableaux 3 et 4 reproduisent respectivement la statistique z des tests d'autocorrélation d'ordre 1 et 2 des résidus et la statistique du test de validité des

instruments de Sargan (Sargan test of over-identifying restrictions). Concernant les résultats des tests d'autocorrélation d'ordre 1 et 2 de ces tableaux, l'hypothèse nulle de non autocorrélation d'ordre 1 (AR(1)) des résidus est rejetée au seuil de 5% dans l'ensemble. Mais l'hypothèse d'une autocorrélation d'ordre 2 (AR(2)) des résidus est acceptée dans l'ensemble. Ces résultats valident donc le modèle de panel dynamique estimé en différence première, sous l'hypothèse que les termes d'erreurs non transformés sont non corrélés. Par ailleurs, les tests de Sargan ou de Hansen valident le choix des instruments dans les différents modèles.

Tableau 4 : Tests d'autocorrélation, de validité des instruments de Sargan des données relatives aux effets de l'interaction entre les indicateurs de gouvernance et les dépenses publiques d'investissement sur le taux de croissance du PIB/tête en ASS de 1996-2015

Variables	AR(1)	AR(2)	t-Sargan
CC	$z = -2.28$	$z = 0.76$	$\chi^2(30) = 35.99$
CC*DI	$\text{Pr} > z = 0.022$	$\text{Pr} > z = 0.445$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0.208$
VR	$z = -1.93$	$z = 1.08$	$\chi^2(42) = 72.43$
VR*DI	$\text{Pr} > z = 0.054$	$\text{Pr} > z = 0.282$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0.002$
EG	$z = -1.86$	$\chi^2(29) = 50.76$	$\chi^2(29) = 50.76$
EG*DI	$\text{Pr} > z = 0.063$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0.007$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0.007$
SP	$z = -2.06$	$z = 0.90$	$\chi^2(51) = 71.68$
SP*DI	$\text{Pr} > z = 0.040$	$\text{Pr} > z = 0.366$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0.030$
QR	$z = -2.17$	$z = 2.07$	$\chi^2(25) = 39.88$
QR*DI	$\text{Pr} > z = 0.030$	$\text{Pr} > z = 0.039$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0.030$
RD	$z = -2.09$	$z = 2.39$	$\chi^2(25) = 38.64$
RD*DI	$\text{Pr} > z = 0.037$	$\text{Pr} > z = 0.017$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0.040$
LP	$z = -2.02$	$z = 1.36$	$\chi^2(57) = 90.58$
LP*DI	$\text{Pr} > z = 0.043$	$\text{Pr} > z = 0.174$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0.003$
LC	$z = -2.18$	$z = 1.06$	$\chi^2(42) = 70.13$
LC*DI	$\text{Pr} > z = 0.029$	$\text{Pr} > z = 0.288$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0.004$
Polity2	$z = -1.90$	$z = 1.07$	$\chi^2(42) = 72.95$
Polity2*DI	$\text{Pr} > z = 0.058$	$\text{Pr} > z = 0.285$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0.002$

Source: Estimation des auteurs à partir des données de la Banque Mondiale de Freedom house et de Polity IV du (CDIGC).

Les tableaux 5 et 6 présentent les résultats des estimations des effets indirects de l'interaction entre les indicateurs de gouvernance et les dépenses publiques de consommation et d'investissement sur la croissance du PIB/tête.

4.3. Interprétation et discussion des résultats économétriques

4.3.1. Interprétation et discussion des résultats de l'effet de l'interaction entre les indicateurs de gouvernance et les dépenses publiques de consommation sur le taux de croissance du PIB/tête

Dans le tableau 5, il ressort que tous les coefficients des termes d'interaction entre les indicateurs de gouvernance et les dépenses publiques de consommation sont potentiellement significatifs. Ces résultats montrent que les indicateurs de gouvernance peuvent améliorer significativement les performances économiques à travers l'amélioration des dépenses publiques de consommation. Tous les coefficients des termes d'interaction sont négatifs sauf au niveau de la qualité de régulation qui a un effet d'interaction positif sur la croissance par tête du PIB. Cette situation indique que les indicateurs de gouvernance sont négatifs en moyenne sur la période d'étude. C'est-à-dire que les indicateurs de gouvernance ou les institutions sont très faibles en ASS pour servir de bons canaux de transmission des dépenses publiques à la croissance économique. Au regard de ces résultats, ces pays doivent plus orienter les dépenses publiques de consommation vers le renforcement de la qualité de régulation. Cependant, les effets directs des indicateurs de gouvernance affectent positivement et significativement la croissance du PIB par tête confirmant ainsi, l'hypothèse selon laquelle, les institutions sont nécessaires à la promotion de la croissance.

Tableau 5 : Coefficients des termes d'interaction entre les indicateurs de gouvernance et les dépenses publiques de consommation sur le taux de croissance du PIB/tête

Variables	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CC	2,945	0,396	7,43	0,000
CC*DC	-0,150	0,026	-5,74	0,000
VR	2,608	0,658	3,96	0,000
VR*DC	-0,167	0,048	-3,46	0,001
EG	2,082	0,523	3,98	0,000
EG*DC	-0,084	0,029	-2,83	0,007
SP	1,431	0,255	5,60	0,000
SP*DC	-0,070	0,019	-3,66	0,001
QR	-1,973	0,590	-3,34	0,002
QR*DC	0,131	0,036	3,55	0,001
RD	2,571	0,457	5,62	0,000
RD*DC	-0,116	0,028	-4,09	0,000
LP	0,283	0,091	3,11	0,003
LP*DC	-0,023	0,047	-5,04	0,000
LC	0,435	0,663	6,57	0,000
LC*DC	-0,036	0,004	-8,73	0,000
Polity2	0,107	0,052	2,05	0,047
Polity2*DC	-0,009	0,002	-3,09	0,004

Source: Estimation des auteurs à partir des données de la Banque Mondiale de Freedom house et de Polity IV du (CDIGC).

Ce résultat confirme ceux de North (1981, 1990b) et Rosenberg et Birdzell (1986) qui attestent que les institutions sont *a priori* en interaction avec la croissance. Une croissance soutenue nécessite peut-être des institutions adéquates, mais elle permet en retour de dégager les ressources nécessaires à leur instauration. Cette thèse est corroborée par des études empiriques à l'instar de celles de Rodrik (1997, 2003), qui montrent que la qualité des institutions rend très bien compte des écarts de croissance entre pays Est-asiatiques ; écarts qui ne peuvent être imputés à des variables économiques traditionnelles comme l'accumulation de capital, le progrès technique ou encore l'accroissement de l'offre de travail.

4.3.2. Interprétation et discussion des résultats de l'effet de l'interaction entre les indicateurs de gouvernance et les dépenses publiques d'investissement sur le taux de croissance du PIB/tête

Le tableau 6 montre que les coefficients des termes d'interaction entre les indicateurs de gouvernance et les dépenses publiques d'investissement sont tous statistiquement significatifs. Ceci confirme l'hypothèse de travail selon laquelle la gouvernance peut affecter significativement la croissance à travers les dépenses publiques d'investissement. Certaines variables ont des coefficients positifs, il s'agit de la qualité de la réglementation, la règle de droit et l'indicateur de liberté politique et civile.

