



# Document de travail

**Pass-through du taux d'intérêt au Maroc : Enseignements à partir de l'enquête trimestrielle sur les taux débiteurs**

Hicham BENNOUNA

Les opinions exprimées dans ce Document de Travail sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement la position de Bank Al-Maghrib. Afin de garantir une meilleure qualité et rigueur scientifique, les documents de travail publiés sont évalués par des arbitres externes, universitaires et chercheurs de banques centrales modernes.

Aucune reproduction ou traduction de la présente publication ne peut être faite sans l'autorisation des auteurs.

L'objet de la publication du présent Document de Travail est de susciter les débats et d'appeler commentaires et critiques.

Si vous avez des commentaires sur ce Document de Travail, veuillez les faire parvenir par e-mail : [dr@bkam.ma](mailto:dr@bkam.ma)

Ou par courrier à l'adresse suivante :

Bank Al-Maghrib, Département de la Recherche  
277, Avenue Mohammed V - B.P 445 Rabat

Ce document peut être téléchargé sans frais par voie électronique sur : [www.bkam.ma](http://www.bkam.ma)

ISSN (en ligne) : 2509-0658

# Pass-through du taux d'intérêt au Maroc : Enseignements à partir de l'enquête trimestrielle sur les taux débiteurs

Hicham Bennouna<sup>1</sup>

## Résumé

Nous étudions la dynamique de la transmission des décisions de politique monétaire aux taux d'intérêt de détail des banques à l'aide des données de l'enquête trimestrielle sur les taux débiteurs de Bank Al-Maghrib. Les données utilisées recouvrent les taux moyens appliqués aux nouveaux prêts ventilés par objet économique (immobilier, trésorerie, équipement, et consommation) et par secteur institutionnel (ménages, entreprises non financières et entrepreneurs individuels) entre 2006T2 et 2017T2. Un modèle à correction d'erreur en panel est utilisé pour estimer le pass-through et la vitesse d'ajustement des taux débiteurs aux impulsions de politique monétaire. Les résultats obtenus suggèrent que le pass-through diffère selon l'objet économique et le secteur institutionnel. En effet, la transmission à long terme aux taux des prêts immobiliers et des crédits à l'équipement est complète. En revanche, la transmission est incomplète pour les crédits de trésorerie et à la consommation. Par secteur institutionnel, le pass-through est relativement plus important pour les prêts octroyés aux entreprises comparativement aux crédits destinés aux entrepreneurs individuels et aux ménages. Enfin, les résultats mettent en évidence que la structure financière des banques n'affecte pas la transmission à long terme du taux d'intérêt interbancaire aux taux débiteurs. Par contre, elle impacte les délais d'ajustement.

Mots clés : Taux d'intérêt de détail ; Pass-through ; Hétérogénéité ; Modèle à correction d'erreur.

Classification JEL : E43, E52, G21.

---

<sup>1</sup> Bank Al-Maghrib, Département de la Recherche. Email: h.bennouna@bkam.ma. Nous tenons à remercier la Direction des Etudes Economiques de Bank Al-Maghrib d'avoir fourni les données relatives aux taux débiteurs utilisées dans ce document de travail. Nous sommes reconnaissants à Aleš Bulíř, Gabe De Bondt, Tomasz Chmielewski, Saidi Abdessamad, El Othmani Jawad, Douglas Laxton, Olivier Blanchard, Ewa Wróbel, Ferre De Graeve et les participants aux Journées Internationales de Macroéconomie et de Finance (23-24 avril 2018) pour leurs précieux commentaires et suggestions.

## **Abstract**

We investigate the relationship between monetary policy decisions and retail lending rates using retail bank interest rates extracted from the quarterly survey conducted by Bank Al-Maghrib. The data covers the rates of new business loans for four market segments (real estate, short-term credit facilities and overdrafts, investment and consumption) broken down by institutional sector (households, non-financial firms and individual entrepreneurs) between 2006Q2 and 2017Q2. We examine the interest rate pass-through mechanism and the speed of adjustment using heterogeneous panel cointegration framework. Our findings suggest that there is a high degree of pass-through heterogeneity over bank products. The long-term pass-through for real estate and investment loans is complete. We reject the completeness hypothesis for short-term credit facilities and consumption loans. Corporate loans are priced more competitive than household and individual entrepreneur products. We find evidence of a homogeneous pricing policy in the long-run, however, the speed of adjustment and the mark-up seem to be heterogeneous across banks depending on their financial structure.

Keywords: Retail lending rates; Pass-through; Heterogeneity; Panel cointegration.

JEL codes: E43, E52, G21.

## Introduction

Les banques centrales accordent un intérêt particulier à l'analyse des mécanismes de transmission de la politique monétaire, en particulier, via le canal du taux d'intérêt. Au plan théorique, ce canal est parmi les principaux leviers de transmission et un resserrement des conditions monétaires, selon la structure par terme des taux d'intérêt, engendre une hausse des taux d'intérêt de détail des banques. Toutefois, les travaux empiriques montrent que le pass-through du taux d'intérêt vers les taux débiteurs<sup>2</sup> est tributaire du niveau de la prime de risque exigée par les investisseurs et leurs anticipations en ce qui concerne l'inflation et les décisions de politique monétaire. De manière plus générale, le pass-through dépend de facteurs structurels et conjoncturels, et peut varier selon la structure du bilan des banques et le segment du marché bancaire considéré.

Les travaux empiriques ayant examiné les caractéristiques et les déterminants du pass-through dans les pays avancés sont nombreux. En revanche, les analyses portant sur le lien entre les décisions monétaires et les taux débiteurs au sein des pays en développement à revenu intermédiaire sont limitées. Les études existantes<sup>3</sup> portent essentiellement sur l'impact du taux directeur sur les taux bancaires agrégés et n'analysent pas la transmission selon le type de crédit et les caractéristiques individuelles des banques.

Ce travail examine la transmission des décisions de politique monétaire au Maroc via le canal du taux d'intérêt à l'aide des données de l'enquête trimestrielle sur les taux débiteurs conduite par Bank Al-Maghrib<sup>4</sup>. Il propose d'estimer les paramètres du pass-through (coefficients de transmission de court et long termes, vitesse d'ajustement et mark-up ou marge d'intermédiation) en se basant sur un modèle en données de panel. L'apport principal de ce travail réside, d'une part, dans la mobilisation des données de l'enquête sur les taux débiteurs permettant d'appréhender les différences de comportement (*bank pricing policies*) selon l'objet économique (immobilier, trésorerie, équipement, et consommation) et le secteur institutionnel (ménages, entreprises non financières et entrepreneurs individuels) et, d'autre part, dans l'utilisation d'une approche récente de modélisation en données de panel qui permet de tenir compte du caractère hétérogène entre les banques en matière de tarification des crédits bancaires. Enfin, il permet d'examiner l'impact de la structure financière des banques sur les paramètres du pass-through.

Les résultats des estimations mettent en évidence un comportement hétérogène de tarification des crédits bancaires selon l'objet économique et le secteur institutionnel. En effet, le pass-through à long terme varie entre 14% et 99%. Aussi, le délai d'ajustement des taux débiteurs varie de 1 à 7 mois. Par secteur institutionnel, les réponses des taux bancaires appliqués aux entreprises suite aux impulsions de politique monétaire sont relativement plus importantes que celles des taux des crédits destinés aux ménages et aux entrepreneurs individuels. Par objet économique, les

---

<sup>2</sup> Le pass-through est défini comme la variation en points de base des taux débiteurs engendrée par une variation de 1 point de base du taux directeur.

<sup>3</sup> Voir Giginishvili (2011); Medina Cas et al. (2011); Espinoza et Prasad (2012); Saborowski et Weber (2013) et Mishra et al. (2014).

<sup>4</sup> Neaime (2008); Boughrara (2009); Mukherjee et Bhattacharya (2011); Saborowski et Weber (2013); Ahokpossi et al. (2016); Bennouna et al. (2016); Bulíř et Vlček (2016) et Benlamine et al. (2018) ont principalement évalué les interactions entre les variables observées à l'échelle macroéconomique. Néanmoins, cette approche ne permet pas de distinguer entre le canal du taux d'intérêt et celui du crédit bancaire (Bernanke et Blinder, 1992) et les résultats des estimations ne tiennent pas compte des chocs idiosyncratiques (Altissimo et al., 2009) et de l'hétérogénéité entre les banques en matière de tarification des produits bancaires (De Graeve et al., 2007).

taux appliqués aux facilités de trésorerie et aux crédits à la consommation sont moins flexibles comparativement aux taux adossés aux crédits immobiliers et à l'équipement.

Ces résultats sont globalement en ligne avec les conclusions des études empiriques réalisées sur des pays avancés et des économies émergentes qui mettent en exergue l'absence de transmission complète des impulsions de politique monétaire vers les taux débiteurs. Ils mettent également en évidence l'effectivité du canal du taux d'intérêt et indiquent par conséquent une amélioration de la concurrence au sein du secteur bancaire marocain. En particulier, l'ajustement relativement important des taux appliqués aux crédits immobiliers et à l'équipement pourrait être expliqué par la forte concurrence dans ces segments de marché. D'autres facteurs tels que le pouvoir de négociation des emprunteurs, la capacité d'appréciation du risque de crédit, les standards des crédits bancaires (revenu minimum d'un emprunteur, taux de rendement minimum prévu pour l'accompagnement des projets d'investissement) et les conditions d'accès au financement bancaire (prime de risque de crédit, coûts non financiers du crédit, exigences en terme de collatéral, loan-to-value) jouent un rôle important dans la transmission des décisions monétaires aux taux débiteurs.

Le reste de ce document se présente comme suit. La première section identifie les principaux déterminants théoriques du pass-through du taux d'intérêt. La deuxième section décrit l'évolution des taux débiteurs, par objet économique et par secteur institutionnel, issus de l'enquête trimestrielle de Bank Al-Maghrib. La troisième section expose l'approche de modélisation en données de panel utilisée dans le cadre de cette analyse. Enfin, la dernière section présente les principales conclusions tirées de ce travail.

