

HEC MONTRÉAL

**Intégration des marchés obligataires et hypothécaires au Canada:
Analyse du mécanisme de transmission des taux**

par

Ian Charest

**Sciences de la gestion
(Économie financière appliquée)**

*Mémoire présenté en vue de l'obtention
du grade de maîtrise ès sciences
(M. Sc.)*

Janvier 2013

© Ian Charest, 2013

SOMMAIRE

Le marché obligataire et le marché du crédit bancaire ne sont pas isolés l'un de l'autre, puisque la majeure partie du financement à long terme des institutions financières est liée au marché obligataire de façon directe (émissions d'obligations ou de débentures, titrisation de prêts hypothécaires, etc.) ou indirecte (dépôts à terme, dépôts à vue). Cela signifie-t-il pour autant que ces marchés sont bien synchronisés? Plus précisément, peut-on s'attendre à ce qu'un choc des taux obligataires soit transmis intégralement, rapidement et de façon symétrique aux taux d'intérêts sur les prêts offerts par les institutions financières? L'examen du mécanisme de transmission des chocs de taux obligataires aux taux des prêts bancaires est important, pouvant notamment contribuer à mesurer l'efficacité de la politique monétaire et à établir de façon plus précise le profil de risque et la valeur marchande des actifs hypothécaires.

À l'aide de données quotidiennes et mensuelles couvrant la période entre 1992 et 2011, nous explorons plusieurs facettes de la relation entre les taux obligataires et hypothécaires, soit le degré, le délai et l'asymétrie de transmission. Pour ce faire, nous définissons le taux hypothécaire comme étant la somme de son coût marginal de financement et d'une marge d'intermédiation récoltée par le prêteur. Le coût marginal de financement est décomposé en trois parties : le taux sans risque, l'écart-swap et la prime de risque spécifique de l'obligation bancaire. Plutôt que d'utiliser le taux hypothécaire officiel, nous estimons le taux effectif moyen en ajustant le taux officiel pour tenir compte du rabais hypothécaire moyen accordé par les banques, ce qui nous permet de réduire un biais important dans la mesure de la relation entre le taux hypothécaire et ses déterminants.

Après avoir procédé à des tests de cointégration, nous avons recours à des modèles à correction d'erreur pour observer le processus d'ajustement du taux hypothécaire. Ensuite, nous testons la présence d'asymétrie à l'aide de modèles à correction d'erreur asymétrique. Enfin, nous estimons la relation entre le niveau du taux hypothécaire et celui de ses déterminants.

Les résultats des estimations permettent plusieurs constats dignes d'intérêt. Par exemple, il s'avère que les taux obligataires sans risque de même que les primes de risques sont cointégrés avec le taux hypothécaire dans plusieurs périodes observées. Aussi, nous

concluons que la décomposition du coût marginal de financement en trois parties ajoute de la précision au modèle décrivant le processus d'ajustement des taux hypothécaires (VECM). À cet égard, l'examen de ce processus d'ajustement révèle de l'asymétrie dans la vitesse d'ajustement pour certaines sous-périodes observées, et cette asymétrie est susceptible d'avantager les prêteurs au détriment des emprunteurs. En outre, les résultats nous portent à croire qu'il existe des coûts non négligeables associés à un changement des taux hypothécaires (coûts de menu, coût de recherche de prix).

Quant à l'estimation de la relation entre le niveau du taux hypothécaire et ses déterminants, elle tend à démontrer qu'il y a transmission complète des chocs du taux obligataire sans risque (CAD) vers le taux hypothécaire. Enfin, les résultats nous permettent d'associer la croissance du financement par titrisation à une baisse du taux hypothécaire, alors que la concentration accrue du marché hypothécaire est associée à une hausse du taux hypothécaire.

TABLE DES MATIÈRES

SOMMAIRE	i
LISTE DES TABLEAUX	iv
LISTE DES GRAPHIQUES.....	v
1. Introduction	1
2. Mise en contexte	4
2.1. Sources de risque associées au prêt hypothécaire.....	4
2.2. Évolution du marché hypothécaire canadien	5
2.3. Les prêts hypothécaires canadiens et américains	10
3. Revue de la littérature	13
3.1. Une note sur les taux utilisés dans la littérature	13
3.2. La cointégration comme indicateur d'intégration des marchés.....	14
3.3. Les causes de résistance du taux hypothécaire.....	15
3.4. Relation à long terme : le degré de transmission	17
3.5. Relation à court terme : le processus de transmission.....	18
3.6. L'impact d'un changement structurel.....	20
3.7. Conclusion de la revue de littérature	22
4. Données	23
4.1. Les taux	23
4.2. Les déterminants autres que les taux.....	29
4.3. Tests de racine unitaire.....	34
5. Méthodologie et résultats	37
5.1. Le processus d'ajustement du taux hypothécaire : le modèle à correction d'erreur....	37
5.2. Les modèles à correction d'erreur asymétriques: BTAR et MTAR.....	46
5.3. Le niveau du taux hypothécaire et ses déterminants.....	54
6. Conclusion.....	61
Annexe – Tableaux de résultats	63
Glossaire	75
Bibliographie	77