Tableau 6 : Coefficients des termes d'interaction entre indicateurs de gouvernance et de dépenses publiques d'investissement sur le taux de croissance du PIB/tête en ASS de 1996-2015.

Variables	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CC	3,971	0,766	5,18	0,000
CC*DI	-0,158	0,030	-5,23	0,000
VR	0,867	0,403	2,15	0,037
VR*DI	-0,034	0,016	-2,10	0,042
EG	1,838	0,347	5,28	0,000
EG*DI	-0,069	0,020	-3,33	0,002
SP	1,640	0,319	5,13	0,000
SP*DI	-0,060	0,015	-3,91	0,000
QR	-2,134	0,534	-3,65	0,001
QR*DI	0,101	0,028	3,56	0,001
RD	-1,235	0,554	-2,23	0,031
RD*DI	0,072	0,024	2,93	0,006
LP	-0,195	0,087	-2,24	0,030
LP*DI	0,006	0,003	1,51	0,078
LC	-0,775	0,153	-5,04	0,000
LC*DI	0,019	0,003	5,65	0,000
Polity2	0,136	0,029	4,67	0,000
Polity2*DI	-0,006	0,001	-5,62	0,000

Source: Estimation des auteurs à partir des données de la Banque Mondiale de Freedom house et de Polity IV du (CDIGC).

D'autres ont des coefficients négatifs à savoir le contrôle de corruption, la voix et responsabilité, la stabilité politique, l'efficacité du gouvernement et le polity2. Ces résultats corroborent ceux de Knack et Keefer. (1995) et Knack (1996), qui utilisent deux indices institutionnels dans leurs régressions et ils trouvent que les deux indices institutionnels sont significatifs dans les régressions de l'investissement au cours des périodes 1974-1989 et 1960-1989, confirmant un effet indirect sur la croissance par l'accumulation des facteurs. En plus, les institutions constituent un moyen efficace d'incitation et d'attractivité des investissements nécessaires à la croissance économique. En ce qui concerne les autres variables de gouvernance non interactives, l'effet direct et interactif n'a affecté que faiblement le signe et la significativité des coefficients.

5. Conclusion

L'objectif de cet article est d'évaluer les effets de l'interaction entre les dépenses publiques et certains indicateurs de gouvernance sur la croissance du PIB par tête des pays de l'ASS sur la période 1996-2015. L'hypothèse sous-jacente à cet objectif est que les dépenses publiques de consommation et d'investissement affectent significativement la croissance du PIB par tête des pays d'Afrique subsaharienne, lorsqu'elles sont associées avec les indicateurs de gouvernance. Cette étude tire sa justification à la faveur d'un déficit de croissance économique soutenue qui n'est autre que la conséquence de la faiblesse des indicateurs de gouvernance en ASS.

Nous avons estimé les effets des dépenses publiques sur la croissance économique en relation avec les indicateurs de gouvernance, pour 43 pays, sur la base des données de la Banque mondiale, par la méthode des moments généralisés (GMM) en panel dynamique. Les résultats de l'estimation économétrique montrent globalement que tous les coefficients des variables qui associent les indicateurs de gouvernance et les dépenses publiques de consommation et d'investissement sont significatifs. Ces résultats montrent que les indicateurs de gouvernance peuvent améliorer significativement les performances économiques à travers l'amélioration des dépenses publiques de consommation et d'investissement. Cependant, lorsqu'on considère l'effet direct des indicateurs de gouvernance sur la croissance, on constate que, majoritairement, toutes les variables de gouvernance l'affectent significativement et positivement. Ce résultat montre à suffisance que les institutions sont nécessaires pour la promotion de la croissance économique des pays de l'ASS. Aussi, les résultats des analyses confirment l'hypothèse de travail. En outre, les statistiques descriptives montrent que les indicateurs de gouvernance de la Banque mondiale sont tous négatifs en moyenne sur la période d'étude. Cela prouve que, les performances en matière de gouvernance sont encore très faibles pour bien soutenir les dépenses publiques dans la promotion de la croissance. Il convient alors de renforcer les institutions dans les pays d'ASS afin d'atteindre une croissance plus forte et soutenue.

6. Références bibliographiques

- Acemoglu D., Johnson S., Robinson J. (2004). "Institutions as the Fundamental Cause of Long-Run Growth," NBER Working Papers 10481, National Bureau of Economic Research.

- Aga L. A. (2014), « *Croissance, investissement et corruption : une analyse sur PSTR* », Laboratoire d'Economie d'Orléans (LEO), Université d'Orléans. Faculté de Droit, d'Economie et de Gestion. Rue de Blois BP : 6739. Orléans Cedex 2. France.
- Alesina A, and Perotti R. (1996), « *Income Distribution, Political Instability, and Investment* », *European Economic Review*, 40, p. 1203-1228.
- Arellano M. and Bond S., (1991), « *Some tests for specification of panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equation* », *Review of Economic Studies*, 58, pp.277–297.
- Arellano M. and Bover O. (1995), « *Another look at the instrumental-variable estimation of error components models* », *Journal of Econometrics* 68, pp.29-52.
- Barro R. and Sala-i-Martin X. (2004), « *Economic Growth* » Second edition, 2004.
- Barro R., (1990), « *Government spending in a simple model of endogenous growth* », *Journal of political economy*, vol.98, n°5, pp. 103-125.
- Barro R., (1996), « *Democracy and Growth* », *Journal of Economic Growth*, vol. 1 n°1, pp.1-27.
- Blundell, R. and Bond S., (1998), « *Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models* », *Journal of Econometrics* 87, pp. 115-143.
- Clague C., Keefer P., Knack S and Olson M. (1996), « *Contract-Intensive Money: Contrast Enforcement, Property Rights, and Economic Performance* », *Journal of Economic Growth*, vol.4, n°2, economics, Vol.22, pp.3-42.
- Foucault M., (2011), “Institutions, croissance économique et dépenses publiques” in *Le Québec économique 2010*. pp.249-273, Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations (Cirano) Disponible sur : http://martial-foucault.com/wp-content/uploads/2011/Chapitre12_final.pdf
- Gupta S., Mello L. and Sharan R., (2000), « *Corruption and military spending* », IMF Working Paper 00/23, February, Washington, International Monetary Fund.
- Gyimah-Brempong K., (2002), « *Corruption, economic growth, and income inequality in Africa* », *Economics of Governance*, 3: 183-209.
- Holec N., Brunet-Jolivald G., (2000), « *De la gouvernance des économies à celle des territoires : Note de synthèse sur la gouvernance* », Centre de documentation de l'Urbanisme, Ministère de l'Équipement. Disponible en ligne à l'adresse suivante : www.urbanisme.equipement.gouv.fr
- Kaufmann D., Kraay A. and Mastruzzi M. (2004), « *Governance Matters IV: Governance Indicators for 1996-2004* », *Policy Research Working Paper*. The World Bank.
- Knack, S. and Keefer, P. (1995), « *Institutions and Economic Performance Cross-Country Tests Using Alternative Institutional Measures* ». *Economics and Politics*, 7,
- Knack, S., (1996). "Institutions and the Convergence Hypothesis: The Cross-National Evidence," *Public Choice*, Springer, vol. 87(3-4), pages 207-228, June
- Lucas R. (1988), "On the mechanics of economic development," *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 22(1), pages 3-42, July.
- Mauro P. (1995), « *Corruption and Growth Quarterly* », *Journal of Economics*, Vol. 110 (August), pp 681-712.
- Mauro P. (1998), « *Corruption and the Composition of Government Expenditure* », *Journal of Public Economics*, Vol 69, pp 263-279.

