

# **BAISSE DES TAUX DIRECTEURS ET COMPORTEMENT DE L'OFFRE DE CREDITS BANCAIRES AU CAMEROUN : Une approche ARDL et VAR**

*Gilles Brice M'bakob*

Enseignant d'économie à l'Institut Supérieur de Management et de  
l'Entreprenariat(IME), Doctorant à l'Université de Dschang

*Anatole Tchounga*

Chargé de cours à l'Université de Dschang

*François Kamajou*

Professeur Emérite, Université de Dschang

---

## **Abstract**

In this article, we analyze the reaction of the availability of bank credit to Cameroon following a rate cut from the Bank of Central African States (BEAC). This article stands out from previous work based on various assumptions and methodology. In addition to the VAR (Vector Auto Regressive) generally used nowadays, we used the Auto Regressive model to delay Echelonné<sup>1</sup> (ARE). This was done so as to take account of the credit term dynamics when interest rates fall. The data covered the period from 1991 to 2014. Overall, the results show that the supply of credit reacts weakly to lower interest rates. This effect is justified by the combined excess bank liquidity to credit rationing. This study aims at improving the transmission of monetary policy through increase in reserve requirement ratio by BEAC. In addition, it aims to improve the institutional framework for access to bank credit, especially the development of the security market.

---

**Keywords:** Credit channel, interest rates, ARDL, VAR

---

## **Resume**

Dans cet article, nous analysons la réaction de l'offre de crédits bancaires au Cameroun suite à une baisse des taux directeurs de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC).il se démarque des travaux précédents au niveau des hypothèses et de la méthodologie. En plus du modèle VAR (Vecteur Auto Régressif) généralement usités, nous utilisons le modèle Auto Régressif à Retard Echelonné<sup>1</sup>(ARE) afin de tenir compte de la

dynamique de long terme du crédit lorsque les taux directeurs baissent. Les données utilisées couvrent la période de 1991 à 2014. De manière générale, les résultats montrent que l'offre de crédits réagit faiblement à la baisse des taux directeurs. Cet effet se justifie par l'excès de liquidité bancaire combiné au rationnement de crédit. L'efficacité de la transmission de la politique monétaire passe par, l'augmentation des taux de réserves obligatoires par la BEAC, l'amélioration du cadre institutionnel régissant l'accès au crédit bancaire et surtout le développement du marché des titres.

---

**Mot clés :** Canal du crédit, taux directeurs, ARDL, VAR

### **Introduction**

L'économie camerounaise souffre d'un problème de financement dû en partie à l'insuffisance de crédits bancaires (BEAC, 2010). En effet, le crédit bancaire contribue très peu dans la formation du PIB, soit 15 % en moyenne entre 1994 et 2012. Ce taux est l'un des plus faibles du monde en développement comparativement aux 40-50 % des pays asiatiques.

Cette situation contraste avec l'augmentation des réserves excédentaires des banques et la baisse progressive des taux directeurs de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC). En effet, le Taux d'Intérêt d'Appel d'Offres (TIAO) est passé de 8,4 % à 4 % entre 1994 et 2012, tandis que le Taux d'Intérêt de Prise en Pension (TIPP) est passé de 9,75 % à 5,75 % sur la même période, ce qui laisse présager une volonté de relâchement de la politique monétaire de la part de la BEAC. Un autre paradoxe est l'augmentation des réserves libres des banques au point où la BEAC augmente ses taux de réserves obligatoires afin que ces réserves libres n'entravent pas l'efficacité de la transmission de la politique monétaire (BEAC, 2012). Ce comportement de la banque centrale est justifié, car dans un contexte de baisse des taux directeurs, la diminution des réserves bancaires pousserait les banques à se refinancer auprès d'elle et permettre ainsi un relai plus efficace des décisions des autorités monétaires. Cependant, il semble que le refinancement bancaire s'amenuise progressivement dans toute la zone d'émission de la BEAC. Le taux de refinancement est passé de 12 % en 1990 à moins de 3 % en 2013. Cette situation suscite dès lors notre interrogation : celle de savoir comment réagit l'offre de crédits bancaires au Cameroun suite aux décisions de baisse des taux directeurs par la BEAC ? Une baisse des taux directeurs devrait encourager l'activité de crédits tandis qu'une politique monétaire restrictive devrait la réduire en agissant sur le coût et le volume du crédit (Kanga, 2014). Par conséquent, le comportement d'offre de crédits bancaires vis-à-vis de la transmission des effets de la politique monétaire est un indicateur d'efficacité de cette politique.

Des études similaires ont été conduites dans la zone euro (Angeloni et al., 2003 ; Gambagorta, 2005) et aux Etats-Unis (Kashyap et Stein, 2000). Toutes ces études aboutissent à la conclusion que la politique monétaire influence l'offre de crédits. Au Cameroun, les résultats sont assez mitigés. Tandis que Mezui-Mbeng (2011) trouve que la variation des taux directeurs n'influence pas l'offre de crédits bancaires, Beguy (2012) trouve que la réaction de l'offre de crédits est faible. Il faut noter d'une part que leurs travaux se focalisent sur la variable crédit à l'économie, or le crédit à l'économie est structurellement composé des crédits à court, moyen et long terme, en considérant l'horizon temporel. Laquelle de ces composantes du crédit bancaire est-elle susceptible de relayer plus facilement les décisions des autorités monétaires ? L'effet de la politique monétaire sur ces différents crédits est-il de courte durée ou de longue durée ? Par ailleurs, l'ensemble du crédit offert par les banques est composé des crédits au secteur privé et des crédits au secteur public. Lequel des deux réagit rapidement aux décisions des autorités monétaires ? Telles sont les questions spécifiques de cette recherche.

Il faut noter d'autre part que les analyses sur le test du canal du crédit bancaire se font le plus souvent en aval, c'est-à-dire testent l'impact du crédit bancaire sur la croissance ou l'inflation, or le crédit peut bien avoir d'impact sur ces agrégats sans que la politique monétaire soit efficace. Il suffit juste que les banques détiennent assez de liquidité pour ne pas dépendre des concours de la banque centrale. Nous proposons de tester le canal du crédit en amont, c'est-à-dire tester la relation directe entre taux directeurs et crédits.

L'objectif recherché par ce travail est d'examiner la réaction de l'offre de crédits bancaires suite à une décision de baisse des taux directeurs par la BEAC, principalement le Taux d'Intérêt d'Appel d'Offres et le Taux d'Intérêt de Prise en Pension. Cet examen prendra en compte les différentes composantes du crédit bancaire en considérant l'horizon temporel du crédit et le critère juridiques public-privé. Ainsi, nous formulons l'hypothèse que, toutes les composantes du crédit ne sont pas insensibles à la baisse des taux directeurs

Après cette introduction qui représente notre première section, la suite du travail se présente ainsi qu'il suit : la deuxième section fait un bref aperçu de la littérature théorique et empirique. La troisième section scrute la méthodologie utilisée et débouche dans une quatrième section sur la présentation des résultats obtenus. La cinquième section fait l'objet de conclusion et recommandations.

## **Bref aperçu de la revue de la littérature**

### **Littérature théorique sur la relation entre politique monétaire et offre du crédit**

Le débat entre économistes porte sur l'existence du canal du crédit et sa capacité à relayer les décisions des autorités monétaires. Pour que les décisions prises par les autorités monétaires affectent l'activité économique, deux niveaux de relation sont nécessaires. Le premier est celui des relations « autorités monétaires-banques » et le second est celui des relations « banques-secteur privé ».

### **Effet de la politique monétaire sur le comportement des banques**

Les banques ont à la fois un rôle de création de monnaie et un rôle d'octroi de crédits bancaires. Un effet indépendant du canal monétaire peut donc provenir du côté de l'actif bancaire à travers les prêts accordés par les banques. Suite à un relâchement de la politique monétaire, les banques ajustent leur portefeuille en augmentant leur offre de prêts.

En cas de durcissement de la politique monétaire, il faut que les banques ne puissent pas compenser l'effet de la contraction monétaire sur leur bilan. Sinon l'effet recherché par la politique monétaire sera nul. En effet, les banques pourraient en effet émettre des certificats de dépôt (pour augmenter leur passif) ou vendre leur portefeuille de titres (au lieu de contracter leurs prêts à l'actif). Il doit donc y avoir imparfaite substituabilité à l'actif bancaire entre les crédits et les autres actifs, pour que les banques réagissent favorablement à la politique monétaire (Rosenwald, 1995).

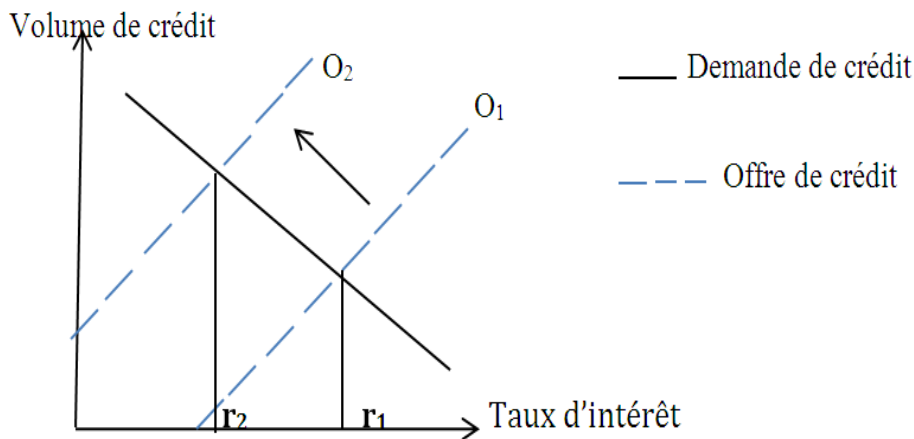
Du côté du portefeuille de titres, cela peut s'expliquer pour des raisons de liquidité. Les banques sont toujours confrontées au risque de retrait non anticipé des dépôts : il leur faut donc détenir des actifs liquides facilement négociables. À propos de l'émission de certificats de dépôt Romer et Romer (1993) soulignent que l'offre de certificats de dépôt est parfaitement élastique au taux du marché : n'importe quelle banque peut émettre autant de certificats de dépôt qu'elle le souhaite sans payer de prime.