## 1. Revue de littérature

Les études ayant examiné le pass-through du taux d'intérêt confirment l'absence de transmission complète des impulsions de politique monétaire vers les taux débiteurs. La rigidité des taux bancaires est un constat empirique qui a été vérifié pour la première fois par Hannan et Berger (1991) et Neumark et Sharpe (1992) sur les données américaines. Cottarelli et Kourelis (1994) et Borio et Fritz (1995) sont les premiers à avoir mesuré et comparé le degré du pass-through dans un panel composé de pays développés et en développement. Dans la Zone Euro, plusieurs études ont analysé l'impact des décisions de la BCE sur l'évolution des taux débiteurs dans les différents pays membres de l'Union Européenne. Généralement, ces études peuvent être regroupées en deux catégories. La première mobilise les taux débiteurs agrégés afin d'évaluer l'hétérogénéité du pass-through (en termes du degré et de vitesse d'ajustement) entre les pays de l'union<sup>5</sup>. La deuxième catégorie examine l'hétérogénéité au niveau d'un pays selon le type de crédit et les caractéristiques individuelles des banques (taille, capitalisation, liquidité, solvabilité, profitabilité, etc.)<sup>6</sup>.

A la lumière des travaux empiriques ayant porté sur les caractéristiques du pass-through (cf. Tableau 1), plusieurs conclusions peuvent être tirées. En effet, le degré et la vitesse d'ajustement

---

<sup>5</sup> Voir Mojon (2000); De Bondt (2002, 2005); Angeloni et Ehrmann (2003); Sander et Kleimeier (2004); Sørensen et Werner (2006), Belke et al. (2013), Van Leuvensteijn et al. (2013) et Darracq Paries et al. (2014).

<sup>6</sup> Hofmann et Mizen (2004), Frischno-Mariscal et Howells (2010) et Becker et al. (2012) pour le Royaume-Uni; González et Fumás (2005) pour l'Espagne; Chionis et Leon (2006) pour la Grèce; De Graeve et al. (2007) pour la Belgique; Frappa et al. (2008) pour la France; Hansen et Welz (2011) pour la Suède; Schluter et al. (2012) pour l'Allemagne; Cottarelli et al. (1995) et Montagnoli et al. (2012) pour l'Italie; Horváth et Podpiera (2012), Kucharčuková et al. (2013), Havránek et al. (2016) et Gregor et Melecký (2018) pour la République Tchèque; Rocha (2012) pour le Portugal et Stanislawka (2015) pour la Pologne.

diffèrent selon le pays et dépendent largement du type du produit bancaire. Aussi, l'hypothèse de transmission complète n'est pas vérifiée, en particulier à court terme. A cet égard, les taux appliqués sur les crédits aux entreprises et les taux des dépôts à terme affichent un ajustement rapide et plus important. En revanche, les taux débiteurs des crédits aux ménages et les taux relatifs aux dépôts à vue sont relativement moins flexibles.

La dimension temporelle est importante dans l'analyse du processus d'ajustement des taux d'intérêt. Ainsi, le degré de concurrence et les coûts d'asymétrie d'information impactent la transmission à long terme alors que les coûts de transferts (*switching costs*) exercent une influence principalement à court terme. Par conséquent, selon De Bondt (2002), l'approche appropriée pour évaluer les ajustements des taux débiteurs suite à un changement de l'orientation de la politique monétaire est le Modèle à Correction d'Erreur (ECM)<sup>7</sup>. En effet, ce modèle permet d'appréhender le pass-through de court terme, vérifier l'existence d'une relation de cointégration à long terme et calculer le délai moyen de transmission des décisions de politique monétaire vers les taux débiteurs. Le modèle ECM s'écrit comme suite :

$$\Delta TD_t = \mu + \varphi \Delta TD_{t-1} - \alpha (TD_{t-1} - \beta cm_{t-1}) + \delta \Delta cm_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

où  $TD_t$  est le taux débiteur,  $cm_t$  le coût marginal qui renseigne sur les conditions de financement des banques,  $\Delta$  l'opérateur différence et les résidus  $\varepsilon_t$  sont indépendants et identiquement distribués.

Cette équation suppose l'existence d'une relation de long terme entre le taux pratiqué par les banques commerciales et son prix de revient marginal. Le paramètre  $\alpha$  mesure la force de rappel vers cette relation de long terme,  $\delta$  représente le degré de transmission à court terme ou immédiat et  $\beta$  indique le degré de transmission de long terme ou final. Selon Hendry (1995), le rapport  $(\beta - \delta) / \alpha$  mesure le délai moyen d'ajustement, c'est-à-dire le nombre de mois nécessaire pour que le taux débiteur converge vers son niveau d'équilibre de long terme.

Le choix du taux d'intérêt qui renseigne sur le coût marginal de financement auquel font face les banques a été largement discuté dans la littérature. Selon l'approche « *monetary policy* », ce dernier est généralement approximé par le taux d'intérêt sur le marché interbancaire (Tableau 1). En revanche, selon l'approche « *cost-of-funds* », le choix doit porter sur un taux de marché qui a des caractéristiques similaires en termes de maturité au taux débiteur étudié. De ce fait, le taux de marché approprié doit représenter le coût d'opportunité vu que les investisseurs ont le choix de financer leur projet en contractant un crédit ou en émettant des titres sur le marché financier. De même, le taux considéré doit refléter les conditions de refinancement des banques étant donné que les banques financent une partie de leur crédit en collectant des dépôts. Néanmoins, il s'avère difficile de trouver une correspondance parfaite entre les taux appliqués par les banques et les taux de marché. Pour surmonter cette difficulté, De Bondt (2002) suggère de choisir les taux de marché en fonction de leur corrélation avec le taux débiteur/créditeur étudié. Néanmoins, cette approche est critiquée dans la mesure où le choix a priori d'un taux qui est corrélé (indépendamment du degré de correspondance de leur maturité) pourrait entraîner ex ante un pass-through plus élevé.

<sup>7</sup> Une approche alternative consiste à estimer un modèle SVAR bi-varié qui évalue la dynamique entre les taux débiteurs et le taux interbancaire en vue de calculer le degré du pass-through à partir des fonctions de réponses impulsionnelles (De Bondt, 2002 ; Espinoza et Prasad, 2012).

**Tableau 1 : Revue des études analysant la transmission de la politique monétaire vers les taux débiteurs**

	Niveau d'agrégation	Choix du taux d'intérêt		Approche de modélisation		Période d'analyse	Extensions	
		Monetary policy approach	Cost-of-funds approach	Modèle ECM en utilisant les taux débiteurs agrégés	Modèle ECM en données de panel		Analyse des déterminants du pass-through	Analyse de la non linéarité du pass-through
Cottarelli et Kourelis (1994)	Japon, Malaisie, Mexique, Pays-Bas, Nouvelle-Zélande, Philippines, Pologne, Portugal, Singapour, Afrique du Sud, Espagne, Sri Lanka, Suisse, Royaume-Uni, États-Unis, Venezuela	X		X		1980-1993	X	
Borio et Fritz (1995)	Australie, Belgique, Canada, États-Unis, France, Italie, Japon, Royaume-Uni	X		X		1984-1994	X	X
Cottarelli et al. (1995)	Italie	X			X	1987-1993	X	
Heffernan (1997)	Royaume-Uni	X		X		1986-1993		
Berlin et Meister (1999)	United States		X		X	1977-1989	X	
Mojon (2000)	Belgique, Allemagne, France, Italie, Pays-Bas	X		X		1979-1998	X	X
Heinemann et Schüler (2002)	Belgique, Allemagne, Grèce, Espagne, Italie, Pays-Bas, Autriche, Portugal, Finlande, Royaume-Uni, Irlande		X	X		1995-1999		
De Bondt (2002)	Zone Euro		X	X		1996-2001		
Weth (2002)	Allemagne		X		X	1993-2000	X	
Angeloni et Ehrmann (2003)	Allemagne, Espagne, France, Italie, Pays-Bas, Zone euro, Royaume-Uni, Suède, Japon, États-Unis	X				1999-2002		
Hofmann et Mizen (2004)	Royaume-Uni	X		X		1985-2001		X
Gambacorta (2004)	Italie	X			X	1993-2001	X	
Sander et Kleimeier (2004)	Autriche, Belgique, Finlande, France, Allemagne, Irlande, Italie, Pays-Bas, Portugal, Espagne	X	X	X		1993-2002	X	X
De Bondt (2005)	Zone Euro	X	X	X		1996-2001	X	
Lago-González et Salas-Fumás (2005)	Espagne	X			X	1988-2003	X	X
Sorensen et Werner (2006)	Autriche, Belgique, Allemagne, Espagne, Finlande, Irlande, Italie, Pays-Bas, Portugal		X		X		X	
Chionis et Leon (2006)	Grèce		X	X		1996-2004		
De Graeve et al. (2007)	Belgique		X		X	1993-2002	X	
Frisancho-Mariscal et Howells (2010)	Royaume-Uni	X		X		1997-2010	X	
Medina Cas et al. (2011)	40 pays développés et émergents	X				2004-2010	X	
Hansen et Welz (2011)	Suède		X	X		1997-2007		
Gigineishvili (2011)	81 pays du Moyen-Orient, d'Amérique Latine, d'Asie, d'Afrique Subsaharienne, d'Europe et d'Amérique du Nord		X	X		2005-2010	X	
Mishra et al. (2012)	24 économies avancées, 27 pays émergents et 43 pays à faible revenu	X		X		2003-2008	X	
Horváth et Podpiera (2012)	République Tchèque		X		X	2004-2008	X	
Rocha (2012)	Portugal	X			X	1991-1998		X
Espinoza et Prasad (2012)	Bahreïn, Koweït, Oman, Qatar, Arabie Saoudite, Émirats Arabes Unis	X			X	2004-2011		
Becker et al. (2012)	Royaume-Uni		X	X		1995-2008		X
Saborowski et Weber (2013)	G20, Amérique Latine, Asie, MENA, Europe de l'Est, Amérique Centrale, Afrique Subsaharienne et Asie Centrale	X				2000-2011	X	
Belke et al. (2013)	Autriche, Espagne, Finlande, France, Allemagne, Grèce, Irlande, Italie, Luxembourg, Pays-Bas, Portugal	X		X		2003-2011		X
Van Leuvensteijn et al. (2013)	Allemagne, France, Italie, Espagne, Pays-Bas, Belgique, Autriche, Portugal		X		X	1994-2004	X	
Stanisławska (2014)	Pologne	X			X	2005-2013	X	
Darracq Paries et al. (2014)	Zone Euro, Belgique, Allemagne, Espagne, France, Italie, Pays-Bas		X	X		2003-2013		
Gregor et Melecký (2018)	République Tchèque	X		X		2004-2017	X	



Par ailleurs, les études empiriques ont identifié plusieurs facteurs structurels qui peuvent impacter le pass-through, à savoir : le cadre réglementaire<sup>8</sup> et institutionnel, la gouvernance, le développement du marché financier y compris du marché secondaire pour les titres souverains, la profondeur des marchés monétaire et interbancaire, le fonctionnement du marché immobilier, l'inclusion financière, la fixité du régime de change, la dollarisation, la faible intégration financière, la concentration du secteur bancaire, les conditions macroéconomiques (niveau d'inflation<sup>9</sup> et rythme de croissance économique) et la soutenabilité budgétaire.