- Ndikumana L. (2007), « *Corruption and Pro-Poor Growth Outcomes: Evidence and Lessons for African Countries* », in *Governance and Pro-Poor Growth*, African Economic Research Consortium, Nairobi, Kenya, 184-216.
- N'Gouan, K. P., (2005), "*Impact des variables budgétaires et de gouvernance sur le développement en Afrique subsaharienne, une analyse transversale*", Second congress of african economists, african union commission, november 24-26, Abidjan, Côte d'Ivoire.
- North D. (1990a), « *Institution, Institutional Change, and Economic performance* », Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- North D., (1981), « *Structure and change in economic history* », New York, Norton & Cie.
- North, D. (1990b). « *A Transaction Cost Analysis of Politics* », *Journal of Theoretical Politics*, Vol2, n°4.
- OCDE (2010), "*Niveau de déficit budgétaire des pays de l'OCDE*", OECD Economic Outlook 85 database.
- Ono Y., Shibata A., (2001), "*Government spending, interest rates, and capital accumulation in a two-sector model*," *Canadian Journal of Economics*, Canadian Economics Association, vol. 34(4), pages 903-920, November.
- Ouattara W. (2007), « *Dépenses publiques, Corruption et Croissance économique dans les pays de l'UEMOA : une Analyse de la Causalité au sens de Granger* », *Revue Africaine de l'Intégration*, Vol. 1, N° 1, pp. 139-160.
- Pellegrini, L. and Gerlagh, R. (2004), « *Corruption's Effect on Growth and Its Transmission Channels* ». *Kyklos*, 57, 429-456.
- Poirson W, H., (1998), « *Economic Security, Private Investment, and Growth in Developing Countries* ». IMF Working Paper, Vol. , pp. 1-31, 1998. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=882216>.
- Rodrick D.(2003), « *Growth strategies* », Working Paper10050, <http://www.nber.org/papers/w10050>
- Rodrik D. (1999), « *Where Did All the Growth Go? External Shocks, Social Conflict and Growth Collapses* », *Journal of Economic Growth*4 (4): 385–412.
- Romer P. (1990), « *Are Non convexities Important for Understanding Growth?*», *American Economic Review*, Vol. 80, No. 2, pp. 97-103.
- Roodman D., (2006), « *How to Do Xtabond2 An Introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata* ». Center for Global Development Working Paper No. 103.
- Rosenberg N., and Birdzell L. E. Jr (1986), « *How the West Grew Rich: The Economic Transformation of the Industrial World* ». New York Basic Books 1986 Pp. xii, 353.
- Solow, R. M. (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth" *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, No. 1, pp. 65-94. June
- Svensson J. (2005), "*Eight questions about corruption*", *Journal of Economic Perspectives*19 (3), 19-42.
- Tanzi V. (2002), « *Corruption around the world: causes, consequences, scope and cures* », In G.T. Abed and S. Gupta (eds.), *Governance, Corruption, and Economic Performance*. Washington, DC: IMF, 19-58.
- Windmeijer, F., (2005), "*A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators*", *Journal of Econometrics*, 126 (1), 25–51.

The determinants of the economic and financial situation of the public health establishments in Senegal

Mansoum NDIAYE

*African Center for Graduate Studies in Management (CESAG)
Research Laboratory in Economics of Saint-Louis (LARES)
Email: mansoum.ndiaye@cesag.edu.sn*

Mouhamadou FALL

*Gaston Berger University of Saint-Louis (UGB)
Research Laboratory in Economics of Saint-Louis (LARES)
Email: mouhamadou.fall@ugb.edu.sn*

Abstract: This paper investigates the economic and financial situation of the public health establishments in Senegal and aims to identify the determinants of the hospital operating deficit. We use a panel data (hospital-year) for a sample of public hospitals from 2007 to 2011. The results underline the significant influence of the global budget and the organizational factors (average bed occupancy rate, average length of stay and bed rotation index) on the operating deficit of public health establishments. We propose then the main lines of a reform of the financing of public hospitals. In occurrence an efficient financing should be based on hospital activity, not on global budget policy.

Keywords: Health, Hospital, Global budget policy, Senegal.

JEL Classification: I10 - I18 - I19.

Les déterminants de la situation économique et financière des établissements publics de santé au Sénégal

Résumé : Cet article analyse la situation économique et financière des établissements publics de santé au Sénégal, et cherche à identifier les déterminants de leur déficit d'exploitation. Nous utilisons des données de panel (hôpital-année) pour un échantillon d'hôpitaux publics sur la période de 2007 à 2011. Les résultats indiquent l'influence significative de la dotation globale et des facteurs organisationnels (taux d'occupation moyen des lits, durée moyenne de séjour et indice de rotation des lits), sur le déficit d'exploitation des hôpitaux publics. Nous proposons ensuite les grandes lignes d'une réforme du financement des hôpitaux publics. En l'occurrence un financement efficient devrait être basé sur l'activité de l'hôpital, et non sur la politique de budget global.

Mots-clés : Santé, Hôpital, Budget global, Sénégal.

Codes JEL : I10 - I18 - I19.

1. Introduction

For several years, the financing of public hospitals has been one of the major concerns of the Senegalese public authorities to offer an easy access to health care to the populations. In Senegal and most of sub-Saharan African countries, the implementation of the costs recovery policy and the participation of the users in the health care financing following the *Initiative of Bamako*, has allowed the public hospitals to have additional financial resources. *The Initiative of Bamako* is a financing and covering health care costs system which was adopted in Bamako (Mali) in 1987 by most of the African countries. It is a policy which is based on a payment principle of all the services provided by the health structures in order to support the health care financing in these African countries.

In Senegal, the hospital reform adopted in 1998 has allowed to set up the public hospitals as Public Health Establishments (PHE) which are endowed with an autonomy of management guided by a logic of performance just as well financial as regarding service of health care. The *Public Health Establishments* (PHE) are constituted by the PHE 1, PHE 2 and PHE 3. The PHE 1 corresponds to the sanitary districts, the PHE 2 to the regional hospitals and the PHE to the national hospitals. In this article, we will use indifferently the PHE to point out a National Hospital Center (NHC) or Regional hospital Center (RHC) or to design simply a hospital for some reason or other.