Kashyap et Stein (1993) soutiennent par contre que les banques sont confrontées, comme les autres, agents économiques, à des problèmes d'information asymétrique. Le coût marginal d'émission de certificats de dépôt est une fonction croissante du montant émis : l'écart entre le taux des certificats de dépôt et celui des bons du Trésor de même maturité dépendrait de la qualité de la banque considérée.

La réaction de l'offre de crédits bancaires à la suite d'une expansion monétaire peut se traduire par une baisse des taux d'intérêt sur les prêts, par suite d'un mouvement de la courbe d'offre des banques (graphique 1 de  $O_1$  à

O<sub>2</sub>). À un taux d'intérêt donné, les banques offrent un volume de prêts plus important.

Graphique 1 : comportement de l'offre de crédits à la suite d'une expansion monétaire



Source : auteurs

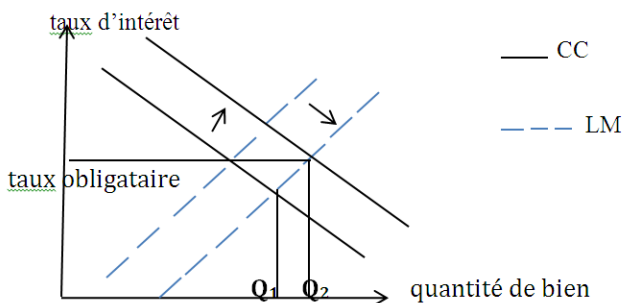
Selon Rosenwald (1995), il peut également y avoir rationnement du crédit. Cependant, même si les taux des crédits ne sont pas modifiés après un changement de taux directeurs, cela ne signifie pas nécessairement qu'il y ait rationnement du crédit. Il se peut que les banques offrent implicitement des contrats de prêts avec assurance sur le taux offert. Ce taux reste fixe, ou évolue très lentement, même si le taux de marché est variable. Ceci prémunit les emprunteurs réticents au risque contre une hausse des taux de marché, la contrepartie correspondant à des taux de crédits plus élevés lorsque les taux directeurs sont plus faibles. On peut aussi envisager des contrats de prêts renégociés quand les entreprises sont en mauvaise situation financière ou quand les taux du marché sont élevés. Pour éviter une faillite, les banques préfèrent renégocier et accorder de nouveaux prêts à des taux plus faibles (Berger et Udell 1992).

### **La transmission de la politique monétaire des banques au secteur privé**

Le canal strict du crédit met en avant l'offre de crédit des banques, au lieu de ne prendre en compte que la demande de monnaie des agents non financiers (Bernanke et Blinder, 1988). L'effet de la baisse des taux directeurs se transmet à l'économie réelle par l'augmentation de l'offre de crédit bancaire. Dans le modèle IS/LM, seule la courbe LM se déplace à la suite d'un choc monétaire. Dans le cadre du canal strict du crédit, la courbe représentant l'équilibre sur le marché des biens, appelée CC (commodities and credit), dépend à la fois du taux obligataire et du taux des crédits bancaires. À la suite d'une expansion monétaire, ce dernier taux baisse et la

courbe CC se déplace en même temps que la courbe LM, si bien qu'à la limite, la politique monétaire peut même avoir des conséquences réelles non négligeables sans que les taux d'intérêt obligataires soient modifiés (cf. graphique 2). Ceci permet d'expliquer les effets de la politique monétaire sur les décisions d'investissement et sur le niveau des stocks, alors que les tests économétriques traditionnels échouent à prouver un lien entre ces variables et les taux d'intérêt obligataires.

Graphique 2 : mécanisme de transmission de la politique monétaire des banques au secteur privé



Source : auteurs

### Littérature empirique sur la relation entre politique monétaire et offre de crédits bancaires

Dans les pays développés, Kashyap et Stein(1993) apportent des résultats empiriques en faveur du canal du crédit bancaire. Ils analysent le comportement de la variable  $MIX = \frac{\text{crédit bancaire}}{\text{crédit bancaire} + \text{papier commercial}}$ . Ils montrent que cette variable MIX baisse en cas de restriction monétaire, c'est-à-dire que les crédits bancaires baissent plus que les émissions de papier commercial. Oliner et Rudebusch (1993) complètent cette analyse en élargissant les possibilités de substitutions au crédit bancaire. Ils calculent pour cela différentes variables MIX, représentatives de la composition du financement externe des entreprises. Ils retrouvent bien les résultats de Kashyap et Stein(1993) sur les données globales : les différentes variables de MIX diminuent de manière significative au moment des restrictions monétaires.

Le rapport final de la banque centrale de Tunisie(2014) sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire dans ce pays indique qu'une variation de 1% de son taux directeur se transmet à 73% au taux des crédits de court terme. La transmission varie fortement selon le type de crédits accordé par les banques, faisant la part belle à l'offre de crédits à court terme, en mettant la réaction de l'offre de crédits à court terme en tête de peloton. Ce résultat reflète les dynamiques bancaires entre les différents segments du marché du crédit. De manière générale, le rapport conclut que

les baisses de taux ont tendance à augmenter les volumes du crédit, ce qui laisse présager une flexibilité du canal du crédit bancaire en Tunisie.

Pour les pays d'Afrique subsaharienne, (Sacerdoti, 2005; Mishra et Montiel, 2013) montrent que lorsque l'environnement institutionnel est défaillant et le système bancaire noncompétitif, les banques sont moins incitées à ajuster le coût du crédit après une variation à la baisse du taux d'intérêt directeur. Par ailleurs, l'inexistence du marché interbancaire fragilise la transmission de la politique monétaire dans cette zone d'Afrique.

Kanga (2014) se base sur des micro-données bancaires et examine la transmission de la politique monétaire. Son analyse porte sur trois zones monétaires ; ce qui présente l'avantage de faire des comparaisons. Il s'agit, notamment de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC), de l'Union Economique et Monétaire de l'Afrique de l'Ouest (UEMOA) et de la Zone Monétaire de l'Afrique de l'Ouest (ZMAO). Il conclut qu'une restriction monétaire impose une contrainte de liquidité et amène les banques à réduire leur offre de crédits.

Dans le cadre de l'UEMOA, Guezo (2014) arrive à la conclusion que la baisse des taux du marché monétaire entraîne une hausse de l'offre de crédits au Togo. Mais ces résultats sont, soit contraires de ceux obtenus dans les autres pays de la zone, soit non significatifs. Il ne s'étonne pas quant aux résultats, car selon lui, la transmission des décisions des autorités monétaires dépend des caractéristiques des banques. Pour y parvenir, il intègre le capital des banques comme variable indicatrice de taille et découvre que les grandes banques sont moins sensibles à la hausse du taux du marché monétaire, puisqu'elles peuvent accéder à d'autres sources de financement et continuer leurs activités de crédits. Par ailleurs, comme Bernanke et Blinder (1988) puis de Kashyap et Stein (1993), il souligne que les banques les plus liquides déconnectent leur activité de crédits de la variation de l'instrument monétaire. Il conclut que les banques moins liquides sont les plus réactives au choc monétaire. Le niveau de liquidité des banques joue donc un rôle important dans l'évolution du crédit suite au choc monétaire. C'est d'ailleurs ce qu'affirment Mezui-Mbeng (2011) et Beguy (2012) arrivent à la même conclusion pour justifier la faiblesse du canal du crédit bancaire au Cameroun. Pour ces auteurs, l'offre de crédit est insensible à la baisse des taux directeurs. Les banques seraient dans ce pays en situation d'excès de liquidité.

### **Regard critique sur les travaux empiriques**

L'unanimité n'est pas la règle dans les travaux empiriques quant aux raisons de la faible transmission de la politique monétaire par le canal du crédit. Le premier constat c'est que le comportement du canal du crédit dépend de la zone géographique où l'on se trouve. On peut regrouper les

zones géographiques en deux catégories : l'espace monétaire et financier des pays financièrement bien développés et l'espace monétaire et financier des pays financièrement moins développés. Dans le premier cas, la rigidité du canal du crédit résulte de la presque indépendance des banques secondaires de leur banque centrale, corollaires des innovations financières. Dans le second cas, où la principale source de refinancement est la banque centrale, la raison de la rigidité du canal du crédit serait la surliquidité bancaire. Si tel est le cas, la variation des taux directeurs n'aurait aucun effet sur l'offre de crédit, puisque les banques ne se refinanceraient pas. C'est là le vide que la littérature laisse.

En effet, les tests du canal du crédit bancaire que nous présentent les travaux empiriques se font le plus souvent en aval, c'est-à-dire testent l'impact direct du crédit bancaire sur la croissance ou l'inflation. Des lors que le lien entre ces variables est faible, on conclut sur la rigidité du canal du crédit en pointant intuitivement le doigt sur la surliquidité sans aucune preuve empirique. La surliquidité bancaire n'est forcément pas la raison du faible impact de l'offre de crédits sur l'activité économique. En cas de risque de sélection adverse et d'aléa moral très élevé, l'offre de crédit sera naturellement faible, puisque les banques ont de l'aversion pour le risque. Dans le cas contraire il peut bien avoir une forte activité de crédits à côté d'une surliquidité bancaire. La surliquidité bancaire ici ne serait que la conséquence de la faible absorption du tissu économique. Dans ce cas précis, on serait tenté d'approuver la performance du canal du crédit sans que cela soit le cas. Le test du canal du crédit devrait aussi se faire en amont, c'est-à-dire tester la relation directe entre taux directeurs et crédits bancaires. C'est là où la plus part des auteurs restent silencieux.

