



Munich Personal RePEc Archive

New capital requirements of WEAMU banks, banking concentration and cost of crédit in Togo

Gammadigbé, Vigninou

FaSEG, Université de Lomé

27 February 2013

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/44633/>

MPRA Paper No. 44633, posted 28 Feb 2013 18:15 UTC

Nouvelles exigences en capital des banques de l'UEMOA, concentration bancaire et coût du crédit au Togo

Vigninou GAMMADIGBE¹

Résumé

Ce papier analyse les effets potentiels des nouvelles exigences en capital social des banques de l'UEMOA sur le coût du crédit au Togo. L'influence sur les taux débiteurs est examinée à travers le canal de la concentration de l'activité bancaire. Nous montrons à partir des modèles additifs généralisés (GAM) et de la méthode des moments généralisés (GMM) en panel dynamique qu'une forte concentration bancaire va de pair avec des taux débiteurs élevés. En d'autres termes, plus l'activité bancaire est concentrée entre un nombre réduit de banques, plus le coût du crédit est élevé. Sans remettre en cause les avantages attendus des nouvelles exigences en capital minimum, les résultats supportent l'hypothèse qu'elles peuvent être coûteuses aux économies de l'Union en termes de renforcement du caractère oligopolistique du marché bancaire et de coût de crédit élevé néfaste à la croissance économique. Il s'avère donc nécessaire d'accompagner la nouvelle norme en capital avec des mesures visant d'une part à intensifier la concurrence entre les établissements bancaires et d'autre part à favoriser l'entrée de nouvelles banques sur le marché.

Classification JEL: C14, C23, G21

Mots clés: Relèvement du capital, Concentration bancaire, Taux débiteur, Modèles additifs généralisés, Méthode des moments généralisés, Panel dynamique.

1-Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FaSEG), Université de Lomé (Togo). E-mail: dodogamma@yahoo.fr; Tel: +228 91 59 84 61

1- Introduction

En 2007, les autorités de l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA)² ont décidé de relever le capital social minimum applicable aux banques et établissements financiers de l'Union à dix milliards et trois milliards respectivement. Cette décision entre dans le cadre de la promotion d'un système bancaire et financier sain et solide, susceptible de contribuer efficacement au financement du développement économique de l'Union. Elle se justifie aussi par la nécessité de réviser l'ancienne norme de capital vieille d'une quinzaine d'année alors que l'environnement économique et financier ainsi que les conditions d'exploitation ont fortement évolué. Il est attendu de la mise en œuvre de la nouvelle norme, une consolidation forte du système bancaire de l'UMOA, avec notamment une amélioration sensible des fonds propres réglementaires et de la solvabilité d'ensemble des établissements de crédit (Commission bancaire, rapport 2007).

A la suite de cette révision de la norme du capital minimum, un large mouvement de fusions, de rachats et de retraits d'agrément s'est enclenché au sein de l'industrie bancaire de l'Union. Au Togo, on assiste à un processus de privatisation des banques à capitaux publics: les établissements concernés sont l'Union togolaise de banque (UTB), la Banque togolaise pour le commerce et l'industrie (BTCI), la Banque togolaise pour le développement (BTD) et la Banque internationale pour l'Afrique au Togo (BIA Togo). Dans le même contexte, le groupe Orabank s'apprête à absorber le groupe Banque régionale de solidarité (BRS) après l'acquisition de la Financial Bank Togo et la Banque togolaise pour le développement (BTD). Cette mutation du paysage bancaire togolais s'accompagne d'une forte concentration de l'activité bancaire entre un nombre réduit de grandes banques ainsi qu'un renforcement du caractère oligopolistique du marché bancaire. Or, un marché bancaire fortement concentré peut être une source de coût de crédit élevé suivant l'orthodoxie microéconomique. Dès lors, un certain nombre de questions se posent. Quelle sera à terme la structure du marché bancaire au Togo au regard des mutations en cours ? La nouvelle norme en capital impulse-t-elle une dynamique de relèvement du coût du crédit au Togo ? Si oui, quelles mesures concurrentielles faut-il mettre en place pour limiter le renchérissement du coût du crédit néfaste à la croissance économique ?

L'objectif de l'article est d'analyser l'impact du relèvement du capital minimum des banques sur les taux débiteurs par le canal de la concentration bancaire. Plus précisément, il s'agit de la mise en évidence d'une relation robuste entre la concentration bancaire et le coût du crédit au Togo. A notre

2. L'UMOA (Union Monétaire Ouest Africaine) devenue UEMOA (Union Économique et Monétaire Ouest Africaine) le 10 janvier 1994 regroupe huit pays de l'Afrique sub-saharienne : le Benin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo. Ces huit pays utilisent une monnaie commune, le Franc CFA, émise par la BCEAO (Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest).

connaissance, aucune recherche sur l'industrie bancaire au Togo n'a tenté d'apprécier spécifiquement le lien entre la concentration bancaire et les taux débiteurs. Ce papier comble ce vide en utilisant les modèles additifs généralisés (GAM) et la méthode des moments généralisés (GMM) en panel dynamique. Après la construction des indicateurs de concentration de l'activité bancaire, la relation entre les variables est étudiée. Les résultats montrent qu'une forte concentration de l'activité bancaire va de pair avec les taux débiteurs élevés. Ils mettent en lumière la nécessité d'accompagner la nouvelle norme en capital avec des mesures visant d'une part, à intensifier la concurrence entre les établissements bancaires et d'autre part, à favoriser l'entrée de nouvelles banques sur le marché.

Le reste de l'article est structuré comme suit. La section 2 expose le débat théorique sur les liens entre la structure de marché bancaire et les taux débiteurs. La section 3 est consacrée à l'estimation semi-paramétrique de la relation entre la concentration bancaire et le coût du crédit. La section 4 poursuit l'analyse avec une méthode paramétrique en panel dynamique. La section 5 est réservée aux discussions. La section 6 conclut.

2- Le débat théorique

La théorie microéconomique nous offre quelques repères pour l'analyse des effets de la concentration bancaire sur les taux débiteurs. En effet, plus un marché est concurrentiel, plus les prix devraient tendre à diminuer. A l'inverse, si le marché est monopolistique, alors les prix devraient se trouver au-dessus du coût marginal. Ce raisonnement appliqué au marché bancaire suggère qu'une forte concurrence entraîne une détente des taux débiteurs. Ces derniers commencent par surpasser le coût marginal de l'activité bancaire au fur et à mesure que le marché se concentre entre un petit nombre de banques. Certains modèles théoriques à l'exemple du modèle de Monti-Klein [1970] ont montré que l'intensité concurrentielle représentée par le nombre de banque exerçant sur le marché diminue la marge appliquée par les banques aux crédits.

Les analyses précédentes sont classiques mais elles ne tiennent pas compte de certaines spécificités du marché de crédit. La question de l'impact de la concurrence sur la tarification bancaire est moins évidente qu'elle y paraît. La prise en compte des problèmes d'asymétrie d'information inhérents à l'activité d'octroi de crédit rend l'analyse plus complexe. La théorie de l'intermédiation financière montre que la particularité du secteur bancaire réside dans la capacité des banques à instaurer des relations de long terme avec leurs clients, afin de remédier aux problèmes d'asymétrie d'information. D'une part, l'influence de la concentration du marché bancaire sur le coût du crédit dépend de l'effet que la concurrence pourrait avoir sur l'avantage que les banques tirent des relations de clientèle. D'autre part, le lien entre la concurrence et les relations de long terme est à l'origine

d'un effet ambivalent de la concentration bancaire sur les taux débiteurs.

L'instauration des relations de long terme amoindri les inefficiences liées aux imperfections de l'information entre le prêteur et l'emprunteur [Eber, 2000], mais la contrepartie peut être un coût de crédit élevé. Les relations de long terme autorisent les banques à disposer d'une rente informationnelle qui pourrait se traduire par des coûts de crédit plus élevés par rapport à une structure de marché de crédit concurrentiel. En effet, un métier de la banque consiste à collecter et à traiter des informations sur des clients. L'instauration et le maintien de relations de long terme donnent un avantage concurrentiel aux banques qui possèdent cette relation avec leurs clients en accumulant de l'information sur ces derniers. Le phénomène est connu dans la littérature sous le nom de «*hold-up problem*». Il a été mis en évidence dans un modèle proposé par Sharpe [1990]. L'auteur a montré que l'établissement d'une relation de long terme avec les entreprises produirait une asymétrie d'information du côté des banques concurrentes. L'idée centrale est de dire que les banques qui octroient des prêts aux entreprises sont mieux placées pour apprécier la réussite ou l'échec de leurs projets en recevant un signal parfait sur le rendement espéré de l'investissement de la firme alors que les établissements de crédit concurrents n'observeront qu'un signal biaisé. Ce phénomène n'est possible que par la relation de long terme. Le pouvoir de monopole que les relations de clientèle procurent aux banques sur leurs anciens clients a été également démontré par Fisher [1990] et Rajan [1992].

Sur un autre plan, les relations de clientèle peuvent être considérées comme une barrière informationnelle qui fragilise les réactions potentielles des banques concurrentes en raison des avantages en termes de coûts qu'elles procurent à la banque qui possède déjà la relation avec le client. Cette barrière informationnelle accorde aux banques la capacité de fixer unilatéralement les taux débiteurs à un niveau plus élevé que le coût marginal. Ce taux élevé est compatible avec le maintien du client et dissuade en plus les établissements de crédit concurrents de mener une attaque de prix. Ainsi, les relations de clientèle entre les banques et les entreprises ont un effet significatif sur la structure des marchés bancaires. Leur existence tend à renforcer les imperfections de concurrence entre les banques. Elles peuvent conduire à un coût du crédit élevé pour les entreprises. Or un marché bancaire concentré est seul capable de favoriser les relations de long terme entre les banques et les clients. D'où la relation positive entre la concentration bancaire et les taux débiteurs.