In Senegal, the context of the hospital payment system and financing of hospitals explains the difficulties of access to health care for the population. Indeed, these problems can be attributed to the high care prices which are connected to the financial deficiency of the public hospitals. So, the care prices are defined in a price range and public hospitals must set their care prices in this range. The Senegalese public hospitals are yearly financed by the government through the global budget policy.

The *global budget policy* consists of allocating to the public hospitals an annual subsidy intended to the sustainability of expenses by setting the payment system in a price range and the hospitals must respect this price range. This price system varies according to the economic development of the area where the hospital is located. Currently, the public hospitals have two sources of financing: the global budget provided by the government and the appropriate receipts through care prices defined in a price range. However, the global budget of hospitals is not generally sufficient, thus the hospitals experience some financial deficiency meaning operating deficit. Consequently, the public hospitals are constrained to fixe high care prices in order to be self-financed through their receipts while the majority of the Senegalese population is poor. They do not have access to a health insurance and cannot pay these care prices to receive health care in hospitals.

Somehow, we notice inadequacies and inefficacies of the global budget policy of hospital financing with a regular increase of hospital expenditure ending then in budgetary and financial deficit. Our paper deals with the financial situation of public hospitals in Senegal and explains the determinants of the hospital budgetary deficit in order to propose a reform of the financing of public hospitals.

In the literature, we find rarely empirical studies which deal with the problems of hospitals financing in Africa, particularly in Senegal. However, in France, we can find some empirical studies treating these problems in the examples of Studer (2012), Evain and Yilmaz (2012) and Thuaud (2013). Inspired by these authors, we will study the economic and financial situation of public hospitals in Senegal.

The principal objective of our analysis is to identify the factors that determine the operating deficit of Senegalese public hospitals and the causes of the heterogeneity of economic and financial situations through an analysis by dynamic panel. To this principal objective, we can associate two specific objectives. The first one consists of analyzing the economic and financial situation of public hospitals and the second one is an attempt to explain the causes of the budgetary and financial disequilibrium of these hospitals.

To reach our objectives, we have chosen to organize the rest of our work in this way. The second section will be devoted to a statistical analysis of the economic and financial situation of public hospitals in Senegal. The third section will present a brief empirical review of the literature on the determinants of the economic and financial situation of hospitals. In the fourth section, we will describe the econometric methodology used to analyze the determinants of the operating deficit of public hospitals. The fifth section will be an exposure of the results of the estimation just as the discussion. The conclusion and the recommendations in the sixth section will end our work.

2. A statistical analysis of the economic and financial situation of public hospitals in Senegal

In this section, we will first tackle some economic and financial indicator of public hospital in Senegal. Then, we will point out the situation of operating deficit noticed in these hospitals.

Some economic and financial indicators have been used to evaluate the economic and financial situation of some public hospitals in Senegal. Among these indicators, we can retain the added value and gross operating surplus.

During the period 2007-2012, the added values are revealed positive even if they are sometimes weak (See **Table 1**). These values cover most of the time the personnel expenses. This situation is confirmed during these years with the implementation of some directives of the 2008 inter-ministerial committee¹. We also notice a harshness in the management of public hospitals with a will to balance the accounts.

¹ Among these directives, we can mention the one ensuring a better control of health expenditure.

Table 1: Added values of publics hospitals (Millions of XOF²)

Hospitals	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Principal	0	6 731	6 826	0	6 662	6
A Royer	0	528	527	635	555	596
Fann	962	1 236	1 809	2 036	176	2 040
Dantec	0	85	271	0	2 648	2 212
Thiaroye	271	263	375	0	374	399
Louga	387	374	601	665	0	0
Kaolack	0	837	644	641	374	570

Source: Authors (from the data collected at the Ministry of health)

Concerning the Gross Operating Surplus (GOS), we can notice that some public hospitals such as the PHE of Fann, Dantec, Louga and Kaolack are characterized by recurrent deficits during this period (See **Table 2**). Only the three hospitals located in Dakar (Principal Hospital, Albert Royer children's hospital and Thiaroye psychiatric hospital) have come to realize surpluses. In this group, Principal hospital remains the leader even if we notice some missing data in 2007 and 2010. Louga hospital has got a surplus only in 2009 contrasting with its² deficit situations in 2007, 2008 and 2010. Kaolack hospital has remained in deficit all along this period even though it has a budget surplus in 2008. The negative signs of GOS testify a deficit situation and an inability of these hospitals to balance their exploitation considering the operating volume during this period.

Table 2: Gross operating surplus of public hospitals (Millions of XOF)

Hospitals	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Principal	0	1 791	1 758	0	1 582	829
A Royer	1	26	30	142	44	33
Fann	-108	-146	369	382	67	525
Dantec	0	-191	-864	94	-435	-1 138
Thiaroye	4	16	49	12	8	16
Louga	-16	-135	179	-55	0	0
Kaolack	0	115	-85	-58	-316	-196

Source: Authors (from the data collected at the Ministry of health)

² 1 euro = 655.957 XOF

At the national level, during the period 2007 to 2009, we notice that the mobilized resources do not cover the executed expenses in the public hospitals. In fact, the operating results of these hospitals focus on negative values which respectively are about -1 010 millions XOF, -2 753 millions XOF and -625 millions XOF³. These values convey the operating deficits of these hospitals with a worrying situation noted in 2008. This can be explained by the reduction of prices imposed by the government to the hospitals during that year.

In this context of deficits, it is important to examine the evolution of operating deficits which affect almost the entire Public Health Establishments (PHE) in Senegal. By analyzing the descriptive statistics of variables (See **Appendix 1**), we can note that in the PHE 3, the standard deviation of the operating deficit is almost twice higher than that of the PHE 2. Thus, we can admit that the evolution of the deficits obfuscates some disparities within each level.

After having dealt with the situation of public hospitals in Senegal which has remained in deficit during this period 2007-2012, we will examine empirical studies which analyze the economic and financial situation of hospitals in general.

3. A review of literature

The problem of the economic and financial situation of hospitals has received a particular attention these last years, as shown by the empirical literature which dealt with this theme. In the most of our cases, the studies have been done in the hospital system in France.

Yilmaz (2011) had dedicated a study to measure the degree of economic performance of the health establishments in France. These descriptive works highlighted an improvement in the financial situation of public hospitals with a downturn in the deficit of these hospitals in 2008 thanks to an increase of receipts connected to the hospital activity and the global subsidies. Also, this deficit downturn can be also attributed to the increase in investment which had allowed an economic and financial recovery of those public hospitals.

In the same sense, Thuaud (2013) had examined the budgetary standing of the profit-making private clinics in France. His study reveals a global budgetary standing surplus which was connected to an increase of net profitability further to the increasing number of hospitalizations in the services of general medicine, surgery, obstetrics and odontology.