Il faut noter d'autre part que leurs travaux se focalisent sur la variable crédit à l'économie, or le crédit à l'économie est structurellement composé des crédits à court, moyen et long terme, en considérant l'horizon temporel. Laquelle de ces composantes du crédit bancaire est-elle susceptible de relayer plus facilement les décisions des autorités monétaires ? L'effet de la politique monétaire sur ces différents crédits est-il de courte durée ou de longue durée ? Par ailleurs, l'ensemble des crédits offert par les banques est composé des crédits au secteur privé et des crédits au secteur public. Lequel des deux réagit rapidement aux décisions des autorités monétaires ? Telles sont les questions que les travaux empirique négligent à répondre.

Du point de vu méthodologique, très souvent, les méthodes d'analyse sur le sujet que nous traitons portent sur des spéciations du type VAR (Vecteur Auto Régressif). Ces approches nous semblent insuffisantes pour décrire la dynamique de long terme du crédit lorsque les taux directeurs baissent. En effet, une autre approche de test de co-intégration plus récente et plus robuste proposée par Pesaran et *al.*, (2001) permet de faire une bonne



appréciation des chocs à long terme par la modélisation ARDL(AutoregressifDistributedLag) ou ARE(autorégressif à retard échelonné en français). Ainsi, les chocs à long terme sont mieux appréciés avec l'estimation d'un modèle ARDL qu'avec l'estimation des modèles à correction d'erreur que proposent les Modèles Vectoriels à Correction d'Erreur(VECM) qui ne sont que des dérivés des spéciation VAR. En plus de sa robustesse dans sa présentation des dynamiques de long terme, la modélisation ARDL permet d'estimer la vitesse de retour à l'équilibre, ce qui permet alors de commenter sur la durée des effets d'un choc. De ce fait, les VAR ne seront utilisé rien que pour apprécier la dynamique à court terme des chocs et faire des analyses impulsionsnelles. Champs où ils demeurent encore incontournables.

## **Methodologie de la recherche**

### **Les données**

Les données utilisées dans cette étude sont des données financières. Elles concernent d'une part les principaux taux directeurs de la BEAC à savoir le Taux d'Intérêt d'Appel d'Offre(TIAO) et le Taux d'Intérêt de Prise en Pension(TIPP), ainsi que le ratio des réserves obligatoires et les réserves libres des banques. Elles sont recueillies de l'une des bases de données trimestrielle de la BEAC. Cette base est intitulée *Evolution des taux d'intérêts de la BEAC et des conditions de banques* et va du deuxième trimestre 1991 au quatrième trimestre de 2014.

Le reste des données concernent les crédits à court, moyen et long termes, ainsi que les crédits accordés au secteur public et au secteur privé. Ces données sont trimestrielles et agrégées. Elles concernent toutes les banques camerounaises. Elles proviennent de plusieurs sources : des rapports d'activités de la Commission Bancaire de l'Afrique Centrale(COBAC), des rapports d'activités de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC) et de la base des données intitulée *statistiques monétaires de la BEAC*. Ces données couvrent la période allant de 1991 à 2014.

On remarque alors très vite que nous avons affaire à des séries chronologiques trimestrielles sur 23 ans, ce qui donne un échantillon de taille 92. On remarquera aussi que les données sont de sources secondaires.

### **La modélisation ARDL**

Il faut noter que très souvent, les méthodes d'analyse sur le sujet que nous traitons portent sur des spéciations du type VAR (Vecteur Auto Régressif). Ces approches nous semblent insuffisantes pour décrire la dynamique de long terme du crédit lorsque les taux directeurs baissent. Les dynamiques de long terme que proposent les modélisations VAR sont moins

robustes que celles proposées par les modèles Autorégressif à Retard Echeloné (ARE) dont nous prenons en compte dans cette étude

Le modèle ARE ou ARDL (*autoregressivedistributedlag*) en anglais a été introduit par Pesaran *et al.*, (1999) dans le cadre de la mise en œuvre des relations de court terme et de long terme entre les variables économiques. Toutefois, c'est avec les travaux de Pesaran *et al.*, (2001) que la modélisation ARDL va atteindre son apogée. Cette modélisation à l'avantage de détecter une éventuelle relation de cointégration en l'absence d'intégration des variables de même ordre. Le test de cointégration peut se faire simultanément sur les variables intégrées d'ordre 1 et sur les variables intégrées d'ordre 0. Un autre avantage du modèle ARDL par rapport aux modèles à correction d'erreur classique est que les coefficients exprimant les dynamiques de court terme et de long terme peuvent être estimés simultanément

Pour cette étude, les modèles qui seront transformés en ARDL (confère annexe 5) s'écrivent :

$$\text{LCREDCT}_t = a_{0,1} + a_{1,1}\text{LTIAO}_t + a_{2,1}\text{LTIPP}_t + a_{3,1}\text{LRESLI}_t + a_{4,1}\text{LREFIN}_t + a_{5,1}\text{LTRO}_t + a_{6,1}\text{LTIR}_t + u_{1t} \dots \dots \dots (1)$$

$$\text{LCREDMT}_t = a_{0,2} + a_{1,2}\text{LTIAO}_t + a_{2,2}\text{LTIPP}_t + a_{3,2}\text{LRESLI}_t + a_{4,2}\text{LREFIN}_t + a_{5,2}\text{LTRO}_t + a_{6,2}\text{LTIR}_t + u_{2t} \dots \dots \dots (2)$$

$$\text{LCREDLT}_t = a_{0,3} + a_{1,3}\text{LTIAO}_t + a_{2,3}\text{LTIPP}_t + a_{3,3}\text{LRESLI}_t + a_{4,3}\text{LREFIN}_t + a_{5,3}\text{LTRO}_t + a_{6,3}\text{LTIR}_t + u_{3t} \dots \dots \dots (3)$$

$$\text{LCREDPRIV}_t = a_{0,4} + a_{1,4}\text{LTIAO}_t + a_{2,4}\text{LTIPP}_t + a_{3,4}\text{LRESLI}_t + a_{4,4}\text{LREFIN}_t + a_{5,4}\text{LTRO}_t + a_{6,4}\text{LTIR}_t + u_{4t} \dots \dots \dots (4)$$

$$\text{LCREDPUB}_t = a_{0,5} + a_{1,5}\text{LTIAO}_t + a_{2,5}\text{LTIPP}_t + a_{3,5}\text{LRESLI}_t + a_{4,5}\text{LREFIN}_t + a_{5,5}\text{LTRO}_t + a_{6,5}\text{LTIR}_t + u_{5t} \dots \dots \dots (5)$$

LCREDCT est le logarithme des crédits à court terme; LCREDMT est le logarithme des crédits à moyen terme ; LCREDLT est le logarithme des crédits à long terme ; LCREDPIV est le logarithme des crédits accordés au secteur privé et LCREDPUB est le logarithme des crédits accordés au secteur public.

LTIAO et LTIPP sont respectivement le logarithme des Taux d'Intérêt d'Appel d'Offres et le logarithme des Taux d'Intérêt de Prise en Pension. Le TIAO et le TIPP sont les principaux taux directeurs de la BEAC. Ils matérialisent avec le taux des réserves obligatoires (également sous sa forme logarithme LTRO) la politique monétaire. Cependant, la variable LTRO a été introduite pour capter la contribution de l'augmentation des réserves obligatoires dans la transmission de la politique monétaire par le canal du crédit bancaire.

LREFIN est le logarithme des refinancements. Comme le taux des réserves obligatoires (TRO) cette variable a été introduite pour capter la

contribution du niveau de refinancement des banques dans la transmission de la politique monétaire

LRESLI est le ratio des réserves libres des banques. Elle a été introduite pour apprécier l'effet de la surliquidité bancaire dans la transmission de la politique monétaire afin de mieux discuter les résultats de Mezui-Mbeng(2011) et Beguy(2012) selon lesquels l'excès de liquidité des banques entrave la transmission de la politique monétaire par le canal du crédit bancaire au Cameroun.

LTIR est le logarithme des taux d'intérêt réel, introduit pour tester l'hypothèse d'un rationnement d'équilibre du crédit au Cameroun. En effet, le canal du crédit peut être rigide si les banques rationnent le crédit.

Le logarithme a été introduit pour éviter les biais d'hétéroscédasticité tout en évitant de perdre l'information sur les premières valeurs de la série.

La détermination du nombre de retard doit être basée sur les critères statistiques d'Akaike, Schwarz et Hanna-Kinn. Le nombre de retard optimal est celui qui minimise chacun de ces critères.

En partant de ce modèle ARDL, la méthode du test de cointégration aux sens de Pesaran, Shin et Smith (PSS) consiste à estimer les équations (6), (7), (8), (9) et (10) puis utiliser le test de Fisher qui doit être comparé aux valeurs critique de la table statistique de Pesaran, et *al.*,(2001). Les hypothèses du test sont les suivantes :

$$1) H_0 : \Psi_{j1} = 0 \quad 2) H_0 : \Psi_{j1} = 0 \quad 3) H_0 : \Psi_{j1} = 0 \quad 4) H_0 : \Psi_{j1} = 0 \quad 5) H_0 : \Psi_{j1} = 0$$

$$H_1 : \Psi_{j1} \neq 0 \quad H_1 : \Psi_{j1} \neq 0 \quad H_1 : \Psi_{j1} \neq 0 \quad H_1 : \Psi_{j1} \neq 0 \quad H_1 : \Psi_{j1} \neq 0$$

Avec  $j=1, \dots, 7$

$H_0$  signifie que la baisse des taux directeurs n'a pas d'impact sur l'offre de crédits à long terme

Cette hypothèse est rejetée dès lors que la statistique de Fisher F calculée est supérieure à la borne inférieure critique de Pesaran et *al.*,(2001). Cependant, il convient de noter que si la statistique F calculée se trouve en dehors des bornes inférieures et supérieures, la conclusion du test de cointégration est prise indépendamment de l'ordre d'intégration des régresseurs en présence.