Une autre branche de la littérature tente de démontrer théoriquement qu'une forte concentration de l'activité bancaire réduit le coût du crédit pour les entreprises au tout début de leur vie. La démonstration tourne autour de la gestion des problèmes d'asymétrie d'information par les relations de long terme. Elle est effectuée par Petersen et Rajan [1995]. Les auteurs avancent que sur un

marché peu concurrentiel, les banques proposent à leurs nouveaux clients de payer un taux de crédit moins élevé que celui pratiqué sur le marché pour le même niveau de risque. Plus tard, elles appliqueront à ces mêmes clients des taux d'intérêt plus élevés que ceux correspondant à leur vrai risque, et rémunèrent ainsi la fonction de crédit sur la durée. Il s'agit d'un comportement de lissage inter-temporel des taux bancaires appliqués aux clients.

Parallèlement, une autre approche montre que la présence d'asymétrie d'information entre prêteur et emprunteur crée un besoin d'investissement dans la collecte d'information sur les clients, et fait en sorte que les opérations de crédit ne deviennent rentables qu'à long terme, chose qui n'est pas garantie sur un marché fortement concurrentiel. Ainsi, une concurrence faible permet l'instauration des relations de clientèle, ce qui réduirait le coût du crédit grâce à la réduction du coût de l'information. De ce fait, selon cette approche, les banques préservent leurs marges même en baissant le coût global du crédit, en raison d'un coût de surveillance moins élevé sur un marché bancaire peu concurrentiel.

Au total, la littérature met en évidence deux visions concernant l'effet de la concurrence bancaire sur la tarification du crédit. Les travaux empiriques ne s'accordent pas non plus sur les effets de la concentration bancaire sur le coût du crédit. Certains travaux semblent valider l'hypothèse de la rente informationnelle. Nous pouvons noter les études d'Angelini, Di Salvo et Ferri [1998] et de Bonfim, Dai, et Franco [2009]. En 2011, Bouchellal à partir des données françaises montre l'existence d'une relation négative entre les marges appliquées aux crédits accordés aux entreprises, et le niveau de la concurrence entre les établissements de crédit mesurée par le nombre de banques en relation avec l'entreprise. Les résultats de certains auteurs semblent prouver le contraire (Petersen et Rajan [1995]; Berger et Udell [1995]; Blackwell et Winters [1997]). Par ailleurs, D'Auria, Foglia et Reedtz [1999] trouvent qu'il n'est pas établi qu'un faible niveau de concurrence permet à l'emprunteur de bénéficier d'un coût de crédit plus faible ou de s'exposer à un «*hold-up*» de la part de sa banque.

Cette étude tente d'examiner l'influence de la concentration bancaire ou du niveau de la concurrence sur le coût du crédit au Togo. L'objectif est de savoir si les nouvelles exigences en capital impulsent une hausse du coût du crédit à travers la forte concentration du marché bancaire qui s'en suit. S'il n'est pas possible de rejeter l'existence d'une relation robuste et significativement positive entre la concentration bancaire et le coût du crédit alors les nouvelles exigences doivent être accompagnées de mesures concurrentielles pour éviter des entraves à la croissance économique au Togo. Au demeurant, l'étude contribue à enrichir la littérature empirique sur la relation entre concentration bancaire et coût du crédit

3- L'approche semi-paramétrique

Pour estimer la relation entre le coût du crédit et la concentration bancaire, nous proposons premièrement un modèle additif généralisé (GAM). Ce modèle présente de nombreux avantages et apparaît particulièrement adapté à notre analyse du fait des effets ambivalents de la structure du marché bancaire sur les taux débiteurs. Il a l'avantage d'être robuste aux éventuelles mauvaises spécifications et permet de détecter les non linéarités et l'hétérogénéité pouvant exister entre la variable de réponse et ses prédicteurs.

- **Le modèle additif généralisé**

Les modèles GAM ont été introduits par Hastie et Tibshirani [1990]. Ces modèles supposent que les relations entre la variable expliquée et chacune des variables explicatives sont sous forme additionnelle et ne sont pas forcément linéaires. Le modèle est spécifié comme suit:

$$y_i = a_0 + f_1(x_{1i}) + f_2(x_{2i}) + f_3(x_{3i}) + \dots + f_k(x_{ki}) + e_i$$

où y_i est la variable endogène, $x_{ji} = 1 \dots k$ l'ensemble des variables exogènes et $f_k(\cdot)$ des fonctions lisses inconnues. On suppose que le terme d'erreur est identiquement et indépendamment distribué: $e_i \rightarrow N(0,1)$. L'objectif est d'estimer pour chaque exogène x la fonction $f(x)$. A cet effet, Hastie et Tibshirani [1990] ont proposé un algorithme qui peut se résumer en deux opérations. La première consiste à maximiser l'ajustement global du modèle, en minimisant la vraisemblance globale des données compte tenu du modèle. La deuxième opération a pour objectif d'affiner le lissage du nuage de points à l'aide d'un lissage par splines cubiques. Le lissage s'effectue par rapport aux résidus partiels; c'est-à-dire que pour chaque prédicteur k , on effectue l'ajustement spline cubique pondéré qui représente le mieux la relation entre la variable k et les résidus (partiels) qui sont calculés en éliminant l'effet de tous les autres prédicteurs. La procédure itérative d'estimation prend fin lorsque la vraisemblance des données, compte tenu du modèle, ne peut plus être améliorée. La qualité du lissage de chaque fonction est déterminée par le degré de liberté attribué à chaque prédicteur. Plus il est élevé, plus faible sera le biais et moins lisse sera la fonction. A la suite des estimations sont calculés les gains de non linéarité pour chaque variable et pour le modèle dans sa globalité. Un test de Khi deux permet en outre de tester la non linéarité des relations fonctionnelles entre la variable endogène et chaque prédicteur.

Les estimations ont été effectuées sous le logiciel Stata avec le module *gam* écrit par Royston et Ambler [1998]. Nous avons retenu après plusieurs estimations préliminaires un degré de liberté de trois (3) pour toutes les variables. Ce module nous permet aussi de produire des nuages de points qui représentent les valeurs lissées d'une variable prédictive en fonction des résidus partiels. Cette

courbe lissée nous permet d'appréhender la nature de la relation entre le prédicteur et les valeurs résidualisées (ajustées) de la variable dépendante, et par conséquent, la nature de l'influence du prédicteur respectif sur le modèle global.

- **Les variables et les données**

Le choix des variables explicatives découle à la fois de la littérature empirique et théorique sur les déterminants des taux débiteurs, et de la disponibilité des données. La variable endogène (le coût du crédit) a été construite à partir des taux débiteurs pratiqués par les différents établissements de la place bancaire du Togo. Il s'agit de la moyenne pondérée des taux débiteurs mensuels.

Au titre des variables explicatives, nous avons un indice de concentration bancaire et un ensemble de variables de contrôle. Deux indices de concentration sont calculés et utilisés dans deux régressions différentes en vue de comparer les résultats. Il s'agit de l'Indice d'Herfindahl-Hirschmann³ (*ihh*) et le ratio de concentration (le *cr5*). L'*ihh* est défini comme la somme des carrés de la part du marché de chaque banque. Le critère retenu pour définir les parts de marché est le total des crédits accordés par chaque banque. Plus l'*ihh* est élevé, plus l'activité est concentrée entre un petit nombre de banques. En particulier si l'*ihh* est égale à 1 alors nous sommes en présence d'un marché monopolisé par une banque. Cet indice a l'avantage de couvrir toutes les banques mais requiert beaucoup d'informations particulièrement lorsque les firmes sont nombreuses. La deuxième mesure de la concentration utilisée est le *cr5* ou le ratio de concentration. C'est la part de marché cumulée des cinq premières banques de la place. Plus le *cr5* est élevé, plus le marché bancaire est concentré.

Les variables de contrôle sont d'ordre microéconomique et macroéconomique. Les variables macroéconomiques permettent de capter l'impact des changements de l'environnement économique dans lequel les banques opèrent. Il s'agit de l'indice de prix à la consommation (*ipc*) et de l'indice de production industrielle (*ipi*). L'effet de l'inflation (variation de l'*ipc*) sur les taux débiteurs est ambigu dans la littérature théorique et empirique. L'indice de production industrielle est supposé avoir un impact positif sur le coût du crédit. En effet, le taux d'intérêt débiteur dépend de la demande de prêts et donc positivement de l'activité économique réelle.

Le taux du marché monétaire par adjudication (*tmma*) et le taux moyen du marché interbancaire à trois mois (*tmmi*) sont introduits dans les régressions pour tenir compte des coûts de refinancement

3- Par définition, $ihh = \sum_{i=1}^n S_i^2$ où S_i est le pourcentage de part de marché de la banque i et n le nombre d'établissement.

Le ratio de concentration est défini par: $cr5 = \sum_{i=1}^5 S_i$

auprès de la BCEAO et sur le marché interbancaire. Nous privilégions le taux du marché monétaire par adjudication aux taux de prise en pension et de réescompte de la BCEAO du fait de la faible variabilité de ces derniers. Plus le refinancement est coûteux, plus les banques commerciales facturent des taux débiteurs élevés. On s'attend donc à une relation positive entre ces deux variables et les taux débiteurs.