Au-delà de ces facteurs structurels communs, d'autres déterminants dont notamment les caractéristiques des banques sont susceptibles d'expliquer l'hétérogénéité en matière de fixation des taux débiteurs. Les résultats des travaux empiriques sur l'impact de ces caractéristiques sur le degré et la vitesse du pass-through restent néanmoins mitigés. En effet, Weth (2002) et Gambocorta (2008) ne concluent pas à un effet significatif de la liquidité et la capitalisation en utilisant respectivement les données relatives aux banques Allemandes et Italiennes. En revanche, De Graeve et al. (2007) et Horváth et Podpiera (2012) aboutissent à un résultat opposé sur les banques Belges et Tchèques, respectivement. S'agissant de la structure de financement du secteur bancaire et l'asymétrie entre l'échéance (maturity mismatch) des crédits et des dépôts, Weth (2002) souligne que le pass-through est faible quand la principale source de financement du secteur bancaire est les dépôts bancaires. De même, Sorensen et Werner (2006) suggèrent que les banques ayant un excès de liquidité, une forte capitalisation, une rigidité des coûts de financement (mesurée par le ratio des dépôts sur le total passif) et une forte exposition au risque du taux d'intérêt (approximée par l'asymétrie entre l'échéance) ajustent faiblement les taux débiteurs suite à une décision de politique monétaire. Enfin, la diversification du portefeuille (approximée par les revenus hors intérêt sur le revenu total) et le risque de crédit (provisions sur créance en souffrance) ont un impact mitigé sur le pass-through.

Le Tableau 2 présente une synthèse des travaux de référence qui ont évalué l'impact des facteurs macroéconomiques et des variables renseignant sur la structure du marché financier sur le degré du pass-through à long terme.

**Tableau 2 : Résumé des travaux empiriques portant sur les déterminants du pass-through**

	Inflation	Flexibilité du taux de change et mobilité des capitaux	Volatilité du marché	Concurrence	Excès de liquidité	Solvabilité élevée	Rigidité de financement	Risque du taux d'intérêt	Diversification du portefeuille	Risque du crédit	Prépondérance des coûts opérationnels
Cottarelli and Kourelis (1994)	+	+	-	+							
Mojon (2000)	+		-	+							-
Sander and Kleimeier (2004)	+		-	-						-	
Sorensen and Werner (2006)				+	-	-	-	-	+	+	
De Graeve et al. (2007)					-	-					
Gigineishvili (2011)	+	+	-	+	-					-	+
Medina Cas et al. (2011)		+		+							
Horváth and Podpiera (2012)					+	-	-			+	
Schluter et al. (2012)					-	-	-		+	-	
Mishra et al. (2012)				+							
Saborowski and Weber (2013)	+	+	-	+	-	-				-	
Stanisławska (2014)					+	+	-			-	

<sup>8</sup> L'administration des taux créditeurs et la subvention des taux débiteurs appliqués à certains secteurs d'activité sont en mesure d'affaiblir le pass-through.

<sup>9</sup> Sander et Kleimeier (2004) stipulent que le pass-through est élevé en période de forte inflation.

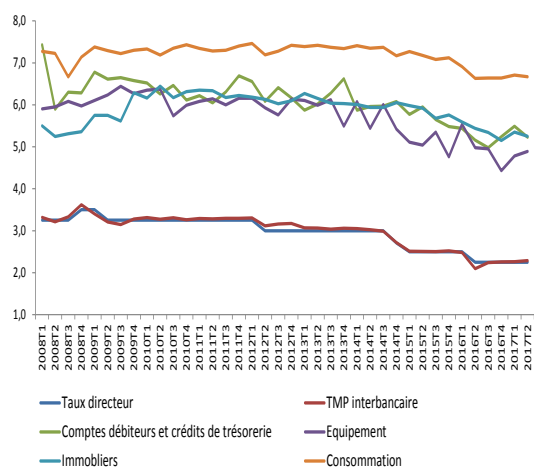
## 2. Analyse descriptive des taux débiteurs au Maroc

Les données utilisées dans le cadre de cette étude sont issues de l'enquête trimestrielle sur les taux débiteurs conduite par Bank Al-Maghrib sur une base trimestrielle depuis juin 2006. Cette dernière renseigne notamment sur le volume des nouveaux crédits accordés par les banques à leurs clientèles ainsi que sur les taux d'intérêt débiteurs qui leur sont appliqués. Le calcul des taux débiteurs porte sur l'échantillon des banques qui répondent à l'enquête et se restreint uniquement à la clientèle non financière<sup>10</sup>.

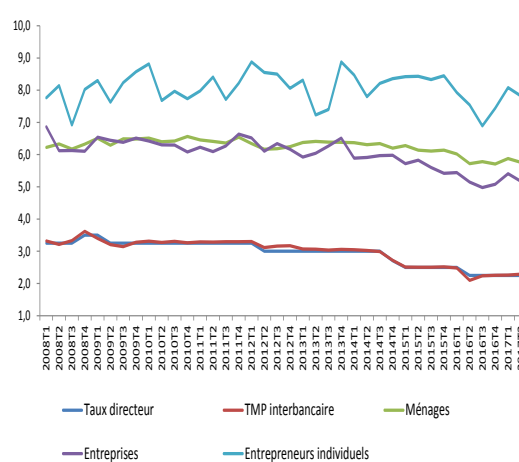
En vue d'établir un panel cylindré, cette étude a porté uniquement sur les banques qui ont répondu régulièrement à l'enquête sur la période 2006T2-2017T2. Ainsi, notre échantillon contient 5 banques qui totalisent plus que 80% du total de l'actif du système bancaire marocain. En plus, afin d'enrichir les analyses, l'évaluation du pass-through est conduite selon l'objet économique (équipement, immobilier, trésorerie et consommation) et le secteur institutionnel (ménages, entrepreneurs individuels et entreprises non financières).

Le Graphique 1, illustrant l'évolution des taux débiteurs par objet économique, montre que la maturité des prêts est liée au niveau des taux débiteurs. En effet, les crédits ayant une maturité courte (crédits à la consommation et crédits de trésorerie) ont les taux débiteurs les plus élevés. Théoriquement, la différence entre les niveaux des taux débiteurs peut s'expliquer principalement par les risques encourus et les garanties exigées. En effet, les crédits effectués par les entreprises à très court terme, comme les découverts, ne sont généralement pas garantis alors que les crédits de longue maturité sont garantis par des actifs financiers. De même, les crédits hypothécaires sont souvent collatéralisés alors que ce n'est pas nécessairement le cas pour les crédits à la consommation. Enfin, une dernière explication découle de la théorie de la maturité de la dette (De Bondt, 2002) qui suggère que le coût supporté par les banques pour le monitoring et le suivi des crédits de courte maturité est plus important.

**Graphique 1 : Evolution des taux débiteurs par objet économique (%)**



**Graphique 2 : Evolution des taux débiteurs par secteur institutionnel (%)**



Source : Bank Al-Maghrib

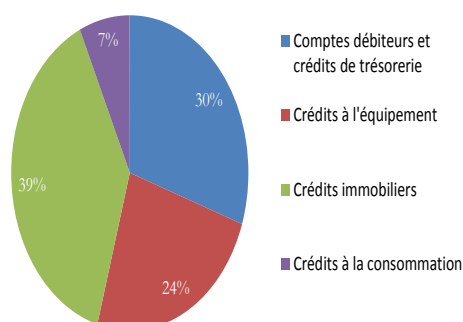
<sup>10</sup> Les crédits accordés aux sociétés financières et aux collectivités locales ne sont pas couverts par cette enquête.

En plus, il ressort du Graphique 1 que les taux appliqués par les banques sur les crédits par objet économique ont suivi la tendance du taux d'intérêt directeur quoiqu'une volatilité caractérise les taux des crédits de trésorerie et des crédits à l'équipement. S'agissant de la ventilation par secteur institutionnel (cf. Graphique 2), les taux appliqués aux entreprises s'ajustent à l'orientation de la politique monétaire d'une manière relativement plus importante que celle des crédits octroyés aux ménages et aux entrepreneurs individuels.

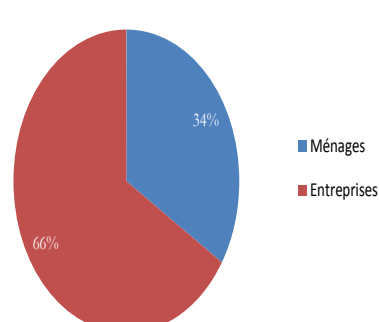
Plusieurs facteurs pourraient expliquer la volatilité relativement importante des taux débiteurs comparativement à celle observée au niveau du taux d'intérêt interbancaire et du taux directeur: la prépondérance de la composante « prime de risque de crédit » dans la fixation des taux débiteurs, le « business model » adopté par les banques (gestion des risques inhérents, gestion actif passif, choix de se positionner sur une catégorie de prêt précise, etc.), la volatilité des volumes des crédits attribués et le recours à la réserve obligatoire pour répondre à la situation de besoins de liquidité observée durant cette période. En ce qui a trait au dernier facteur, il convient de rappeler que Bank Al-Maghrib a modifié le taux directeur à 6 reprises durant la période de notre analyse. En revanche, la réserve obligatoire a été ramenée progressivement de 16.5% en 2006T2 à 2% en 2014T1 avant de s'établir à 4% en 2016T2. Le recours aux autres instruments d'intervention tels que l'élargissement du collatéral, la mise en place du fonds de soutien financier aux TPME, le mécanisme d'intervention en faveur de la TPME et l'amélioration du dispositif informationnel du secteur bancaire sont aussi de nature à inciter les banques à assouplir les conditions de financement.