Avant de conclure sur la relation de long terme entre les variables du modèle, il faut réaliser le test sur trois types de modèles proposé par Pesaran et *al.*(2001) : le modèle avec constante et sans trend, le modèle sans constante et sans trend, le modèle avec constante restreinte et sans trend et le modèle avec constante et avec trend. L'absence de relation de long terme est conclue lorsque le test de nullité des coefficients de long terme est validé pour tous les types de modèles.

## Le model de choc impulsional

Le modèle Vectoriel Auto-Regressif est introduit dans cette étude pour simuler l'impact de la baisse des taux directeurs sur les différents types de crédits bancaires, puis de confronter les résultats de simulation avec les résultats de l'estimation du modèle ARDL. Surtout de mieux discuter les résultats des auteurs<sup>3</sup> qui ont utilisé cette technique. Les VAR ont l'avantage de permettre la visualisation des chocs. Le modèle d'impact des innovations de chaque variable s'écrit comme suit après une décomposition de Wold.

chaque variable s'écrit comme suit après une décomposition de Wold.

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{LCREDCT}_t = \Phi_1 + \sum_{i=0}^{\infty} \psi_{1i} \varepsilon_{1t-i} \dots\dots\dots(16) \\ \text{LCREDMT}_t = \Phi_2 + \sum_{i=0}^{\infty} \psi_{2i} \varepsilon_{2t-i} \dots\dots\dots(17) \\ \text{LCREDLT}_t = \Phi_1 + \sum_{i=0}^{\infty} \psi_{3i} \varepsilon_{3t-i} \dots\dots\dots(18) \\ \text{LCREDPUB}_t = \Phi_1 + \sum_{i=0}^{\infty} \psi_{3i} \varepsilon_{3t-i} \dots\dots\dots(19) \\ \text{LCREDPRIV}_t = \Phi_1 + \sum_{i=0}^{\infty} \psi_{ni} \varepsilon_{nt-i} \dots\dots\dots(20) \end{array} \right.$$

$\Psi$  est un multiplicateur d'impact. Il relaie sur chaque  $y_t$  tous les chocs causés par une innovation  $\varepsilon_t$ . Le système décrit donc les fonctions de réponse aux chocs structurels.

Cependant comme l'utilisation du VAR nécessite que les variables soient stationnaires, une étude sur la stationnarité des variables est menée en pratiquant les tests traditionnels de Dickey-Fuller augmenté sur toutes les séries, complété par le test non paramétrique de Phillip et Perron, puis rendre stationnaire celles qui ne le sont pas.

## Exposition des resultats, interpretation et discussion

### Exposition des résultats et interprétations

#### Test de racine unitaire et validité des modèles

Etant donné que les estimations ARDL et VAR nécessitent la connaissance de l'ordre d'intégration des variables, les tests de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté(ADF) et Phillips-Perron (PP) ont été faits. Les résultats se trouvent en annexe (voir annexe 1). Ils confirment l'existence de racine unitaire pour les variables LCREDCT ; LCREDMT ; LCREDPRI ; LCREDPUB ; LTIAO ; LTIPP et LREFIN. Cependant, toutes ces variables sont stationnaires en première différence. Par conséquent, elles sont intégrées d'ordre 1 ou I(1). Par contre, la variable

---

3Kashyap et al.,(1993) ; Oliner et Rudebusch (1993) ; Sacerdoti, 2005 ; Mishra et Montiel, 2013) ; Mezui-Mbeng(2011) et Beguy(2012)

LRESLI ; LTRO LTIR et LCREDLT sont stationnaires en niveau. Elles sont alors intégrées d'ordre 0 ou des  $I(0)$ .

La validité du modèle ARDL suppose qu'il n'y a pas de corrélation sérielle entre les variables et les paramètres du modèle sont stables. Le test de Breusch-Godfrey permet de tester l'hypothèse de corrélation sérielle tandis que le test de Cusum permet de tester l'hypothèse de stabilité des paramètres. Seuls les modèles sans constante et sans trend ont validé ces hypothèses (voir annexe 2). Par ailleurs en ce qui concerne le VAR, il est stable, car toutes les racines du polynôme filtre se trouvent dans le cercle unité (voir annexe 3)

### Réaction à long terme de l'offre du crédit suite à la variation des taux directeurs

Le tableau 1 ci-contre résume les résultats du test de cointégration de Pesaran et *al.*, (2001). De ce tableau, il ressort du test de Wald que les statistiques de Fisher pour les modèles  $\square$ LCREDCT ;  $\square$ LCREDMT et  $\square$ LCREDPRI sont inférieures à la plus petite valeur critique de Pesaran et *al.*, (2001) au seuil de 5%. Par conséquent, nous pouvons conclure qu'il n'existe aucune relation de long terme entre les différents types de crédits et les taux directeurs. La baisse des taux directeurs serait sans effet sur ces types de crédits à long terme. Toutefois, le test semble indiquer une relation de long terme entre les crédits à long terme et les taux directeurs d'une part et entre les crédits au secteur public et les taux directeurs d'autre part, puisque les statistiques de Wald pour les modèles  $\square$ LCREDLT et  $\square$ LCREDPUB sont supérieures à la plus grande valeur critique de Pesaran et *al.*, (2001).

Tableau 1 : résultats du test de cointégration de Pesaran

Modèle	Statistique de Wald	Lower Bound Value at 5%	Upper Bound Value at 5%
$\square$ LCREDCT	1,57	3,15	4,11
$\square$ LCREDMT	1,76	3,15	4,11
$\square$ LCREDLT	4,51	3,15	4,11
$\square$ LCREDPRI	2,78	3,15	4,11
$\square$ LCREDPUB	4,67	3,15	4,11

Source : auteurs

Ces résultats sont confirmés par le degré de significativité au seuil de 5% des vitesses d'ajustement des paramètres de long terme comme le montre le tableau 2 ci-contre, montrant que seuls les crédits à long terme et les crédits au secteur public ont des vitesses d'ajustement significatif au seuil de 5%. Le taux d'ajustement avec les taux directeurs à long terme est de 41,71% pour les crédits de long terme et les crédits au secteur public

Tableau 2 : résultat de l'estimation des coefficients d'ajustement des paramètres de long terme

Modèle	Vitesse d'ajustement	Coefficients	Std.Error	t-Statistic	Prob.
□(LCREDCT)	CE1(-1)	-0.096736	0.162062	-0.596910	0.5589
□(LCREDMT)	CE2(-1)	-0.113128	0.272853	-0.414612	0.6839
□(LCREDLT)	CE3(-1)	-0.417170	0.173565	-2.403531	0.0279**
□(LCREDPUB)	CE4(-1)	-0.164409	0.128807	-1.276402	0.0190**
□(LCREDPRI)	CE5(-1)	-0.160772	0.079179	-2.030491	0.0768*

\*\* significatif à 5% \* significatif à 10%

Source : auteurs

### Réaction à court terme de l'offre du crédit suite à la variation des taux directeurs

Les résultats du tableau 2 ci-dessous montrent les faits stylisés suivants :

A court terme, l'offre de crédits à court terme réagit favorablement à la baisse du taux de prise en pension. Non seulement son coefficient de réaction est significatif à 5 %, il est négatif et important. L'interprétation qu'on peut lui donner est qu'une baisse de 1% du taux de prise en pension fait augmenter l'offre de crédits à court terme de 3,27% le mois qui suit la baisse. Toutefois, il y a un effet paradoxal avec la baisse du taux d'appel d'offres, car le coefficient de réaction à l'appel d'offres est positif, ainsi une baisse de 1% du taux d'intérêt d'appel d'offres fait baisser l'offre de crédits à court terme. Ceci laisse présager que la politique de prise en pension serait plus efficace que la politique d'appel d'offres. Au seuil de 5%, on peut apprécier l'effet du niveau de refinancement sur l'offre de crédits à court terme, son coefficient étant statistiquement non significatif.

Les coefficients de réaction des crédits à moyen terme sont négatifs à la fois pour le taux de prise en pension et pour le taux d'appel d'offres. Ainsi, la baisse des taux directeurs contribue à augmenter l'offre de crédits à moyen terme. La réaction de ce type de crédits est plus forte pour les prises en pension (14,45%) que pour les appels d'offres (3,7%). Une fois de plus la politique de prise en pension serait plus efficace que la politique d'appel d'offres, ce qui peut paraître normal, car dans le cas de l'appel d'offre positif, c'est la banque centrale qui fait des propositions de refinancement aux banques alors que dans le cas de la prise en pension, ce sont les banques qui font la demande de refinancement, ce qui fait penser à l'urgence du besoin dans ce dernier cas. Cependant, ces coefficients de réaction sont non significatifs. L'offre de crédits à moyen terme serait insensible à la variation des taux directeurs sûrement à cause de la faiblesse du niveau de refinancement pour ce type de crédits (1,8%).

L'offre de crédits à moyen terme est insensible à court terme à la baisse des taux directeurs. Les coefficients de réaction sont non seulement

non significatifs, mais sont positifs, ce qui est paradoxal puisque la baisse des taux directeurs contribuerait plutôt à freiner l'offre de crédits à long terme. D'ailleurs, la réaction de ce type de crédits au refinancement est négative et significative à 1%. Lorsque les banques se refinancent, elles réduiraient l'offre de crédits à long terme de 6,4%. Ce résultat laisse présager qu'à court terme, les crédits de court terme et les crédits de long terme sont en concurrence. En effet, les banques ont plus un fort appétit pour les crédits à court terme que pour les crédits à long terme. En outre, les refinancements sont plus de courts termes. Elles ne sauraient alors utiliser les ressources de court terme pour financer les emplois de long terme.