Les variables microéconomiques ou internes aux banques visent à tenir compte de l'attitude des établissements de crédit face au risque d'intermédiation. Il est évident que les variables les mieux indiquées auraient été les données fiables sur la situation des emprunteurs ainsi que les garanties retenues par les banques en couverture des risques. A défaut de ces données, nous apprécions le risque de crédit des banques par le ratio de dégradation du portefeuille de crédit (*rdp*). Il est mesuré ici par le rapport entre les créances douteuses et le total des crédits accordés. L'effet attendu de cette variable sur le coût du crédit est positif. Plus ce ratio est élevé, plus l'activité du crédit est risqué et le taux débiteur élevé.

En vue de tenir compte de l'impact des ressources collectées par les banques elles-mêmes dans la tarification des taux, nous introduisons également le taux créditeur moyen (*tcm*), le volume des dépôts à terme (*dat*) et les ressources non rémunérées (*rnr*) c'est à dire les comptes courants créditeurs. Le taux créditeur moyen (*tcm*) est obtenu par une moyenne pondérée des taux créditeurs de chaque banque avec le total des ressources rémunérées comme coefficient de pondération. Les variables *dat* et *rnr* représentent respectivement les cumuls des dépôts à terme et des comptes courants créditeurs de chaque établissement. L'influence du taux créditeur et des dépôts à terme sur les taux débiteurs est supposée positive. L'effet des ressources non rémunérées est négatif en théorie. Les banques seront incitées à baisser les taux débiteurs lorsque les ressources non rémunérées croissent relativement. Étant donné notre sujet d'analyse, il est judicieux d'introduire le niveau des fonds propres nets (*fpn*) en vue d'intercepter un effet direct éventuel du relèvement du capital sur les taux débiteurs. L'introduction de cette variable permet également de contrôler l'effet de la taille des banques sur le coût du crédit. Dans la littérature, la capitalisation bancaire exerce des effets contradictoires sur les taux débiteurs. Certains auteurs avancent que plus la taille du capital est grande, plus petit est le coût du crédit par l'effet des économies d'échelle [Barajas, Steiner et Salazar, 1999]. D'autres travaux empiriques trouvent le contraire (Bourke [1989]; Molyneux et Thornton [1992]).

Les données proviennent de la base des données de la BCEAO. A défaut, des données sur les entreprises, nous recourons aux données mensuelles sur les conditions de crédit des banques togolaises sur la période de janvier 2000 à octobre 2011. Le choix de la période d'étude est

conditionné par la disponibilité des données. Les données manquantes de taux du marché interbancaire à trois mois (*tmmi*) et de l'indice de production industrielle (*ipi*) ont été interpolées par les procédures économétriques du programme TRAMO⁴. Sur les périodes où la BCEAO n'a organisé aucune adjudication d'injection ou de reprise de liquidité, la série des taux du marché monétaire par adjudication a été complétée par le taux de prise en pension. Les statistiques descriptives des données sont présentées dans le tableau 1 de l'annexe.

- **Les résultats**

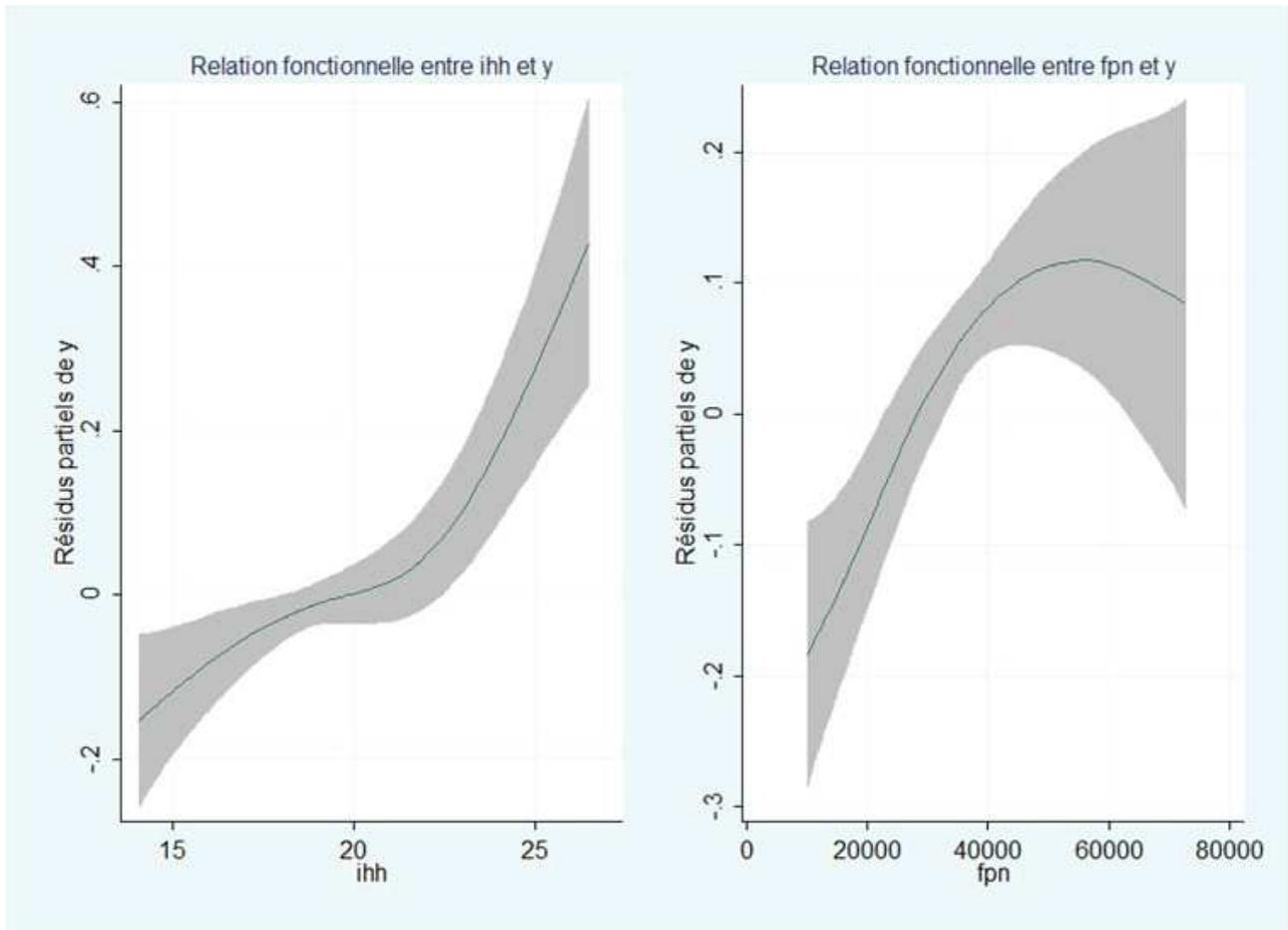
Les résultats des estimations semi-paramétriques sont présentés dans les tableaux 3 et 4 et les figures 3 et 4 de l'annexe. Les relations fonctionnelles entre nos variables d'intérêt et le coût du crédit sont représentées sur les figures 1 et 2 ci-dessous. Les évidences majeures: la concentration bancaire exerce une influence positive et statistiquement significative sur le taux débiteur moyen pondéré. En effet, le taux débiteur moyen est lié à la concentration bancaire par une fonction monotone et croissante. Cette relation est significative dans la mesure où l'intervalle de confiance à 95% qui entoure la courbe de cette fonction n'inclut pas l'axe des abscisses. Ce résultat est valable quelque soit l'indice de concentration utilisé. L'effet des fonds propres nets sur le coût du crédit est positif avec une courbe croissante dans le cas de l'estimation avec le *cr5*. Cependant, l'estimation avec l'*ihh* montre l'existence d'un seuil au delà duquel cet effet positif devient négatif. Cette première approche suggère que le relèvement du capital des banques de l'UMOA affecte positivement le coût du crédit par le canal indirect de concentration bancaire. L'effet direct à partir de l'augmentation de la taille des banques n'est pas robuste puisque que les deux estimations ne conduisent pas au même résultat.

Les relations fonctionnelles entre le taux débiteur et les variables de contrôle sont présentées sur les figures 3 et 5 de l'annexe. Les estimations effectuées avec les deux indices de concentration aboutissent à des résultats similaires. Les variables de contrôle ayant une influence significative sur le coût du crédit sont les ressources non rémunérées (*rnr*), les dépôts à terme (*dat*), le ratio de dégradation du portefeuille (*rdp*) et le taux du marché monétaire par adjudication (*tmma*). L'influence des ressources collectées (rémunérées ou non) est conforme aux attentes. Plus les banques togolaises accordent du crédit à partir des ressources rémunérées plus elles pratiquent des taux élevés. Par contre, si les ressources non rémunérées sont importantes elles peuvent facturer des

4- Ce programme permet l'interpolation des données manquantes, la détection et la correction des points atypiques ou aberrants. L'interpolation s'effectue en deux étapes. Lors de la première étape, les valeurs manquantes sont remplacées par la somme des deux observations adjacentes. Elles sont ensuite identifiées à des points extrêmes, et corrigés dans la seconde étapes. Pour une valeur manquante donnée, la valeur interpolée est alors égale à la différence entre la valeur préliminaire imputée et le paramètre estimée du point atypique additif correspondant. Ce programme est recommandé par Eurostat (la direction de la Commission européenne chargée de l'information statistique) pour des exercices similaires.

taux relativement bas.

