

Analysis of the interest rate in Morocco

harraou, Khalid

9 July 2019

Online at https://mpra.ub.uni-muenchen.de/94968/MPRA Paper No. 94968, posted 10 Jul 2019 01:16 UTC

Analyse du pass-through du taux d'intérêt au Maroc

Khalid HARRAOU

Université Mohammed Premier – FSJES - Oujda k.harraou@gmail.com

Résumé

Le taux d'intérêt du marché monétaire joue un rôle fondamental comme courroie de transmission de la politique monétaire. En effet, à travers ce canal, la banque centrale transmet ses impulsions monétaires au secteur réel de l'économie via les répercussions sur les taux d'intérêt offerts par les institutions bancaires. La connaissance du degré d'ajustement des taux bancaires par rapport aux taux du marché monétaire s'avère incontournable compte tenu du fait que cela permet de mesurer l'efficacité de la politique monétaire à travers le canal du taux d'intérêt.

Cet article est consacré en particulier, à l'examen de la relation entre le taux du marché monétaire et les taux bancaires à travers l'analyse du pass-through et aussi à étudier la présence d'asymétrie dans la dynamique de transmission de la politique monétaire au niveau du système bancaire Marocain. Pour ce, un Modèle à Correction d'Erreur est utilisé pour mesurer le degré de réactivité des taux bancaires suite aux modifications des conditions monétaires.

Pour tester la présence d'asymétrie dans la transmission des chocs monétaires, un modèle à seuil est donc utilisé, lequel est un prolongement du modèle à correction d'erreur. Les résultats des estimations ont révélé un degré élevé du pass-through des taux débiteurs et un faible pour les taux créditeurs, avec des effets asymétriques dans certains cas.

Mots clés : Pass-through, politique monétaire, canaux de transmission, taux débiteurs, taux créditeurs, taux interbancaire, Modèle à Correction d'Erreur (MCE).

Introduction

Dans la poursuite de ses objectifs, qui consistent principalement en la stabilité des prix, la Banque Centrale du Maroc dispose de plusieurs canaux de transmission lesquels permettent la mécanisation des impulsions monétaires au niveau du secteur réel de l'économie du pays.

Au cours de ces dernières décennies, il existe une abondante littérature sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire à travers le canal du taux d'intérêt. Toutefois, le taux d'intérêt du marché monétaire joue un rôle prépondérant dans la transmission des décisions des autorités monétaires sur les taux d'intérêt du marché bancaire. Ce mécanisme est plus généralement connu comme le pass-through des taux directeurs sur les taux offerts par les institutions bancaires. La connaissance du degré et de la vitesse de ce mécanisme est fondamentale pour la banque centrale dans la mesure où elle renseigne surtout sur l'efficacité de la politique monétaire.

Suite à une variation des taux du marché monétaire, l'ajustement des taux bancaires se fait de manière plus ou moins rapide selon qu'il s'agit des taux sur les dépôts ou encore sur les prêts, étant donné les coûts d'ajustement supportés par les banques commerciales. La transmission dépendra alors de plusieurs facteurs dont le niveau de développement du marché financier, le degré de concurrence, la volatilité des taux directeurs pour ne citer que ceux-là.

Parmi les points révélateurs dans la littérature économique sur la transmission des impulsions monétaires via le taux directeur sur les taux bancaires, on retient que le pass-through est parfois lent et incomplet à court terme mais complet à long terme. Ainsi, les changements opérés au niveau du marché monétaire domestique, suite aux décisions de politique monétaire, qui modifient les conditions du marché, se transmettent avec des retards sur les taux bancaires. Ce phénomène se traduit par la notion de viscosité¹ des taux bancaires.

L'une des premières tentatives d'explication de cette viscosité ou encore du degré d'inertie des taux bancaires a été l'œuvre de Stiglitz et Weiss (1981). Le fait est qu'il existe de l'asymétrie informationnelle au niveau du marché bancaire peu concurrentiel, ce qui conduit à un rationnement du marché. Dès lors, les gains espérés des banques sont une fonction des taux d'intérêt sur les prêts.

Etant donné que la probabilité d'avoir un défaut de paiement augmente d'autant que les taux d'intérêt sont élevés, alors toute hausse des taux d'intérêt est susceptible de provoquer une hausse des risques de portefeuille des prêts bancaires par sélection adverse ou aléa moral. Dans cette logique, les banques ne peuvent pas augmenter les taux débiteurs même dans les cas où elles font face aux coûts marginaux. Tout ceci peut se traduire par le fait que les investisseurs prudents seraient découragés et d'autres plus averses au risque seraient attirés par ces taux élevés. Autrement dit, les prêteurs auront tendance à investir dans des projets plus risqués à cause des taux d'intérêt élevés. En effet, l'existence de l'asymétrie informationnelle entre prêteurs et emprunteurs sur le marché des prêts peut générer une certaine viscosité des taux d'intérêt sur les prêts bancaires.

¹ La viscosité des taux bancaires s'explique par le fait que ces taux s'ajustent parfois très faiblement et lentement suite aux modifications des conditions du marché découlant des décisions de politique monétaire.

L'objectif de ce papier est d'examiner le degré et la vitesse d'ajustement des taux bancaires suite aux variations des taux du marché monétaire (le degré de pass-through) et à déceler la présence éventuelle d'effets asymétriques dans la dynamique de transmission de la politique monétaire. Pour ce, nous allons recourir à l'estimation d'un Modèle à Correction d'Erreur (ECM) en utilisant des données trimestrielles pour la période 2008-2017, puis une variante du modèle ECM (modèle à seuil) pour étudier la dynamique asymétrique.

Notre article se fera comme suit : en première partie, nous fournissons une brève revue de la littérature du taux d'intérêt et du pass-through. Dans la suite de ce papier, nous nous intéresserons à la méthodologie adoptée dans le cadre de cette étude, enfin la présentation et l'interprétation des résultats empiriques.

Cadre théorique

1. Littérature théorique du taux d'intérêt et du pass-through

1.1. Théorie du taux d'intérêt

Le taux d'intérêt d'un prêt ou d'un emprunt, détermine la rémunération du capital prêté par un agent économique à un autre. Le montant remboursé par le préteur est égal à la somme du capital et des intérêts. Ce taux du prêt dépend de la durée de prêt, de la nature des risques, de l'unité de compte et des garanties offertes par le préteur.

La définition du taux d'intérêt a créé plusieurs débats théoriques dans la littérature économique. On présente dans ce qui suit les idées de chaque théorie.

1.1.1. Théorie classique

Selon les classiques, le taux d'intérêt est déterminé par l'offre d'épargne et de la demande d'emprunt. C'est le prix de l'abstinence à la consommation présente pour les ménages épargnants. La demande d'emprunt est créée par les besoins d'investissement. Ce taux d'intérêt égalise donc l'épargne et l'investissement.

■ La demande d'emprunt

La demande d'emprunt se compose de la demande à des fins productives et de consommation. Le capital est demandé par les investisseurs parce qu'il est productif. Mais la productivité du capital est soumise à la loi des proportions variables. C'est-à-dire la productivité marginale du capital diminue en ajoutant des unités de capital.

Il arrive un moment quand la productivité marginale du capital devienne nulle, et donc l'investisseur à un certain moment n'aura plus intérêt à investir, parce que la productivité devient inférieure au taux d'intérêt. On conclut que la demande du capital est inversement liée au taux d'intérêt. Il y'a cependant d'autres facteurs qui régissent la demande de capitaux, tel que la croissance de la population, le progrès technique, le niveau de la vie de la communauté...

■ L'offre d'épargne

L'offre du capital dépend de l'épargne. Certains agents épargnent indépendamment du taux d'intérêt, ils continueraient à épargner même si le taux d'intérêt devient nul. Cependant, il y'a

d'autres qui épargne parce que le taux actuel les incite à épargner. Cette épargne est une abstinence à la consommation actuelle.

Plus le taux d'intérêt est important, plus les agents seront incités à épargner, plus l'offre de capital sera grande. La courbe d'offre se déplace donc à droite.

■ *L'équilibre de l'offre et de la demande*

Le taux d'intérêt est déterminé par l'intersection de la courbe de la demande et la courbe de l'offre. Ceci est montrée dans la figure 1 ci-dessous, avec **E** point d'intersection des courbe **I** et **S**, et **Q** représente la quantité du capital en offre et en demande à un taux d'intérêt **R**.

Si le taux d'intérêt augmente, la demande d'investissement diminue et l'offre de capital augmente.

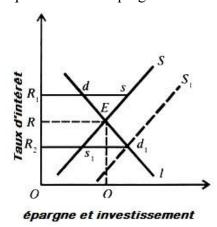


Figure 1 : Equilibre entre l'épargne et l'investissement

Cependant, la théorie classique énoncée par Marshall et Pigou a été critiquée par Keynes :

- Le revenu n'est pas constant mais variable : la théorie classique suppose que le niveau de revenu est donné, et considère le taux d'intérêt comme un mécanisme d'équilibre entre la demande et l'offre de fonds. Selon Keynes, le revenu est une variable et non une constante et l'égalité entre l'épargne et l'investissement est provoqué par des variations de revenu et non par des variations du taux d'intérêt.
- L'indépendance entre épargne et investissement : les deux déterminant du taux d'intérêt : les courbes d'offre et de demande sont considérées comme indépendantes, c'est-à-dire si la demande change, la courbe de demande se déplace sans affecter la courbe d'offre. Mais selon Keynes, les deux courbes sont dépendantes. Un déplacement de la courbe d'investissement en haut, le revenu augmente, ce qui va donner une épargne supérieure et par suite la courbe d'offre se déplace aussi en haut. De même un changement dans la courbe d'offre entrainera une variation de la courbe de demande.
- Néglige les effets de l'investissement sur le revenu : la théorie classique néglige l'effet de l'investissement sur le niveau de revenu. Une augmentation du taux d'intérêt par exemple, entrainera une baisse de l'investissement en le rendant moins rentable. Cela entrainera une diminution de la production, de l'emploi et du revenu. Ce dernier à son tour, entrainera une diminution d'épargne, ce qui est contradictoire à l'affirmation classique selon laquelle l'épargne est une fonction directe d taux d'intérêt.