La baisse des taux directeurs semble ne pas avoir d'impact sur l'offre de crédits au secteur privé, car les coefficients de réaction ne sont pas significatifs. Cette situation peut s'expliquer par la faiblesse du niveau de refinancement pour ce type de crédits (1,3%). En cas de significativité des coefficients, la politique de prise en pension serait plus efficace, car seul le coefficient de réaction au taux de prise en pension présente le signe négatif (-0.308474). Par contre, l'offre de crédits au secteur public réagit favorablement à la baisse des taux directeurs. En effet, une baisse de 1% du taux d'appel d'offres fait augmenter l'offre de crédits au secteur public de 4,8% tandis qu'une baisse de 1% du taux de prise en pension la fait augmenter seulement de 0,6%. La politique d'appel d'offres serait plus efficace que la politique de prise en pension pour stimuler l'offre de crédits au secteur public.

Tableau 2 : résultats de l'estimation des coefficients de réaction à court terme

TYPE DE CREDITS	COEF DE REACTION A COURT TERME					
	□LTIAO(-1)	□LTIPP(-1)	□LRESLI(-1)	□LREFIN(-1)	□LTRO(-1)	□LTIR(-1)
□LCREDCT	7.626624 (0.0419**)	-3.277973 (0.027**)	-0.416110 (0.0398**)	0.107152 (0.2171)	0.003609 (0.9541)	-1.369241 (0.0314**)
□LCREDMT	-0.371513 (0.2764)	-1.445348 (0.6979)	-0.691048 (0.0433**)	0.184860 (0.0506**)	-0.002339 (0.9715)	-0.799525 (0.2017)
□LCREDLT	2.923926 (0.5605)	4.767106 (0.3847)	-0.327202 (0.0345**)	-0.645880 (0.0003***)	1.963285 (0.8522)	17.99499 (0.1683)
□LCREDPRI	1.203155 (0.6514)	-0.308474 (0.9054)	-0.287615 (0.0307**)	0.137745 (0.0136***)	3.572549 (0.4555)	2.845455 (0.3794)
□LCREDPUB	-4.829151 (0.0122**)	-0.614211 (0.036**)	0.178953 (0.4501)	0.113600 (0.1136)	-8.613825 (0.0243**)	-3.867151 (0.0215**)

( ) P-value \*\*\* significatif à 1% \*\* significatif à 5%

Source : auteurs

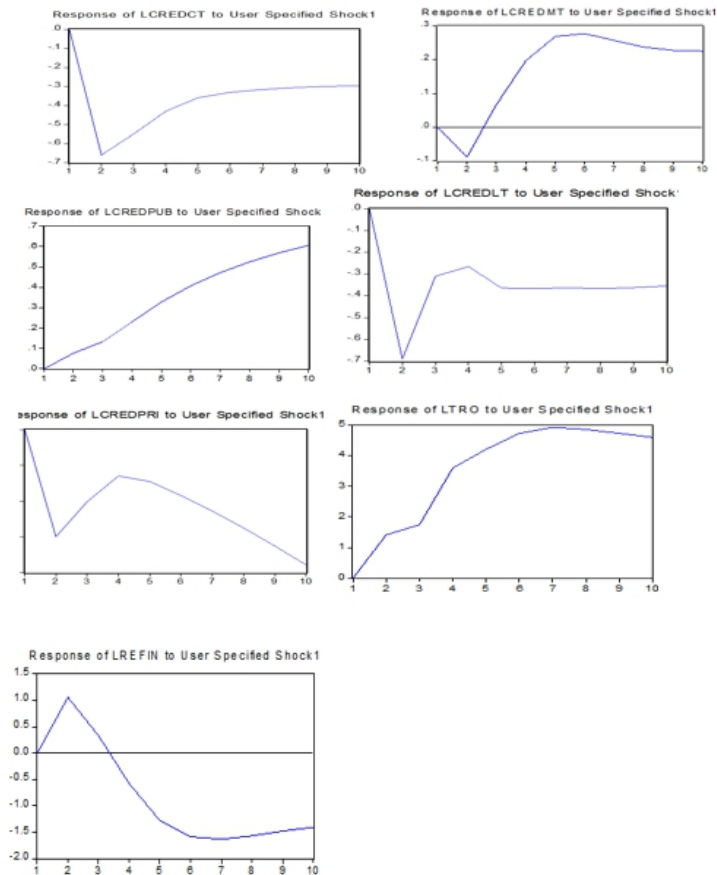
### Simulation d'une baisse de 0,25% des taux directeurs de la BEAC

Lorsquela BEAC baisse ses taux directeurs de 0,25 point au premier trimestre, l'offre de crédits à court terme augmente le trimestre qui suit pour se stabiliser à partir du 4<sup>ème</sup> trimestre. L'offre de crédits au secteur privé adopte le même comportement, mais décroît continuellement à partir du

4<sup>ème</sup> trimestre. L'offre de crédits à court terme et l'offre de crédits au secteur privé ne réagissent que pendant deux trimestres à la baisse des taux directeurs. Par contre, l'offre de crédits au secteur public réagit immédiatement le même trimestre et croit continuellement. Ces résultats se rapprochent de ceux de l'estimation ARDL. Toutefois, l'offre de crédits à moyen et long terme réagissent favorablement au choc sur les taux directeurs à court terme. Ceci serait dû au fait que l'analyse VAR considère que toutes les variables sont endogènes contrairement à l'analyse ARDL. Etant donné que les décisions de baisse des taux directeurs sont exogènes, les résultats fournis par l'ARDL seraient plus robustes.

Comme on peut le voir ci-dessous, la faible durée de réaction de l'offre de crédits au Cameroun après la baisse des taux directeurs serait due au faible niveau de refinancement des banques. En effet, la réponse du refinancement au choc montre une faible amplitude et une faible durée des innovations. Un trimestre seulement après le choc, le refinancement bancaire s'amortit complètement.

Figure 1 : simulation de réaction de l'offre de crédits suite d'une baisse des taux directeurs de 0,25 point





Le résultat de la simulation montre également que la BEAC combine la politique de baisse des taux directeurs avec la politique de hausse des coefficients des réserves obligatoires. En effet, après le choc, les réserves obligatoires croissent continuellement jusqu'au 7<sup>ième</sup> trimestre. Afin d'augmenter le niveau de sensibilité des banques au refinancement, la BEAC augmente ses réserves obligatoires pour réduire artificiellement les réserves des banques, mais cette politique semble inefficace, car l'analyse ARDL montre que les coefficients de réaction des crédits aux réserves obligatoires sont non significatifs à l'exception des crédits au secteur public. C'est peut-être parce que le taux de réserve obligatoire n'est pas assez important pour réduire l'excès de liquidité des banques.

### **Discussion des résultats**

#### **La relative faiblesse de la réaction de l'offre de crédits à la baisse des taux directeurs**

L'analyse menée plus haut confirme l'hypothèse générale de notre recherche. Toutes les composantes du crédit ne sont pas insensibles à la baisse des taux directeurs. Le crédit à court terme et le crédit au secteur public réagissent à la variation des taux directeurs à court terme, tandis que les crédits à long terme ne réagissent qu'à long terme. Comme (Angeloni et *al.*, 2003; Gambacorta, 2005) pour la zone Euro et (Kashyap et Stein, 2000) pour les Etats-Unis, nous pouvons dire que la politique monétaire influence l'offre de crédits. Mais au Cameroun, il faut nuancer les résultats, car plusieurs types de crédits (crédit à moyen terme et crédit au secteur privé) sont insensibles au taux directeur à court comme à long terme. S'il faut considérer uniquement le crédit au secteur privé, on peut dire que le canal du crédit est rigide à la politique monétaire, ce qui se rapproche des résultats de Mezui-Mbeng (2011) qui a travaillé sur le sujet. L'apparition des résultats mitigés laisse penser que la baisse des taux directeurs n'atteint pas ses objectifs, celui de provoquer d'une manière générale une augmentation de l'offre de crédits, ce qui appuie les analyses de Beguy (2012). Cette faiblesse de réaction de l'offre de crédits à la politique monétaire est le corolaire d'un excès de liquidités combiné au rationnement du crédit, comme nous le montrons ci-dessous.

#### **Les raisons de la faiblesse du canal du crédit au Cameroun**

Il résulte des développements précédents que la politique monétaire se heurte à un problème d'excès de liquidité bancaire et de rationnement de crédits de la part des banques.

## **L'excès de liquidité bancaire**

La variable réserve libre a été expressément introduite pour tester la significativité du rôle de l'excès de liquidité bancaire dans la transmission de la politique monétaire. Les résultats de l'analyse de l'ARDL révèlent que la hausse des réserves libres des banques rend rigide le canal du crédit. En effet, tous les coefficients de la variable réserve libre sont négatifs et significatifs pour tous les types de crédits, à l'exception du crédit au secteur public. Une hausse des réserves libres d'un 1% fait baisser respectivement les crédits à court terme de 0.4 %, les crédits à moyen terme de 0.6%, les crédits à long terme de 0,3% et les crédits au secteur privé de 0,2%. Ces résultats rejoignent ceux des travaux de Saxegaard (2006), Kamgna et Ndambendia (2008) et Beguy (2012) qui aboutissent à la conclusion que l'excès de liquidité affaiblit les canaux de transmission de la politique monétaire. Cependant, Kamgna et Ndambendia (2008) ayant fait des recherches dans la zone CEMAC (Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique centrale) attribuent la forte liquidité des banques à la restructuration bancaire survenue dans les années 90. Certes, mais l'existence d'un phénomène de rationnement de crédits peut amplifier le volume des réserves oisives et rendre inefficace la transmission de la politique monétaire.