Figure 1: Estimation semi-paramétrique avec l'*ihh* et les variables de contrôle.

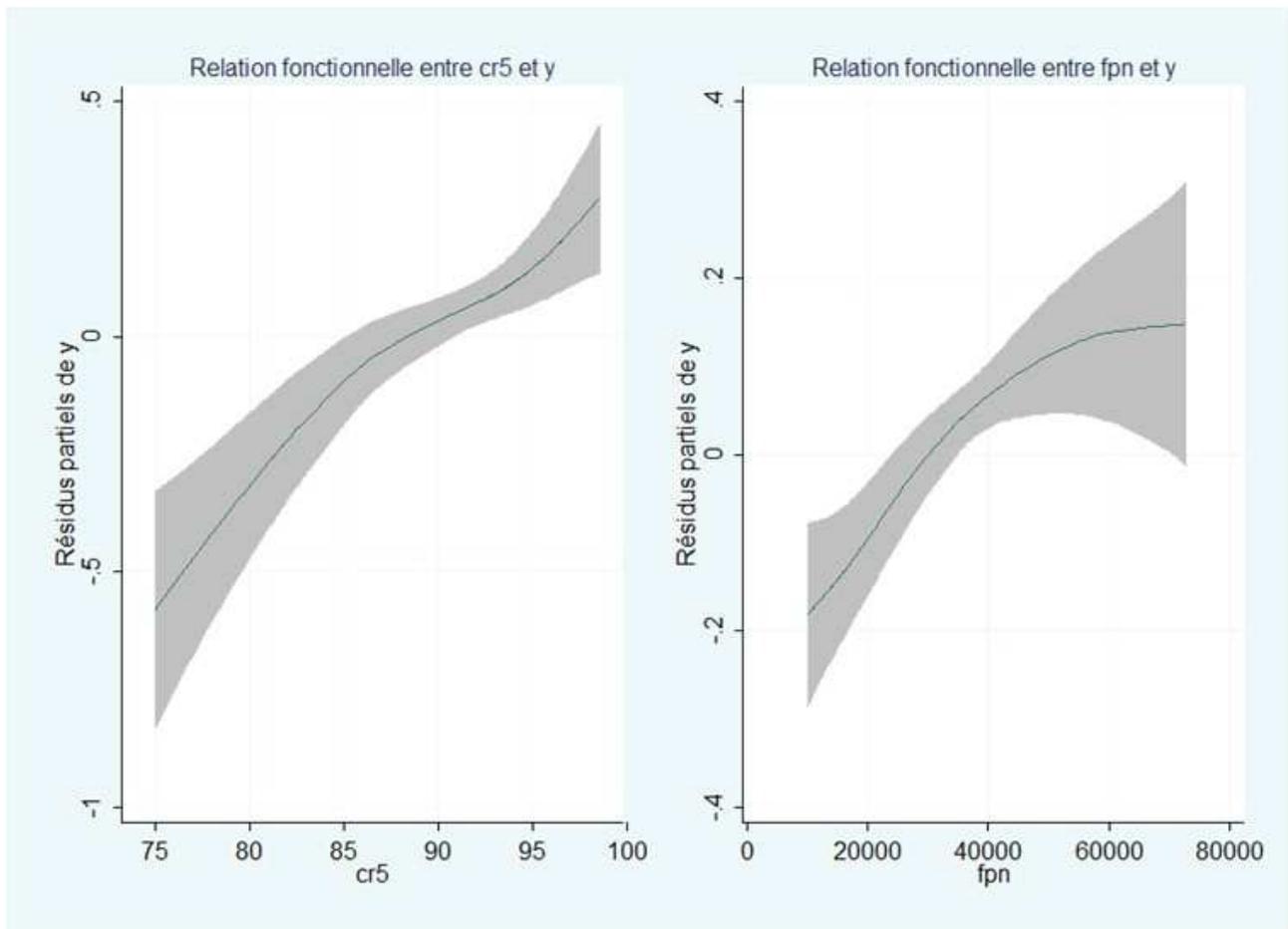


L'ajustement du modèle GAM met aussi en évidence une relation non linéaire entre le taux débiteur et le risque de crédit. Plus l'activité de crédit est risquée, plus les banques durcissent les conditions débitrices. Ainsi, on obtient premièrement une relation croissante entre le risque de crédit et les taux débiteurs. Cependant, cette relation se renverse à partir d'un seuil. Cet effet non linéaire peut s'expliquer par le besoin d'améliorer la qualité du portefeuille en réduisant des défauts de paiement induits par des coûts du crédit élevés. Ainsi, une fois qu'un seuil de dégradation du portefeuille est atteint les banques togolaises ne sont plus incitées à récupérer les pertes de créances par des taux débiteurs élevés. Elles tentent de limiter les non remboursements par des crédits à taux faibles.

La relation entre le taux débiteur moyen au Togo et le taux directeur de la BCEAO est non orthodoxe. En effet, le taux du marché monétaire est lié négativement au taux débiteur. Ce résultat est un paradoxe qui ne trouve pas pour l'heure une explication plausible. Il s'oppose aux conclusions de Diop [1998]. L'auteur trouve que pour l'UMOA, sur la période de juin 1996 à octobre 1997, le taux d'intérêt du marché monétaire exerce une influence significative sur les taux débiteurs des

banques à court terme et qu'à long terme c'est le taux des prises en pension de la Banque Centrale qui influe sur l'évolution des conditions débitrices des banques.

Figure 2: Estimation semi-paramétrique avec le *cr5* et les variables de contrôle.



Les variables macroéconomiques telles que l'indice de production industrielle (*ipi*) et l'indice de prix à la consommation (*ipc*) ne sont pas statistiquement significatives puisque l'axe des abscisses est inclus dans l'intervalle de confiance qui encadre leurs courbes lissées. L'environnement macroéconomique ne semble donc pas influencer la tarification des taux au Togo. L'évidence statistique rejette à 5% la significativité du coût des ressources du marché interbancaire (*tmmi*) et celui des ressources collectées par les banques elles-mêmes (*tcm*). Les variables dont les gains de linéarité sont importants sont celles significatives quoi que la seule relation réellement non linéaire soit celle du ratio de dégradation du portefeuille avec le taux débiteur.

L'approche semi-paramétrique a permis d'explorer la nature de la relation du taux débiteur avec ses prédicteurs retenus dans cette étude. Une des limites des modèles additifs généralisés est leur grande flexibilité. Il apparaît donc logique de tester la robustesse des résultats en utilisant une approche paramétrique. En vue de contourner les problèmes de non linéarité, nous adoptons une

structure de panel avec la transformation de certaines variables en différence première ou en taux de progression.

4- L'approche paramétrique

L'approche semi-paramétrique a mis en évidence une relation positive et linéaire entre les taux débiteurs et la concentration bancaire. L'approche paramétrique peaufine l'analyse en estimant de nouveau cette relation par les techniques de l'économétrie des panels. Cette approche sert également de test de robustesse des résultats de l'approche semi-paramétrique.

- **Le modèle**

Dans cette deuxième approche, nous estimons un modèle linéaire en panel dynamique. L'adoption d'une spécification dynamique est censée intercepter la persistance affichée par les conditions bancaires attribuable à la structure du marché ou à des chocs macroéconomiques. Cette approche vise également à apprécier la vitesse d'ajustement du secteur bancaire togolais aux changements de son environnement. Ainsi, l'équation dynamique du taux débiteur s'écrit comme suit:

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta x_t + \gamma z_{it}^k + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

où y_{it} représente le taux débiteur de la banque i à la date t , x_t correspond à un indicateur de concentration bancaire, l'*ihh* ou le *cr5*. z_{it}^k est un vecteur de k variables de contrôle, μ_i représente un effet spécifique fixe ou aléatoire et qui demeure invariable dans le temps, tandis que ε_{it} est une erreur idiosyncratique propre à chaque banque et supposée identiquement et indépendamment distribuée (*iid*). Le paramètre α est supposé inférieur à l'unité en module. Une valeur faible de α traduit un ajustement rapide des banques aux variations des conditions macroéconomiques. Une valeur proche de l'unité traduit au contraire la présence d'une forte composante inertielle des taux débiteurs, synonyme d'une rigidité ou d'un ajustement long. Dans le vecteur z_{it}^k , nous incluons les variables internes aux banques et les variables macroéconomiques communes à toutes les banques. Les variables macroéconomiques retenues sont: le taux moyen du marché interbancaire à trois mois (*tmmi*), le taux du marché monétaire par adjudication (*tmma*), l'indice de production industrielle (*ipi*), l'indice de prix à la consommation (*ipc*). Au titre des variables micro-bancaires nous avons : le taux créditeur moyen (*tcm*), le taux de croissance de l'offre de crédit bancaire (*tcoc*), le taux de croissance des dépôts à terme (*tcdt*), le taux de croissance des ressources non rémunérées (*tcnr*)⁵, le ratio de dégradation du portefeuille des banques (*rdp*), les fonds propres nets (*fpn*) et une variable dummy (*dum*) pour capter l'influence de la taille des

5- L'offre de crédit, les dépôts à terme et les ressources non rémunérées ont été prises en variation relative pour permettre à leurs coefficients de s'interpréter comme des élasticités.

banques sur les taux débiteurs. Cette variable prend la valeur de 1 dans le cas d'une grande banque et 0 sinon⁶.