Les Graphiques 3 et 4 présentent la composition du portefeuille des crédits bancaires<sup>11</sup> par objet économique et par secteur institutionnel. Entre 2008 et 2017, les crédits immobiliers<sup>12</sup> et les comptes débiteurs et crédits de trésorerie se sont accaparés respectivement 39% et 30% du total du crédit alors que les crédits à la consommation<sup>13</sup> n'ont représenté que 7%. La ventilation des crédits bancaires par secteur institutionnel montre que la part des prêts octroyés aux entreprises est relativement plus importante comparativement aux crédits destinés aux ménages.

**Graphique 3 : Ventilation des crédits bancaires par objet économique entre 2008 et 2017**



**Graphique 4 : Ventilation des crédits bancaires par secteur institutionnel entre 2008 et 2017**



Source : Bank Al-Maghrib

<sup>11</sup> Il s'agit de l'encours des crédits bancaires hors les prêts à caractère financier et les crédits attribués aux administrations publiques, les créances acquises par affacturage et les créances en souffrance.

<sup>12</sup> 75% des crédits immobiliers sont attribués aux ménages.

<sup>13</sup> Les crédits à l'habitat sont généralement caractérisés par une durée de remboursement de plus de 20 ans alors que la majorité des crédits à la consommation ont une durée initiale qui varie entre 5 et 7 ans (BAM, 2016).

Dans le but d'analyser les liens entre les taux débiteurs et les coûts marginaux, une analyse en termes de corrélation a été conduite entre les taux adossés aux différents produits bancaires et les taux de marché. Les taux de marché considérés sont le taux moyen pondéré interbancaire et les taux des bons du trésor de différentes maturités (1 an et 2, 5 et 10 ans) observés sur le marché secondaire. Le test de corrélation a été conduit pour différents retards aussi bien pour les variables en niveau qu'en différence première (changement des taux d'un trimestre à l'autre).

Le Tableau 3 montre que les coefficients de corrélation en niveau se situent à des niveaux élevés, laissant présager que les taux pratiqués par les banques ont une dynamique similaire aux taux sur le marché monétaire et celui de la dette souveraine à long terme. Plus particulièrement, à l'exception des taux des crédits aux entreprises individuelles, les taux débiteurs sont fortement corrélés avec le taux interbancaire. En outre, le retard optimal<sup>14</sup> peut atteindre jusqu'à 6 trimestres, ce qui implique que les taux débiteurs ne s'ajustent pas avec la même vitesse aux variations des taux de marché. En différence première, les coefficients de corrélation suggèrent une relation moins forte (inférieure à 0.40). Les tests de corrélation suggèrent ainsi une certaine hétérogénéité quant à l'amplitude et la vitesse de transmission des décisions de politique monétaire aux taux débiteurs.

**Tableau 3 : Test de corrélation entre les taux débiteurs et les taux des marchés monétaire et souverain**

	TMP interbancaire		BDT 1 an		BDT 2 ans		BDT 5 ans		BDT 10 ans	
	Coefficient de corrélation	Retard (trimestres)	Coefficient de corrélation	Retard (trimestres)	Coefficient de corrélation	Retard (trimestres)	Coefficient de corrélation	Retard (trimestres)	Coefficient de corrélation	Retard (trimestres)
<b>En niveau</b>										
<i>Par objet économique</i>										
Comptes débiteurs et crédits de trésorerie	<b>0,83</b>	0	0,72	0	0,68	0	0,63	0	0,54	0
Crédits à l'équipement	<b>0,88</b>	0	0,80	0	0,76	0	0,71	0	0,64	0
Crédits immobiliers	<b>0,60</b>	4	0,53	4	0,53	0	0,52	0	0,48	0
Crédits à la consommation	0,71	1	<b>0,74</b>	0	0,74	0	0,74	0	0,70	0
<i>Par secteur institutionnel</i>										
Ménages	<b>0,84</b>	0	0,78	0	0,75	0	0,72	0	0,66	0
Entreprises	<b>0,89</b>	0	0,80	0	0,76	0	0,71	0	0,62	0
Entrepreneurs individuels	<b>0,33</b>	4	0,31	4	0,31	0	0,30	5	0,33	5
<b>En différence première</b>										
<i>Par objet économique</i>										
Comptes débiteurs et crédits de trésorerie	<b>0,21</b>	0	0,20	0	0,21	0	0,20	0	0,14	0
Crédits à l'équipement	0,15	0	0,18	3	0,25	3	<b>0,27</b>	3	0,26	3
Crédits immobiliers	<b>0,30</b>	4	0,19	4	0,21	5	0,27	5	0,26	5
Crédits à la consommation	<b>0,35</b>	0	0,30	0	0,29	0	0,24	0	0,24	5
<i>Par secteur institutionnel</i>										
Ménages	0,28	0	<b>0,40</b>	0	0,39	0	0,37	0	0,31	0
Entreprises	0,21	0	0,23	0	<b>0,26</b>	0	0,24	0	0,17	6
Entrepreneurs individuels	<b>0,29</b>	4	0,20	0	0,21	0	0,20	0	0,18	0

### 3. Approche de modélisation

Les travaux empiriques qui évaluent le pass-through du taux d'intérêt font souvent usage des modèles à correction d'erreurs en données de panel qui analysent le comportement des banques dans le temps. Cette approche a l'avantage d'outrepasser les difficultés liées à la disponibilité des données sur une longue période et permet de fournir une estimation précise des coefficients (Hsiao, 2006). Selon Baltagi et Kao (2000), l'économétrie des données de panel non stationnaires vise à combiner le "meilleur des deux mondes" : le traitement des séries non stationnaires à l'aide des méthodes des séries temporelles et l'augmentation de la puissance des tests avec le recours à

<sup>14</sup> Le retard optimal correspond au trimestre où la corrélation est la plus forte.

la dimension individuelle. Dans ces modèles, la relation entre les taux débiteurs et les coûts marginaux est donnée par l'équation suivante:

$$\Delta TD_{n,t} = \mu_n + \varphi_n \Delta TD_{n,t-1} - \alpha_n (TD_{n,t-1} - \beta_n cm_{t-1}) + \delta_n \Delta cm_t + \varepsilon_{n,t} \quad (2)$$

où  $TD_{n,t}$  est le taux débiteur appliqué par la banque  $n$  à l'instant  $t$ ,  $cm_t$  le coût marginal,  $\Delta$  l'opérateur différence et les résidus  $\varepsilon_{n,t}$  sont indépendants dans les dimensions temporelle et individuelle. Ainsi, les variations des taux débiteurs  $\Delta TD_{n,t}$  sont expliquées par l'hétérogénéité individuelle fixe  $\mu_n$ , l'ajustement vers la relation de long terme qui relie les taux débiteurs au coût marginal, mesurée par la vitesse d'ajustement  $\alpha_n$ , ainsi que par les variations instantanées du coût marginal et les variations retardées du taux débiteur.

Les coefficients  $\beta_n$ , appelés également multiplicateur de long terme, renseignent sur le pass-through de long terme. A cet effet, un multiplicateur de long terme égal à un signifie un ajustement parfait des taux débiteurs aux variations du taux directeur. Un multiplicateur inférieur à l'unité suggère une transmission limitée, alors qu'un multiplicateur supérieur à un implique un phénomène de sur-ajustement. Selon De Graeve et al. (2007), le rapport  $(\beta_n - \delta_n) / \alpha_n$  mesure, pour chaque banque, le délai moyen d'ajustement du taux débiteur vers son niveau d'équilibre de long terme. Horváth et Podpiera (2012) interprètent le rapport  $\mu_n / \alpha_n$  comme le mark-up appliqué par les banques au-dessus du taux interbancaire et qui renseigne sur le degré de concurrence, les facteurs réglementaires et les risques de crédit et de maturité.

Par ailleurs, l'estimation des modèles panels de grande taille et de dimension temporelle relativement modérée (large N, faible T) repose sur les estimateurs traditionnels à effets fixes ou à effets aléatoires ou bien sur une combinaison entre les estimateurs à effets fixes et les estimateurs à variables instrumentales à l'instar de la Méthode des Moments Généralisés (GMM) d'Arellano et Bond (1991). Ces méthodes suggèrent que les coefficients relatifs aux variables explicatives sont identiques et incorporent des effets individuels uniquement au niveau de la constante et de la variance des résidus. En revanche, les résultats des travaux fondateurs de Pesaran et Smith (1995), Pesaran, Shin et Smith (1997, 1999), Phillips et Moon (2000) et Im, Pesaran et Shin (2003), stipulent que l'hypothèse de l'homogénéité des coefficients est inappropriée dans le cadre des panels avec des dimensions temporelle et individuelle importantes (large N, large T)<sup>15</sup>. En particulier, Pesaran, Shin et Smith (1997, 1999) ont proposé deux alternatives pour estimer les modèles panels quand les données sont non stationnaires et les paramètres sont hétérogènes entre les groupes : (1) l'estimateur Pooled Mean Group (PMG) et (2) l'estimateur Mean Group (MG). Selon l'estimateur PMG, la constante, les paramètres de court terme ( $\varphi_n, \alpha_n, \delta_n$ ) et la variance des erreurs différent entre les individus mais les coefficients de long terme sont identiques (homogènes) quel que soit les individus :

$$\Delta b_{n,t} = \mu_n + \varphi_n \Delta b_{n,t-1} - \alpha_n (b_{n,t-1} - \beta_n mc_{t-1}) + \delta_n \Delta mc_t + \varepsilon_{n,t} \quad (3)$$

L'estimateur MG suggère que la constante, la variance des erreurs, les coefficients de court terme et ceux de long terme sont spécifiques aux individus :

<sup>15</sup> Aussi, comme discuté par Baltagi, Griffin et Xiong (2000), l'utilisation de l'estimateur à effets fixes dans le cadre des modèles dynamiques peut générer un biais d'endogénéité puisque les erreurs du modèle sont corrélées avec la variable dépendante retardée

$$\Delta b_{n,t} = \mu_n + \varphi_n \Delta b_{n,t-1} - \alpha_n (b_{n,t-1} - \beta_n mc_{t-1}) + \delta_n \Delta mc_t + \varepsilon_{n,t} \quad (4)$$

La méthodologie adoptée dans le cadre de notre étude pour mesurer le pass-through est inspirée des travaux d'Horváth et Podpiera (2012). Cette approche se décline en trois étapes. La première consiste à utiliser les deux modèles décrits précédemment (PMG et MG). La deuxième étape consiste à tester si le pass-through de long terme est homogène entre les banques à travers l'utilisation du test d'Hausman<sup>16</sup> avec l'hypothèse nulle « l'estimateur PMG est plus approprié que l'estimateur MG ». La dernière étape recourt au test de Wald en vue d'examiner si les pass-through de court terme ainsi que la vitesse d'ajustement sont homogènes entre les banques. Il convient de noter que la taille de notre échantillon (dimension individuelle : N=5 et dimension temporelle : T=44) est relativement comparable aux travaux empiriques ayant mobilisé les modèles de panel hétérogène et non stationnaire.