D'autre part, un faible taux d'intérêt encourage l'investissement, augmente la production, l'emploi et par suite le revenu et l'épargne.

Selon Keynes, l'investissement ne dépend pas du taux d'intérêt mais dépend de l'efficacité marginale du capital. Même si le taux d'intérêt baisse à zéro, Keynes affirme que l'investissement n'aura pas lieu si les l'espérance du profit est faible.

D'autres critiques de la théorie classique c'est qu'elle néglige les autres sources d'épargne, l'hypothèse de plein emploi qui est loin de la réalité, néglige les facteurs monétaires.

1.1.2. Théorie Keynésienne

L'approche keynésienne le taux d'intérêt est le prix qui égalise l'offre et la demande de monnaie. C'est le prix de la renonciation à la liquidité. L'épargne est un résidu qui ne dépend pas du taux d'intérêt, en effet c'est le revenu qui s'ajuste pour égaliser l'épargne et l'investissement.

La demande de la monnaie chez Keynes est déterminée par trois motifs : motif de transaction, de précaution et de spéculation. Ce sont les motifs de détention de la liquidité par les agents économiques. Par ailleurs l'offre de monnaie est exogène, elle est déterminée par les autorités monétaires du pays.

La demande

Keynes stipule dans son ouvrage « Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie » que le besoin pour la liquidité ou la demande de monnaie se base sur trois motifs :

• Motif de transaction

Les individus ont besoin de la monnaie pour effectuer leurs transactions courantes. En effet comme les dépenses se fond pendant une période et les revenus sont généralement reçus à la fin de chaque période, les agents économiques ont besoin de la monnaie sous forme d'espèces pour financer leurs transactions.

Le besoin de la monnaie dépend donc de niveau de revenu de chaque agent. Les agents ayant des revenus plus élevés conservent plus d'argent liquide pour répondre à leurs transactions. En d'autres termes la demande de transaction est une fonction croissante de revenu.

$$T_{dm}=f(Y)$$
 où T_{dm} : représente la demande de monnaie pour transaction et Y : le revenu.

Motif de précaution

Puisque l'avenir est incertain, pour Keynes, non seulement les agents détiennent la monnaie pour effectuer des transactions courantes, mais également pour faire face aux imprévus comme la maladie, la mort, les accidents, le risque de chômage, etc. Le montant de l'argent détenu dans le cadre de ce motif, dépend également du niveau de revenu de l'individu.

Les personnes ayant des revenus plus élevés peuvent se permettre de conserver plus d'argent liquide pour faire face à ces situations d'urgence. Cela signifie que ce type de demande d'argent est également une fonction croissante du revenu.

$$P_{dm} = f(Y)$$
 où P_{dm} : représente la demande de monnaie pour précaution.

Motif de spéculation

Ce type de demande est la vraie contribution de Keynes concernant la demande de la monnaie. Le motif spéculatif se réfère à la volonté des agents économiques de détenir des actifs liquides pour pouvoir profiter des mouvements de marché des titres en fonction des variations de taux d'intérêt.

Le montant détenu dans le cadre de ce motif sert à réaliser des gains en vendant ou achetant des titres selon l'évolution prévue de taux d'intérêt. En effet le taux d'intérêt est inférieur au taux qui compense la préférence pour la liquidité, alors les agents vont renoncer aux placements financiers et conservent des liquidités. Par conséquent la demande spéculative d'argent est une fonction décroissante du taux d'intérêt.

$$S_{dm} = f(r)$$
 où r : le taux d'intérêt.

La demande totale de monnaie :

La demande totale de la monnaie est la somme des trois demandes présentes ci-dessus.

$$D_{\rm m} = T_{\rm dm} + P_{\rm dm} + S_{\rm dm}$$

Compte tenu de la relation inverse entre le taux d'intérêt et la demande spéculative de la monnaie cette demande globale D_m possède une pente négative en fonction de taux d'intérêt.

L'offre de monnaie :

L'offre de la monnaie S_m selon Keynes est exogène car, elle dépend de la politique de la banque centrale du pays. Elle est donnée d'une manière institutionnelle.

La détermination du taux d'intérêt :

Le taux d'intérêt est déterminé par la confrontation de l'offre et la demande de monnaie.

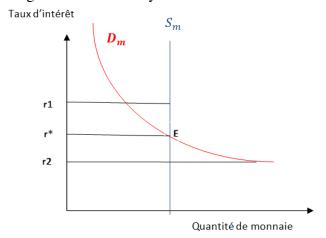


Figure 2 : Théorie keynésienne de la monnaie

 S_m Est le montant total fournit par la banque centrale. Au point E l'offre de la monnaie égalise la demande D_m , ainsi le taux d'intérêt d'équilibre r* est déterminé.

Si le taux d'intérêt est supérieur au taux d'équilibre r* l'offre de la monnaie dépassera la demande. Les gens achèteront plus de titres. Par conséquent, leurs prix augmenteront et le taux d'intérêt diminuera jusqu'à ce que la demande de monnaie soit égale à l'offre.

D'autre part, si le taux d'intérêt devient inférieur au taux d'équilibre, la demande de la monnaie dépassera l'offre, les gens vendront leurs titres. Le prix des titres baissera et le taux d'intérêt augmentera jusqu'à ce que nous atteignions le point E. Ainsi, le taux d'intérêt est déterminé uniquement par les variables monétaires.

Toutefois, comma la théorie classique, la théorie Keynésienne présente des limites :

Premièrement, Keynes a critiqué la théorie classique pour le fait qu'elle suppose un niveau d'emploi fixé. La même critique s'applique à la théorie de la monnaie keynésienne puisqu'elle suppose un niveau de revenu donné. En effet pour Keynes c'est l'offre et la demande de monnaie qui détermine le taux d'intérêt. Sans connaitre le niveau de revenu on ne peut pas connaitre la demande de transaction et la demande spéculative. Par conséquent un changement de revenu entrainera une modification de la demande de monnaie et donc une modification de taux d'intérêt.

On ne peut pas donc déterminer le taux d'intérêt que si le niveau de revenu soit connu et que le niveau de revenu ne peut être déterminé que lorsque le taux d'intérêt est connu. D'où l'indétermination. Hicks et Hansen ont résolu ce problème dans leur analyse IS-LM² en déterminant simultanément le taux d'intérêt et le niveau de revenu.

Deuxièmement, Keynes a rejeté les facteurs réels comme déterminants de la détermination du taux d'intérêt.

Troisièmement, la théorie de Keynes permet de choisir entre la tenue d'obligations risquées et l'argent sans risque. Une personne détient soit des obligations soit de l'argent liquide et non pas les deux en même temps. En réalité l'incertitude et le risque oblige un individu à tenir les deux. Cet écart dans la théorie de Keynes a été rempli par James Tobin. En fait, aujourd'hui, les gens font des choix entre une variété d'actifs.

1.1.3. Théorie des fonds prêtables

La théorie des fonds prêtables vient comme alternative combinant les deux théories : classique et keynésienne. Elle stipule que le taux d'intérêt est déterminé par la confrontation de l'offre et de la demande des fonds prêtables. L'offre intègre les actifs monétaires et non monétaires, de même la demande est composée des liquidités désirées par les agents ainsi que la demande d'investissement.

1.2. Littérature théorique du pass-through du taux d'intérêt

Le pass-through du taux d'intérêt est une composante clé de la transmission de la politique monétaire à travers le canal du taux d'intérêt, il permet de décrire comment un changement du taux directeur est transmis aux taux débiteur et créditeur sur le long terme.

L'estimation numérique des coefficients du pass-through divergent considérablement selon les pays, les marchés. Ceci implique qu'un changement de la politique monétaire produit des différentes réponses au niveau des taux bancaires.

² Le modèle IS-LM est considéré comme une version formalisée des idées de J.M. Keynes, une représentation algébrique et graphique d'un certain nombre de relations posées plus ou moins explicitement par J.M. Keynes dans la théorie générale. Le principal apport du modèle original réside dans la détermination simultanée, en économie fermée, du revenu national et du taux d'intérêt à partir d'une interaction entre les marchés des biens et services (IS) et le marché de la monnaie (LM).

Théoriquement, le pass-through des taux directeurs sur les taux bancaires peut être influencé positivement ou négativement par des facteurs d'ordre institutionnel ou financier. La littérature empirique a permis d'isoler certains déterminants lesquels sont intimement liés à la structure de l'économie et du marché monétaire. Les déterminants du pass-through des taux directeurs sur les taux bancaires :

1.2.1. La structure des dépôts bancaires

La littérature économique retient la structure de la dette d'une économie comme facteur explicatif de la vitesse de transmission des impulsions monétaires sur les taux bancaires. En effet, la vitesse de la transmission de la politique monétaire dépend de la structure de la dette : si celle-ci est composée principalement des taux variables, la transmission des changements du taux directeur se fait plus rapidement. Par contre, si les dépôts sont soumis à des taux fixes, cette vitesse sera plus faible.