- **La stratégie d'estimation**

L'estimation du modèle ci-dessus est réalisée en plusieurs étapes. Le test de stationnarité en panel de Maddala et Wu [1999] est effectué premièrement. Le modèle en panel dynamique est ensuite estimé, par les deux variantes d'estimateur de la méthode des moments généralisés (GMM) : le GMM en différence première suggéré par Arellano et Bond [1991] et le GMM en système de Blundel et Bond [1998]. En effet la présence d'une variable retardée rend les techniques d'estimation usuelles sur des données en panel inappropriées. Ceci est dû à la corrélation entre la variable endogène et les résidus issus de la régression $(\mu_i + \varepsilon_{it})$.

La procédure des estimations par la méthode GMM préconisée par Arellano et Bond contient deux étapes. Tout d'abord, il convient de réécrire le modèle dynamique en différences premières afin d'éliminer les effets spécifiques μ_i . On obtient l'expression suivante:

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{it-1} + \beta \Delta x_{it} + \gamma \Delta z_{it}^k + \Delta \varepsilon_{it}$$

Cette dernière transformation soulève une autre problématique relative à la corrélation entre $\Delta y_{it-1} = (y_{it-1} - y_{it-2})$ et $\Delta \varepsilon_{it} = (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})$. L'estimateur des moindres carrés ordinaires est biaisé puisque y_{it-1} dépend de ε_{it-1} , ce qui rend nécessaire l'utilisation d'une méthode de variables instrumentales pour l'estimation de cette dernière relation. C'est pourquoi, dans une seconde étape, cette équation est estimée selon la méthode GMM en utilisant un ensemble de variables instrumentales. Le vecteur des variables instrumentales retenues dans cette analyse est composé de toutes les valeurs retardées de la variable endogène exprimée en niveau. Bien que ces dernières soient corrélées avec les variables endogènes exprimées en différences premières, elles demeurent, aussi longtemps que les résidus ε_{it} n'affichent aucune autocorrélation, indépendantes des différences premières des résidus $\Delta \varepsilon_{it}$. Les variables exogènes sont différenciées pour servir également d'instruments dans les équations en différence première et sont également utilisées en niveau comme instruments dans les équations en niveau. Toutefois, les estimateurs d'Arellano et Bond [1991] perdent leur robustesse lorsque α tend vers l'unité ou que la variance des effets fixes est relativement plus grande que la variance de l'erreur idiosyncratique. Blundel et Bond [1998] proposent donc une approche en GMM système qui présente l'avantage de combiner les conditions de moments de l'équation en différences premières avec comme instruments des

6- Les banques ayant un total bilan supérieur ou égal à 100 milliards sont considérées comme les grandes banques suivant la classification de la Commission bancaire de l'UMOA.

variables retardées en niveau et les conditions de moments de l'équation en niveau avec instruments les différences des valeurs passées.

La consistance des estimateurs GMM de Arellano et Bond [1991] et de Blundel et Bond [1998] reposent sur les hypothèses qu'il n'y a pas d'autocorrélation de second ordre dans les erreurs de l'équation en différences premières et que les instruments sont valides. Ils suggèrent, à cet égard, deux tests dont le non rejet de l'hypothèse nulle permet de confirmer la spécification du modèle dynamique: un test de l'autocorrélation des résidus d'ordre 2 et un test de Sargan de la sur-identification des restrictions sur les moments. Ces tests de contrôle sont réalisés à la suite des estimations. En vue de tester la robustesse de la relation entre les taux débiteurs et la concentration bancaire, nous estimons le modèle en panel dynamique par les deux approches de la méthode des moments généralisés en utilisant les deux indices de concentration bancaire (*ihh* et le *cr5*) dans des régressions différentes. Les variables de contrôle sont introduites progressivement dans les régressions pour tester la robustesse des résultats à l'inclusion des variables supplémentaires. Les estimations ont été réalisées sous le logiciel Stata avec le module *xtabond2* écrit par Roodman [2006].

- **Les données et leurs propriétés stochastiques**

Les données macroéconomiques et microéconomiques des banques proviennent de la base des données statistiques de la BCEAO. Elles couvrent tout le paysage bancaire togolais observé de Janvier 2000 à Octobre 2011. Toutefois, dans le souci d'obtenir un panel cylindré, certaines banques ont été omises de l'étude. Le panel est donc constitué de sept (7) banques primaires dont l'activité représente 80% de celle du secteur dans sa globalité. Il s'agit de la BIA-TOGO, la BTCI, la BTB, la Financial Bank- TOGO, l'ECOBANK-TOGO, la SIAB et l'UTB.

Les tests de stationnarité en panel ont été administrés sur les différentes séries. Les résultats sont présentés en annexe (Tableau 2). Ils montrent que les taux débiteurs (y), le taux moyen du marché interbancaire à 3 mois (*tmmi*), l'indice de production industrielle (*ipi*), le ratio de dégradation du portefeuille (*rdp*), le taux de croissance des ressources non rémunérées (*tcrrn*), le taux de croissance de l'offre de crédits (*tcoc*) et le taux de croissance des dépôts à terme (*tcdt*) sont stationnaires en niveau. Le taux du marché monétaire par adjudication (*tmma*), le taux créditeur moyen (*tcm*), l'indice de prix à la consommation (*ipc*), les fonds propres nets (*fpn*), *ihh* et le *cr5* sont stationnaires en différence première. En vue d'éviter une régression fallacieuse, les variables stationnaires en niveau ont été considérées comme telles et celles stationnaires en différence première ont été différenciées pour respecter leurs conditions de stationnarité.

- **Les résultats**

Les résultats de l'approche paramétrique sont présentés dans les tableaux 5 et 6 de l'annexe. Les paramètres des indices de concentration sont significativement positifs quelque soit la méthode d'estimation retenue. Les niveaux de significativité des deux indices s'améliorent avec l'inclusion des variables supplémentaires et varient de 5% à 10%. L'impact positif de la concentration bancaire sur le coût du crédit semble confirmer la théorie de la rente informationnelle même si l'indicateur de concentration utilisé capte uniquement la concurrence externe. D'autre part, ce résultat est conforme aux prédictions du modèle de Monti-Klein [1970]. Les résultats confortent en partie ceux de l'approche semi-paramétrique. En effet, seule la variable d'intérêt est significative. Le coefficient du taux du marché monétaire par adjudication (*tmma*) est encore négatif mais non significatif. Ce résultat jette des incertitudes sur la capacité de la Banque Centrale à contrôler la trajectoire des taux débiteurs au Togo à travers ses taux directeurs. Ce résultat est d'autant plus important que l'efficacité de la transmission des taux directeurs aux taux débiteurs dépend de la structure du marché de crédit. Cette approche confirme également l'influence négligeable de l'environnement macroéconomique sur la tarification des taux débiteurs au Togo. En effet, les coefficients de l'indice de production industrielle (*ipi*) et de l'inflation (*ipc*) ne sont pas statistiquement différents de zéro. Contrairement à l'approche semi-paramétrique, les banques ne semblent pas tenir compte des coûts des ressources internes et externes dans la fixation des conditions débitrices.

Par ailleurs, les dépôts à termes (*tcdt*), les ressources non rémunérées (*tcnr*), le taux créditeur moyen (*tcm*) et le taux du marché interbancaire à 3 mois (*tmmi*) ne sont pas significatifs. Le risque du crédit (*rdp*) n'est pas aussi significatif. La variable dummy (*dum*) et les fonds propres nets (*fpn*) ne sont pas non plus significatifs. La taille des banques ne semble pas aussi influencer la dynamique des taux débiteurs. Ce résultat signifie que l'impact direct du relèvement du capital bancaire sur le coût de crédit est marginal par rapport à l'influence significative de la concentration bancaire. Au total, seuls les indices de concentration (*ihh* et *cr5*) sont significatifs avec des coefficients positifs. L'influence de la concentration bancaire sur le coût du crédit au Togo est donc robuste dans la mesure où elle est confirmée par les deux approches. Nos résultats sont proches de celui de Bouchellal [2011] bien que nous ayons utilisé des indicateurs de structure du marché différents. L'auteur, partant d'un échantillon de 277 entreprises françaises, trouve un effet négatif de la concurrence sur les marges appliquées aux crédits. L'indicateur de concurrence utilisé est le nombre de banque en relation avec l'entreprise.

Le paramètre relatif à la variable endogène retardée est significatif à 1%, ce qui confirme la spécification dynamique du modèle en panel. La valeur élevée du paramètre α traduit une inertie

ou une rigidité des taux débiteurs au Togo. Les tests de diagnostic et de contrôle sont satisfaisants. A l'issue de toutes les estimations, le test de Wald rejette à un risque de 1% l'hypothèse nulle de la non significativité conjointe de l'ensemble des coefficients. De même, les tests de Sargan et d'autocorrélation de second ordre d'Arellano et Bond ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de validité des instruments et l'hypothèse d'absence d'autocorrélation de second ordre.

5- Discussions et recommandations

Les nouvelles exigences en capital minimum social des banques ont engendré au Togo une vague de rachats des banques. Les banques qui ne peuvent pour diverses raisons relever leur capital social se voient absorbées par de géants groupes bancaires. C'est aussi l'occasion pour l'État de se désengager du secteur bancaire suivant les recommandations des institutions de Bretton-Woods. Dans ce contexte, un processus de privatisation de quatre banques étatiques a été lancé depuis 2008. Il est évident qu'au terme du processus de relèvement du capital des banques le paysage bancaire togolais sera modifié avec une activité concentrée entre un petit nombre groupes bancaires. Or, nos résultats montrent que la concentration bancaire au Togo entretient une relation positive avec le coût du crédit. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, une pression à la hausse s'exercera sur les taux débiteurs au Togo si aucune disposition n'est prise. Cette évidence est d'autant plus importante que les mêmes mutations sont observables dans les autres pays de l'UMOA. Dès lors, quelles sont les mesures à mettre en place pour limiter la pression à la hausse sur les taux débiteurs ?