L'évaluation du pass-through est conduite par secteur institutionnel (ménages, entrepreneurs individuels et entreprises non financières) et par objet économique (équipement, immobilier, trésorerie et consommation) sur la période 2006T2-2017T2 en utilisant les taux débiteurs déclarés par 5 banques de la place qui totalisent plus que 80% du total d'actif du système bancaire marocain. Dans le cadre de cette étude, le taux interbancaire représente un proxy pour le taux directeur qui reflète les conditions de refinancement du secteur bancaire. Ce choix est justifié par la parfaite transmission du taux directeur vers le taux du marché interbancaire<sup>17</sup> (Graphiques 1 et 2)

Après avoir calculé le pass-through, il serait pertinent d'identifier les facteurs susceptibles d'expliquer l'hétérogénéité en matière de transmission entre les banques. Les travaux empiriques énumèrent trois approches différentes permettant d'analyser l'hétérogénéité du pass-through. La première consiste à estimer des modèles ECM par groupe de banques qui partagent les mêmes caractéristiques (Weth, 2002 ; Frappa et al., 2008 ; Stanislawska, 2015). La deuxième approche, quant à elle, vise à intégrer les caractéristiques bancaires individuels dans le modèle ECM en tant que variables d'interaction afin d'étudier leurs significativités (Gambacorta, 2008). Enfin, la dernière approche cherche à expliquer les coefficients issus des modèles panels dans le cadre des groupes hétérogènes (PMG et MG) par les caractéristiques individuelles des banques (De Graeve et al., 2007 ; Montagnoli et al., 2012 ; Horváth et Podpiera, 2012). L'annexe B analyse l'importance des caractéristiques des banques (taille, ratio de solvabilité, ratio de liquidité, qualité du portefeuille des crédits bancaires, importance du dépôt bancaire dans le total du passif) dans la transmission des décisions monétaires aux taux débiteurs.

## 4. Résultats des estimations

### 4.1. Stationnarité et cointégration

L'étude de la propagation des chocs de politique monétaire vers les taux débiteurs et créditeurs débute naturellement par l'analyse de la stationnarité des taux d'intérêt avec l'application des divers tests de racine unitaire. Il convient de souligner que l'utilisation des tests de racine unitaire sur les données de panel est relativement récente<sup>18</sup>. Deux tests qui reposent sur l'hypothèse

<sup>16</sup> Ce test est utilisé dans de nombreuses problématiques de spécification en économétrie.

<sup>17</sup> Il est à noter que le taux directeur est une fonction en escalier, toutefois, le taux interbancaire affiche une certaine variabilité qui permet d'estimer avec précision les paramètres du modèle.

<sup>18</sup> Banerjee (1999) présente un recueil des tests de la première génération de racine unitaire sur données de panel et Trapani (2004) expose une revue des tests de la deuxième génération.

d'indépendance entre les individus et qui supposent une spécification hétérogène de la racine autorégressive ont été utilisés. Le test d'Im, Pesaran et Shin (2003) (IPS)<sup>19</sup>, qui représente la version panel du test ADF sur les séries temporelles individuelles, évalue l'hypothèse nulle d'existence d'une racine unitaire. Le test d'Hadri (2000), qui est similaire au test KPSS sur données temporelles, teste l'hypothèse nulle de stationnarité.

Le Tableau 4 présente les résultats des tests IPS et Hadri sur les séries des taux débiteurs par type de crédits bancaires. Selon le test d'Hadri<sup>20</sup>, l'hypothèse nulle de stationnarité est clairement rejetée pour toutes les séries. S'agissant du test IPS, hormis les taux débiteurs appliqués aux entreprises, l'hypothèse nulle de l'existence d'une racine unitaire est rejetée. Par ailleurs, les tests ADF et KPSS ont été conduits et confirment la non stationnarité du taux interbancaire.

**Tableau 4 : Résultats des tests IPS et Hadri**

	Im, Pesaran and Shin test		Hadri test	
	Zt_bar	p-value	Zτ	p-value
<b>Comptes débiteurs et crédits de trésorerie</b>				
Entreprises	-0,82	0,21	4,31	0,00
Entrepreneurs individuels	-4,71	0,00	5,41	0,00
<b>Crédits à l'équipement</b>				
Entreprises	-0,87	0,19	7,33	0,00
Entrepreneurs individuels	-3,83	0,00	3,58	0,00
<b>Crédits immobiliers</b>				
Entreprises	-1,27	0,10	3,58	0,00
Entrepreneurs individuels	-2,35	0,01	5,43	0,00
Ménages	-3,77	0,00	7,66	0,00
Crédits à la consommation aux ménages	-4,14	0,00	5,75	0,00

En présence des séries temporelles non stationnaires, l'étape suivante consiste à vérifier l'existence d'une relation de long terme entre les taux débiteurs et les taux interbancaires à travers l'application des tests de cointégration. Pedroni (1999, 2004) a proposé plusieurs tests résiduels analogues à ceux proposés par Engle et Granger (1987) dans le cadre des séries temporelles. Ces tests tiennent compte de l'hétérogénéité par le biais de paramètres qui peuvent différer entre les individus et investiguent l'hypothèse nulle d'absence de cointégration, c'est-à-dire l'hypothèse d'existence de racine unitaire dans la dynamique des résidus de la relation de long terme. Selon l'hypothèse alternative, il existe une relation de cointégration pour chaque individu et les paramètres de cette relation ne sont pas nécessairement les mêmes pour chacun des individus du panel<sup>21</sup>. Le Tableau 5 résume les résultats du test de Pedroni en se basant sur trois statistiques différentes : Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), autoregressive coefficient (Rho). Ainsi, le test conclut que l'hypothèse nulle d'absence d'une relation de cointégration entre les taux débiteurs et le taux interbancaire est rejetée.

<sup>19</sup> L'hypothèse nulle est que le paramètre autorégressif relatif à chaque individu est nul contre l'hypothèse alternative que ce paramètre est inférieur à zéro pour quelques individus.

<sup>20</sup> L'hypothèse nulle est que la composante non stationnaire est nulle contre l'hypothèse alternative que cette composante est différente de zéro.

<sup>21</sup> Deux groupes se distinguent au niveau de l'hypothèse alternative : la version « panel » suppose une racine inférieure à l'unité et identique entre les individus tandis que la version « group mean » autorise des racines différentes pour chacun des individus.

**Tableau 5 : Résultats du test de cointégration de Pedroni (les p-values des différentes statistiques)**

	Version Panel <sup>(1)</sup>			Version Group Mean Panel <sup>(2)</sup>		
	Rho-Statistic	PP-Statistic	ADF-Statistic	Rho-Statistic	PP-Statistic	ADF-Statistic
<b>Comptes débiteurs et crédits de trésorerie</b>						
Entreprises	0.0000	0.0000	0.0019	0.0000	0.0000	0.0000
Entrepreneurs individuels	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>Crédits à l'équipement</b>						
Entreprises	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Entrepreneurs individuels	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>Crédits immobiliers</b>						
Entreprises	0.0000	0.0000	0.0205	0.0000	0.0000	0.0347
Entrepreneurs individuels	0.0000	0.0000	0.0969	0.0000	0.0000	0.0068
Ménages	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Crédits à la consommation aux ménages	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

<sup>(1)</sup>  $H_0$  : tous les individus du panel ne sont pas cointégrés ;  $H_1$  : tous les individus du panel sont cointégrés.

<sup>(2)</sup>  $H_0$  : tous les individus du panel ne sont pas cointégrés ;  $H_1$  : une portion significative des individus du panel est cointégrée

En définitive, l'utilisation d'un modèle à correction d'erreur est justifiée vu que les séries des taux d'intérêt ne sont pas stationnaires et le test de cointégration confirme l'existence d'une relation de long terme entre les taux débiteurs, d'une part et le taux interbancaire, d'autre part.

#### 4.2. Caractéristiques du pass-through

Le Tableau 6 présente les résultats des estimations des modèles Mean Group (MG) et Pooled Mean Group (PMG) relatives au mark-up, au pass-through de court et long termes et au délai moyen d'ajustement<sup>22</sup>. L'utilisation de deux approches permet de s'assurer de la robustesse des résultats. En outre, les retards des taux débiteurs ont été ajoutés mais les paramètres associés à un retard supérieur à un se sont avérés non significatifs. La variable réserve obligatoire a été également intégrée dans le vecteur de cointégration mais les paramètres associés ne sont pas significatifs. En raison, des contraintes liées au manque de données, les variables renseignant sur la structure des bilans des banques n'ont pas été introduites comme des variables de contrôle vu que ces données sont disponibles à fréquence annuelle ou semi-annuelle alors que les taux débiteurs sont calculés à fréquence trimestrielle.

Les deux spécifications retenus (PMG et MG) confirment les résultats du test de cointégration de Pedroni quant à l'existence d'une relation d'équilibre entre les taux pratiqués par les banques commerciales et le taux interbancaire, hormis pour les crédits de trésorerie destinés aux entrepreneurs individuels. En outre, le coefficient qui mesure la force de rappel ou la vitesse d'ajustement est significatif avec un signe négatif.

En se basant sur les résultats des estimations du modèle PMG, le pass-through de long terme est quasi-complet pour les prêts immobiliers et les crédits à l'équipement adressés aux entreprises avec des coefficients de transmission de 99% et 90%, respectivement. De même, les taux d'intérêt adossés aux crédits immobiliers adressés aux entreprises s'ajustent à hauteur de 80% à long terme. En revanche, le pass-through à long terme est faible pour les taux appliqués aux facilités de trésorerie en faveur des entreprises (35%) et aux crédits à la consommation (14%). Le test de Wald a été conduit en vue de vérifier si le pass-through est complet à long terme. Les résultats mettent en évidence le caractère complet de la transmission à long terme pour les prêts immobiliers et les crédits à l'équipement (cf. Tableau A1). Les tests rejettent également

<sup>22</sup> Il convient de préciser que nous présentons les coefficients agrégés. Ces derniers correspondent aux moyennes des coefficients propres à chaque banque pondérées par leurs covariances estimées respectives.



l'hypothèse selon laquelle la transmission aux taux appliqués sur les crédits de trésorerie et à la consommation est complète.