1.2.2. La concurrence dans le marché bancaire

Le niveau de concurrence au niveau du marché bancaire joue un rôle fondamental dans la qualité de transmission des chocs monétaires sur les taux offerts par les banques commerciales. Selon que la pression concurrentielle soit plus ou moins forte, l'ajustement des taux bancaires devrait être plus ou moins complet. D'une manière générale, se basant sur certains éléments théoriques et empiriques, il est admis que la transmission des impulsions monétaires sur les taux bancaires se fait de manière nettement plus rapide dans une économie où la pression concurrentielle entre banques est très élevée (Cottarelli et Kourelis³)

Une des approches retenues pour évaluer l'influence de la concurrence sur le pass-through consiste à déterminer l'indice de concentration. Il s'agit de calculer le ratio entre le total des actifs d'une banque ou d'un groupe de banques par rapport au total des actifs du système bancaire.

1.2.3. L'inflation

L'inflation est l'un des facteurs qui détermine le pass-through du taux directeur sur les taux débiteurs et créditeurs, car elle permet un réajustement par les prix relatifs (Mojon, 2000). En effet l'inflation croit à un rythme supérieur que celui des taux d'intérêt bancaires (nominaux), dans ce cas le taux d'intérêt réel diminue. Les banques augmentent leurs taux débiteurs car la baisse des taux d'intérêt réel représente une dégradation des profils bancaires, et par suite alimente la demande du crédit. La présence d'inflation peut donc améliorer la vitesse et la qualité de transmission.

Même s'il est difficile de conclure sur l'effet de l'inflation sur la vitesse de la transmission, plusieurs études empiriques ont donné des résultats favorables d'un effet négatif. si on a une forte inflation, le taux d'intérêt réel sera très faible. Cet effet peut être nuisibles à la transmission, car les agents économiques sont affectés différemment par les variations du taux monétaire qui seront compensés et amortis par la forte inflation.

³Cottarelli, C., and A. Kourelis (1994), Financial Structure, Bank Lending Rates, and the Transmission Mechanism of Monetary Policy, IMF Staff Papers, 41(4), 587-633.

1.2.4. La croissance économique

La croissance peut avoir un impact positif sur le pass-through de la politique monétaire. En effet la croissance agit positivement sur l'investissement et l'endettement.

En présence d'une croissance économique, et si une forte demande est anticipée avec de bonnes perspectives en termes de profits et de débouchés, les entreprises anticipent une hausse de l'activité économique, alors elles seront incitées à investir. Toute hausse de la croissance économique engendre une hausse préalable au niveau d'investissement⁴.

Pour financer leurs investissements, les entreprises ont recours soit au crédit, soit à la finance directe. Cette augmentation de la demande et du volume des crédits peut agir positivement sur le pass-through.

1.2.5. La volatilité des taux directeurs

L'incertitude au niveau de la politique monétaire, a un impact négatif sur la capacité des banques à ajuster leurs taux. En effet un niveau d'incertitude élevé induit un risque de taux d'intérêt, par conséquent des coûts d'ajustement supérieurs.

Sachant que les emprunteurs sont averses au risque, ils préfèrent des taux fixes, ceci poussera les banques à privilégier la stabilité de leurs taux, et vont adopter un comportement de lissage des variations du taux monétaire.

Le niveau d'incertitude est lié empiriquement à la variance du taux directeur. En effet, une variance importante du taux directeur se traduit par une viscosité dans le pass-through. La crédibilité de la politique monétaire agit positivement sur la transmission des variations du taux directeur aux taux bancaires.

2. Les canaux de transmission de la politique monétaire

Les canaux de transmission jouent un rôle primordial dans la prise de décision des banques centrales, ce qui a donné lieu à plusieurs travaux théoriques qui cherchent à identifier les spécificités de chaque canal de transmission et pour voir comment il opère. Il existe plusieurs canaux de transmission de la politique monétaire, elles diffèrent entre elles selon l'importance accordée soit au taux d'intérêt, au taux de change, à la monnaie ou au crédit.

2.1. Canal du taux d'intérêt

C'est le canal le traditionnel de la littérature économique, et le canal principal dans la théorie keynésienne dans le model IS-LM. Ce canal peut être décomposé en deux étapes : l'impact du changement du taux directeur sur l'ensemble des taux d'intérêt et l'impact des taux d'intérêt sur l'activité économique et sur les prix. Le mécanisme de transmission peut être schématisé comme suit :

Une politique monétaire expansionniste produit une baisse du taux d'intérêt réel « ir » en présence de prix rigides à court terme, cette baisse diminue le coût du capital et augmente les dépenses d'investissement, et l'accroissement de la demande mène à une augmentation du volume de la production.

_

⁴ Multiplicateur keynésien

En injectant de la liquidité, la banque centrale agit sur les taux à court terme, alors que le taux à long terme est une fonction des taux courts anticipés, selon la théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt (Fisher⁵ 1993).

Cependant les taux à moyen et long terme sont les variables clés de la transmission de la politique monétaire par ce canal, vu qu'ils encouragent l'investissement et par suite augmentent le revenu global. Ce canal du taux d'intérêt peut être aussi analysé à travers l'effet de substitution et l'effet revenu qui affectent les décisions de consommation et d'épargne des ménages. En effet, une baisse du taux d'intérêt réduit le coût du crédit et la rémunération de l'épargne, ce qui induit un effet de substitution, et par là, favorise la consommation immédiate et défavorise l'épargne.

Concernant l'effet revenu, une baisse du taux d'intérêt, augmente la valeur actualisée des actifs financiers, ce qui mène à une appréciation du patrimoine des ménages. Il en résulte, donc, une augmentation du revenu permanent des ménages et ensuite augmente leur demande de bien de consommation.

En résumé, la transmission à travers le canal du taux d'intérêt s'effectue sur deux étapes. D'une part, la transmission des politiques monétaire du taux directeur au taux d'intérêt, et d'autre part l'impact des taux à long terme sur les agrégats macroéconomiques.

2.2. Canal du crédit

Le canal de crédit désigne l'ensemble des facteurs agissant sur l'offre et la demande du crédit et leur influence sur l'ensemble des agrégats macroéconomiques comme sur le comportement d'investissement ou de la consommation des agents économiques.

Le canal du crédit est étroitement lié au canal du taux d'intérêt, sauf que les travaux sur le canal du crédit cherchent à analyser les facteurs qui peuvent amplifier la transmission du canal du taux d'intérêt. Le canal du crédit revêt trois formes selon la littérature théorique (Mishkin⁶, 1996):

- Canal des prêts bancaires : agit sur les conditions de l'offre de crédit au sein du système bancaire.
- Canal du bilan : s'intéresse à la structure et la santé financière des emprunteurs.
- Canal du patrimoine : analyse le comportement des consommateurs en matière d'acquisition de biens durables et de logements.

Les banques commerciales attribuent les crédits en fonction des actifs que l'emprunteur peut donner comme garantie, cependant le prix de ces actifs est sensible aux changements du taux d'intérêt, une hausse du taux d'intérêt par exemple peut entrainer une baisse des prix des actions. Par conséquence une diminution de la valeur des actifs en garantie, entraine une augmentation du taux d'intérêt et donc une diminution de l'offre de crédit, et par suite une moindre croissance de l'activité économique.

⁵ Fisher, Irving, The Debt-Deflation Theory of Great Depressions, Econometrica, October 1933, n° 1, p. 337-357.

⁶ Mishkin, F.S. (1996) the Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy. NBER Working Paper No. 5464.

L'efficacité du canal du crédit relève donc de deux conditions principales, la première est la capacité de la banque centrale à affecter le pouvoir des banques commerciales à attribuer les crédits. Ensuite la substituabilité imparfaite entre le crédit bancaire et les autres sources de financements (Cecchetti⁷, 1997).

2.3. Canal du taux de change

Une variation du taux directeur se répercute aussi sur l'activité économique par le canal du taux de change d'une manière généralement plus rapide.

Dans une économie ouverte, et en régime de change flexible, la transmission des fluctuations du taux d'intérêt vers le taux de change est assurée par la condition de la parité non couverte du taux d'intérêt. Cette dernière relie le taux d'intérêt domestique et le taux d'intérêt à l'étranger aux taux de change futur anticipé. Par la suite, une diminution du taux d'intérêt domestique par rapport au taux d'intérêt étranger, décourage les investisseurs étrangers, donc une dépréciation de la monnaie nationale, et par conséquent les produits nationaux deviennent plus compétitifs sur le marché étranger, augmentant ainsi les exportations et la demande globale.

La banque centrale peut utiliser encore ce canal de transmission pour réduire l'inflation importée. En effet une augmentation du taux d'intérêt domestique, encourage les investisseurs à la recherche de placements plus rentables, ce qui va entrainer une appréciation de la monnaie nationale, et donc le prix des importations diminue.