Il est important de noter que l'industrie bancaire dans l'UMOA est déjà protégée par des barrières réglementaires via l'agrément bancaire. Le relèvement du capital minimum social constitue un renforcement de cette barrière même si le principe de l'agrément unique en vigueur garantit la libre entrée sur les marchés bancaires des différents pays de l'UMOA. A ces barrières, s'ajoutent les barrières informationnelles procurées par les relations de long terme et les barrières technologiques relatives aux économies d'échelles. Ces barrières confèrent aux banques un pouvoir de marché et laissent moins de degré de liberté pour certaines mesures concurrentielles. Toutefois, les mesures visant à faciliter l'entrée d'autres établissements sur le marché sont encouragées. Par ailleurs, une trop forte concurrence dans l'industrie bancaire peut aussi remettre en cause la stabilité du système par une baisse accrue des marges bancaires.

La première mesure que cette étude recommande aux autorités monétaires de l'Union est la promotion de la multibancarité. En effet, plusieurs travaux empiriques (Bouchellal [2011], Angelini *et al.* [1998] et de Bonfim *et al.* [2009]) ont montré que sur un marché bancaire concentré, la multibancarité constitue une solution pour les entreprises pour bénéficier une baisse des conditions

débitrices et éviter par la même occasion une capture informationnelle d'une relation exclusive. Ainsi, face à cette mutation du paysage bancaire togolais, une mesure d'accompagnement pertinente pour maintenir un niveau bas de coût du crédit est d'encourager les entreprises à nouer des relations avec plusieurs banques afin de les mettre en concurrence. L'étude propose ensuite la création par les autorités monétaires d'une plate-forme de publication périodique (mensuelle ou trimestrielle) des taux débiteurs moyens pratiqués par toutes les banques opérants sur le marché. Il ne s'agit pas des taux débiteurs agrégés publiés dans les notes de conjoncture mais des conditions débitrices individuelles des banques de la place. Cette plate-forme jouera un rôle de relais des informations destinées aux entreprises.

Par ailleurs, dans le contexte actuel de libéralisation financière, les taux débiteurs sont fixés d'accord parties sous réserve qu'ils ne dépassent pas, tous frais, commissions et rémunérations de toute nature compris, le taux d'usure défini comme le double du taux d'escompte de la Banque Centrale. Les autorités monétaires peuvent étudier la possibilité de réduction du taux d'usure dont le niveau actuel accorde aux banques commerciales une marge de fixation élevée des taux débiteurs. En outre, la Banque Centrale dispose des taux directeurs pour contrôler la trajectoire des taux débiteurs. Cependant, nos résultats montrent que l'influence des taux directeurs sur les taux débiteurs n'est pas certaine, ce qui demande des investigations supplémentaires. Dans un contexte de persistance de la surliquidité des banques commerciales, ce résultat n'est pas surprenant dans la mesure où la tarification des crédits dans la zone s'effectue à taux fixes, déconnectés des évolutions des conditions de refinancement de la Banque Centrale.

Une autre mesure pouvant contribuer à maîtriser des taux dans le cas d'un marché bancaire concentré est l'approfondissement du marché monétaire. Le marché monétaire de l'UMOA est ouvert aux banques, aux institutions financières, aux compagnies d'assurance et aux grandes entreprises. L'accès à ce marché est accordé aux grandes entreprises afin de promouvoir la culture de la finance directe sans l'intermédiation des établissements bancaires. Cependant, la participation des grandes entreprises au marché monétaire de la zone est très limitée. Dans la mesure où l'activité de financement sera concentrée entre quelques banques, une autre voie de sortie pour les entreprises est la possibilité de lever directement des fonds sur marché monétaire. Les autorités monétaires peuvent dans ce sens jouer un rôle de communication sur les possibilités offertes par ce marché et réexaminer les conditions d'accès pour une plus grande participation des entreprises de ce marché.

La concurrence venant de la part des microfinances peut également contribuer à contenir les taux débiteurs. Longtemps sous estimé, le secteur de la microfinance occupe de nos jours une bonne place dans le financement des économies de la région. Ce secteur, traditionnellement réservé aux

agents économiques exclus du système bancaire, se développe considérablement avec des institutions de microfinance ayant la taille des banques et commercialisant des produits bancaires classiques. Les microfinances concurrencent les banques commerciales sur le terrain de la collecte des ressources et de l'octroi des crédits aux entreprises. Une amélioration de cadre d'activité de ce secteur serait un atout à la diversification des sources de financement des agents économiques.

6- Conclusion

L'objectif de cette étude a été d'analyser les effets potentiels des nouvelles exigences en capital minimum des banques sur le coût du crédit au Togo. L'influence sur les taux débiteurs a été examinée à travers le canal de la concentration de l'activité bancaire. L'étude a montré à partir des modèles additifs généralisés (GAM) et de la méthode des moments généralisés (GMM) en panel dynamique qu'une forte concentration bancaire va de pair avec des taux débiteurs élevés. En d'autres termes, plus l'activité bancaire est concentrée entre un nombre réduit de banques, plus le coût du crédit est élevé. Ces résultats sont conformes aux prédictions du modèle de Monti-Klein [1970] sur un marché bancaire oligopolistique: plus l'activité bancaire est concentrée entre quelques banques, plus les taux débiteurs et les marges bancaires sont élevés. Les résultats confortent également la théorie selon laquelle un marché bancaire concentré encourage le développement des relations de long terme ce qui autorisent les banques à disposer d'une rente informationnelle qui se traduit par des coûts de crédit plus élevés par rapport à une structure de marché de crédit concurrentiel.

Sans remettre en cause les avantages attendus des nouvelles exigences en capital minimum, les résultats supportent l'hypothèse qu'elles peuvent être coûteuses aux économies de l'Union en termes de renforcement du caractère oligopolistique du marché bancaire et de coût de crédit élevé néfaste à la croissance économique. L'étude suggère aux autorités monétaires quelques mesures visant d'une part à intensifier la concurrence entre les établissements bancaires et d'autre part à favoriser l'entrée de nouvelles banques sur le marché.

Bibliographie

Arellano M. et Bond S.R. [1991], Some tests of spécification for panel data: Monte-Carlo evidence and an application to employment equations, *Review of Economic studies*, N° 58, pp. 277-297

Barajas A., Steiner R. et Salazar N. [1999], Interest spreads in banking in Coombia 1974-1996, *IMF Staff Papers*, N° 46, pp. 196-224

Berger A. et Udell G. [1995], Relationships lending and lines of credit in small firm finance, *Journal of Business*, 68, 351-381

Bonfim D. , Dai Q. et Franco F. [2009], The number of bank relationships, borrowin costs and bank competition, Working paper

Bouchellal A. [2011], Concurrence bancaire et coût du crédit: Une analyse empirique sur un echantillon d'entreprises françaises, Laboratoire d'Economie d'Oréans, Version d'Avril 2011

Bourke P. [1989], Concentration and other determinants of bank profitability in Europe, North America and Australia, *Journal of Banking and Finance*, N° 13, pp. 65-76

Blundell R. et Bond S.R. [1998], Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115-143

Commission bancaire de l'UMOA [2007], Rapport annuel 2007

D'Auria C., Foglia A. et Reedtz P.M. [1999], Bank interest rates and credit relationsships in Italy, *Journal of banking and finance*, 23, 1067-1093

Diop P. L. [1998], L'impact des taux directeurs de la BCEAO sur les taux débiteurs des banques, *BCEAO, Note d'Information Statistique*, N° 483 – 484, Juillet-Août-Septembre 1998, 19P

Eber N. [2001], Les relations bancaires de long terme: une revue de la littérature, *Revue d'Economie Politique*, vol. 111, N° 2, pp. 195-246

Hasti T.J. et. Tibshirani R.J [1990], *Generalized Additive Models*. Chapman and Hall, London.