**Tableau 6 : Résultats des estimations du pass-through**

	Résultats des estimations du modèle PMG							Résultats des estimations du modèle MG						
	Constante $\mu$	Pass-through de court terme $\delta$	Force de rappel $\alpha$	Pass-through de long terme $\beta$	Délai moyen d'ajustement (mois) $(\beta-\delta)/\alpha$	Mark_up $\mu/\alpha$	Ajustment relatif $\alpha*\beta$	Constant $e\mu$	Pass-through de court terme $\delta$	Force de rappel $\alpha$	Pass-through de long terme $\beta$	Délai moyen d'ajustement (mois) $(\beta-\delta)/\alpha$	Mark_up $\mu/\alpha$	Ajustment relatif $\alpha*\beta$
<b>Crédits immobiliers</b>														
Entreprises	1,44 [0,002]	0,00 -	0,41 [0,001]	0,99 [0,000]	7	3,51	0,41	2,27 [0,006]	0,00 -	0,47 [0,000]	0,82 [0,133]	5	4,83	0,39
Entrepreneurs individuels	3,43 [0,000]	0,00 -	0,63 [0,000]	0,39 [0,022]	2	5,44	0,25	3,35 [0,000]	0,00 -	0,63 [0,000]	0,44 [0,000]	2	5,32	0,28
Ménages	1,04 [0,002]	0,00 -	0,35 [0,001]	0,80 [0,000]	7	2,96	0,28	1,36 [0,000]	0,00 -	0,40 [0,000]	0,58 [0,001]	4	3,41	0,23
<b>Crédits à l'équipement</b>														
Entreprises	2,42 [0,000]	0,40 [0,141]	0,80 [0,000]	0,90 [0,000]	2	3,03	0,72	2,15 [0,004]	0,50 [0,13]	0,84 [0,000]	1,14 [0,000]	2	2,56	0,96
Entrepreneurs individuels	3,15 [0,000]	0,00 -	0,62 [0,000]	0,74 [0,002]	4	5,08	0,46	3,15 [0,000]	0,00 -	0,70 [0,000]	0,83 [0,004]	4	4,50	0,58
<b>Comptes débiteurs et crédits de trésorerie</b>														
Entreprises	2,28 [0,008]	0,00 -	0,45 [0,008]	0,35 [0,005]	2	5,06	0,16	2,89 [0,035]	0,00 -	0,63 [0,001]	0,68 [0,121]	3	4,59	0,43
Entrepreneurs individuels	6,80 [0,000]	0,00 -	0,72 [0,000]	0,02 [0,911]	0	9,45	0,01	6,75 [0,000]	0,00 -	0,75 [0,000]	0,21 [0,553]	1	9,00	0,16
Crédits à la consommation aux ménages	2,83 [0,043]	0,00 -	0,43 [0,051]	0,14 [0,009]	1	6,59	0,06	2,82 [0,055]	0,00 -	0,47 [0,033]	0,52 [0,011]	3	6,01	0,24

Les p-values sont [entre]. Le délai moyen d'ajustement a été d'abord calculé en trimestres et ensuite converti en mois. Nous présentons uniquement les coefficients agrégés qui sont les moyennes des coefficients propres à chaque banque pondérées par leurs covariances estimées respectives.

S'agissant de la transmission de court terme, les estimations suggèrent que les décisions de politique monétaire impactent uniquement les prêts à l'équipement à hauteur de 40%. Toutefois, le test de Wald confirme que les coefficients relatifs à la transmission de court terme ne sont pas significatifs (cf. Tableau A2). Par conséquent, l'élasticité des taux débiteurs au taux du marché interbancaire est nulle à court terme, ce qui laisse présager que les banques ne changent pas instantanément les taux d'intérêt suite à une décision de politique monétaire.

De même, les délais d'ajustement moyens des taux débiteurs vers l'équilibre de long terme suite aux évolutions des conditions de refinancement des banques sont globalement courts et dépendent du secteur d'activité et du secteur institutionnel. Le délai de convergence tend à être plus rapide pour les taux bancaires des crédits à la consommation (1 mois) ; il est relativement plus long et varie entre 2 mois et 7 mois pour les autres segments de marché.

Quant aux taux de marges (mark-up) appliqués par les banques, il ressort que les marges bancaires relatives aux crédits de trésorerie et à la consommation sont relativement plus importantes que celles appliquées sur les crédits à l'équipement et les prêts immobiliers. Par secteur institutionnel, les ménages et les entreprises affichent un mark-up relativement faible comparé à celui appliqué par les banques sur les entrepreneurs individuels. Ces résultats sont en ligne avec les conclusions des travaux similaires qui concluent que les crédits de court terme sont globalement plus risqués que les crédits de long terme (Horváth et Podpiera, 2012).

Par ailleurs, dans un contexte marqué par la baisse du taux directeur durant ces dernières années, les résultats indiquent que les banques ont globalement répercuté cette baisse au niveau des taux des crédits appliqués aux entreprises, en particulier, ceux relatifs aux prêts immobiliers et à l'équipement. Cet ajustement important des taux pourrait être expliqué par la forte concurrence dans ce segment de marché ainsi que le rôle des standards des crédits bancaires (revenu minimum d'un emprunteur, taux de rendement minimum prévu pour l'accompagnement des projets d'investissement) et des conditions d'accès au financement bancaire (prime de risque de crédit, coûts non financiers du crédit, exigence en terme de collatéral, loan-to-value). Les résultats des estimations révèlent aussi que les taux appliqués aux facilités de trésorerie et aux crédits à la consommation sont plus ou moins rigides comparativement aux autres catégories de crédits. Cet ajustement limité pourrait être expliqué par la composante « prime de risque de crédit » qui est relativement prépondérante dans la tarification des taux d'intérêt associés à ces deux compartiments du marché. Le pass-through vers les entreprises est relativement plus important que la transmission vers les ménages et les entrepreneurs individuels. Etant donné qu'une part importante (64%) des crédits bancaires adressés aux entreprises est octroyée aux grandes entreprises, ce résultat confirme que le pouvoir de négociation des emprunteurs et la capacité des banques à évaluer les risques (faible asymétrie d'information et reporting régulier des états financiers) jouent un rôle important dans la transmission vers les taux des prêts destinés aux entreprises.

Le Tableau 7 présente un benchmark des résultats des estimations des paramètres du pass-through conduites pour plusieurs pays. Il s'avère que le pass-through de long terme au Maroc est plus proche de celui des pays émergents. Dans ce sens, Medina Cas et al. (2011) ont montré que la transmission de la politique monétaire vers les taux débiteurs dans un panel de 40 pays est de l'ordre de 0.55 entre 2004 et 2010. De même, en se basant sur un panel de 70 pays, Gigineishvili

(2011) a conclu que le pass-through se situe entre 0.3 et 0.4 pour les économies avancées entre 2005 et 2010 et qu'il n'a pas dépassé 0.2 pour les pays à faible revenu. Aussi, les estimations de Mishra et al. (2012) ont dévoilé que les décisions de politique monétaire entre 2003 et 2008 ont été transmises à hauteur de 30% chez 43 pays à faible revenu, soit un niveau inférieur à celui estimé pour 27 pays émergents (60%). Selon l'analyse effectuée par Saborowski et Weber (2013) sur 8 régions, le pass-through est en moyenne autour de 52%<sup>23</sup> et a enregistré une nette amélioration en passant de 30% en 2003 à 60% en 2008.

**Tableau 7: Synthèse des résultats empiriques**

	Pass-through de court terme	Pass-through de long terme	Mark_up	Force de rappel
Cottarelli et Kourelis (1994)	[0.04 ; 0.83]	[0.30 ; 1.48]	-	-
Borio et Fritz (1995)	[0.00 ; 1.08]	[0.70 ; 1.06]	-	[-0.07 ; -0.79]
Mojon (2000)	[0.15 ; 0.83]	-	-	-
De Bondt (2002)	[0.08 ; 0.55]	[0.61 ; 1.04]	[1.14 ; 7.35]	[-0.15 ; -0.29]
Weth (2002)	[0.35 ; 0.91]	[0.62 ; 1.08]	-	[-0.05 ; -0.31]
Angeloni et Ehrmann (2003)	[0.24 ; 0.74]	[0.32 ; 1.30]	-	-
Sander et Kleimeier (2004)	[0.14 ; 0.44]	[0.50 ; 0.91]	-	-
Chionis et Leon (2006)	0,508	[0.53 ; 0.78]	[5.01 ; 5.75]	[-0.17 ; -0.37]
Sorensen et Werner (2006)	-	[0.25 ; 1.66]	-	[-0.03 ; -0.93]
De Graeve et al. (2007)	[0.19 ; 0.98]	[0.65 ; 0.99]	[1.51 ; 4.59]	[-0.19 ; -0.69]
Hansen et Welz (2011)	[0.20 ; 0.75]	[0.95 ; 1.08]	-	[-0.16 ; -0.95]
Gigineishvili (2011)	[0.11 ; 0.30]	[0.12 ; 0.72]	-	-
Medina Cas et al. (2011)	-	[0.50 ; 0.70]	-	-
Mishra et al. (2012)	[0.10 ; 0.37]	[0.30 ; 0.58]	-	-
Rocha (2012)	[0.08 ; 0.16]	[0.95 ; 1.13]	-	[-0.12 ; -0.27]
Saborowski et Weber (2013)	[0.20 ; 0.30]	[0.70 ; 0.90]	-	-
Stanisławska (2014)	[0.25 ; 0.74]	[0.77 ; 1.02]	-	[-0.06 ; -0.29]
Gregor et Melecky (2018)	[0.08 ; 0.43]	[0.93 ; 1.14]	-	[-0.09 ; -0.45]
Résultats de cette étude	[0.00 ; 0.40]	[0.14 ; 0.99]	[2.96 ; 6.59]	[-0.35 ; -0.80]

Les mark-up ont été calculés en utilisant la même méthodologie que celle adoptée dans notre étude pour De Bondt (2002) et Chionis et Leon (2006)

Globalement, les estimations des coefficients du pass-through et de la vitesse d'ajustement issus du modèle MG permettent de corroborer les résultats empiriques dérivés à partir du modèle PMG. Le test de spécification d'Hausman qui vise à discriminer ces deux modèles et de s'assurer du bien-fondé de la structure panel ne rejette pas l'hypothèse selon laquelle l'estimateur PMG est plus approprié (cf. Tableau A3). Par conséquent, il ressort que les banques adoptent un comportement homogène en matière de fixation des taux débiteurs à long terme pour tous les segments du marché. Ce résultat est confirmé par le test de Wald d'égalité des coefficients de long terme issus du modèle MG (cf. Tableau A4).