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Statistiques descriptives des taux, points de base.....	28
Tableau 2 : Tests de racine unitaire (Statistiques T).....	63
Tableau 3: Tests de cointégration de TH avec les variables explicatives (Johansen)	64
Tableau 4: Classement des composantes du taux CORP (CAD, pSWAP, pCORP)	65
Tableau 5: Estimation du modèle à correction d'erreur sans asymétrie (VECM).....	66
Tableau 6 : Estimation du VECM par sous-période	67
Tableau 7: Estimation du modèle à correction d'erreur asymétrique BTAR.....	68
Tableau 8: Vitesses d'ajustement asymétriques par sous-période — modèle BTAR	69
Tableau 9: Vitesses d'ajustement asymétriques par sous-période — modèle MTAR.....	70
Tableau 10: Régression linéaire en niveau : TH et les variables utilisées dans le VECM	71
Tableau 11: Le niveau du taux hypothécaire et ses déterminants : l'impact de la titrisation et de la concentration du marché hypothécaire	72
Tableau 12: Simulation de valeurs critiques – coefficient β d'une relation de cointégration...	73
Tableau 13: Simulation de valeurs critiques – coefficient β d'une relation entre deux variables intégrées d'ordre 1, mais non cointégrées.....	74

LISTE DES GRAPHIQUES

Graphique 1 : Part de marché des banques à charte (% de l'encours total)	6
Graphique 2: Taux hypothécaire affiché et effectif (échéance de 5 ans, 1992=100).....	8
Graphique 3: Tendence du rabais hypothécaire, %.....	25
Graphique 4: Taux hypothécaire et taux sans risque (échéance = 5 ans)	26
Graphique 5: Primes de risque, %.....	27
Graphique 6: Portion titrisée des prêts hypothécaires, %.....	30
Graphique 7: Rapport de la croissance des soldes titrisés sur celle les soldes totaux, %	31
Graphique 8: Écart vendeur-acheteur du taux swap (échéance de 5 ans), points de base	32
Graphique 9: Pente 1-5 ans et croissance annuelle du PIB,%	33
Graphique 10: Seuil BTAR et T-stat de $\alpha^{MID,TH}$	50
Graphique 11: Seuil BTAR et T-stat de $\alpha^{MID,TH}$ par sous-période	51

1. Introduction

Pour les principales institutions financières au Canada, les taux obligataires constituent la base servant à établir le coût marginal de financement de leurs prêts à taux fixes¹, puisque la majeure partie de leur financement à long terme est liée au marché obligataire de façon directe (émissions d'obligations ou de débentures, titrisation de prêts hypothécaires, etc.) ou indirecte (dépôts à terme, dépôts à vue). Il y a donc un lien évident qui unit le marché obligataire et le marché du crédit à taux fixe. Mais cela signifie-t-il que ces marchés sont bien synchronisés? Plus précisément, peut-on s'attendre à ce qu'un choc des taux obligataires soit transmis intégralement, rapidement et de façon symétrique aux taux d'intérêts sur les prêts offerts par les institutions financières?

L'examen du mécanisme de transmission des chocs de taux obligataires aux taux des prêts bancaires est un exercice important à bien des égards, mais il l'est particulièrement pour les banques centrales, puisque c'est l'efficacité de la politique monétaire qui en dépend. En effet, le canal des taux d'intérêt est une des principales courroies de transmission de la politique monétaire. Alors que certains prêts ont un taux variable directement arrimé au taux directeur, une grande partie des prêts ont un taux fixé pour une période déterminée. Ainsi, un changement du taux directeur ne se répercutera pas directement sur le taux de ces prêts bancaires, mais indirectement, par l'entremise de la courbe des rendements obligataires.

Au-delà des questions reliées aux effets de la politique monétaire, la description du mécanisme de transmission des chocs obligataires aux taux hypothécaires contribue à faire une meilleure évaluation du risque et du prix des actifs hypothécaires à taux fixe. En effet, le risque associé à un actif hypothécaire est sensible aux variations des taux d'intérêt.

Le présent travail vise à documenter la relation entre les taux obligataires et hypothécaires au Canada. Nous nous concentrons sur le taux associé à une échéance de cinq ans. Nous définissons le taux hypothécaire comme étant la somme de son coût marginal de financement et d'une marge d'intermédiation récoltée par le prêteur. En effet, dans un contexte de maximisation de profit, le comportement des banques en matière de tarification est directement lié au coût marginal de financement. À cet égard, les systèmes de coût de cession

¹ Les prêts à taux variables quant à eux ont un coût de financement lié au marché monétaire (ex : acceptations bancaires à 90 jours).

interne (ou prix de revient) adoptés par les institutions financières se fondent généralement sur le coût marginal. Ce coût est exprimé dans ce travail par le rendement d'une obligation émise par une banque.