Klein M. [1971], A theory of the banking firm, *Journal of money, credit and banking*, 3, May, pp 205-218

Maddala G.S. et Wu S. [1999], A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, special issue, 631-652

Molyneux P. et Thornton J. [1992], Determinants of European bank profitability: A note, *Journal of Banking and Finance*, N° 16, pp. 1176-1178

- Monti M.** [1972], Deposit, credit, and interest rate determination under alternative bank objectives, *Mathematical methods in investment and finance*, ed. G.P. Szego and K. Shell. Amsterdam: North-Holland
- Peterson M.A. et Rajan R. J.** [1995], The effect of credit market competition on lending relationships, *The quarterly Journal of Economics*, Vol 110, N°2
- Rajan R. G.** [1992], Insiders and Outsiders: the choice between Informed and arm's-length debt, *The Journal of finance*, Vol XLVII, N° 4
- Roodman D.** [2009], How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata, *The Stata Journal*, Volume 9 Number 1, pp. 86 - 136
- Royston P. et Ambler G.** [2002]. GAM: STATA module for generalized additive models. Statistical Software Components S428701, Department of Economics, Boston College.
- Sharpe S.** [1990], Asymmetric information, bank lending and implicit contracts: a stylized model of customer relationships, *The Journal of finance*, 45, pp. 1069-1087

Annexes

Tableau 1: Statistiques descriptives des données et les banques présentes dans le panel

Variables	Définition	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
<i>y</i>	Taux débiteur moyen pondéré	10,03	1,02	7,62	13,26
<i>ihh</i>	L'indice d'Herfindahl-Hirschmann	19,00	2,98	14,07	26,48
<i>cr5</i>	Ratio de concentration	89,98	6,55	74,98	98,53
<i>tmmi</i>	Taux du marché interbancaire à trois mois	5.3231	0.7095	3.0000	7.0300
<i>tmma</i>	Taux du marché monétaire par adjudication	4.3558	0.8219	3.2565	6.0000
<i>ipi</i>	Indice de production industrielle	111,62	17,79	70,03	182.8074
<i>ipc</i>	Indice de prix à la consommation	119,81	11,28	103,45	145,75
<i>tcm</i>	Taux créditeur moyen pondéré	4,39	0,08	4,21	4,70
<i>dat</i>	Dépôt à terme	78797,63	37436,96	38873,00	181637,00
<i>rnr</i>	Ressources non rémunérées	155994,20	59794,87	73442,00	304834,00
<i>fpn</i>	Fonds propres nets	34966,42	18597,15	10160,00	72648,00
<i>rdp</i>	Ratio de dégradation du portefeuille	0,13	0,06	0,03	0,20
Sigle	Désignation				
BIA-TOGO	Banque Internationale pour l'Afrique au Togo				
BTCI	Banque Togolaise pour le Commerce et l'Industrie				
BTD	Banque Togolaise pour le Développement				
FB-TOGO	Financial Bank- Togo (actuelle Orabank-Togo)				
ECOBANK-TOGO	Ecobank-Togo				
SIAB	Société Inter-africaine de Banque				
UTB	Union Togolaise de Banque				

Tableau 2: Test de stationnarité de Maddala et Wu

Variables	Niveau. Intercept		1ère Différence		Conclusion
	Statistique	Probabilité	Statistique	Probabilité	
<i>y</i>	107.742	0.0000			I(0)
<i>cr5</i>	0.065	1.0000	522.19	0.0000	I(1)
<i>ihh</i>	0.056	1.0000	545.20	0.0001	I(1)
<i>tmmi</i>	84.46	0.0000			I(0)
<i>tmma</i>	5.46571	0.9782	529.909	0.0000	I(1)
<i>ipi</i>	148.305	0.0000			I(0)
<i>ipc</i>	12.5065	0.5657	548.549	0.0000	I(1)
<i>tcm</i>	8.00021	0.7851	185.621	0.0000	I(1)
<i>tcrrr</i>	643.855	0.0000			I(0)
<i>tcdt</i>	513.262	0.0000			I(0)
<i>tcoc</i>	539.869	0.0000			I(0)
<i>rdp</i>	28.2084	0.0133			I(0)
<i>fpn</i>	5.58476	0.95421	512.874	0.0000	I(1)

Tableau 3 : Estimation semi-paramétrique du modèle GAM avec l'IHH

Variables	df	Lin. Coef.	Std. Err	z	Gain	P > Gain
<i>ihh</i>	3.002	0.0327	0.0090	3.633	17.904	0.0001
<i>tmmi</i>	3.001	0.0101	0.0237	0.427	1.148	0.5635
<i>tmma</i>	3.002	-0.1154	0.0311	-3.707	22.059	0.0000
<i>ipi</i>	3.002	-0.0012	0.0008	-1.539	5.313	0.0703
<i>ipc</i>	2.996	-0.0008	0.0015	-0.551	0.632	0.7283
<i>tcm</i>	3.002	0.4081	0.1962	2.080	2.247	0.3256
<i>dat</i>	2.997	3.47E-06	1.51E-06	2.303	6.652	0.0358
<i>rnr</i>	3.002	-1.97E-06	7.61E-06	-2.589	10.794	0.0045
<i>fpn</i>	3.002	5.47E-06	1.90E-06	2.888	19.437	0.0001
<i>rdp</i>	3.000	1.6219	0.3986	4.068	21.953	0.0000
<i>_cons</i>	1	8.8859	0.0119	744.719		

Model df = 31.005

No of obs = 142

Deviance = 2.24395

Dispersion = 0.0202167

Total gain (nonlinearity chisquare) = 108.141 (20.006 df) , P = 0.0000

Tableau 4 : Estimation semi-paramétrique du modèle GAM avec le CR5

Variables	df	Lin. Coef.	Std. Err	z	Gain	P > Gain
<i>cr5</i>	3.003	0.0316	0.0077	4.081	12.052	0.0024
<i>tmmi</i>	3.001	-0.0026	0.0237	-0.111	2.198	0.3335
<i>tmma</i>	2.999	-0.1420	0.0301	-4.707	19.397	0.0001
<i>ipi</i>	3.002	-0.0009	0.0008	-1.126	3.007	0.2228
<i>ipc</i>	2.996	-0.0005	0.0015	-0.390	1.792	0.4074
<i>tcm</i>	3.002	0.3995	0.2037	1.961	1.472	0.4794
<i>dat</i>	2.998	5.24E-06	1.81E-06	2.895	3.950	0.1385
<i>rnr</i>	3.003	-1.90E-06	7.86E-07	-2.418	7.584	0.0226
<i>fpn</i>	3.002	6.11E-06	1.94E-06	3.156	8.418	0.0149
<i>rdp</i>	3.000	0.8508	0.4495	1.893	19.571	0.0001
<i>_cons</i>	1	8.8859	0.0125	705.543		

Model df = 31.005

No of obs = 142

Deviance = 2.50003

Dispersion = 0.0225241

Total gain (nonlinearity chisquare) = 79.441 (20.006 df) , P = 0.0000

Figure 3: Estimation semi-paramétrique avec *l'ihh* et les variables de contrôle

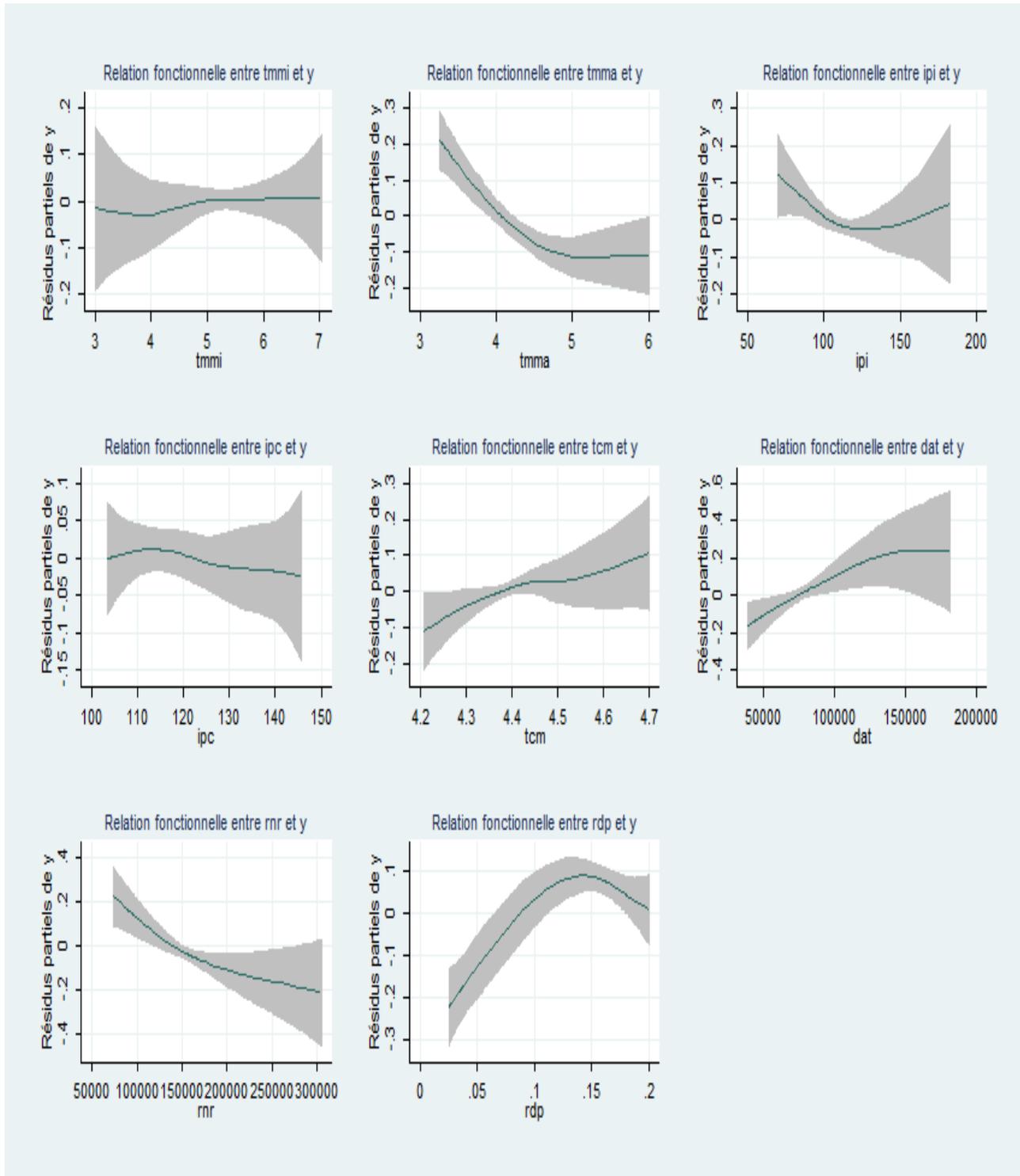


Figure 4: Estimation semi-paramétrique avec le *cr5* et les variables de contrôle