Cadre empirique

1. Méthodologie de l'étude

Afin d'estimer le pass-through des taux d'intérêt débiteurs et créditeurs, nous pouvons opter pour les Modèles à Correction d'Erreurs à équation unique. Le soubassement de la spécification adoptée repose sur l'approche de « Cost of funds » (De Bondt, 2002-2005), qui formalise la transmission du taux sur le marché monétaire vers les taux débiteurs et créditeurs. Cette relation se base ainsi sur l'existence d'un coût marginale pour les banques.

1.1. Cointégration asymétrique

Si les taux débiteurs, créditeurs et le taux interbancaire sont intégrés d'ordre un (les séries ne sont pas stationnaires en niveau, mais stationnaires en première différence), une relation de long terme existe entre eux, et s'écrit sous la forme :

$$r_t = \mu + \beta m_t + u_t \quad (1)$$

Avec r_t les différents taux bancaires, m_t le taux interbancaire, u_t représente le terme d'erreurs, μ une constante (Taux de marge)⁸, β étant coefficient (positif) de pass-through de long terme. Lorsque ce coefficient est égal à 1, on parle de pass-through complet. Dans ces conditions, les variations du taux sur le marché monétaire sont totalement transmises vers les taux débiteurs et

⁷ Cecchetti, Stephan G., Distinguishing Theories of the Monetary Transmission Mechanism, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, May-June 1995, p. 77, p. 83-97.

⁸ Désigne le pourcentage de gain ou de perte réalisé par la banque, c'est la marge d'intermédiation qui représente la différence entre le prix de vente et le coût d'achet de la monnaie.

créditeurs. Cependant, il existe des éléments qui atténuent l'ampleur du pass-through, notamment, une faible élasticité de la demande de crédit et de l'offre de dépôts, en raison d'une faible concurrence entre les banques, et les problèmes d'asymétrie d'information, (DeBondt, 2005).

Pour tester l'existence de la relation de cointégration, Engle et Granger ont proposé une méthode qui consiste à estimer la relation (1), et tester la stationnarité des résidus estimés $\widehat{u_t}$. Si la stationnarité des résidus est vérifiée, la relation d'ajustement peut être formulée sous forme d'un modèle à correction d'erreurs.

$$\Delta r_t = \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta r_{t-i} + \sum_{j=0}^l \gamma_j \Delta m_{t-j} + \alpha \ \hat{u}_{t-1} + \ \epsilon_t \ \ (2)$$

Dans cette équation (2), les paramètres γ et φ mesurent respectivement la réaction des taux bancaires suite aux changements courants et retardés du taux interbancaire et à leurs propres changements retardés ; α représente la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme.

Enders et Granger (1998) ont développé la procédure Engel-Granger, en introduisant un modèle à correction d'erreurs asymétrique, lequel est une variante du modèle initial (2). Il permet de savoir si les taux d'intérêt bancaires s'ajustent différemment aux chocs monétaires selon qu'ils sont en dessous ou en dessus du niveau d'équilibre. Les auteurs utilisent deux types de modèles :

- Le modèle autorégressif à seuil (TAR : Threshold AutoRegressive Models) dans lequel l'ajustement est asymétrique selon la grandeur de la déviation par rapport à l'équilibre
- Le modèle M-TAR (Momentum Threshold AutoRegressive Models), dans lequel l'ajustement est asymétrique selon la dynamique de cette déviation.

Enders et Siklos (2001) généralisent le test de cointégration asymétrique pour le cas multivarié.

Le test de la cointégration asymétrique suit les étapes suivantes :

- a) Estimation de la relation de long terme : $r_t = \mu + \beta m_t + u_t$
- b) Estimation du modèle des résidus :

$$\Delta \hat{u}_t = (1 - I_t) \rho_1 \hat{u}_{t-1} + I_t \rho_2 \hat{u}_{t-1} \sum_{i=1}^k \theta_i \, \Delta \hat{u}_{t-i} + \varepsilon_t \tag{3}$$

Avec \hat{u}_t les résidus estimés et I_t une fonction indicatrice qui montre la position de la déviation du taux d'intérêt par rapport au niveau d'équilibre pour un seuil donné τ :

Pour le modèle TAR :

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si} & \hat{u}_{t-1} \ge \tau \\ 0 & \text{si} & \hat{u}_{t-1} < \tau \end{cases}$$

Pour le modèle M-TAR:

La fonction indicatrice est définie par rapport à la variation du terme de correction d'erreur

$$I_t = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{ si } & \Delta \; \hat{u}_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{ si } & \Delta \; \hat{u}_{t-1} < \tau \end{array} \right.$$

c) Tester l'hypothèse : H_0 : $\rho_1 = \rho_2 = 0$ avec Φ – statistic de Enders et Siklos (2001). Rejeter l'hypothèse nulle signifie que les variables sont cointégrées.

Il importe de souligner que l'absence de la cointégration constitue un moyen de mesure de la qualité de la transmission. Cela dit, lorsque la relation de cointégration est mauvaise ou inexistante, ceci signifie que la transmission se fait très difficilement, par contre elle parfaite en situation inverse.

d) Tester l'hypothèse H_0 : $\rho_1 = \rho_2$ avec F-statistic. Rejeter l'hypothèse nulle signifie que les variables sont cointégrées asymétriquement.

Dans les études économiques, les modèles avec $\tau = 0$ sont particulièrement intéressant, car l'asymétrie est liée aux écarts positifs et négatifs de la valeur d'équilibre. Ceci dit, le cas où τ est inconnu et doit être estimé avec $\rho_1 et \rho_2$, est aussi important.

Pour estimer ce τ , Enders et Siklos (2001) utilise la procédure développée par Chan (1993).

Pour notre cas, on utilise les modèles M-TAR avec seuil inconnu, puisque on n'a pas des arguments solides en faveur de la restriction ex-ante du seuil à zéro. Si la cointégration asymétrique est vérifiée, le modèle à estimer sera :

$$\Delta r_t = \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta r_{t-i} + \sum_{j=0}^l \gamma_j \Delta m_{t-j} + \alpha_1 I_t (r_{t-1} - \mu - \beta m_{t-1})$$

$$+ \alpha_2 (1 - I_t) (r_{t-1} - \mu - \beta m_{t-1}) + \varepsilon_t$$
(4)

1.2. L'asymétrie à court terme

Avec l'asymétrie potentielle dans le mécanisme de correction des erreurs, il pourrait être pertinent d'étudier le comportement des taux bancaires pour tester l'existence d'une asymétrie dans leurs ajustements à court terme, selon le sens de variation du taux interbancaire⁹. Le modèle (4) peut être étendu pour tenir compte de ces asymétries à court terme comme suit :

$$\Delta r_t = \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta r_{t-i} + \sum_{j=0}^l d_t^- \gamma_j^- \Delta m_{t-j} + \sum_{j=0}^l d_t^+ \gamma_j^+ \Delta m_{t-j}$$

$$+ \alpha_1 I_t (r_{t-1} - \mu - \beta m_{t-1}) + \alpha_2 (1 - I_t) (r_{t-1} - \mu - \beta m_{t-1}) + \varepsilon_t$$
(5)

Avec:

$$d_t^+ = \begin{cases} 1 & si & \Delta m_t \ge 0 \\ 0 & si & \Delta m_t < 0 \end{cases} \quad \text{et} \quad d_t^- = \begin{cases} 1 & si & \Delta m_t < 0 \\ 0 & si & \Delta m_t \ge 0 \end{cases}$$

Tel que les coefficients correspondants respectivement à une augmentation/baisse du taux interbancaire possèdent les exposants "+"/"-".

En conservant cette notation le modèle de cointégration symétrique qui inclut une asymétrie dans l'ajustement à court terme s'écrit :

$$\Delta r_{t} = \sum_{i=1}^{k} \varphi_{i} \Delta r_{t-i} + \sum_{j=0}^{l} d_{t}^{-} \gamma_{j}^{-} \Delta m_{t-j} + \sum_{j=0}^{l} d_{t}^{+} \gamma_{j}^{+} \Delta m_{t-j}$$

$$+ \alpha (r_{t-1} - \mu - \beta m_{t-1}) + \varepsilon_{t}$$
(6)

Si la cointégration n'est pas vérifiée, le modèle à estimer :

$$\Delta r_{t} = \sum_{i=1}^{k} \varphi_{i} \Delta r_{t-i} + \sum_{j=0}^{l} d_{t}^{-} \gamma_{j}^{-} \Delta m_{t-j} + \sum_{j=0}^{l} d_{t}^{+} \gamma_{j}^{+} \Delta m_{t-j} + \varepsilon_{t}$$
 (7)

⁹ Sznajderska (2012) étudie l'effet des facteurs qui peuvent augmenter l'asymétrie : l'activité économique, la liquidité bancaire, la crédibilité de la banque centrale et les anticipations des agents économique.

Pour chacune des trois spécifications, l'asymétrie à court terme sera évaluée en testant :

- (i) L'égalité des paramètres qui mesurent la réaction immédiate des taux bancaires suite à une augmentation de taux interbancaire, avec ceux qui mesurent la réaction suite à une baisse $(\gamma_0^+ = \gamma_0^-)$.
- (ii) L'égalité des paramètres qui mesurent les réactions pendant deux différentes périodes $(\gamma_i^+ = \gamma_j^- \ \forall \ i,j)$. Si on rejette cette égalité, on a une asymétrie due à un effet de retard échelonné.
- (iii) L'égalité de la somme des paramètres qui mesurent la réaction suite à une augmentation du taux interbancaire, avec la somme de ceux qui mesurent la réaction suite à une baisse $(\sum_{i=0}^{l} \gamma_i^- = \sum_{i=0}^{l} \gamma_i^+)$

Pour résumer, la méthodologie consiste à tester dans un premier temps l'existence et la typologie de la relation de cointégration entre les taux bancaires et le taux interbancaire. Sur la base de ces tests on choisit le modèle approprié parmi les trois spécifications¹⁰. Ensuite on teste la présence d'une asymétrie potentielle à court terme, finalement analyser les principales caractéristiques du pass-through.