We also note other empirical studies which concern mainly the questions of productivity. Studer (2012) had measured the productivity of the French public hospitals by defining an index of global productivity by means an estimated Cobb-Douglas (1928) production function over the period 2003-2007. The productivity can be defined as the part of the activity which is not explained by the observable

³ These data were collected at the Ministry of health in 2014 and concerned the seven hospitals above such as Principal, A. Royer, Fann, Dantec, Louga and Kaolack.

characteristics of the hospitals of which the size and an index of technical wherewithal (Studer, 2012). The results underline the importance of the variables that are the index of technical wherewithal, the number of beds and the medical and administrative staff. Also, the study reveals that the strongest productivity of hospitals having a more important activity in surgery or in obstetrics. Dormont and Milcent (2011) analyzed the heterogeneity of hospitals productivity between the public and private sectors in France. In their study, they depict that the private clinics have been more productive than the public hospitals. In this same way, Yilmaz and Frikha (2012) analyzed the productivity of the French public hospitals during the period 2003-2009. Their results highlight the size effect of hospitals given that the concomitant increase of the size and the productivity must respect a certain limit. These authors had also showed the presence of positive yields on scale for the small-sized hospitals, but negative for the large-sized ones.

It is important to show that the productivity analysis by these authors gives only a partial aspect of the economic performance of hospitals. The question of the economic performance seems more and more present in the debates on the hospital, mainly through the concepts of efficiency and inefficiency. In this way Mané (2012) analyzed the economic performance of the Senegalese public hospitals through the concept of the technical efficiency which considers only the physical quantities of inputs and outputs. The results of his study show that hospitals could reach an average level of efficiency allowing them to improve their production of care by using the same resources. According to Mané (2012), the "small-sized hospitals" have less than 200 beds. The hospitals whose number of beds is between 200 and 300 are the "average-sized hospitals" and the hospitals of more than 300 beds are the "large-sized hospitals".

The results have highlighted the effect of the hospitals' size because the average-sized hospitals got better scores of efficiency than the small-sized hospitals. However, the large-sized hospitals didn't have better scores than the small-sized hospitals *a fortiori* the average-sized hospitals. Although this empirical study analyzes the economic performance by means of the technical efficiency, it did not consider the financial difficulties of the public hospitals in Senegal.

In perspective to analyze the financial difficulties of hospitals, Kafando and al. (2011) showed the grave consequences of the free access to health care policy on the running of hospitals in Niger. Indeed, considering the delays of reimbursement of the health care costs by the government, the free access to health care policy caused financial difficulties ending in budgetary deficits for hospitals. In this sense, Leye and al. (2013) showed, from a qualitative approach by individual interviews, that the national hospitals of Senegal have met with financial difficulties. These problems are caused by the slowness and the insufficiency of the reimbursement of health care costs by the government through the "*Plan Sésame*" which is a free access to health care policy granted to the elderly of 60 and more years old, implemented since 2006 in Senegal. So, the government has increasing debts towards the public hospitals.

Evain and Yilmaz (2012) examined the economic profitability of health establishments in France from a dynamic panel of public hospitals and private clinics. In their study, these authors compared the economic profitability to a profit function which is measured by the operating margin. For the estimations, these authors have used a dynamic model from a panel data by the instrumental method of variables and the Generalized Method of Moments (GMM)⁴. The results of estimation underline a significant influence of the beds occupancy rate and size hospital effect (two variables of production factor) and the average length of stays (variable of activity), but also the global budget on the operating margin of hospitals.

According to our objective, we can be inspired by this model of Evain and Yilmaz (2012) to develop our econometric study which tries to explain the operating deficit of public hospitals in Senegal from the activities and production factors. This study will demonstrate the necessity of reforming the financial system of public hospitals from global budget to activity financing which is based on the principle of pricing activity.

4. Methodology: A dynamic panel analysis

To expose our approach, we shall present at first a specification of our model and at second our method of estimation.

4.1. The specification of the model: a presentation of data and variables

Our study is based on a database which is founded on three sources: accounting and financial data, data of activity and data relative to factors of production. All these data are obtained from an enquiry at the Direction of health establishments and the National service of sanitary information of Ministry of Health and Social action in Senegal.

In the light of our empirical literature and by inspiring of the model of Evain and Yilmaz (2012), we have developed our model in order to analyze the determinants of operating deficit of public hospitals in Senegal. Having both an individual dimension (hospital) and a temporal dimension (year), we will use the panel data.

The equation with double index of the dynamic model spells as follows:

$$\ln_DE_{it} = \alpha_i + \delta \ln_DE_{it-1} + \beta_1 \ln_DOT_{it} + \beta_2 DMS_{it} + \beta_3 TOM_{it} + \beta_4 IRL_{it} + \beta_5 LIT_{it} + \beta_6 \ln_CONS_{it} + \beta_7 DEC_{it} + \varepsilon_{it}, \text{ with } |\delta| < 1 ;$$

$$i = 1, \dots, N \text{ and } t = 1, \dots, T \tag{1}$$

i = hospital, *t* = year, α_i is the constant and specific term to the hospital *i*. The term ε_{it} is random and allows to take into account the unobserved heterogeneity between hospitals. δ et β_k are the coefficient of variables. *k* is the number of variables, *k* = 1, ..., 7 and ε_{it} is the term of error which is supposed to be distributed according to a Normal law with an expected value equal to zero and a variance = σ^2 . *ln* represents the logarithmic operator and the other parameters are the variables which will be described below.

⁴ This method (GMM) was proposed by Arellano and Bond (1991), developed later by Blundell and Bond (1998).

Our model to be estimated, defined by the equation (1) includes on one hand, the dependent variable (DE_{it}) which represents the operating deficit of hospital (i) at the period (t). On the other hand, we have the lagged dependent variable and the other independent variables which we can describe as follows:

- The lagged dependent variable (DE_{it-1}) is the operating deficit lagged by one year.

- The variable (DOT_{it}) is the amount of the global subsidy which the government allocates annually to the public hospitals through its policy of global budget.

- The variable (DMS_{it}) indicates the average length of stay. It indicates on average, the number of days which the in-patients stay in the hospital. It is an indicator of activity which reflects the quality and intensity of the medical care given to in-patients.

- The variable (TOM_{it}) is the average beds occupancy rate. It allows to evaluate annually the optimal number of beds occupied by the in-patients, considering the hospital capacity in beds. It is a variable relative to production factor of hospitals.

- The variable (IRL_{it}) means the bed rotation index. It is an indicator of activity that measures the frequency of beds use in a hospital. It quantifies the frequency a bed was successively occupied by patients during the hospitalizations.

- The variable (LIT_{it}) represents the number of beds available in the hospital.

- The variable ($CONS_{it}$) indicates the number of consultations of patients in the hospital. It is an indicator of activity which evaluates the patients who come to the hospital for a diagnostic or a treatment but are not hospitalized.

- The variable (DEC_{it}) means the number of dead in the hospital. This variable is an indicator of activity which reflects the quality of the medical care given to the patients.