Nous décomposons le coût marginal de financement en trois parties : le taux sans risque, l'écart-swap et la prime de risque spécifique de l'obligation bancaire. Le taux sans risque est le rendement d'une obligation sur cinq ans du gouvernement du Canada; l'écart-swap est la différence entre le taux d'un swap d'intérêt d'un terme de cinq ans et l'obligation sans risque; et la prime de risque spécifique est la différence entre le rendement d'une obligation bancaire d'une échéance de cinq ans et le taux du swap d'intérêt. Pour les institutions financières, le swap d'intérêt constitue le principal outil de couverture du risque d'intérêt associé à leur bilan (prêts et dépôts). Nous tenons compte de l'écart-swap puisque la courbe du taux swap est devenue la référence du secteur bancaire en matière de coût marginal de financement.

La contribution de ce travail à la littérature existante peut se résumer comme suit. Premièrement, en rapprochant le taux hypothécaire et son coût de financement marginal décomposé, nous tenons compte des primes de risque attribuable à l'échéance du prêt (risque d'intérêt), aux banques (risque de crédit) et au marché interbancaire (risque de crédit et de liquidités). Cela permet d'éviter les problèmes de variables omises et d'observer les sensibilités respectives du taux hypothécaire au taux sans risque et aux primes de risque. Deuxièmement, plutôt que d'utiliser le taux hypothécaire officiel, nous estimons le taux effectif moyen en ajustant le taux officiel pour tenir compte du rabais hypothécaire moyen accordé par les banques sur une base individuelle. Cet ajustement nous permet de réduire un biais important dans la mesure de la relation entre le taux hypothécaire et ses déterminants. Troisièmement, nous avons recours à des données quotidiennes, ce qui est peu courant dans la littérature portant sur les taux hypothécaires. Cette fréquence quotidienne nous permettra d'examiner de près le processus d'ajustement du taux hypothécaire et d'observer l'évolution dans le temps de la relation qui unit le taux hypothécaire et ses déterminants. Quatrièmement, nous explorons plusieurs facettes de la relation entre les taux obligataires et le taux hypothécaire, soit le degré, le délai et l'asymétrie de transmission. Enfin, nous souhaitons expliquer le niveau du taux hypothécaire en intégrant des facteurs qui ne sont pas directement liés aux marchés obligataires.

Les résultats empiriques mettent en évidence plusieurs constats importants, contribuant ainsi à apporter un nouvel éclairage quant à la relation entre les marchés hypothécaires et obligataires. D'abord, nous constatons que les taux obligataires sans risque et les primes de risques sont cointégrés avec le taux hypothécaire dans plusieurs périodes observées. Ensuite, il s'avère que la décomposition du coût marginal de financement en trois composantes ajoute de la précision au modèle à correction d'erreur décrivant le processus d'ajustement des taux hypothécaires. À cet égard, l'examen de ce processus d'ajustement révèle de l'asymétrie dans la vitesse d'ajustement pour certaines sous-périodes observées, et cette asymétrie est susceptible d'avantager les prêteurs au détriment des emprunteurs. En outre, les résultats nous portent à croire qu'il existe des coûts non négligeables associés à un changement des taux hypothécaires, tels que des coûts de menu ou des coûts de recherche de prix. Ensuite, l'estimation de la relation entre le niveau du taux hypothécaire et ses déterminants tend à démontrer qu'il y a transmission complète des chocs du taux obligataire sans risque (CAD) vers le taux hypothécaire. Enfin, les résultats font ressortir une corrélation entre la croissance du financement par titrisation et la baisse du taux hypothécaire, alors que la concentration accrue du marché hypothécaire est corrélée à une hausse du taux hypothécaire.

Le présent mémoire est structuré comme suit. Au chapitre 2, nous nous penchons sur les principales caractéristiques d'un prêt hypothécaire et du marché hypothécaire canadien. Au chapitre 3, nous procédons à une revue de la littérature portant principalement sur la relation entre les taux hypothécaires et les taux des marchés monétaires et obligataires. Au chapitre 4, nous présentons les données que nous utiliserons dans nos estimations, leur source, le type de transformation nécessaire, et nous procédons à des tests de racine unitaire. Le chapitre 5 est consacré à la présentation des modèles utilisés ainsi qu'à l'interprétation des résultats des estimations. Après avoir procédé à des tests de cointégration, nous présentons et estimons le modèle à correction d'erreur, et nous testons la présence d'asymétrie à l'aide de modèle à correction d'erreur asymétrique. La dernière partie du chapitre 5 est consacrée à l'examen de la relation entre le niveau du taux hypothécaire et ses déterminants. Finalement, au chapitre 6, nous concluons en rappelant les principaux constats du mémoire.

2. Mise en contexte

La relation entre les taux hypothécaires et les taux de marchés (obligations, titres à escompte, swaps d'intérêt) peut être influencée par les facteurs de risque propres au prêt hypothécaire de même que par les particularités des systèmes bancaires nationaux (réglementation, pratiques commerciales, concentration du marché, etc.). Nous résumons d'abord les principales sources de risque lié à la détention d'un actif hypothécaire. Ensuite, nous faisons un bref survol de quelques-unes des caractéristiques propres au marché hypothécaire canadien. Enfin, puisque la majeure partie des travaux existants portent sur les prêts américains, nous présentons les principales différences entre les prêts hypothécaires consentis au Canada et leurs équivalents américains.