1.3. Les données

Dans le cadre de ce travail nous aurons à utiliser neuf variables : Le taux débiteur global (rl), taux des comptes débiteurs et crédits de trésorerie (rlcdct), taux des crédits à l'équipement (rlcEquip), taux des crédits immobiliers (rlcimm), taux des crédits à la consommation (rlCons), taux créditeur pondéré (rd), taux des dépôts à 6 mois (rd6m), taux des dépôts à 12 mois (rd12m), et le taux interbancaire (rm).

Les données sont collectées sur une base trimestrielle et couvrent la période allant du premier trimestre de l'année 2008 au quatrième trimestre 2017. Elles proviennent du site de Bank Al-Maghrib. Les tests et estimations sont faites à l'aide des logiciels statistiques : STATA 13 et Eviews 8.

1.4. Tests de cointégration

1.4.1. Test de stationnarité des séries

Les tests¹¹ de stationnarité des processus temporels s'avèrent nécessaires pour notre modélisation vue que le traitement de stationnarité est une étape primordiale pour spécifier l'ordre d'intégration des séries et déterminer de quel type de non-stationnarité¹² s'agit-il. En effectuant le test de Dickey-Fuller Augmenté (Annexe 2.1), il en ressort les résultats suivants :

• Dickey Fuller augmenté et le test de Phillips-Perron, utilisés souvent en pratique, dont l'hypothèse nulle est la présence d'une racine unitaire et donc la non stationnarité.

¹⁰ Les trois spécifications sont : Absence de cointégration, cointégration symétrique et cointégration asymétrique.

¹¹ Nous parlons:

[•] KPSS : le test de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin qui pose la stationnarité comme hypothèse null.

¹² La non stationnarité soit de type TS « Trend Stationary », ou de type DS « Differency Stationary ».

Tableau 1 : Test de stationnarité pour les variables

Variable	Etiquette	Stationnarité en niveau	Type de processus
rm	Taux interbancaire	Non stationnaire	DS et I (1) ¹³
rl	Taux débiteur global	Non stationnaire	DS et I (1)
rledet	Taux des comptes débiteurs et crédits de trésorerie	Non stationnaire	DS et I (1)
rlcEquip	Taux des crédits à l'équipement	Non stationnaire	DS et I (1)
rlimm	Taux des crédits immobiliers	Non stationnaire	DS et I (1)
rlCons	Taux des crédits à la consommation	Non stationnaire	DS et I (1)
rd	Taux créditeur pondéré	Non stationnaire	DS et I (1)
rd6m	Taux des dépôts à 6 mois	Non stationnaire	DS et I (1)
rd12m	Taux des dépôts à 12 mois	Non stationnaire	DS et I (1)

Source : Calcule de l'auteur

Les résultats des Tests ont révélé que toutes les séries sont stationnaires en différence première, ce qui laisse présager la présence de relations de cointégration entre elles.

1.4.2. Test de cointégration asymétrique

Pour tester l'asymétrie à long terme de la réponse des taux bancaires aux variations du taux interbancaire, on procède par l'approche de Enders and Siklos (2001) afin de distinguer les effets positifs et négatifs des résidus obtenus de la relation de long terme.

Le test de Enders et Siklos (2001) se base sur les modèles TAR et M-TAR pour tester l'existence et l'asymétrie de la cointégration pour les deux cas : $\tau = 0$ et τ inconnu.

Les résultats de ces tests sont présentés dans le tableau 2. Les valeurs critiques des tests ont été trouvé avec les simulations Monte Carlo. La décision se base sur la comparaison des valeurs calculés avec les valeurs critiques :

Si F-joint (Φ) > F-critique, On rejette l'hypothèse nulle ($H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$), ce que signifie que les variables sont cointégrées. Dans ce cas, on passe au test de l'asymétrie de la cointégration des variables : Si F-equal > F-critique, on rejette l'hypothèse nulle ($H_0: \rho_1 = \rho_2$), ce que signifie que les variables sont cointégrées asymétriquement.

Tableau 2 : Test de la cointégration asymétrique avec seuil inconnu

	Seuil estimé (Threshold)	Test statistic Valeur critique simulée		ue simulée 10%	
	τ	F-joint (Φ)	F-equal	F-joint (Φ)	F-equal
Rl	0,2243	8,2934	1,3982	6,1970	4,5384
Rlcdct	-0,3140	7,8958	1,6055	6,2445	4,6262
rlcEquip	0,1471	8,8988	2,6963	5,8218	4,5664
Rlimm	-0,1172	4,0592	3,0869	8,0493	8,2094
rlCons	0,0335	3,8579	1,4762	8,9009	8,2644
Rd	0,1764	5,55818	6,0134	5,7641	4,6713

¹³ I (1) : série intégrée d'ordre 1.

_

rd6m	0,0745	3,3103	1,7459	5,8039	4,7156
rd12m	-0,0412	3,3698	3,3906	8,0819	8,0676

Source : Calcule de l'auteur

D'après les résultats du test de cointégration asymétrique, aucune variable ne présente une asymétrie dans l'ajustement à long terme à l'exception du taux créditeur pondéré. La relation d'ajustement pour le taux créditeur pondéré portera sur une formulation TAR asymétrique à long terme avec seuil inconnu.

1.4.3. Test de cointégration symétrique

Pour les taux qui n'ont pas vérifié la relation de cointégration asymétrique, on procède à tester l'hypothèse de la cointégration symétrique avec le test de Enders and Granger :

On estime d'abord la relation de long terme avec les variables en niveau, puis on effectue un test de stationnaité des résidus estimés. Si la série des résidus est stationnaire, alors les séries sont cointégrées. Les résultats de l'estimation de la relation de long terme pour les taux bancaires sont :

(1)
$$rl_t = 3,270913 + 0,9397049 \ rm_t$$

(2) $rlcdct_t = 2,935369 + 1,058582 \ rm_t$
(3) $rlEquip_t = 2,38875 + 1,128036 \ rm_t$
(4) $rlimm_t = 4,774567 + 0,3757415 \ rm_t$
(5) $rlCons_t = 6,022514 + 0,3950081 \ rm_t$
(6) $rd_t = 2,958438 + 0,2295384 \ rm_t$
(7) $rd6m_t = 2,920821 + 0,1726211 \ rm_t$
(8) $rl_t = 3,07862 + 0,2344469 \ rm_t$

Les résultats du test de stationnarité des résidus de chaque équation sont présentés dans le tableau ci-dessous, le test¹⁴ est effectué sur la série des résidus et les décisions sont prises au niveau de 5% et de 10%.

Tableau 3 : Test de stationnarité des résidus de chaque équation

Equation	Stationnarité des résidus			
Equation –	Au niveau de 5%	Au niveau de 10%		
(1)	Stationnaires	Stationnaires		
(2)	Stationnaires	Stationnaires		
(3)	Stationnaires	Stationnaires		
(4)	Non stationnaires	Stationnaires		
(5)	Non stationnaires	Stationnaires		
(6)	Non stationnaires	Stationnaires		
(7)	Non stationnaires	Non stationnaires		
(8)	Non stationnaires	Stationnaires		

Source : Calcule de l'auteur

-

¹⁴ Test de Dickey – Fuller Augmenté.

D'après ces résultats on trouve que tous les taux bancaires sont cointégrés avec le taux interbancaire, à l'exception des taux : crédit immobilier, crédit consommation, crédit à 6 mois et crédit à 12 mois.

Puisque l'hypothèse de cointégration n'est pas vérifiée pour les taux des crédits immobilier crédit consommation, crédit à 6 mois et crédit à 12 mois, l'estimation de la relation d'ajustement portera sur une formulation ARDL en première différence.

Concernant les autres taux qui présente une cointégration symétrique, la relation d'ajustement portera sur un modèle à correction d'erreur symétrique à long terme.