4.2. The method of estimation

In order to analyze the determinants of operating deficit of Senegalese public hospitals, we use a model of dynamic panel described by the equation (1). The use of this model allows to take into account the unobserved heterogeneity between the hospitals and the dynamic situation of hospitals in terms of operating deficit.

The estimation of a dynamic model by the classic estimators as the estimation by the Ordinary Least Squares (OLS) estimator yield biased and not convergent results. These misleading results are due to the presence of the lagged dependent variable among the exogenous variables. That causes a correlation with term of error (Anderson and Hsiao, 1982). In order to reduce the difficulties due to the presence of bias during the estimation, the literature provides estimation methods in dynamic panel.

Referring to some authors (Bruno, 2005a; Bun and Kiviet, 2003; Kiviet, 1999 and Kiviet, 1995, etc.), we have chosen the Least-Squares Dummy Variable Corrected (LSDVC) estimator for our model of dynamic panel. This estimator is considered as

more impressive than the other estimator because it remains more adapted to the short dimension of our sample. Bun and Kiviet (2003) and Bruno (2005b) showed that the use of the Method of Generalized Moments can yield biased results, and the bias is all the more important as the temporal dimension of the sample is short. In fact, our sample is composed of 16 public hospitals ($N = 16$) (with public health establishments of level 2 and public health establishments of level 3) and covers the period from 2007 to 2011 ($T = 5$). According to Bun and Kiviet (2003), the performance of this estimator is justified by the fact that it calculates the corrected bias of the Lead-Squares Dummy Variable (LSDV) estimators. This dynamic specification improves significantly the quality of the estimations but presents the inconvenience “to lose” one year of observation. Consequently, in our estimation, no coefficient will be estimated for the year 2007.

Among, the bias of LSDV estimator, Bun and Kiviet (2003) have defined three type of bias written by B_i for $i = 1, 2, 3$, as the three following relations:

$$B_1 = c_1(T^{-1}) \tag{2}$$

$$B_2 = B_1 + c_2(N^{-1}T^{-1}) \tag{3}$$

$$B_3 = B_2 + c_3(N^{-1}T^{-2}) \tag{4}$$

N represents the number of individuals, T indicates the number of periods and the c_i are the coefficients.

The LSDVC estimator is defined by the corrected bias of the LSDV estimator, according to the following expression:

$$LSDVC_i = LSDV - B_i \tag{5}$$

$LSDV$ is the LSDVC of equation (1).

To find out the estimation of B_i , Bruno (2005b) proposed the estimation methods used by Anderson and Hsiao (1982), Arellano and Bond (1991) and Blundell and Bond (1998). For our model, we have chosen the LSDVC estimator proposed by Arellano and Bond (1991) which suppose a strict exogeneity of regression variables.

Before presenting our estimation results, we first present a descriptive analysis of variables (see **Appendix 1**).

5. The Results and Discussions

In this part, we present the results of our model with the help of LSDVC estimator dynamic sample group (See **Table 3**). To conclude to the robustness of our results in dynamic specification, these results call for confirmation through estimators with permanent effects or uncertain effects. Hausman specification test (1978) has led us to choose a model with uncertain effects to consider the unobserved heterogeneity between public hospitals. In this sense, the results obtained with LSDVC estimator respect generally the tendency of the results with the estimation of the model with uncertain effects (See **Appendix 2**).

In a purpose of testing the sensitivity of the results, we have proceeded to three specifications of the model. In each of the two tables of the results (See **Table 3** and **Appendix 2**), we observe three columns (M1, M2 and M3) which point out a model estimated by adding successively independent variables until we find out the principal model. We have started with the variables (global subsidy, average length of stay, average rate occupancy) (M1). Then, we have added bed rotation index and the number of consultations (M2). At last, we have introduced the number of dead (M3).

Table 3: Results of estimations of the dynamic model
Endogenous Variable: Operating Deficit

Exogenous Variables	(M1)	(M2)	(M3)
Operating deficit set back a year	0.405 (3.28)***	0.349 (2.69)***	0.338 (2.69)***
Global budget	- 0.775 (2.12)**	- 0.703 (1.84)*	- 0.598 (1.62)
Average length of stay	0.011 (0.46)	0.034 (1.28)	0.046 (1.83)*
Average bed occupancy rate	- 0.223 (1.43)	-1.074 (2.72)***	-1.241 (3.06)***
Bed rotation index		0.009 (2.08)**	0.009 (2.08)**
Number of beds		- 0.001 (1.10)	- 0.001 (1.73)*
Number of consultations		0.077 (1.16)	0.041 (0.62)
Number of dead			0.000 (1.87)*
Number of observations	64	64	64

Source: Authors (from the results of the estimation with STATA11.0)

Notes: The symbols ***, ** and * indicate respectively statistical significances at threshold of 1%, 5% et 10% and the values in brackets are the t of Student.

5. 1. The influence of economic and budgetary variables

The operating deficit backward a year, pointing out the persistence of the deficit, presents a positive coefficient and statistically significant at the threshold of 1% in all three estimated models. The average of coefficients associated with the persistence of the deficits in the three models is estimated at 0.36. In other words, we conclude to an operating deficit of 4 months and 10 days per year in a hospital.

The global subsidy affects favorably public hospital operating deficit, with a significant effect in the first two models and a non-significant effect in the last model. Conceived as being favorable, the negative effect on the deficit is quite normal insofar as an increase of hospital global subsidy improves the operating deficit thanks to an increase of operating resources. In fact, an increase of 10% of the subsidy leads to, *ceteris paribus*, an increase of the resources on average 6.92% and therefore a decrease of the operating deficit. This result is comparable with Evain and Yilmaz's (2012) because an increase of 10% of subsidies acts positively and significantly on the operating margin of public hospitals in France on average 3%.

5.2. The variables of activity increase the operating deficit

The patients' average length of stay has a positive effect on the operating deficit. This variable is significant at the threshold of 10% only on the third model (M3). This result complies with Evain and Yilmaz's (2012), to a slight difference, their coefficients are higher. For our case, the coefficients are not enough strong, they are estimated at 0.03. An increase of the patients' average length raises the operating deficit. Economically, this situation can be explained by a rising of hospital expenses in response to the increase of the resources used by patients during these additional days. Then, we can admit that the hospitals, having the length of stay shorter than the average⁵, are most successful to reduce their operating deficit.

Though significant everywhere at the threshold of 5%, the bed rotation index has a positive effect of 0.9% on hospital deficit. The positive influence suggests patients' high rotation index implies an upward trend of hospital expenses in response to the increase of the resources used by every new patient. This situation leads to a worsening of the hospital operating deficit.

The number of dead considered as an activity variable is positively correlated with public hospital operating deficit. Though its coefficient is only significant at the threshold of 10%, the number of dead has an effect approximately nil. The positive effect is explained by the fact that in hospitals, a high number of dead during a year can cause an increase of the expenses. This increase of expenses is linked to an improvement of the technical capacity through the efforts displayed to increase the care quality and fight against in-hospital mortality. The evident consequence is the accentuation of the operating deficit in these hospitals.