S'agissant de la vitesse d'ajustement et de la fixation de la marge d'intermédiation bancaire, le test de Wald met en évidence une forte hétérogénéité entre les banques expliquée par leurs structures financières (cf. Tableau A5). Ces résultats sont similaires aux travaux de Weth (2002) et Gambacorta (2008) qui concluent que le comportement de tarification des taux bancaires est

<sup>23</sup> Une disparité est observée entre les régions vu que le pass-through est à 100% pour le G20, 50% pour les pays de l'Amérique Latine, l'Asie, suivi par les pays de la région MENA, l'Europe de l'Est, l'Amérique Centrale et l'Afrique Subsaharienne (40%) et enfin l'Asie Centrale (30%).

hétérogène à court terme mais homogènes à long terme pour les banques allemandes et italiennes, respectivement.

## **Conclusion**

Cette étude présente une contribution empirique à l'analyse des mécanismes de transmission de la politique monétaire au Maroc. Elle examine l'impact des variations du taux d'intérêt interbancaire sur les taux débiteurs. L'analyse a été conduite sur un panel de données trimestrielles qui concernent 5 banques totalisant plus que 80% du total d'actif du système bancaire marocain sur la période 2006-2017.

Les résultats suggèrent une hétérogénéité significative de la transmission vers les taux débiteurs qui varie selon l'objet économique et le secteur institutionnel. D'autres enseignements ont été tirés de ce travail. A court terme, les estimations mettent en évidence une élasticité, presque nulle, des taux débiteurs au taux du marché interbancaire. A long terme, la transmission vers les taux d'intérêt des prêts immobiliers et des crédits à l'équipement est complète (entre 90% et 99%). En revanche, la transmission pour les crédits de trésorerie et à la consommation est incomplète (moins de 35%). Aussi, le pass-through est relativement plus important pour les prêts octroyés aux entreprises comparativement aux crédits destinés aux entrepreneurs individuels et aux ménages. En ce qui concerne le délai d'ajustement des taux débiteurs, ce dernier varie de 1 à 7 mois en fonction de la catégorie de crédit bancaire. Enfin, les résultats mettent en évidence que la structure financière des banques n'affecte pas la transmission à long terme du taux d'intérêt interbancaire aux taux débiteurs. Par contre, elle impacte les délais d'ajustement.

Ces résultats sont globalement en ligne avec les conclusions des recherches empiriques réalisées sur des pays avancés et des économies émergentes qui s'accordent, en général, sur l'absence de transmission complète des impulsions de politique monétaire vers les taux débiteurs. Les résultats mettent aussi en évidence l'effectivité du canal du taux d'intérêt et par conséquent indiquent une amélioration de la concurrence au sein du secteur bancaire marocain. Ces progrès devraient se consolider avec l'adoption du ciblage d'inflation à un stade avancé du processus de flexibilisation du régime de change entamé en 2018. De même, la poursuite de l'amélioration des fondamentaux macroéconomiques devrait continuer à jouer un rôle crucial dans la réduction des primes de risque et le renforcement de l'efficacité des décisions monétaires.

Enfin, dans le cadre de l'amélioration continue de son dispositif informationnel, Bank Al-Maghrib a procédé en 2018 à la refonte de son enquête trimestrielle sur les taux débiteurs auprès du système bancaire. Par conséquent, plusieurs extensions de ce travail pourraient être envisagées. Une première piste consisterait à évaluer la transmission de la politique monétaire via le canal du taux d'intérêt en tenant compte de la maturité des crédits et de la taille des entreprises.

## Bibliographie

- Ahokpossi, C., Garcia Martinez, P., & Kemo, L. (2016). Monetary and Fiscal Policies and the Dynamics of the Yield Curve in Morocco. IMF Working Paper, No 103.
- Altissimo, F., Mojon, B., & Zaffaroni, P. (2009). Can Aggregation Explain the Persistence of Inflation?. *Journal of Monetary Economics*, 56, 231–241.
- 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.
- Baltagi, B. H., & Kao, C. (2000). Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels : a survey. *Advances in Econometrics*, 15, 7-51, Elsevier Science.
- Baltagi, B. H., Griffin, J. M., & Xiong, W. (2000). To pool or not to pool: Homogeneous versus heterogeneous estimators applied to cigarette demand. *Review of Economics and Statistics* 82, 117-126.
- BAM. (2016). *Financial Stability Report*. Bank Al-Maghrib.
- Banerjee, A. (1999). Panel data unit roots and cointegration: an overview. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special issue, 607-629.
- 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.
- Benazzi, S., & RouieSSI, I. (2017). Analyse de la concurrence bancaire au Maroc: Approche de Panzar et Rosse (No. 2017-1). Bank Al-Maghrib, Document de Travail, No. 1.
- Benlamine, M., Bulř, A., Farouki, M., Horváth, A., Hossaini, F., El Idrissi, H., Iraoui, Z., Kovács, Laxton, D., Maaroufi, A., Szilágyi, K., Taamouti, M., & Vávra, D. (2018). Morocco: A Practical Approach to Monetary Policy Analysis in a Country with Capital Controls. IMF Working Paper, No. 27.
- 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.
- Berlin, M., & Mester, L. J. (1999). Deposits and relationship lending. *The Review of Financial Studies*, 12(3), 579-607.
- Bernanke, B. S., & Blinder, A. (1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *American Economic Review*, 82, 901–921.
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1989). Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. *American Economic Review*, 79 (1), March, pp. 14–31.
- 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.
- Borio, C. E., & Fritz, W. (1995). The response of short-term bank lending rates to policy rates: a cross-country perspective. BIS Working Paper, No. 27.
- Boughrara, A. (2009). Monetary Transmission Mechanisms in Morocco and Tunisia. Economic Research Forum, Working Paper, No. 460.
- Bruno, V., & Shin, H. S. (2012). Capital Flows and the Risk-Taking Channel of Monetary Policy. BIS Working Paper, No 400.
- Bulř, A., & Vlček, J. (2016). Monetary Transmission: Are Emerging Market and Low Income Countries Different?. Czech National Bank Working Paper, No 2.
- 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.
- Cottarelli, C., Ferri, G., & Generale, A. (1995). Bank lending rates and financial structure in Italy: A case study. IMF Working Paper, No. 38.
- Darracq Paries, M., Moccero, D., Krylova, E., & Marchini, C. (2014). The retail bank interest rate pass-through: The case of the euro area during the financial and sovereign debt crisis. ECB Occasional Paper, No. 155.
- De Bondt, G. (2002). Retail bank interest rate pass-through: new evidence at the euro area level. ECB Working Paper, No. 136.

- De Bondt, G. (2005). Interest rate pass-through: Empirical results for the Euro Area. *German Economic Review*, Vol. 6 (1), 37-78.
- De Graeve, F., De Jonghe, O., & Vander Vennet, R. (2007). Competition, transmission and bank pricing policies: Evidence from Belgian loan and deposit markets. *Journal of Banking & Finance*, 31(1), 259-278.
- de la Serre, A. B., 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.
- Frisancho-Mariscal, B. I., & Howells, P. (2010). Interest rate pass-through and risk (No. 1016). Department of Accounting, Economics and Finance, Bristol Business School, University of the West of England, Bristol.
- Gambacorta, L. (2004). How do banks set interest rates?. NBER Working Paper, No. 10295.
- Gambacorta, L. (2008). How do banks set interest rates?. *European Economic Review* 52, 792-819.
- Gigineishvili, M. N. (2011). Determinants of interest rate pass-through: Do macroeconomic conditions and financial market structure matter?. IMF Working Paper, No. 176.
- González, R. L., & Fumás, V. S. (2005). Market power and bank interest rate adjustments. Banco de España Documentos de Trabajo, No. 0539.
- 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.
- Hadri, K. (2000). Testing for stationary in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal*, 3, 148-161.
- Hannan, T. H., & Berger, A. N. (1991). The rigidity of prices: Evidence from the banking industry. *The American Economic Review*, 81(4), 938-945.
- Hansen, N. J. H., & Welz, P. (2011). Interest rate pass-through during the global financial crisis. OECD Economics Department Working Papers, No. 855
- Havránek, T., Irsova, Z., & Lešánovská, J. (2016). Bank efficiency and interest rate pass-through: Evidence from Czech loan products. *Economic Modelling*, 54, 153-169.
- Hefferman, S. A. (1997). Modelling British interest rate adjustment: An error correction approach. *Economica*, 64(254), 211-231.
- Heinemann, F. and Schüller, M. (2002). Integration benefits on EU retail credit markets Evidence from interest rate pass-through. ZEW Discussion Paper, No. 26.
- Hendry, D.F. (1995). Dynamic Econometrics. *Oxford University Press*.
- Hofmann, B., & Mizen, P. (2004). Interest Rate Pass-Through and Monetary Transmission: Evidence from Individual Financial Institutions' Retail Rates. *Economica*, 71(281), 99-123.
- Horváth, R., & Podpiera, A. (2012). Heterogeneity in bank pricing policies: The Czech evidence. *Economic Systems*, 36(1), 87-108.
- Hsiao, C. (2006). Panel Data Analysis – Advantages and Challenges. Institute of Economic Policy Research, University of Southern California Working Paper, No. 49.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- Kashyap, A.K., & Stein, J. (2000). What do a million observations on banks say about the transmission of monetary policy?. *American Economic Review*, 90(3), 407-428.
- Klein, M. A. (1971). A theory of the banking firm. *Journal of money, credit and banking*, 3(2), 205-218.
- Kucharčuková, O. B., Franta, M., Hájková, D., Král, P., Kubicová, I., Podpiera, A., & Saxa, B. (2013). What we know about monetary policy transmission in the Czech Republic: Collection of empirical results. Czech National Bank, Research and Policy Notes, No. 01.
- Medina Cas, S. C., Carrion-Menendez, A., & Frantischek, F. (2011). The policy interest-rate pass-through in Central America. IMF Working Paper, No. 240.
- Mishra, P., Montiel, P. J., & Spilimbergo, A. (2012). Monetary transmission in low-income countries: Effectiveness and policy implications. *IMF Economic Review*, 60(2), 270-302.
- 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.
- Mukherjee, S., Bhattacharya, R. (2011). Inflation Targeting and Monetary Policy Transmission Mechanisms in Emerging Market Economies. IMF Working Paper, No. 229.
- Mundell, R. A. (1963). Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates. *Canadian Journal of Economic and Political Science*, (29), 475-485.
- Neaime, S. (2008). Monetary Policy Transmission and Targeting Mechanisms in the MENA Region. Economic Research Forum, Working Paper, No. 395.
- Neumark, D., & Sharpe, S. A. (1992). Market structure and the nature of price rigidity: evidence from the market for consumer deposits. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 657-680.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *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 Hypothesis*, 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. (1997). Estimating long-run relationships in dynamic heterogeneous panels. DAE Working Paper Amalgamated Series 9721.
- 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.
- Phillips, P. C. B., & Moon, H. R. (2000). Nonstationary panel data analysis: An overview of some recent developments. *Econometric Reviews* 19, 263-286.
- 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.
- Van Leuvensteijn, M., Sørensen, C. K., Bikker, J. A., & Van Rixtel, A. A. (2013). Impact of bank competition on the interest rate pass-through in the euro area. *Applied Economics*, 45(11), 1359-1380.
- Weth, M. A. (2002). The pass-through from market interest rates to bank lending rates in Germany. Deutsche Bundesbank Discussion Paper, No. 11.