Les résultats des tests précédents nous permettent de choisir les spécifications des modèles pour chaque taux étudié :

$$\Delta r l_t = \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta r l_{t-i} + \sum_{i=0}^l d_t^- \gamma_j^- \Delta r m_{t-j} + \sum_{i=0}^l d_t^+ \gamma_j^+ \Delta r m_{t-j} + \alpha (r l_{t-1} - \mu - \beta r m_{t-1}) + \varepsilon_t$$

$$\Delta r l c d c t_t = \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta r l c d c t_{t-i} + \sum_{j=0}^l d_t^- \gamma_j^- \Delta r m_{t-j} + \sum_{j=0}^l d_t^+ \gamma_j^+ \Delta r m_{t-j} + \alpha (r l c d c t_{t-1} - \mu - \beta r m_{t-1}) + \varepsilon_t$$

$$\Delta rlcEquip_{t} = \sum_{i=1}^{k} \varphi_{i} \Delta rlcEquip_{t-i} + \sum_{j=0}^{l} d_{t}^{-} \gamma_{j}^{-} \Delta rm_{t-j} + \sum_{j=0}^{l} d_{t}^{+} \gamma_{j}^{+} \Delta rm_{t-j} + \alpha (rlcEquip_{t-1} - \mu - \beta rm_{t-1}) + \varepsilon_{t}$$

$$\Delta r lim m_t = \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta r lim m_{t-i} + \sum_{j=0}^l d_t^- \gamma_j^- \Delta r m_{t-j} + \sum_{j=0}^l d_t^+ \gamma_j^+ \Delta r m_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\Delta rlCons_t = \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta rlCons_{t-i} + \sum_{j=0}^l d_t^- \gamma_j^- \Delta rm_{t-j} + \sum_{j=0}^l d_t^+ \gamma_j^+ \Delta rm_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\Delta r d_{t} = \sum_{i=1}^{k} \varphi_{i} \Delta r d_{t-i} + \sum_{j=0}^{l} d_{t}^{-} \gamma_{j}^{-} \Delta r m_{t-j} + \sum_{j=0}^{l} d_{t}^{+} \gamma_{j}^{+} \Delta r m_{t-j} + \alpha_{1} I_{t} (r d_{t-1} - \mu - \beta r m_{t-1}) + \alpha_{2} (1 - I_{t}) (r d_{t-1} - \mu - \beta r m_{t-1}) + \varepsilon_{t}$$

$$\Delta r d 6 m_t = \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta r d 6 m_{t_{t-i}} + \sum_{j=0}^l d_t^- \gamma_j^- \Delta r m_{t-j} + \sum_{j=0}^l d_t^+ \gamma_j^+ \Delta r m_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\Delta r d12m_{t} = \sum_{i=1}^{k} \varphi_{i} \Delta r d12m_{t-i} + \sum_{j=0}^{l} d_{t}^{-} \gamma_{j}^{-} \Delta r m_{t-j} + \sum_{j=0}^{l} d_{t}^{+} \gamma_{j}^{+} \Delta r m_{t-j} + \varepsilon_{t}$$

1.5. Test d'asymétrie de la relation d'ajustement à court terme :

Pour spécifier la forme finale des modèles, il est primordial de tester l'asymétrie de la relation d'ajustement à court terme des taux bancaires, selon le sens de variation du taux interbancaire.

Pour ce faire, on commence par une estimation des modèles spécifiés dans le paragraphe précédent, puis on teste les hypothèses suivantes :

- (i) L'égalité des paramètres qui mesurent la réaction immédiate des taux bancaires suite à une augmentation de taux interbancaire, avec ceux qui mesurent la réaction suite à une baisse $(\gamma_0^+ = \gamma_0^-)$.
- (ii) L'égalité des paramètres qui mesurent les réactions pendant deux différentes périodes $(\gamma_i^+ = \gamma_j^- \ \forall \ i, j)$. Si on rejette cette égalité, on a une asymétrie due à un effet de retard échelonné.
- (iii) L'égalité de la somme des paramètres qui mesurent la réaction suite à une augmentation du taux interbancaire, avec la somme de ceux qui mesurent la réaction suite à une baisse $(\sum_{j=0}^{l} \gamma_{j}^{-} = \sum_{j=0}^{l} \gamma_{j}^{+})$

Pour estimer ces modèles, quatre retards ont été introduits afin de prendre en compte la dynamique de court terme existante entre les taux bancaires et le taux interbancaire. Apres estimation, on procède aux choix du nombre de retards en se basant sur le critère AIC (Akaike Information Criteria). Pour chaque taux bancaire le nombre de retards est :

Tableau 4 : Nombre de retards retenus pour chaque modèle

Taux bancaire	Nombre de retards retenus
rl	3
Rlcdct	1
rlcEquip	2
Rlimm	4
rlCons	3
Rd	1
rd6m	1
rd12m	1

Source : Calcule de l'auteur

Les résultats des estimations des modèles sont présentés dans les tableaux suivants :

Tableau 5 : Pass-through des taux bancaires.

(Modèle ECM ajustement asymétrique à court terme)

	rl	rlcdct	rlcEquip
Pass-through de long terme	0,9397	1,0585	1,1280
Pass-through immédiat pour une baisse du taux	0,7724	0,8137	0,3959
interbancaire	(0,076)	(0,072)	(0,507)
Pass-through immédiat pour une hausse du taux	-0,2503	-0,3936	-0,1667
interbancaire	(0,847)	(0,586)	(0,857)
Vitesse d'ajustement	-1,3084	-0,7602	-1,0455
\bar{R}^2	0,2552	0,3971	0,5132
$H_0: \beta = 1$ (p-value)	0,5204	0,6598	0,2799
$H_0: \gamma_0^+ = \gamma_0^- \text{ (p-value)}$	0,4894	0,2154	0,7851
$H_0: \gamma_0^+ = \gamma_0^- \& \gamma_j^+ = \gamma_j^- \text{ (p-value)}$	0,9215	0,2663	0,2999
$H_0: \sum_{j=0}^{J} \gamma_j^+ = \sum_{j=0}^{J} \gamma_j^-$	0,7863	0,8728	0,8397

Remarque : Les chiffres entre parenthèses représentent la probabilité associée à chaque coefficient estimé.

Source : Calcule de l'auteur

Le tableau 5 montre que les taux débiteur (rl), taux comptes débiteurs et crédits de trésorerie (rlcdct) et taux du crédit à l'équipement (rlEquip) sont symétriques à court terme, ce que nécessite une nouvelle estimation sans prendre en considération la dynamique asymétrique à court terme. La nouvelle forme des trois modèles sera comme ce que suit :

$$\Delta r_{t} = \sum_{i=1}^{k} \varphi_{i} \Delta r_{t-i} + \sum_{j=0}^{l} \gamma_{j} \Delta m_{t-j} + \varepsilon_{t}$$

Tableau 6: Pass-through des taux bancaires.

(Modèle TAR avec seuil inconnu et ajustement asymétrique à court terme)

	Rd
Seuil (τ)	0,1764
Pass-through de long terme	0,2295
Pass-through immédiat pour une baisse du taux interbancaire	0,0703
Pass-through immédiat pour une hausse du taux interbancaire	1,2685
Vitesse d'ajustement pour une déviation au-dessous de l'équilibre	0,1791
Vitesse d'ajustement pour une déviation au-dessus	-0,0821
$ar{R}^2$	0,4761
$H_0: \beta = 1$ (p-value)	0,0000
$H_0: \gamma_0^+ = \gamma_0^- \text{ (p-value)}$	0,0053
$H_0: \gamma_0^+ = \gamma_0^- \& \gamma_j^+ = \gamma_j^- \text{ (p-value)}$	0,0022
$H_0: \sum_{j=0}^{J} \gamma_j^+ = \sum_{j=0}^{J} \gamma_j^-$	0,1658

Remarque: Les chiffres entre parenthèses représentent la probabilité associée à chaque coefficient estimé.

Source : Calcule de l'auteur

Le tableau 6 montre que l'ajustement à court terme de taux créditeur pondéré (rd) est asymétrique.

Tableau 7: Pass-through des taux bancaires.

(ARDL)

$(\Pi B B)$					
	rlimm	rlCons	rd6m	rd12m	
Pass-through de long terme	0,9397	0,3950	0,1726	0,2344	
Pass-through immédiat pour une baisse du taux	0,7724	0,6485	0,1722	-0,0527	
interbancaire	(0,076)	(0,008)	(0,383)	(0,768)	
Pass-through immédiat pour une hausse du taux	-0,2503	-0,2485	0,9162	1,1711	
interbancaire	(0,847)	(0,763)	(0,009)	(0,000)	
\overline{R}^2	0,2552	0,2828	0,3255	0,4465	
$H_0: \beta = 1$ (p-value)	0,5204	0,0000	0,0000	0,0000	
$H_0: \gamma_0^+ = \gamma_0^- \text{ (p-value)}$	0,4894	0,3380	0,0955	0,0043	
$H_0: \gamma_0^+ = \gamma_0^- \& \gamma_j^+ = \gamma_j^- \text{ (p-value)}$	0,9215	0,3380	0,0298	0,0010	
$H_0: \sum_{j=0}^{J} \gamma_j^+ = \sum_{j=0}^{J} \gamma_j^-$	0,7863	0,5392	0,3773	0,4781	

Remarque : Les chiffres entre parenthèses représentent la probabilité associée à chaque coefficient estimé.

Source : Calcule de l'auteur

On peut conclure d'après le tableau 7 que le taux de crédit immobilier (rlimm) et le taux de crédit à la consommation (rlCons) sont symétriques à court terme. Cependant le taux de dépôts à 6 mois (rd6m) et le taux de dépôts à 12 mois (rd12m) présentent une asymétrie d'ajustement à court terme.

1.6. Résultats finals

La réestimation des modèles en éliminant l'ajustement asymétrique à court terme pour tous les taux débiteurs, donne les résultats suivants :

Tableau 8: Pass-through des taux bancaires.

(Modèle ECM ajustement symétrique à court terme)

	rl	rlcdct	rlcEquip
Pass-through de long terme	0,9397	1,0585	1,1280
Pass-through immédiat	0,6559	0,4294	0,3019
Fass-tillough milliediat	(0,052)	(0,178)	(0,485)
Vitaga d'ajustament	-1,2312	-0,7681	-1,0329
Vitesse d'ajustement	(0,001)	(0,001)	(0,006)
\bar{R}^2	0,3556	0,3808	0,4968
H_0 : $\beta = 1$ (p-value)	0,5204	0,6598	0,2799

Remarque : Les chiffres entre parenthèses représentent la probabilité associée à chaque coefficient estimé.