## **Combiné au rationnement du crédit**

Le rationnement dont nous évoquons ici n'est pas le rationnement administratif de crédits, mais le rationnement d'équilibre, conséquence des asymétries d'information sur le marché de crédits.

Selon King (1986) on peut tester empiriquement l'existence d'un rationnement d'équilibre en vérifiant statistiquement que le taux d'intérêt sur les prêts est une variable significativement différente de 0 dans l'explication de l'offre de crédits. Au cas où elle est significativement égale à 0, cela implique un rationnement du crédit. Reprenant cette démarche, nous avons introduit le taux d'intérêt à cet effet. Il apparaît qu'à l'exception des crédits au secteur public où le coefficient de réaction à court terme au taux d'intérêt est significatif, les coefficients de réaction sont non significatifs pour les autres types de crédits. Il existerait donc un phénomène de rationnement à court terme au Cameroun. Ce rationnement serait une raison de la faiblesse du canal du crédit au Cameroun.

## **Conclusion et recommandations**

L'objectif recherché par ce travail était d'examiner la réaction de l'offre de crédits bancaires suite à une décision de baisse des taux directeurs par la BEAC, principalement le Taux d'Intérêt d'Appel d'offres et le Taux d'Intérêt de Prise en Pension. La méthode ARDL et VAR ont été utilisées

pour tester l'hypothèse de réaction des différents types de crédits à la baisse des taux directeurs.

Les résultats montrent de manière générale que certains crédits (crédits à court terme) répondent très brièvement à la baisse des taux directeurs à court terme. Par ailleurs, il faut attendre un horizon lointain pour voir les crédits à long terme réagir à la baisse des taux directeurs. Les crédits à moyen terme et les crédits au secteur privé ne réagissent pas à la baisse des taux directeurs à court comme à long terme. Les banques camerounaises semblent être friandes pour les crédits au secteur public. Globalement, le canal du crédit est faible au Cameroun, ce qui rejoint les trouvailles de plusieurs auteurs<sup>4</sup>. Pour analyser les causes de la faiblesse du canal du crédit, nous avons introduit une variable indicatrice du niveau de liquidité bancaire et le taux d'intérêt qui permet de tester l'existence d'un éventuel rationnement du crédit. Le constat, c'est que l'augmentation des réserves oisives est l'une des causes de la faible transmission de la politique monétaire, ce qui rejoint encore les travaux de plusieurs auteurs<sup>5</sup>, mais en poussant la réflexion plus loin en testant l'existence du rationnement du crédit, le constat est que les banques rationneraient du crédit à court terme, une raison de plus en faveur de la faible transmission de la politique monétaire par le canal du crédit.

De ces constats, quelques suggestions émergent afin d'améliorer la transmission de la politique monétaire par le canal du crédit.

A court terme, augmenter le coefficient des réserves obligatoires pour résorber davantage l'excès de liquidité bancaire. Nos analyses ont montré que les taux de réserves obligatoires sont faibles pour réduire l'excès de liquidité des banques et les inciter à répondre favorablement à la politique de refinancement.

A long terme, le développement d'un cadre concurrentiel dans le secteur bancaire, serait salvateur pour améliorer la transmission de la politique monétaire. Améliorer le cadre institutionnel régissant l'accès au crédit bancaire. Largement documenté par Sacerdoti (2005), il s'agit d'améliorer l'information sur les emprunteurs ; mettre à jour des normes comptables et d'audit ceci permettra de rétablir la confiance entre emprunteurs et banquier, finalement de palier au rationnement de crédits. Enfin, poursuivre le développement du marché des titres permettrait aux banques de trouver une alternative de placement de la liquidité bancaire.

---

4Mezui-Mbeng (2011) ;Beguy (2012) ;Kamgna et Ndambendia (2008)

5Saxegaard (2006), Kamgna et Ndambendia (2008) et Beguy (2012)

## References:

- ANGELONI, I., KASHYAP, A. K. and MOJON, B., (2003), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area: A Study by the Eurosystem Monetary Transmission Network*. Cambridge University Press.
- BEAC, (2010), (2012), Rapports d'activités.
- BEGUY, O. (2012), *Trois essais sur la surliquidité bancaire dans les pays de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC)*", Thèse de doctorat, Université d'Auvergne Clermont-Ferrand I
- A. BERGER, A. and UDELL, G. (1992), Some Evidence on the Empirical Significance of Credit Rationing, *Journal of Political Economy*, 100.5, p 421-453
- BERNANKE, B.S. and BLINDER, A.S., (1988) Credit, Money, and Aggregate Demand. *American Economic Review* 78.2, p. 435–439.
- GAMBACORTA, L. (2005). Inside the bank lending channel. *European Economic Review* 49.7, p. 1737–1759
- GUEZO, M., (2014), Comportement d'offre bancaire à travers les dynamiques macroéconomiques: une mise en évidence du rôle des caractéristiques des banques, Cahier de recherche.
- KAMGNA, S. Y. et NDAMBENDIA, H., (2008), Excès de liquidité systémique et effectivité de la politique monétaire : cas des pays de la CEMAC, MPRA Paper No. 9599, posted 18.
- KANGA, K.D. (2014), Les banques et la transmission de la politique monétaire: une analyse comparative des zones CEMAC, UEMOA et ZMAO, cahier de recherche
- KASHYAP, A. K. and STEIN, J. C., (2000), The impact of monetary policy on bank balance sheets. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 42, p. 151–195.
- KASHYAP, A.K. and STEIN, J. C., (1993), Monetary Policy and Bank Lending, NBER working Paper N° 4317
- KING, S. R. (1986). "Monetary Transmission: Trough Bank Loans or Bank Liabilities?", *Journal of Money Credit and Banking* 18, pp 290-303.
- MEZUI-MBENG, P., (2011), Transmission de la politique monétaire : le cas des pays de la CEMAC, MPRA Paper No. 26032, posted 20, Université de Nancy.
- MISHRA, P. ET MONTIEL, P., (2013). How effective is monetary transmission in low-income countries? A survey of the empirical evidence. *Economic Systems* 37.2, p. 187–216.
- OLINER, S. D. and RUDEBUSCH, G. D. (1993), Is there a Bank Credit Channel for Monetary Policy?, Federal Reserve System, Working Paper No 104

PESARAN, M.H., SHIN, Y. and SMITH, R.P., (1999), Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels, *Journal of the American Statistical Association* 94, pp. 621-634.

PESARAN, M.H., SHIN, Y. and SMITH, R.J., (2001), Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16: pp 289-326.

ROMER, C. and ROMER, D. (1993), Credit Channel or Credit Actions ? An Interpretation of the Postwar Transmission Mechanism, Changing Capital Markets : Implications for Monetary Policy, Federal Reserve bank of Kansas City.

ROSENWALD, F. (1995), L'influence de la sphère financière sur la sphère réelle : les canaux du crédit, *Bulletin de la Banque de France*, 1er trimestre 1995, Supplément « Études »

SACERDOTI E., (2005), Access to bank credit in sub-saharan Africa : key issues and reform strategies, Working Paper n° 166, IMF, P.1-39.

SAXEGAARD, M. (2006), Excess liquidity and Effectiveness of Monetary Policy: Evidence from Sub-Saharan Africa, IMF Working Paper WP/06/115.

**Annexes**

Annexe 1 : ordres d'intégration des variables

VARIABLES INDEPENDANTES	LTIAO	LTIPP	LRESLI	LREFIN	LTRO	LTIR
ADF	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(0)
PP	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(0)

VARIABLES DEPENDANTES	LCREDCT	LCREDLT	LCREDMT	LCREDPRI	LCREDPUB
ADF	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)
PP	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)

Source : auteurs

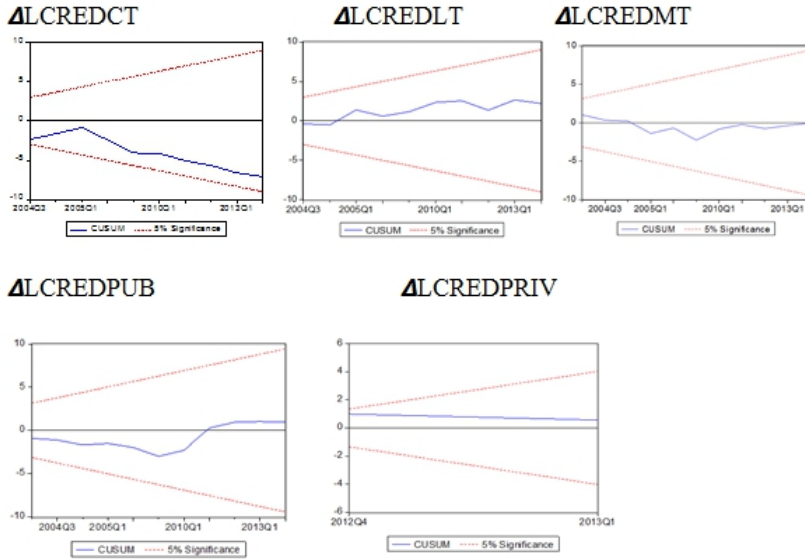
Annexe 2 : test de corrélation sérielle et de stabilité des paramètres de l'ARDL

1) test de Corrélation sérielle des variables

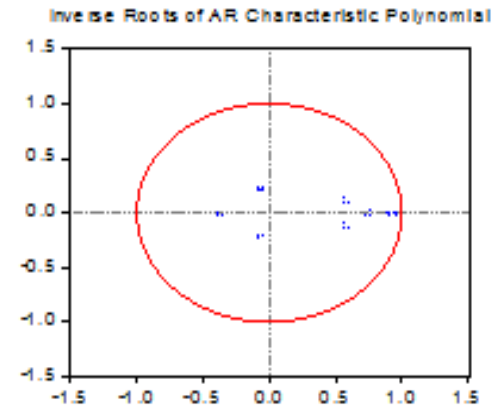
Model	F-statistic	Probability	Decision
□LCREDCT	0.495866	0.499136 > 0,005	No Serial Correlation
□LCREDMT	0.706434	0.422397	No Serial Correlation
□LCREDLT	0.218331	0.650330	No Serial Correlation
□LCREDPUB	16.09640	0.155509	No Serial Correlation
□LCREDPRIV	0.077298	0.786657	No Serial Correlation