5.3. An increase in factors of production reduce the operating deficit

The estimations have underlined a negative and significant of average bed occupancy rate on the operating deficit of hospitals. The average of the coefficient relative to bed occupancy rate in M2 and M3 is about -1.16. This coefficient shows that an increase in 1% of this rate reduce relatively the hospitals operating deficit of 1.16%. We can admit that a high average occupancy rate means an efficient use of beds in the hospital. Economically, it could be interpreted as a good optimization of the factors of

⁵ This average is about 6 (See **Appendix 1**)

production and thus a rationalization of the resources used to cover operating expenses in the department of hospitalization. Then, this optimization entails a decrease of operating deficit of public hospitals. This result can be compared to those of Evain and Yilmaz (2012) who confirm that a high bed occupancy rate means a decrease of the operating deficit of public hospitals in France.

The number of beds in the hospital is relatively correlated to the operating deficit of hospitals. Only one significant coefficient at the threshold of 10 % is found in the third model (M3). The increase of number of beds reduces very appreciably the operating deficit of hospitals. In other words, an increase of number of beds does not entail immediately a reduction of hospitals operating deficit. This increase in number of beds must be followed with an effective management of beds occupancy and rotation to optimize the factors of production.

Besides, it's important to notice that reducing the factors of production in hospitals will not decrease the operating deficit of hospitals because of the inadequacy of created resources in these hospitals.

6. Conclusion and Recommendations

The aim of our study was to analyze the economic and financial situation of Senegalese health public establishments financing through the global budget policy and to identify the determinants of operating deficit by using a model of dynamic panel concerning a sample of 16 public hospitals over the period from 2007 to 2011. Our econometric study is preceded by a statistical analysis of economic and financial indicators which describes the economic and financial situation of health public establishments in Senegal. It emerges from this statistical analysis that financial resources of public hospitals cannot cover their expenditure during that period. This situation ends in some budgetary and financial deficits for the public hospitals. It's in this context that our empirical analysis intervenes to investigate the determinants of the hospitals operating deficits in Senegal.

The results of our study underline, on one hand, the negative and significant influences of the average bed occupancy rate and global budget; and on the other hand, the positive and significant effects of the average length of stay (variable of activity) on the hospital operating deficit.

As economic policies implications, we can suggest:

- Firstly, the politics of global budget has not been effective to absorb the hospital operating deficit. The inefficiency is due to the inadequacy of global budget allocated by the government to the public hospitals.
- Secondly, the global budget is not allocated according to hospital activity although an efficient financing should be based on hospital activity. Then, we propose to reform the financial system of the public hospitals in Senegal, with a view to take into account hospital activity in health care budget. It's about the "activity financing".

- Thirdly, we can claim that this reform would present a real advance in the adequacy of the budget to the reality of hospital activity. Besides, it would enable to decrease the hospital budgetary deficit and to reduce the inequalities of access to health care for the Senegalese population.

7. Bibliographic References

- Anderson, T. W., Hsiao, C. (1982), « Formulation and estimation of dynamic models using panel data », *Journal of Econometrics* 18, 47-82.
- Arellano, M., Bond, S. (1991), « Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations », *The Review of Economic Studies* 58 (2), 277-297.
- Blundell, R., Bond, S. (1998), « Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models », *Journal of Econometrics* 87, 115-143.
- Bruno, G. S. F. (2005a), « Approximating the bias of the LSDV estimator for dynamic unbalanced panel data models », *Economics Letters* 87, 361-366.
- Bruno, G. S. F. (2005b), « Estimation and inference in dynamic unbalanced panel data models with a small number of individuals », *Working Paper* N°165. Milan: Università Bocconi- CESPRI.
- Bun, M. J. G., Kiviet, J. F. (2003), « On the diminishing returns of higher terms in asymptotic expansions of bias », *Economics Letters* 79, 145-152.
- Dormont, B., Milcent, C. (2012), « Comment évaluer la productivité et l'efficacité des hôpitaux publics et privés ? Les enjeux de la convergence tarifaire », *Economie et Statistiques* 455 et 456, 143-173.
- Douglas, P., Cobb, C. (1928), « A theory of production », *American Economic Review* 18.
- Evain, F., Yilmaz, E. (2012), « Les déterminants de la rentabilité économique des établissements de santé », *Economie Publique* 28 et 29 (1 et 2), 317-349.
- Hausman, J. A. (1978), « Specification Tests in Econometrics », *Econometrica* 46 (6), 1251-1271.
- Kafando, Y., Mazou, B., Kouanda, S., Ridde, V. (2011), « Les retards de remboursements liés à la politique de gratuité des soins au Niger ont des effets néfastes sur la capacité financière des formations sanitaires », *Etudes et Travaux* N°1 9, Niamey : Laboratoire d'études et de recherches sur les dynamiques sociales et le développement local.

- Kiviet, J. F. (1995), « On bias, inconsistency and efficiency of various estimators in dynamic panel data models », *Journal of Econometrics* 68, 53-78.
- Kiviet, J. F. (1999), « Expectation of expansions for estimators in a dynamic panel data model: Some results for weakly exogenous regressors » in : Hsiao C., K. Lahiri., L. F. Lee., M. Pesaran, M. H. (eds.), *Analysis of panel data and limited dependent variables*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Leye, M. M. M., Diongue. M., Faye, A., Coumé, M., Faye, A., Tall, A. B., Niang, K., Wone, I., Seck, I., Ndiaye, P., Dia, A.T. (2013), « Analyse du fonctionnement du plan de prise en charge gratuite des soins chez les personnes âgées ‘Plan Sésame’ au Sénégal », *Santé Publique* 25(1),101-106.
- Mané, P. Y. B. (2012), « Analyse de l’efficacité des hôpitaux du Sénégal : Application de la méthode d’enveloppement des données », *Pratiques et Organisation des Soins* 43 (4), 277-283.
- Studer, N. (2012), « Quelles évolutions récentes de la productivité hospitalière dans le secteur public ? », *Economie et Statistique* 455 et 456, 175-202.
- Thuaud, E. (2013), « La situation économique et financière des cliniques privées à but lucratif en 2011 », *Etudes et résultats* N°859, Direction de la Recherche, des Etudes, de l’Evaluation et des Statistiques (DREES).
- Yilmaz, E. (2011), « Le redressement des comptes des hôpitaux publics observé en 2008 se poursuit en 2009 », *Etudes et Résultats* N°746, DREES.
- Yilmaz, E., Frikha, S. (2012), « La productivité hospitalière dans le secteur public entre 2003 et 2009 », Collection *Etudes et Statistiques*, DREES.

8. Appendixes

Appendix 1: Descriptive Statistics of variables.