Source : Calcule de l'auteur

Tableau 9: Pass-through des taux bancaires.

(ARDL à ajustement symétrique à court terme)

	rlimm	rlCons
Pass-through de long terme	0,9397	0,3950
Dogo through immédiat	0,2524	0,5159
Pass-through immédiat	(0,431)	(0,011)
\bar{R}^2	0,431	0,2424
$H_0: \beta = 1$ (p-value)	0,5204	0,0000

Remarque : Les chiffres entre parenthèses représentent la probabilité associée à chaque coefficient estimé.

Source : Calcule de l'auteur

Pour les taux créditeurs, qui présentent une asymétrie dans l'ajustement à court terme, les résultats sont présentés dans les tableaux suivants :

Tableau 10: Pass-through des taux bancaires.

(Modèle TAR avec seuil inconnu et ajustement asymétrique à court terme)

	Rd
Seuil (τ)	0.1764
Pass-through de long terme	0,2295
Pass-through immédiat pour une baisse du taux interbancaire	0,0703
1 ass-unough miniculat pour une baisse du taux interbancaire	(0,694)
Pass-through immédiat pour une hausse du taux interbancaire	1,2685
1 ass through minicular pour une nausse du taux intervalieure	(0,000)
Vitesse d'ajustement pour une déviation au-dessous de l'équilibre	0,1791
vicesse a ajustement pour une deviation au-dessous de r equinore	(0,527)
Vitesse d'ajustement pour une déviation au-dessus de l'équilibre	-0,0821

	(0,557)
$ar{R}^2$	0,4761
$H_0: \beta = 1$ (p-value)	0,0000
$H_0: \gamma_0^+ = \gamma_0^- \text{ (p-value)}$	0,0053
$H_0: \gamma_0^+ = \gamma_0^- \& \gamma_j^+ = \gamma_j^- \text{ (p-value)}$	0,0022
$H_0: \sum_{j=0}^{J} \gamma_j^+ = \sum_{j=0}^{J} \gamma_j^-$	0,1658

Remarque : Les chiffres entre parenthèses représentent la probabilité associée à chaque coefficient estimé.

Source : Calcule de l'auteur

Tableau 11: Pass-through des taux bancaires.

(ARDL à ajustement asymétrique à court terme)

	rd6m	rd12m
Pass-through de long terme	0,1726	0,2344
Pass-through immédiat pour une baisse du taux interbancaire	0,1722 (0,383)	-0,0527 (0,768)
Pass-through immédiat pour une hausse du taux interbancaire	0,9162 (0,009)	1,1711 (0,000)
\bar{R}^2	0,3255	0,4465
$H_0: \beta = 1$ (p-value)	0,0000	0,0000
$H_0: \gamma_0^+ = \gamma_0^- \text{(p-value)}$	0,0955	0,0043
$H_0: \gamma_0^+ = \gamma_0^- \& \gamma_j^+ = \gamma_j^- \text{ (p-value)}$	0,0298	0,0010
$H_0: \sum_{j=0}^{J} \gamma_j^+ = \sum_{j=0}^{J} \gamma_j^-$	0,3773	0,4781

Remarque : Les chiffres entre parenthèses représentent la probabilité associée à chaque coefficient estimé.

Source : Calcule de l'auteur

1.7. Interprétation des résultats finales

1.7.1. Le pass-through des taux débiteurs

Les résultats des estimations des modèles retenus pour les taux bancaires débiteurs, en utilisant les données trimestrielles allant du premier trimestre 2008 au quatrième trimestre 2017, sont présentés dans le tableau 12.

Au Maroc, ces estimations ont révélé que le pass-through de long terme est complet pour la majorité des taux débiteurs, soit un ajustement de : 93,97% pour le taux débiteur global, 105,85% pour le taux des comptes débiteurs et crédits de trésorerie, 112,8% pour le taux des crédits à l'équipement et 93,97% pour le taux des crédits à l'immobilier. Cependant, le taux de crédit à la consommation présente un faible ajustement à long terme, qui est de 39,5% suite à un choc de 1% du taux interbancaire.

Pour le taux débiteur global, taux des comptes débiteurs et crédits de trésorerie et le taux crédit à l'équipement, le mécanisme de correction d'erreur est symétrique, ce que signifie qu'ils s'ajustent de manière uniforme.

Le pass-through à court terme est symétrique, et est indépendant du sens de variation du taux interbancaire. Il s'agit d'une transmission immédiate de 65,59% pour le taux débiteur global, 42,94% pour le taux des comptes débiteurs et crédits de trésorerie, 30,19% pour le taux des crédits à l'équipement, 25,24 % pour le taux des crédits à l'immobilier et 51,59% pour le taux du crédit à la consommation.

Tableau 12 : Pass-through du taux interbancaire aux taux débiteurs

	Pass-through de long terme	H ₀ : Pass – through complet ?	Pass-through immédiat	Vitesse d'ajustement	\overline{R}^2
rl	0,9397	0,5204	0,6559 (0,052)	-1,2312 (0,001)	0,3556
rlcdct	1,0585	0,6598	0,4294 (0,178)	-0,7681 (0,001)	0,3808
rlcEquip	1,1280	0,2799	0,3019 (0,485)	-1,0329 (0,006)	0,4968
rlimm	0,9397	0,5204	0,2524 (0,431)	-	0,431
rlCons	0,3950	0,0000	0,5159 (0,011)	-	0,2424

Remarque : Les chiffres entre parenthèses représentent la probabilité associée à chaque coefficient estimé.

Source : Calcule de l'auteur

1.7.2. Le pass-through des taux créditeurs :

Le pass-through de long terme du taux créditeur pondéré est incomplet (22,95%). Le mécanisme de correction d'erreur est asymétrique : quand le taux créditeur pondéré est en dessous de sa valeur d'équilibre de plus de $\tau=0,1764\%$, il s'ajuste vers l'équilibre plus rapidement pour la baisse qu'à la hausse (17,91% de la déviation est corrigée dans le premier trimestre, contre seulement 8,21% dans le cas d'une déviation supérieure au seuil τ). Ce comportement peut être due à la forte compétitivité entre les banques pour attirer des fonds locaux, destinés à remplacer en partie leurs dettes extérieures. Cette viscosité peut être encore liée aux différents coûts d'ajustement auxquels les banques font face.

En ce qui concerne le pass-through à court terme, il s'ajuste d'une manière asymétrique. En effet, une hausse de taux interbancaire se transmet plus rapidement qu'à la baisse (126,85% contre 7,03%).

Pour les taux des dépôts à six mois et à douze mois, l'ajustement à long terme est symétrique. L'hypothèse de la transmission complète est rejetée. En effet, pour les taux des dépôts respectivement à six et à douze mois, la transmission à long terme est estimée à : 17,26% et 23,44%.

L'ajustement à court terme des taux des dépôts à six mois et à douze mois, est similaire à celui de taux créditeur pondéré : ils s'ajustent plus rapidement à la hausse qu'à la baisse (91,62% contre 17,22% pour le taux à six mois et 117,12% contre 5,27% pour le taux à douze mois).

Tableau 13 : Pass-through du taux interbancaire aux taux créditeurs

	Pass-through de long terme	H ₀ : Pass – through complet ?	Pass-through immédiat	Vitesse d'ajustement	Seuil (τ)	\overline{R}^2
rd	0,2295	0,000	↓rm: 0,0703 (0,694) ↑rm: 1,2685	$< \tau : 0,1791$ (0,527) $> \tau : -0,0821$	0,1764	0,4761
			(0,000)	(0,557)		
rd6m	0,1726	0,000	↓rm: 0,1722 (0,383) ↑rm: 0,9162 (0,009)	-	-	0,3255
rd12m	0,2344	0,000	↓rm: -0,0527 (0,768) ↑rm: 1,1711 (0,000)	-	-	0,4465

Remarque : Les chiffres entre parenthèses représentent la probabilité associée à chaque coefficient estimé.

Source : Calcule de l'auteur

Le pass-through est influencé par certains facteurs institutionnels et financiers de façon positive ou négative. Ces facteurs peuvent apporter des différences constatées d'un pays à un autre au niveau de la qualité de la transmission. Les principaux facteurs ayant une influence directe et significative sur le pass-through sont : la concurrence bancaire, la structure des dépôts, la volatilité des taux d'intérêt, l'inflation et la croissance.

La concurrence bancaire est un facteur déterminant pour la transmission de la politique monétaire aux banques de détails. En effet plus le marché bancaire est un marché concurrentiel, plus les banques vont se soucier de voir leurs marges bénéficiaires se rétrécir, ce que les poussera à répondre le plus rapidement possible aux variations de taux directeur, surtout en revue à la baisse, pour s'approprier plus de clients sur le marché bancaire. Ainsi l'écart entre le taux interbancaire et les taux bancaires sera d'autant plus petit et le pass-through tendra à être plus complet.

A l'inverse, si on est en présence d'une concurrence imparfaite, due à l'existence d'un monopole ou oligopole, le pass-through sera caractérisé par la présence d'inertie ou de viscosité. C'est le cas du système bancaire marocain, qui de nature oligopolistique.