2.1. Sources de risque associées au prêt hypothécaire

Nous avons déjà mentionné que la valeur d'un actif hypothécaire est sensible aux variations des taux d'intérêt. À cet égard, nous distinguons quatre sources de risque que les prêteurs doivent assumer, soit le risque d'intérêt, le risque de prépaiement, le risque de défaut ainsi que le risque de liquidité.

Pour une institution financière, le risque d'intérêt se rapporte à l'impact direct d'une variation des taux d'intérêt sur sa rentabilité. Ce risque découle de l'adéquation imparfaite entre la durée moyenne des prêts consentis et celle du financement obtenu. Par exemple, si une banque détient un actif hypothécaire d'une durée de cinq ans qu'elle finance par un dépôt à terme d'une durée de deux ans, alors une hausse des taux d'intérêt aura un impact négatif sur ses revenus dès que le dépôt sera renouvelé, dans deux ans.

Le risque de prépaiement hypothécaire existe en raison de l'option de remboursement anticipé que détiennent les emprunteurs. Une baisse des taux d'intérêt peut inciter les emprunteurs à rembourser une partie du prêt hypothécaire ou à en renégocier le taux, en résiliant leur contrat actuel. La durée moyenne d'un actif hypothécaire peut donc varier en fonction du niveau des taux en vigueur. Les prêteurs, de même que les investisseurs détenant des titres hypothécaires, doivent donc prévoir les niveaux de remboursement anticipé pour établir la valeur de leurs actifs. Aussi, une meilleure évaluation du risque de prépaiements

hypothécaires offre aux prêteurs (ou aux investisseurs) un potentiel accru de diversification de leur portefeuille (Darrat et al., 2006).

Le risque de défaut, de la part des emprunteurs hypothécaires, peut-être corrélé au niveau des taux. L'impact d'une hausse soudaine et marquée des taux hypothécaires sur le nombre de défauts de paiement doit donc être considéré par les institutions prêteuses.

Le risque de liquidité que doit assumer un prêteur hypothécaire est lié à sa capacité d'assurer le financement de ses activités. Par exemple, une raréfaction des liquidités sur le marché interbancaire et monétaire engendrera une hausse du coût de financement des banques qui pourrait être transmise au taux hypothécaire.

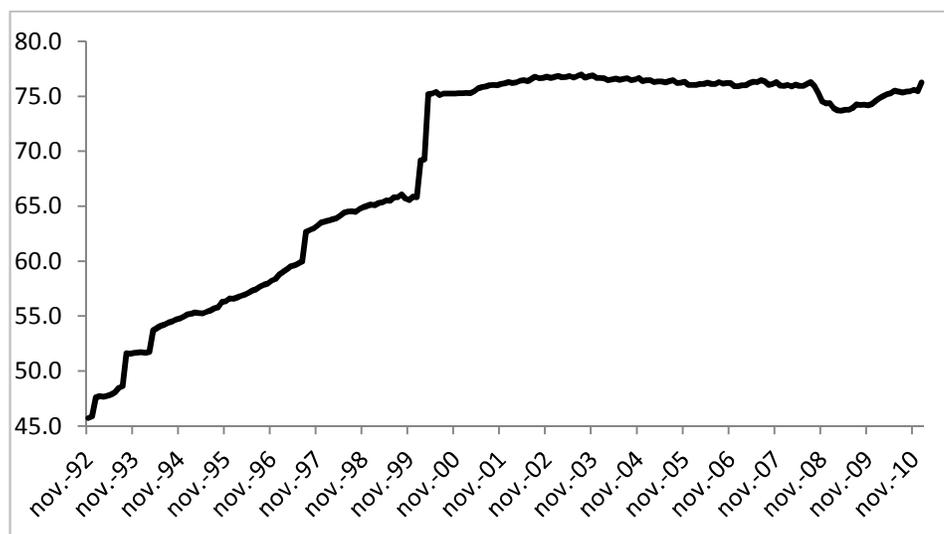
2.2. Évolution du marché hypothécaire canadien

En janvier 2011, l'encours hypothécaire résidentiel au Canada s'élevait à 1 040 milliards de dollars et constituait près de 40 % du crédit à la consommation. Cet actif hypothécaire était détenu par des banques à charte (75 %), des coopératives de crédit (18 %) et d'autres sociétés telles que des compagnies d'assurance et des caisses de retraite (7 %).

Concurrence

L'importante réforme législative de 1992 a permis aux banques à charte de faire l'acquisition de sociétés de fiducie et de sociétés de prêts hypothécaires. Le graphique 1 ci-dessous présente l'évolution de la part de l'actif hypothécaire total détenu par les banques à charte, excluant les prêts titrisés, entre 1992 et 2011.

Graphique 1 : Part de marché des banques à charte, % de l'encours total



Source : Statistique Canada et SCHL. Le total de l'actif exclut les prêts titrisés.