Source : auteurs

2) test de stabilité des paramètres de l'ARDL



Annexe 3 : test de stabilité du VAR



## Annexe 4 résultats des estimations

Dependent Variable: D(LCREDCT)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1991Q3 2014Q1

Included observations: 83 afteradjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.223746	1.677334	2.518130	0.0178
D(LCREDCT(-1))	0.367950	0.176729	2.082007	0.0466
D(TIAO(-1))	7.626624	0.041727	0.774625	0.0419
D(TIPP(-1))	-3.277973	0.041099	2.700586	0.0276
D(TRO(-1))	0.003609	0.008872	-1.057672	0.9541
D(LRESLI(-1))	-0.416110	0.094015	-0.892362	0.0398
D(LREFIN(-1))	0.107152	0.078976	1.138115	0.2171
D(TIR(-1))	-1.369241	0.083016	1.325472	0.0314
LCREDCT(-1)	-0.241183	0.098107	-2.458363	0.0204
TIAO(-1)	0.003525	0.027368	0.128796	0.8984
TIPP(-1)	-0.104806	0.046739	-2.242390	0.0330
LRESLI(-1)	-1.216218	0.074709	-1.185788	0.2457
LREFIN(-1)	0.698081	0.049085	0.234806	0.8161
TRO(-1)	0.009018	0.005961	1.512926	0.1415
TIR(-1)	-0.107165	0.093938	-1.140815	0.2636
R-squared	0.512885	Meandependent var		0.026024
Adjusted R-squared	0.269328	S.D. dependent var		0.041269
S.E. of regression	0.035276	Akaike info criterion		-3.582529
Sumsquaredresid	0.034844	Schwarz criterion		-2.968157
Log likelihood	92.02438	F-statistic		2.105808
Durbin-Watson stat	2.335663	Prob(F-statistic)		0.045481

Dependent Variable: D(LCREDLT)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1991Q3 2014Q1  
 Included observations: 83 afteradjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.362083	1.514003	0.239156	0.8127
D(LCREDLT(-1))	0.567936	0.322364	1.761786	0.0890
D(TIAO(-1))	2.923926	0.078836	0.094185	0.5605
D(TIPP(-1))	4.767106	0.072855	-1.137089	0.0270
D(TRO(-1))	1.963285	0.013437	0.210244	0.8522
D(LRESLI(-1))	-0.327202	0.086197	-1.043217	0.0345
D(LREFIN(-1))	-0.645880	0.000142	-1.147437	0.0506
D(TIR(-1))	17.99499	0.133114	-1.028851	0.1683
LCREDLT(-1)	-0.274247	0.158943	-1.725445	0.0955
TIAO(-1)	-0.030643	0.059606	-0.514098	0.6112
TIPP(-1)	0.148020	0.092187	1.605647	0.1196
LRESLI(-1)	0.170098	0.090814	1.618450	0.1168
LREFIN(-1)	0.158867	0.045210	0.574961	0.5699
TRO(-1)	-0.000795	0.008725	-0.091124	0.9280
TIR(-1)	0.192518	0.172144	1.118358	0.2729
R-squared	0.509807	Meandependent var		0.006872
Adjusted R-squared	0.264711	S.D. dependent var		0.068801
S.E. of regression	0.058997	Akaike info criterion		-2.553996
Sumsquaredresid	0.097457	Schwarz criterion		-1.939624
Log likelihood	69.91091	F-statistic		2.080029
Durbin-Watson stat	2.555275	Prob(F-statistic)		0.048186



Dependent Variable: D(LCREDMT)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1991Q3 2014Q1  
 Included observations: 83 afteradjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.251045	2.742946	0.820667	0.4188
D(LCREDMT(-1))	0.154155	0.229771	0.670909	0.5078
D(TIAO(-1))	-0.371513	0.063520	1.345575	0.2764
D(TIPP(-1))	-1.445348	0.065278	-0.883014	0.6979
D(TRO(-1))	-0.002339	0.011966	-0.766399	0.9715
D(LRESLI(-1))	-0.691048	0.065467	-3.186737	0.0433
D(LREFIN(-1))	0.184860	0.058354	-0.016108	0.0506
D(TIR(-1))	-0.799525	0.112706	-2.707451	0.2017
LCREDMT(-1)	-0.229569	0.182051	-1.261016	0.2177
TIAO(-1)	-0.053822	0.046516	-1.157078	0.2570
TIPP(-1)	0.026119	0.075069	0.347934	0.7305
LRESLI(-1)	0.010766	0.038504	0.724544	0.4747
LREFIN(-1)	0.058606	0.077685	0.183535	0.8557
TRO(-1)	0.006445	0.012247	0.526242	0.6029
TIR(-1)	0.068810	0.129330	0.532054	0.5989
R-squared	0.537590	Meandependent var		0.035351
Adjusted R-squared	0.306386	S.D. dependent var		0.061510
S.E. of regression	0.051228	Akaike info criterion		-2.836399
Sumsquaredresid	0.073479	Schwarz criterion		-2.222026
Log likelihood	75.98257	F-statistic		2.325170
Durbin-Watson stat	2.117253	Prob(F-statistic)		0.027879

Dependent Variable: D(CREDPRI(-1))  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1991Q3 2014Q1  
 Included observations: 83 afteradjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.554035	0.822942	1.888388	0.0684
D(TIAO(-1))	-4.829151	0.142247	1.585219	0.6514
D(TIPP(-1))	-0.095985	0.123645	-0.776294	0.0368
D(LOGRESLI(-1))	0.178953	0.095985	-1.988256	0.4501
D(LOGREFIN(-1))	0.113600	0.305093	0.003241	0.1136
D(TRO(-1))	-8.613825	0.027106	0.067093	0.0243
D(TIR(-1))	-3.867151	0.202349	1.507755	0.0215
CREDPRI(-1)	0.135165	0.049312	2.741030	0.0101
TIAO(-1)	-0.189950	0.091065	-2.085871	0.0453
TIPP(-1)	0.058196	0.086799	0.670473	0.5075
TRO(-1)	-0.021040	0.016934	-1.242477	0.2234
TIR(-1)	-0.263912	0.182742	-1.444178	0.0215
R-squared	0.462854	Meandependent var		-0.006285
Adjusted R-squared	0.272253	S.D. dependent var		0.144058
S.E. of regression	0.122893	Akaike info criterion		-1.124073
Sumsquaredresid	0.468186	Schwarz criterion		-0.632575
Log likelihood	36.16756	F-statistic		2.428398
Durbin-Watson stat	0.881537	Prob(F-statistic)		0.025701

Dependent Variable: D(CREDPUB(-1))  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1991Q3 2014Q1  
 Included observations: 83 afteradjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.009969	1.771539	-0.005628	0.9955
D(TIAO(-1))	0.187241	0.368204	0.508525	0.0122
D(TIPP(-1))	-0.614211	0.327765	-0.937482	0.3558
D(LOGRESLI(-1))	3.76E-06	6.34E-06	0.592829	0.5576
D(LOGREFIN(-1))	0.001773	0.000434	4.086621	0.0003
D(TRO(-1))	-0.069284	0.070505	-0.982679	0.3334
D(TIR(-1))	0.521693	0.503519	1.036092	0.3082
CREDPUB(-1)	0.214460	0.085486	2.508710	0.0176
TIAO(-1)	-0.016892	0.229901	-0.073477	0.9419
TIPP(-1)	0.205302	0.232373	0.883500	0.3838
TRO(-1)	-0.003408	0.043185	-0.078926	0.9376
TIR(-1)	-0.637007	0.325692	-1.955856	0.0595
R-squared	0.456123	Meandependent var		-0.037846
Adjusted R-squared	0.263134	S.D. dependent var		0.368101
S.E. of regression	0.315981	Akaike info criterion		0.764659
Sumsquaredresid	3.095170	Schwarz criterion		1.256157
Log likelihood	-4.440177	F-statistic		2.363471
Durbin-Watson stat	1.279273	Prob(F-statistic)		0.029473