La non parfaite substituabilité entre les crédits bancaires et la finance directe est un autre problème qui nuit à la concurrence du secteur bancaire marocain. Le sous-développement des marchés financiers au Maroc, fait de notre économie, une économie de crédit bancaire et non pas une économie de marchés financiers.

Ainsi, les entreprises n'ont pas d'autre choix que de se financer via le crédit bancaire, ce qui les pousse à se soumettre aux conditions d'octroi de crédits dictées par les banques, et ceci est surtout valable pour les très, petites et moyennes entreprises (TPME) qui n'ont pas un grand pouvoir négociateur contrairement aux grandes firmes.

En ce qui concerne la structure des dépôts bancaires pour le cas du Maroc, elle est marquée par la dominance des crédits à taux fixes, qui représentent 84% du volume total des crédits. Cette structure défavorise la transmission de la politique monétaire et affaiblie le pass-through.

Pour ce qui est de l'inflation au Maroc, elle reste maitrisée par les autorités monétaires. En effet le taux d'inflation est auteur de 2% le long de la période 2000-2017. Il est passé de 1,9% en 2001 à 0,7% en 2017, avec des pics remarquables à savoir celle de 2009 ou il atteint 3,7 % et ceci s'explique par les effets de la crise financière de 2008.

En 2015 les prix de barils de pétrole ont connu une chute remarquable, de ce fait le Maroc a bénéficié de cette baisse et le taux d'inflation était de 0,4%.

Concernant la croissance au Maroc, elle est toujours dépendante de la pluviométrie, ce qui explique la forte volatilité de sa composante non-agricole. Durant les dernières années, la croissance s'est inscrite en une tendance baissière. Cet essoufflement de la croissance, impacte l'investissement et donc la demande anticipée. Et puisque les entreprises ont recours au crédit pour financer leurs investissements, la demande des crédits va baisser ce qui agit négativement sur le pass-through.

Conclusion

Le présent papier a comme objectif principal l'estimation de la vitesse d'ajustement des taux bancaires en réaction aux chocs sur le marché monétaire et aussi de tester une éventuelle présence d'asymétrie dans la transmission des décisions monétaires. Pour cela, les taux débiteurs et créditeurs ont été retenus. Les données ont été collectées sur une base trimestrielle de Bank Al-Maghrib et nous avons utilisé plusieurs modèles pour estimer les coefficients de pass-through des chocs monétaires.

Les résultats ont révélé que les taux bancaires sont très réactifs aux variations du taux interbancaire, à l'exception du taux du crédit à la consommation et des taux créditeurs qui sont peu réactifs et présentent une viscosité dans la transmission, laquelle constitue une entrave à l'efficacité de la politique monétaire.

D'autre part, le modèle à seuil utilisé pour le taux créditeur pondéré, a permis d'isoler les effets asymétriques dans la transmission des variations du taux interbancaire à long et à court terme. En effet, on a pu remarquer que ce taux est très visqueux à la hausse tandis qu'ils s'ajustent plus rapidement à la baisse (17,91%) suite à un choc négatif sur le marché monétaire. Parallèlement, les taux sur les dépôts à six et à douze mois s'ajustent symétriquement sur le long terme, tandis que l'ajustement sur le court terme est asymétrique et est plus visqueux à la baisse que à la hausse.

Tout compte fait, nous pouvons dire que le faible niveau de développement du marché financier marocain, sa structure oligopolistique, l'asymétrie de l'informationnelle sont des facteurs explicatifs potentiels du faible degré de pass-through des chocs monétaires au marché bancaire. Aussi, on peut ajouter le faible niveau de l'activité économique.

Finalement, on peut dire que le passage prévu d'un régime de change fixe, à un régime de change plus flexible voire totalement flottant, permettra à la politique monétaire d'avoir une certaine autonomie (Triangle de Mundell), comme il jouera un rôle essentiel dans le développement du marché financier marocain, avec l'ouverture totale du compte capital et la mobilité libre des capitaux.

Bibliographie

Ahokpossi, C., Garcia Martinez, P., & Kemoe, L. (2016). Monetary and Fiscal Policies and the Dynamics of the Yield Curve in Morocco. IMF Working Paper, No 103.

Angeloni, I., & Ehrmann, M., (2003). Monetary transmission in the euro area: early evidence. Economic Policy, 8, 469–501.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. Review of Economic Studies 58, 277-297.

BAM. (2016). Financial Stability Report. Bank Al-Maghrib.

Becker, R., Osborn, D. R., & Yildirim, D. (2012). A threshold cointegration analysis of interest rate pass- through to UK mortgage rates. Economic Modelling, 29(6), 2504-2513.

Belke, A., Beckmann, J., & Verheyen, F. (2013). Interest rate pass-through in the EMU–New evidence from nonlinear cointegration techniques for fully harmonized data. Journal of International money and finance, 37, 1-24.

Bennouna Hicham, (2018) « Pass-through du taux d'intérêt au Maroc : Enseignements à partir de l'enquête trimestrielle sur les taux débiteur », Bank Al-Maghrib, ISSN : 2509-0658.

Bennouna, H., Lahlou, K., & Mossadak, A. (2016). Analyse des canaux de transmission de la politique monétaire au Maroc. Bank Al-Maghrib, Document de Travail, No. 1.

Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. Journal of Economic Perspectives, 9 (4), pp. 27–48.

Boughrara, A. (2009). Monetary Transmission Mechanisms in Morocco and Tunisia. Economic Research Forum, Working Paper, No. 460.

Cecchetti, Stephan G., Distinguishing Theories of the Monetary Transmission Mechanism, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, May-June 1995, p. 77, p. 83-97.

Chionis, D. P., & Leon, C. A. (2006). Interest rate transmission in Greece: did EMU cause a structural break?. Journal of Policy Modeling, 28(4), 453-466.

Cottarelli, C., & Kourelis, A. (1994). Financial structure, bank lending rates, and the transmission mechanism of monetary policy. Staff Paper, 41(4), 587-623.

De Bondt, G. (2005). Interest rate pass-through: Empirical results for the Euro Area. German Economic Review, Vol. 6 (1), 37-78.

Fisher, Irving, (1933), "The Debt-Deflation Theory of Great Depressions", Econometrica, October, n° 1, p. 337-357.

Frappa, S., Montornès, J., & Murez, M. (2008). La transmission des taux de marché aux taux bancaires : une estimation sur données individuelles françaises. Banque De France, Notes d'études et de recherche, No. 194.

Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. Econometrica: journal of the Econometric Society, 251-276.

Espinoza, R. A., & Prasad, A. (2012). Monetary policy transmission in the GCC countries. IMF Working Paper, No. 132.

Gigineishvili, M. N. (2011). Determinants of interest rate pass-through: Do macroeconomic conditions and financial market structure matter?. IMF Working Paper, No. 176.

Gregor, J., & Melecky, M. (2018). The pass-through of monetary policy rate to lending rates: The role of macro-financial factors. Economic Modelling, 73, 71-88.

Hansen, N. J. H., & Welz, P. (2011). Interest rate pass-through during the global financial crisis. OECD Economics Department Working Papers, No. 855

Hofmann, B., & Mizen, P. (2004). Interest Rate Pass-Through and Monetary Transmission: Evidence from Individual Financial Institutions' Retail Rates. Economica, 71(281), 99-123.

Medina Cas, S. C., Carrion-Menendez, A., & Frantischek, F. (2011). The policy interest-rate pass-through in Central America. IMF Working Paper, No. 240.

Mishkin, F.S. (1996) the Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy. NBER Working Paper No. 5464.

Mishra, P., Montiel, P., Pedroni, P., & Spilimbergo, A. (2014). Monetary policy and bank lending rates in low-income countries: Heterogeneous panel estimates. Journal of Development Economics, 111, 117-131.

Mojon, B. (2000). Financial structure and the interest rate channel of ECB monetary policy. ECB Working Paper, No. 40.

Montagnoli, A., Napolitano, O., & Siliverstovs, B. (2012). Regional interest rate pass-through in Italy. KOF Working Paper, No. 308.

Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regresses. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Special issue, 653-670.

Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. Econometric Hypothisis, 20, 597-625.

Pesaran, M. H., & Smith, R. P. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. Journal of Econometrics 68, 79-113.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. Journal of the American Statistical Association 94, 621-634.

Rocha, M. D. (2012). Interest rate pass-through in Portugal: Interactions, asymmetries and heterogeneities. Journal of Policy Modeling, 34(1), 64-80.

Saborowski, C., & Weber, M. S. (2013). Assessing the determinants of interest rate transmission through conditional impulse response functions. IMF Working Paper, No. 23.

Sander, H., & Kleimeier, S. (2004). Convergence in euro-zone retail banking? What interest rate pass-through tells us about monetary policy transmission, competition and integration. Journal of International Money and Finance, 23, 461-492.

Schluter, T., Busch, R., Hartmann-Wendels, T., & Sievers, S. (2012). Determinants of the interest rate pass-through of banks: Evidence from german loan products. Deutsche Bundesbank Discussion Paper, No. 26.

Sørensen, C. K., & Werner, T. (2006). Bank interest rate pass-through in the euro area: a cross country comparison. ECB Working Paper, No. 580.

Stanisławska, E. (2015). Interest rate pass-through in poland: evidence from individual bank data. Eastern European Economics, 53(1), 3-24.

Trapani, L. (2004). Testing for unit roots in heterogeneous panels under cross sectional dependence. CEA Working Paper, No 6.