La part de marché des banques passe ainsi de 45 % en 1992 à près de 75 % en 2000², pour se stabiliser ensuite. Cependant, la concentration rapide de l'actif hypothécaire ne signifie pas nécessairement que la concurrence sur le marché hypothécaire soit moins vive aujourd'hui, pour plusieurs raisons. Premièrement, la réforme a permis l'arrivée de banques étrangères sur le marché canadien. Deuxièmement, la portion des prêts hypothécaires contractés par l'intermédiaire de courtiers hypothécaires s'est accrue de façon significative depuis deux décennies : de 10 % en 1997, il atteint 45 % en 2009 dans le cas des nouveaux acheteurs³, ce qui est susceptible d'exercer une pression à la baisse sur les taux hypothécaires. Ainsi, sur la base d'un échantillon couvrant les années 1999 à 2004, Allen, Clark et Houde (2011) estiment que les emprunteurs canadiens ayant eu recours à un courtier hypothécaire ont bénéficié d'un rabais de 17,5 points de bases en moyenne, comparé au taux obtenu par les emprunteurs ayant transigé directement avec l'institution financière. Troisièmement, les nouvelles technologies ont facilité l'accès à l'information pour les emprunteurs et ont permis l'arrivée de banques virtuelles, réduisant ainsi les coûts de recherche de prix pour les emprunteurs. Selon une enquête menée par la Société canadienne d'hypothèques et de

² Source : Statistiques Canada et SCHL.

³ *Enquête auprès des emprunteurs 2010*, SCHL et Allen (2010).

logement (SCHL), près de 90 % des emprunteurs-répondants disent avoir consulté internet avant de contracter leur prêt hypothécaire⁴.

Enfin, selon Allen (2011), le marché hypothécaire canadien reste concurrentiel puisque les six grandes banques agissent toutes comme guichet unique pour leur client — en offrant une vaste gamme de produits bancaires — et qu'un contrat hypothécaire sert « d'appât » permettant à la banque de vendre d'autres produits beaucoup plus rentables (tel que les cartes de crédit, les comptes d'épargne, etc.).

Pratiques en matière de tarification

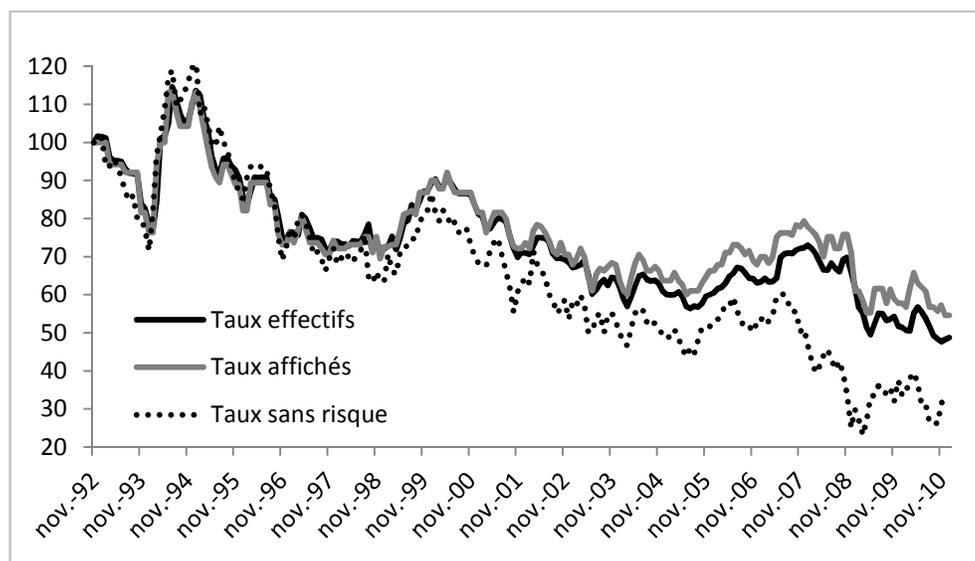
Depuis quelques années, les institutions financières ont changé leur façon de tarifier les prêts hypothécaires qu'elles consentent, dans la mesure où les taux consentis aux emprunteurs divergent aujourd'hui considérablement des taux officiels qu'elles publient. Les prêteurs accordent donc un rabais sur une base individuelle (Allen, Clark et Houde, 2010), ce qui réduit la transparence, accroît la dispersion des prix et, par conséquent, engage des coûts de recherche de prix pour les emprunteurs.

Le rabais moyen sur les hypothèques dont le taux est fixé pour cinq ans passe de zéro à près de cent points de base entre 1994 et 2004 (Allen, Clark et Houde, 2010). Ainsi, une portion de la baisse des taux obligataires observée depuis vingt ans ne s'est pas transmise aux taux affichés, mais elle s'est néanmoins transmise aux taux consentis aux emprunteurs. En conséquence, utiliser les taux nominaux dans le cadre de ce mémoire pourrait mener à une sous-estimation du degré de transmission des chocs obligataires aux taux hypothécaires réels. Ainsi, lorsque les taux hypothécaires affichés sont utilisés comme variable dépendante, Allen et McNavel (2009) ne constatent pas une relation un pour un – soit une transmission complète – entre les taux obligataires et hypothécaires au Canada pour la période 1991-2007. En revanche, la transmission est complète lorsqu'on intègre le rabais consenti à l'emprunteur.