## Annexe A: Tests statistiques

**Tableau A1 : Test de Wald sur le pass-through de long terme  
(H0 : le pass-through de long terme est complet)**

	Chi-Squared	p-value
Crédits immobiliers		
Entreprises	0,01	0,93
Entrepreneurs individuels	12,84	0,00
Ménages	2,39	0,12
Crédits à l'équipement		
Entreprises	1,25	0,26
Entrepreneurs individuels	1,16	0,28
Comptes débiteurs et crédits de trésorerie		
Entreprises	27,01	0,00
Entrepreneurs individuels	27,08	0,00
Crédits à la consommation aux ménages	246,13	0,00

**Tableau A2 : Test de Wald sur l'élasticité de court terme  
(H0 : le pass-through de court terme est nul)**

	Chi-Squared	p-value
Crédits à l'équipement aux entreprises	2,16	0,14

**Tableau A3 : Test d'Hausman  
(H0 : l'estimateur PMG est plus approprié)**

	Hausman Statistic	Prob>chi2	Conclusion
Crédits immobiliers			
Entreprises	0,09	0,76	PMG
Entrepreneurs individuels	-0,17	-	PMG
Ménages	3,34	0,07	PMG
Crédits à l'équipement			
Entreprises	1,24	0,27	PMG
Entrepreneurs individuels	0,27	0,60	PMG
Comptes débiteurs et crédits de trésorerie			
Entreprises	0,47	0,49	PMG
Entrepreneurs individuels	0,38	0,54	PMG
Crédits à la consommation aux ménages	3,36	0,07	PMG

**Tableau A4 : Test de Wald d'égalité de coefficients de long terme  
(H0 : le comportement de pricing des banques à long terme est homogène)**

	Chi-Squared	p-value
<b>Crédits immobiliers</b>		
Entreprises	9,85	0,08
Entrepreneurs individuels	0,38	1,00
Ménages	11,50	0,04
<b>Crédits à l'équipement</b>		
Entreprises	6,45	0,17
Entrepreneurs individuels	10,56	0,03
<b>Comptes débiteurs et crédits de trésorerie</b>		
Entreprises	34,64	0,00
Entrepreneurs individuels	5,46	0,36
Crédits à la consommation aux ménages	6,97	0,14

**Tableau A5 : Test de Wald d'égalité de coefficients de court terme  
(H0 : le comportement de pricing des banques à court terme est homogène)**

	Force de rappel		Mark-up		Pass-through de court terme	
	Chi-Squared	p-value	Chi-Squared	p-value	Chi-Squared	p-value
<b>Crédits immobiliers</b>						
Entreprises	12,07	0,03	14,24	0,01		
Entrepreneurs individuels	6,86	0,23	4,14	0,53		
Ménages	19,41	0,00	19,85	0,00		
<b>Crédits à l'équipement</b>						
Entreprises	55,86	0,00	32,78	0,00	6,06	0,30
Entrepreneurs individuels	13,50	0,02	18,66	0,00		
<b>Comptes débiteurs et crédits de trésorerie</b>						
Entreprises	129,54	0,00	130,78	0,00		
Entrepreneurs individuels	9,66	0,09	18,50	0,00		
Crédits à la consommation aux ménages	77,68	0,00	68,55	0,00		

## Annexe B: Déterminants de l'hétérogénéité

Cette annexe fournit une analyse de l'influence des caractéristiques des banques dans la détermination des paramètres du pass-through : le pass-through de court terme ( $\varphi_n$ ), le pass-through de long terme ( $\beta_n$ ), la vitesse d'ajustement ( $\alpha_n$ ) et le mark-up ( $mark\_up_n = \mu_n/\alpha_n$ ).

Ainsi, les équations suivantes seront estimées :

$$\varphi_{n,j} = f(taille_n, RS_n, \text{dépôt}_n, CES_n) \quad (5)$$

$$\beta_{n,j} = f(taille_n, RS_n, \text{dépôt}_n, CES_n) \quad (6)$$

$$\alpha_{n,j} = f(taille_n, RS_n, \text{dépôt}_n, CES_n) \quad (7)$$

$$mark\_up_{n,j} = f(taille_n, RS_n, \text{dépôt}_n, CES_n) \quad (8)$$

où  $n$  fait référence à la banque et  $j$  au produit bancaire,  $taille_n$  représente la taille de la banque mesurée par son actif sur le total des actifs du secteur bancaire ;  $RS_n$  est le ratio de solvabilité calculé comme étant le rapport entre les fonds propres réglementaires et les actifs pondérés par le risque ;  $dépôt_n$  est un proxy de la relation entre les banques et ses clients (*relationship lending*) approximée par le ratio des dépôts sur le total du passif de chaque banque. Enfin,  $CES_n$  mesure la qualité du portefeuille des banques et correspond au ratio des créances en souffrance par rapport au total des crédits bancaires.

Les résultats des estimations de l'impact des différentes caractéristiques bancaires sur la vitesse d'ajustement et sur le taux de marge sont présentés dans le Tableau B1<sup>24</sup>. Il convient de préciser que les différentes caractéristiques bancaires ont été investiguées séparément en raison de la taille de notre échantillon qui demeure faible. Aussi, les déterminants du pass-through de court terme n'ont pas été analysés vu que les estimations effectuées dans la section précédente montrent que le coefficient de transmission à court terme est a priori statistiquement nul pour les différents segments du marché. En outre, les déterminants du pass-through à long terme ont été évalués en vue d'étayer le résultat précédant en ce qui concerne le caractère homogène des banques en matière de fixation des taux à long terme.

Il ressort que les différentes caractéristiques ayant trait à la structure du passif et de l'actif des banques n'affectent pas le mécanisme de transmission du taux d'intérêt interbancaire aux taux débiteurs à long terme. De même, les résultats suggèrent que la structure financière des banques - taille du bilan, capitalisation, qualité des actifs bancaires, la relation entre les banques et ses clients - n'influencent pas la fixation du taux de marge bancaire.

Néanmoins, les résultats suggèrent que le ratio de capitalisation ainsi que la qualité des actifs bancaires (mesurée par le ratio des CES sur le total des crédits bancaires) apparaissent comme des facteurs expliquant l'hétérogénéité de l'ajustement des taux débiteurs vers la relation d'équilibre. En effet, les banques ayant un ratio de solvabilité élevé semblent transmettre à moindre mesure les décisions de politique monétaire. Ce résultat est en ligne avec le canal traditionnel de crédit bancaire (Kashyap et Stein, 2000) qui stipule que les banques dont la solvabilité est élevée et qui disposent d'actifs plus liquides sont moins vulnérables aux chocs de politique monétaire.

De même, le signe négatif attribué au coefficient relatif à la qualité du portefeuille des banques (créances en souffrance) est conforme à la littérature empirique (Sander and Kleimeier, 2004) qui stipule que les banques qui sont exposées au risque du crédit tendent à lisser davantage leurs taux bancaires. Sorensen et Werner (2006) et Giginishvili (2011) suggèrent que les banques qui ont une forte exposition au risque de crédit ajustent faiblement leurs taux débiteurs suite à une politique monétaire restrictive vu qu'elles procèdent par un rationnement des crédits vers les clients solvables (*flight to quality phenomenon*) d'une part, et pour limiter l'impact d'une éventuelle hausse du taux bancaire sur la probabilité de défaut des anciens clients qui ont contracté des crédits à taux variable, d'autre part.

---

<sup>24</sup> Les estimations ont été réalisées à l'aide de la méthode des moindres carrés généralisés afin de résoudre les problèmes d'hétéroscédasticité émanant de l'hétérogénéité entre les banques et les différents compartiments du marché du crédit.

**Tableau B1 : Les déterminants de l'hétérogénéité du pass-through**

	Pass-through de long terme	Force de rappel	Mark_up
Taille <sub>n</sub>	0,37 [0,07]	0,75 [0,40]	-0,49 [0,06]
RS <sub>n</sub>	0,13 [0,20]	<b>-0,11</b> <b>[0,38]</b>	-0,04 [0,07]
Dépôt <sub>n</sub>	1,11 [0,10]	-0,91 [0,20]	-0,84 [0,07]
CES <sub>n</sub>	0,07 [0,21]	<b>-0,05</b> <b>[0,39]</b>	0,02 [0,05]

Les coefficients en gras sont significatifs au seuil de 10%, le R<sup>2</sup> [entre] relatif à chaque modèle figure au-dessous des coefficients estimés.