**annexe 5 transformation RADL des équations fondamentales**

En présentant les équations (1), (2), (3), (4) et (5) sous leurs formes ARDL, on obtient les équations ci-dessous:

$$\Delta LCREDCT_t = \alpha + \sum_1^n \beta_{i,1} \Delta LCREDCT_{t-i} + \sum_1^n \theta_{i,1} \Delta TIAO_{t-i} + \sum_1^n \delta_{i,1} \Delta TIPP_{t-i} + \sum_1^n \phi_{i,1} \Delta LRESLI_{t-i} + \sum_1^n \varpi_{i,1} \Delta LREFIN_{t-i} + \sum_1^n \varrho_{i,1} \Delta TRO_{t-i} + \sum_1^n \lambda_{i,1} \Delta TIR_{t-i} + \Psi_{1,1} LCREDCT_{t-1} + \Psi_{2,1} TIAO_{t-1} + \Psi_{3,1} TIPP_{t-1} + \Psi_{4,1} LRESLI_{t-1} + \Psi_{5,1} LREFIN_{t-1} + \Psi_{6,1} TRO_{t-1} + \Psi_{7,1} TIR_{t-1} + \xi_{1t} \dots \dots \dots (6)$$

$$\Delta LCREDMT_t = \alpha + \sum_1^n \beta_{i,2} \Delta LCREDMT_{t-i} + \sum_1^n \theta_{i,2} \Delta TIAO_{t-i} + \sum_1^n \delta_{i,2} \Delta TIPP_{t-i} + \sum_1^n \phi_{i,2} \Delta LRESLI_{t-i} + \sum_1^n \varpi_{i,2} \Delta LREFIN_{t-i} + \sum_1^n \varrho_{i,2} \Delta TRO_{t-i} + \sum_1^n \lambda_{i,2} \Delta TIR_{t-i} + \Psi_{1,2} LCREDMT_{t-1} + \Psi_{2,2} TIAO_{t-1} + \Psi_{3,2} TIPP_{t-1} + \Psi_{4,2} LRESLI_{t-1} + \Psi_{5,2} LREFIN_{t-1} + \Psi_{6,2} TRO_{t-1} + \Psi_{7,2} TIR_{t-1} + \xi_{2t} \dots \dots \dots (7)$$

$$\begin{aligned} & \square \Delta \text{LCREDLT}_t \square \text{ } \text{ } \text{ } \sum_1^n \beta_{i,3} \Delta \text{LCREDLT}_{t-i} \\ & + \sum_1^n \theta_{i,3} \Delta \text{TIAO}_{t-i} + \sum_1^n \delta_{i,3} \Delta \text{TIPP}_{t-i} + \sum_1^n \phi_{i,3} \Delta \text{LRESLI}_{t-i} + \\ & \sum_1^n \varpi_{i,3} \Delta \text{LREFIN}_{t-i} + \sum_1^n \varpi_{i,3} \Delta \text{TRO}_{t-i} + \sum_1^n \lambda_{i,3} \Delta \text{TIR}_{t-i} + \Psi_{1,3} \text{LCREDLT}_{t-1} + \\ & \Psi_{2,3} \text{TIAO}_{t-1} + \Psi_{3,3} \text{TIPP}_{t-1} + \Psi_{4,3} \text{LRESLI}_{t-1} + \Psi_{5,3} \text{LREFIN}_{t-1} + \Psi_{6,3} \text{TRO}_{t-1} \\ & + \Psi_{7,3} \text{TIR}_{t-1} + \xi_{3t} \dots \dots \dots (8) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \square \Delta \text{LCREDPRIV}_t \square \text{ } \text{ } \text{ } \sum_1^n \beta_{i,4} \Delta \text{LCREDPRIV}_{t-i} \\ & + \sum_1^n \theta_{i,4} \Delta \text{TIAO}_{t-i} + \sum_1^n \delta_{i,4} \Delta \text{TIPP}_{t-i} + \sum_1^n \phi_{i,4} \Delta \text{LRESLI}_{t-i} + \\ & \sum_1^n \varpi_{i,4} \Delta \text{LREFIN}_{t-i} + \sum_1^n \varpi_{i,4} \Delta \text{TRO}_{t-i} + \sum_1^n \lambda_{i,4} \Delta \text{TIR}_{t-i} + \Psi_{1,4} \text{LCREDPRIV}_{t-1} + \\ & \Psi_{2,4} \text{TIAO}_{t-1} + \Psi_{3,4} \text{TIPP}_{t-1} + \Psi_{4,4} \text{LRESLI}_{t-1} + \Psi_{5,4} \text{LREFIN}_{t-1} + \Psi_{6,4} \text{TRO}_{t-1} \\ & + \Psi_{7,4} \text{TIR}_{t-1} + \xi_{4t} \dots \dots \dots (9) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \square \Delta \text{LCREDPUB}_t \square \text{ } \text{ } \text{ } \sum_1^n \beta_{i,5} \Delta \text{LCREDPUB}_{t-i} \\ & + \sum_1^n \theta_{i,5} \Delta \text{TIAO}_{t-i} + \sum_1^n \delta_{i,5} \Delta \text{TIPP}_{t-i} + \sum_1^n \phi_{i,5} \Delta \text{LRESLI}_{t-i} + \\ & \sum_1^n \varpi_{i,5} \Delta \text{LogREFIN}_{t-i} + \sum_1^n \varpi_{i,5} \Delta \text{TRO}_{t-i} + \sum_1^n \lambda_{i,5} \Delta \text{TIR}_{t-i} + \\ & \Psi_{1,5} \text{LCREDPUB}_{t-1} + \Psi_{2,5} \text{TIAO}_{t-1} + \Psi_{3,5} \text{TIPP}_{t-1} + \Psi_{4,5} \text{LRESLI}_{t-1} + \\ & \Psi_{5,5} \text{LREFIN}_{t-1} + \Psi_{6,5} \text{TRO}_{t-1} + \Psi_{7,5} \text{TIR}_{t-1} + \xi_{5t} \dots \dots \dots (10) \end{aligned}$$

Où t est l'indice du temps, Δ l'opérateur de différence, N l'ordre maximum de retard et ξ le terme d'erreur. α, β,θ,λ et Y représentent les coefficients de réaction de court terme de l'offre de crédits à la politique monétaire. Les Ψ<sub>jk</sub> sont les coefficients de réaction de long terme de l'offre de crédits à la politique monétaire. Cependant, les Ψ<sub>1k</sub> sont les forces de rappel à l'équilibre.

Par la suite, les équations peuvent être transformées en la version à correction d'erreur du modèle ARDL

$$\begin{aligned} & \square \Delta \text{LCREDCT}_t \square \text{ } \text{ } \text{ } \sum_1^n \beta_{i,1} \Delta \text{LCREDCT}_{t-i} \\ & + \sum_1^n \theta_{i,1} \Delta \text{TIAO}_{t-i} + \sum_1^n \delta_{i,1} \Delta \text{TIPP}_{t-i} + \sum_1^n \phi_{i,1} \Delta \text{LRESLI}_{t-i} + \\ & \sum_1^n \varpi_{i,1} \Delta \text{LREFIN}_{t-i} + \sum_1^n \varpi_{i,1} \Delta \text{TRO}_{t-i} + \sum_1^n \lambda_{i,1} \Delta \text{TIR}_{t-i} + \\ & \phi_1 \text{CE}_1 \dots \dots \dots (11) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \square \Delta \text{LCREDMT}_t \square \text{ } \text{ } \text{ } \sum_1^n \beta_{i,2} \Delta \text{LCREDMT}_{t-i} \\ & + \sum_1^n \theta_{i,2} \Delta \text{TIAO}_{t-i} + \sum_1^n \delta_{i,2} \Delta \text{TIPP}_{t-i} + \sum_1^n \phi_{i,2} \Delta \text{LRESLI}_{t-i} + \\ & \sum_1^n \varpi_{i,2} \Delta \text{LREFIN}_{t-i} + \sum_1^n \varpi_{i,2} \Delta \text{TRO}_{t-i} + \sum_1^n \lambda_{i,2} \Delta \text{TIR}_{t-i} + \\ & \phi_2 \text{CE}_2 \dots \dots \dots (12) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \square \Delta \text{LCREDLT}_t \square \text{ } \text{ } \text{ } \sum_1^n \beta_{i,3} \Delta \text{LCREDLT}_{t-i} \\ & + \sum_1^n \theta_{i,3} \Delta \text{TIAO}_{t-i} + \sum_1^n \delta_{i,3} \Delta \text{TIPP}_{t-i} + \sum_1^n \phi_{i,3} \Delta \text{LRESLI}_{t-i} + \\ & \sum_1^n \varpi_{i,3} \Delta \text{LREFIN}_{t-i} + \sum_1^n \varpi_{i,3} \Delta \text{TRO}_{t-i} + \sum_1^n \lambda_{i,3} \Delta \text{TIR}_{t-i} + \\ & \phi_3 \text{CE}_3 \dots \dots \dots (13) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \square \text{LCREDPRIV}_i \square \square \text{ } \mathcal{A} \quad \sum_1^n \beta_{i.4} \Delta \text{LCREDPRIV}_{t-i} \\ & + \sum_1^n \theta_{i.4} \Delta \text{TIAO}_{t-i} + \sum_1^n \delta_{i.4} \Delta \text{TIPP}_{t-i} + \sum_1^n \phi_{i.4} \Delta \text{LRESLI}_{t-i} + \\ & \sum_1^n \varpi_{i.4} \Delta \text{LREFIN}_{t-i} + \sum_1^n \varrho_{i.4} \Delta \text{TRO}_{t-i} + \sum_1^n \lambda_{i.4} \Delta \text{TIR}_{t-i} \quad + \\ & \phi_4 \text{CE}_4 \dots \dots \dots (14) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \square \text{LCREDPUB}_i \square \square \text{ } \mathcal{A} \quad \sum_1^n \beta_{i.5} \Delta \text{LCREDPUB}_{t-i} \\ & + \sum_1^n \theta_{i.5} \Delta \text{TIAO}_{t-i} + \sum_1^n \delta_{i.5} \Delta \text{TIPP}_{t-i} + \sum_1^n \phi_{i.5} \Delta \text{LRESLI}_{t-i} + \\ & \sum_1^n \varpi_{i.5} \Delta \text{LogREFIN}_{t-i} + \sum_1^n \varrho_{i.5} \Delta \text{TRO}_{t-i} + \sum_1^n \lambda_{i.5} \Delta \text{TIR}_{t-i} \quad + \\ & \phi_5 \text{CE}_5 \dots \dots \dots (15) \end{aligned}$$

$\Phi_1$ ;  $\phi_2$ ;  $\phi_3$ ;  $\phi_4$  et  $\phi_5$  sont les vitesses d’ajustement des paramètres de long terme ou encore vitesse de retour à l’équilibre. Pour la validité des modèles ils devraient être négatifs.  $\text{CE}_1$ ;  $\text{CE}_2$ ;  $\text{CE}_3$ ;  $\text{CE}_4$  et  $\text{CE}_5$  sont respectivement les résidus obtenus à partir de l’estimation des équations (1) ; (2) ; (3) ; (4) et (5).