Le graphique 2 illustre l'évolution de l'écart entre taux affichés et consentis, de même que celle du taux obligataire sans risque d'échéance de cinq ans. On constate que le rabais moyen accordé devient considérable dès la fin des années quatre-vingt-dix.

⁴ *Enquête auprès des emprunteurs 2010*, SCHL.

Graphique 2: Taux hypothécaire affiché et effectif (échéance de 5 ans, 1992=100)



Source : SCHL, Statistique Canada et Bloomberg

Titrisation

Le marché des titres hypothécaires a connu une croissance rapide dans les vingt dernières années. La part de l'ensemble des hypothèques actives ayant été titrisées dans le cadre d'un programme de la SCHL passe de 1,5 % en janvier 1990 à plus de 30 % en janvier 2010⁵. En 1987, la SCHL a mis sur pied un programme de titrisation hypothécaire dont l'objectif est d'offrir aux institutions financières une source alternative de financement afin d'accroître l'offre de crédit hypothécaire au Canada. En 2001, la société lance son programme d'obligations hypothécaires permettant d'offrir aux investisseurs un instrument très similaire aux obligations émises par le gouvernement du Canada. Aujourd'hui, la majorité des nouveaux blocs de prêts hypothécaires titrisés servent à garantir l'émission de telles obligations.

Puisque les titres hypothécaires émis dans le cadre de ce programme ont des paiements garantis par l'organisme parapublic, les banques émettent des titres de dette garantis *de facto* par le gouvernement fédéral, à des taux proches des taux sans risque⁶, ce qui constitue une

⁵ Source : SCHL et Statistique Canada.

⁶ Ces titres n'ont pas de risque de défaut, mais ont un risque lié aux prépaiements, de même qu'un léger risque lié à la liquidité sur le marché.

subvention gouvernementale indirecte au crédit hypothécaire. En conséquence, une plus grande portion des prêts hypothécaires est aujourd'hui financée par l'émission d'obligations hypothécaires dont le rendement est étroitement lié à celui des obligations du gouvernement fédéral. En permettant de réduire le coût de financement des prêteurs, il est vraisemblable que la titrisation ait contribué à réduire les taux hypothécaires et à accroître la sensibilité de ces taux aux variations des taux sans risque. En outre, la titrisation chapeautée par la SCHL pourrait avoir stimulé la concurrence sur le marché hypothécaire, en offrant une source de financement accessible aux plus petits prêteurs⁷.

Innovation financière

Le développement du marché des produits dérivés liés aux taux d'intérêt, tel que les swaps ou les contrats à terme, ont permis aux institutions financières de mieux couvrir le risque inhérent à leurs activités d'intermédiation. Cela a pu avoir un impact sur la prime de risque exigée par ces institutions sur les prêts et les dépôts qu'elles contractent de même que sur la sensibilité des taux bancaires aux rendements sur les marchés des obligations et des produits dérivés. Ainsi, l'écart entre le taux vendeur et demandeur pour un swap d'intérêt de cinq ans, qui constitue une mesure du degré de liquidité sur le marché des swaps, passe de 8 à 2 points de base entre 1992 et 2010. Pour la même période, le nombre de contrats à terme transigés sur une obligation sans risque de 10 ans passe de 0,5 à près de 300 millions⁸.

Facteurs cycliques

Les anticipations liées à la croissance économique (et celle du secteur immobilier en particulier) ont un impact potentiel sur le comportement des banques en matière de tarification hypothécaire. En effet, au moment d'établir leurs taux, elles doivent tenir compte des attentes quant à divers facteurs fortement corrélés à la vigueur de l'économie, tels que la demande pour le financement hypothécaire, les défauts de paiements, l'inflation, la politique monétaire, le coût de financement ou encore la volatilité des taux obligataires.

⁷ Pour une discussion sur les répercussions du programme de titrisation de la SCHL, voir le document intitulé « Évaluation du Programme des obligations hypothécaires du Canada », SCHL, juin 2008.

⁸ Source : Bloomberg

2.3. Les prêts hypothécaires canadiens et américains

Les travaux qui traitent de l'interaction entre les taux hypothécaires et obligataires au Canada semblent plutôt rares, malgré quelques exceptions notables (Scholnick, 1999; Allen et McVanel, 2009). En revanche, il existe une littérature abondante portant sur le marché hypothécaire américain. Il convient donc de passer brièvement en revue quelques caractéristiques qui distinguent le prêt hypothécaire résidentiel américain de son équivalent canadien, puisque ces caractéristiques ont une influence sur le risque associé au prêt. Aussi, ces différences sont susceptibles de compliquer la comparaison des résultats entre les études canadiennes et américaines.