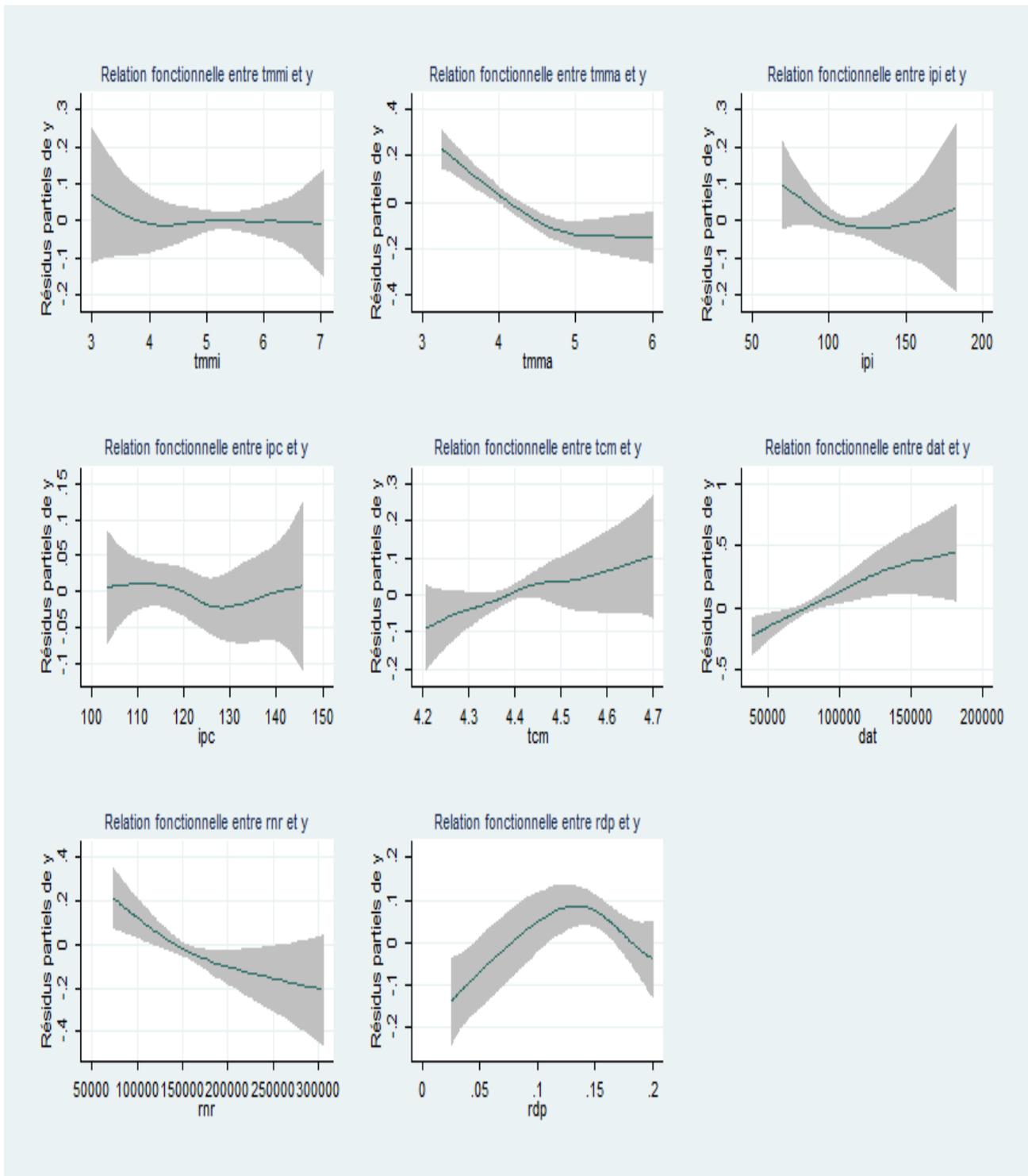


Tableau 5: Estimation paramétrique du modèle en panel dynamique avec l'indice IHH

Variables	GMM en différence			GMM en système		
	[1]	[2]	[3]	[1]	[2]	[3]
$y_{(t-1)}$	0.6819*** (0.000)	0.7204*** (0.000)	0.7204*** (0.000)	0.5555*** (0.000)	0.7761*** (0.000)	0.7270*** (0.000)
<i>IHH</i>	0.0483 (0.152)	0.0394* (0.061)	0.0435** (0.041)	0.0371 (0.172)	0.0488** (0.036)	0.0464** (0.015)
<i>tmmi</i>	-0.1005 (0.269)	-0.0044 (0.327)	-0.0031 (0.250)	-0.1086 (0.287)	-0.0349 (0.372)	-0.0163 (0.494)
<i>tmma</i>	-0.0310 (0.829)	-0.0063 (0.270)	-0.0402 (0.453)	-0.0267 (0.841)	-0.0550 (0.224)	-0.0226 (0.669)
<i>ipi</i>	0.0010 (0.435)	0.0002 (0.693)	-0.0006 (0.482)	-0.0008 (0.604)	-0.0003 (0.121)	-0.0014 (0.213)
<i>ipc</i>	0.0039 (0.340)	0.0016 (0.202)	0.0008 (0.280)	0.0042 (0.361)	0.0012 (0.295)	0.0002 (0.768)
<i>tcm</i>		0.0027 (0.147)	0.0128 (0.644)		0.0056 (0.796)	-0.0011 (0.971)
<i>tcoc</i>		0.0987 (0.480)	0.1001 (0.411)		0.4027*** (0.000)	0.0046 (0.973)
<i>tcdt</i>		0.0001 (0.982)	0.0018 (0.768)		0.0268 (0.398)	0.0119 (0.170)
<i>tcrrr</i>		0.0199 (0.744)	0.0173 (0.787)		-0.0387 (0.768)	0.0391 (0.493)
<i>rdp</i>		0.1316 (0.643)	0.0426 (0.854)		-0.0536 (0.778)	-0.0945 (0.719)
<i>fjn</i>			1.89E-6 (0.815)			4.38E-6 (0.608)
<i>dum</i>			-0.2367 (0.540)			-0.3356 (0.437)
<i>Const</i>				4.8111*** (0.000)	2.4060** (0.044)	3.0153** (0.020)
Banques	7	7	7	7	7	7
Observations	975	563	563	983	570	570
Test de Wald	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Test AR (2)	0.248	0.385	0.376	0.262	0.428	0.364
Test de Sargan	1.000	0.994	0.999	0.732	0.837	0.968
Test de Hansen	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

(***), (**), (*) significatifs respectivement à 1%, 5% et 10%

Tableau 6: Estimation paramétrique du modèle en panel dynamique avec l'indice CR5

Variables	GMM en différence			GMM en système		
	[1]	[2]	[3]	[1]	[2]	[3]
$y_{i,t-1}$	0.6777*** (0.000)	0.7163*** (0.000)	0.6988*** (0.000)	0.5511*** (0.000)	0.7727*** (0.000)	0.7244*** (0.000)
<i>CR5</i>	0.0676* (0.067)	0.0243* (0.056)	0.0217* (0.051)	0.0632* (0.092)	0.0253* (0.093)	0.0175* (0.091)
<i>tmmi</i>	-0.0983 (0.282)	-0.0387 (0.384)	-0.0257 (0.320)	-0.1069 (0.298)	-0.0268 (0.465)	-0.0103 (0.646)
<i>tmma</i>	-0.0210 (0.882)	-0.0542 (0.336)	-0.0325 (0.539)	-0.0154 (0.906)	-0.0438 (0.302)	-0.0149 (0.775)
<i>ipi</i>	0.0010 (0.449)	0.0002 (0.619)	-0.0006 (0.549)	0.0008 (0.635)	-0.0003 (0.283)	-0.0013 (0.224)
<i>ipc</i>	0.0025 (0.533)	0.0015 (0.152)	0.0009 (0.231)	0.0027 (0.538)	0.0012 (0.262)	0.0005 (0.577)
<i>tcm</i>		0.0275* (0.092)	0.0173 (0.503)		0.0090 (0.684)	0.0066 (0.820)
<i>tcoc</i>		0.0915 (0.526)	0.0886 (0.466)		0.3644*** (0.000)	-0.0112 (0.927)
<i>tcdt</i>		0.0001 (0.996)	0.0016 (0.799)		0.0261 (0.418)	0.0120 (0.170)
<i>tcrrr</i>		0.0092 (0.883)	0.0066 (0.920)		-0.0648 (0.667)	0.0295 (0.612)
<i>rdp</i>		0.1202 (0.673)	0.0338 (0.883)		-0.0733 (0.697)	-0.1146 (0.661)
<i>fpi</i>			1.92E-6 (0.817)			4.25E-6 (0.629)
<i>dum</i>			-0.2233 (0.557)			-0.3299 (0.443)
<i>Const</i>				4.8586*** (0.000)	2.3902** (0.046)	3.0016** (0.020)
Banques	7	7	7	7	7	7
Observations	975	563	563	983	570	570
Test de Wald	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Test AR (2)	0.244	0.382	0.372	0.255	0.415	0.359
Test de Sargan	1.000	0.924	0.928	0.747	0.877	0.978
Test de Hansen	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

(***), (**), (*) significatifs respectivement à 1%, 5% et 10%