At national level					
Variables	Average	Standard deviation	Minimum	Maximum	Number of observations
ln_DE	20.7622	0.8522277	19.15158	22.78643	80
ln_DOT	19.93807	0.720481	19.16262	21.35016	80
DMS	6.375	3.159775	2	16	80
TOM	0.530125	0.2245924	0.06	1.36	80
IRL	35.4875	20.3252	4	136	80
LIT	283.325	129.5929	48	509	80
ln_CONS	10.66604	0.7498893	8.215548	11.73055	80
DEC	466.4125	299.8628	3	1274	80
Level 2 hospitals (PHE 2)					
Variables	Average	Standard deviation	Minimum	Maximum	Number of observations
ln_DE	20.40745	0.5178912	19.15158	21.23666	40
ln_DOT	19.42027	0.166403	19.16262	19.71321	40
DMS	4.425	0.930605	2	6	40
TOM	0.436	0.1886089	0.06	1.36	40
IRL	39.3	22.46502	4	136	40
LIT	314.225	117.2445	118	509	40
ln_CONS	10.3598	0.725936	8.215548	11.41776	40
DEC	390.85	183.9205	63	700	40
Level 3 hospitals (PHE3)					
Variables	Average	Standard deviation	Minimum	Maximum	Number of observations
ln_DE	21.11696	0.9720259	19.4218	22.78643	40
ln_DOT	20.45586	0.688353	19.51929	21.35016	40
DMS	8.325	3.399755	4	16	40
TOM	0.62425	0.2200686	0.13	1.14	40
IRL	31.675	17.38757	8	68	40
LIT	252.425	135.3307	48	509	40
ln_CONS	10.97228	0.6478639	8.796339	11.73055	40
DEC	541.975	369.5971	3	1274	40

Source : Authors (from the data collected at the Ministry of health).

Appendix 2: Results of estimation of the model with uncertain effects**Endogenous Variable: Operating Deficit**

Exogenous Variables	(M1)	(M2)	(M3)
Global budget	-1.038 (7.39)***	-0.946 (6.20)***	-0.968 (6.06)***
Average length of stay	0.057 (2.59)***	0.082 (3.00)***	0.086 (3.04)***
Average bed occupancy rate	-0.410 (2.51)**	-1.160 (2.77)***	-1.194 (2.84)***
Bed rotation index		0.008 (1.89)*	0.008 (1.91)*
Number of beds		-0.001 (1.50)	-0.001 (1.52)
Number of consultations		0.021 (0.33)	0.011 (0.17)
Number of dead			0.000 (0.64)
Constant	0.209 (0.08)	2.068 (0.70)	1.593 (0.51)
Number of observations	80	80	80
R ²	0.7799	0.7847	0.7804

Source: Authors (from the results of the estimation with STATA11.0)

Notes: The symbols ***, ** and * indicate respectively statistical significances at threshold of 1%, 5% et 10% and the values in brackets are the t of Student.

REVUE D'ECONOMIE THEORIQUE ET APPLIQUEE

Instructions aux Auteurs (Mise à jour au 30 Juin 2017)

La **Revue d'Economie Théorique et Appliquée (RETA)** publie des articles en français ou en anglais dans le domaine des sciences économiques ainsi que dans les domaines qui lui sont frontaliers. La plupart des sciences ne progressent qu'aux frontières en faisant des alliances avec les sciences voisines. L'article doit porter sur une problématique du domaine économique tel que défini ci-dessus, présenter le cadre conceptuel, la méthodologie, les données, le traitement et les résultats. Il doit être accompagné des données utilisées. Les articles purement théoriques sont bienvenus pour autant qu'ils indiquent les faits stylisés modélisés et les intuitions à la base des conjectures. Ces articles théoriques doivent faire preuve d'une conceptualisation avancée et user d'outils méthodologiques rigoureux pour ouvrir la voie à des vérifications empiriques plus tard.

Les projets d'article soumis à la **RETA** doivent être des travaux originaux n'ayant pas fait l'objet de publication dans une revue scientifique. Les projets soumis font l'objet d'évaluation par deux rapporteurs anonymes. **Le plagiat entraîne systématiquement le rejet de l'article**, sans aucune possibilité de reprise. L'auteur doit absolument citer ses sources, soit entre guillemets si c'est une citation textuelle, soit sans guillemet si l'idée a été réécrite ou adaptée.

Pour la présentation de leurs recherches, les auteurs sont invités à s'inspirer des articles publiés dans la RETA et à consulter son site : www.retanet.org où ils pourront découvrir les règles de présentation et télécharger les articles publiés. Les projets d'article ne doivent dépasser 20 pages au format B5 (Largeur : 176 mm, Hauteur : 250 mm) en police Times New Roman 11, interligne simple, y compris tableaux, graphiques, références bibliographiques et annexes. Les projets doivent inclure en français et en anglais : un titre et un résumé de 10 lignes, trois ou quatre mots-clés, et trois ou quatre codes de classification du *Journal of Economic Literature (JEL)*. Ces codes doivent respecter les recommandations du « Guide des Codes JEL », notamment l'utilisation exceptionnelle des codes « C - *Mathematical and Quantitative Methods* » qui sont en principe réservés aux travaux portant sur lesdits outils et non ceux qui les emploient comme technique de recherche.

La numérotation des sections, graphiques et tableaux, et formules doit être manuelle et non automatique. Les graphiques et figures doivent être en haute résolution, en noir ou en niveaux de gris avec des motifs. Ils doivent être aux formats .emf, ou .png ou .jpg. Les courbes doivent être suffisamment épaisses et nettes, en noir ou niveau de gris avec des motifs et légendes bien différenciés. Les données sources des graphiques peuvent être requises pour l'optimisation.

Toutes les références citées dans le texte doivent figurer dans la bibliographie et vice-versa. Les références bibliographiques devront être présentées de la façon suivante :

- Dans le manuscrit, indiquer le mon suivi de l'année de publication. Exemple : Malinvaud (1991).
- Dans la section réservée aux références bibliographiques les auteurs doivent être listés par ordre alphabétique :
 - Pour les monographies (livres, rapports, etc...) : Malinvaud, E., (1991), *Voies de la recherche macroéconomique*, Ed. Odile Jacob, Paris, 507p.
 - Pour les articles publiés dans des revues ou périodiques : Stiglitz, J., Weiss A. (1981), « Credit Rationing in Markets with Imperfect Information », *American Economic Review* 71(3), 393-410.

Les annexes doivent être numérotées et présentées après les références bibliographiques.

La **Revue d'Economie Théorique et Appliquée ne délivre plus de tirés-à-part** à cause des décalages temporels entre la publication, l'impression et la distribution. Au besoin, les auteurs devront imprimer les fichiers envoyés au format PDF. Les soumissions d'articles doivent être effectuées en envoyant les manuscrits au format Word et PDF à l'adresse : submission@retanet.org avec le paiement des frais de traitement de XOF 100 000. Le paiement des frais de soumission déclenche le processus d'évaluation de l'article mais **ne garantit pas sa publication**. Il n'y a pas de frais de publication à la RETA.

Revue d'Economie Théorique et Appliquée - RETA

Volume 9 – Numéro 1 – Juin 2019

ISSN : 1840-7277

eISSN : 1840-751X

Site web : www.retanet.org

Informations : revue@retanet.org

Soumission : submission@retanet.org