Nous distinguons aux États-Unis trois principaux types de contrats hypothécaires : le prêt à taux variable, le prêt à taux révisable (« adjustable rate mortgage »), et le prêt à taux fixe pour toute la période de remboursement du prêt. Dans la majorité des cas, un nouvel emprunteur américain choisit une hypothèque dont le taux est fixé pour trente ans, soit la période de remboursement moyenne d'un nouveau prêt. Au Canada, nous retrouvons essentiellement des prêts hypothécaires à taux variables ou à taux fixe dont la durée du contrat est inférieure à dix ans. Le contrat hypothécaire canadien a donc une durée généralement inférieure à la période de remboursement du prêt.

Le taux hypothécaire étudié dans ce mémoire est celui qui s'applique aux prêts dont le taux est fixé pour une période de cinq ans, qui représentent la majorité des déboursés hypothécaires au Canada, soit près de 65 % en 2007⁹. De plus, la majorité des titres hypothécaires émis au Canada sont adossés à des prêts à taux fixés pour cinq ans (59 % des titres en circulation et 85 % des titres émis en 2009)¹⁰. Or, l'émission de ces titres constitue l'une des principales sources de financement à la portée des prêteurs hypothécaires.

La durée supérieure des hypothèques américaines par rapport aux hypothèques canadiennes explique en partie la vigueur du marché de la titrisation aux États-Unis¹¹, puisque la durée — et le risque d'intérêt — des prêts hypothécaires américains y est nettement supérieure. Pour une banque américaine, l'émission d'un titre hypothécaire permet de financer des prêts

⁹*FIRM Residential mortgage survey*, September 2007.

¹⁰*Observateur du logement au Canada 2010*, SCHL.

¹¹ À la fin de 2008, près de 60 % des hypothèques étaient titrisées aux États-Unis. Au Canada, la portion se situe à 30 % (Kiff, 2009).

hypothécaires par des passifs de même durée. Par ailleurs, les prêts américains ont une plus grande probabilité d'être remboursés avant leur échéance que les prêts canadiens. Cela s'explique d'abord par leur échéance supérieure, qui constitue une importante source de risque pour l'emprunteur, mais aussi par l'absence de pénalité rattachée au remboursement anticipé (Kiff, 2009). En revanche, la législation canadienne permet aux institutions financières de facturer, dans la plupart des cas, une pénalité équivalant à la perte d'intérêt causée par le remboursement anticipé, au-delà d'un seuil donné. Cette pratique a un effet dissuasif réduisant le risque de prépaiement encouru par les institutions financières canadiennes.

Comme au Canada, un emprunteur américain peut contracter une assurance auprès d'un organisme parapublic (Fannie Mae, Freddie Mac, Ginnie Mae) si le prêt répond à divers critères spécifiques. Dans certains cas, il est tenu de le faire en vertu de la loi. L'institution prêteuse se voit ainsi libérée du risque de défaut et le prêt devient plus liquide puisque l'assurance (et la qualification préalable du prêt) facilite grandement la titrisation de ce prêt. Or, à la différence des prêts canadiens, cette prime de liquidité est reflétée dans le taux hypothécaire américain, créant ainsi deux classes distinctes de prêt : les hypothèques assurées et les hypothèques conventionnelles. Marathe et Shawky (2003) ont comparé le comportement des taux respectifs de ces deux types de prêt, en utilisant des données mensuelles couvrant la période 1989-1996. Ils ont estimé la prime de liquidité associée aux hypothèques assurées par le *Government National Mortgage Association* (ou Ginnie Mae) à 48 points de base, ce qui semble refléter une pratique fréquente dans l'industrie consistant à offrir un rabais de 50 points de base aux emprunteurs contractant des hypothèques assurées.

Une autre différence notable entre les deux pays a trait à l'importance qu'ont les facteurs de risque propres aux emprunteurs dans la tarification des hypothèques. En effet, les prêteurs américains intègrent davantage le risque de défaut (le « risk based pricing ») aux taux hypothécaires, comme en témoigne le nombre important de prêts à haut risque (les fameux « subprimes »). Les pratiques et les lois canadiennes à cet égard sont plus prudentes et, par conséquent, les taux hypothécaires sont beaucoup plus uniformes d'un individu à l'autre, ce qui explique la quasi-absence d'un marché de prêts à haut risque¹². Au Canada, les critères de qualification sont stricts et les emprunteurs dont le ratio du prêt hypothécaire sur la valeur de

¹² Pour une discussion sur les pratiques de tarification au Canada, voir Allen et McVanel (2009) et Allen, Clark et Houde (2011).

la propriété est supérieur à 80 % doivent contracter une assurance prêt (généralement auprès de la SCHL). Par conséquent, depuis 2007, près de 45 % des hypothèques détenues par les banques canadiennes sont assurées (Kiff 2009). Les pratiques canadiennes en matière de tarification sont également plus uniformes géographiquement, comparées aux pratiques en vigueur aux États-Unis, où les taux varient davantage en fonction des conditions des marchés immobiliers locaux. Cette uniformité facilitera notre analyse des sensibilités à long terme des taux hypothécaires par rapport aux taux obligataires, puisque nous pourrons utiliser une source unique de taux hypothécaires.

Il y a donc des différences marquées entre un prêt hypothécaire canadien et américain. Mais comment ces différences influencent-elles l'interaction entre les taux hypothécaires et les taux obligataires? Bien que nous n'ayons pas directement la réponse à cette question, Moazzami (1999) compare les degrés de transmission du taux des bons du Trésor (à 90 jours) au taux hypothécaire variable, aux États-Unis et au Canada, en utilisant des données mensuelles s'échelonnant de 1969 à 1995. Il conclut qu'il existe une relation unitaire à long terme, autant au Canada qu'aux États-Unis. Par contre, les taux américains affichent une plus grande rigidité à court terme puisque le coefficient de transmission contemporaine (à l'intérieur d'un mois) est nettement plus faible comparé à celui du Canada. Cependant, en observant les sous-périodes, il constate que la rigidité de court terme des taux américains s'est atténuée au cours des trois dernières décennies, alors que celle des taux canadiens s'est nettement accrue dans les années quatre-vingt-dix. En conséquence, pour la période 1990-1995, le degré de transmission contemporaine est similaire dans les deux pays. Selon Moazzami, cette évolution serait attribuable à la libéralisation du marché bancaire américain dans les années quatre-vingt, ainsi qu'à la concentration accrue et à la multiplication des barrières à l'entrée qui a caractérisé le marché canadien.

3. Revue de la littérature

Étant donné que le coût marginal de financement d'un prêt hypothécaire est lié aux coûts de financement sur les marchés monétaires ou obligataires, de nombreux auteurs ont cherché à évaluer le degré d'intégration entre le marché hypothécaire et les marchés monétaires et obligataires. La question du degré d'intégration entre ces marchés a été examinée sous plusieurs angles.

Une première facette explorée dans la littérature consiste à déterminer si le taux hypothécaire et un taux de marché choisi (monétaire ou obligataire) suivent une tendance stochastique commune. Si c'est le cas, les taux sont dits « cointégrés ». Une autre facette consiste à déterminer s'il y a une résistance du taux hypothécaire à s'ajuster à la suite de variations du taux de marché. Une telle résistance peut prendre la forme d'une transmission incomplète (relation à long terme) ou un délai de transmission (relation à court terme) des variations de taux de marché.

3.1. Une note sur les taux utilisés dans la littérature

Il existe une littérature abondante consacrée à la mesure de la transmission de la politique monétaire aux taux hypothécaires. Dans ces cas, la variable indépendante est généralement le taux des fonds à un jour ou les rendements des bons du Trésor à 90 jours, et la variable dépendante est généralement le taux hypothécaire variable (Hoffman et al., 2001; Moazzami, 1999; Lim, 2001). Cependant, certains auteurs ont voulu évaluer l'interaction entre les taux du marché monétaire et les taux hypothécaires à long terme (Payne, 2006; Payne, 2007; Marathe et al., 2003).

Plutôt que de mesurer le degré de transmission des chocs monétaires, d'autres auteurs se penchent plutôt sur la relation entre les taux obligataires et les taux hypothécaires de long terme (Rahman et al., 1997; Darat et al., 2006; Allen et al., 1999; Scholnick, 1999; Marathe et al., 2003; Goebel et Ma, 1993). Ils choisissent alors une échéance obligataire qui reflète le terme hypothécaire, comme c'est le cas dans le présent mémoire. Enfin, on recense plusieurs travaux qui examinent le comportement de taux bancaires non hypothécaires, tels que les prêts commerciaux, cartes de crédit, dépôts à terme, ou les dépôts à vue (Sander et al., 2004;

Lim, 2001; Hofmann et al., 2004). Enfin, la fréquence utilisée est mensuelle dans la plupart des études.

3.2. La cointégration comme indicateur d'intégration des marchés

La cointégration entre les taux hypothécaires et les taux de marché (obligataires, monétaires, de swaps d'intérêt, de titres adossés à des actifs) est centrale et est abordée dans la plupart des études que nous avons recensées. La cointégration implique que deux séries de taux ayant une racine unitaire suivent une tendance commune à long terme. Engle et Ganger (1987) proposent une façon simple, en deux étapes, pour tester la cointégration entre deux variables. Si deux séries ont une racine unitaire et sont cointégrées, alors leur relation de cointégration peut se représenter sous la forme d'une équation linéaire simple. Il s'agit donc d'établir s'il existe un processus de « retour à l'équilibre » des taux, l'équilibre étant mesuré par l'équation linéaire.

En utilisant ce test sur des données mensuelles, Goebel et Ma (1993) observent une cointégration des taux hypothécaires conventionnels et des taux obligataires sans risque aux États-Unis, pour la période 1980-1991. De façon similaire, Rahman et al. (1997) constatent que les taux hypothécaires et obligataires américains (à échéance de 30 ans) suivent une tendance commune à long terme pour la période 1980-1993, en utilisant également des données à fréquence mensuelle.

Alternativement, le test de cointégration peut être effectué à l'aide de la méthode de Johansen et Juselius (1990) qui permet, contrairement à la méthode d'Engle-Granger, d'établir le nombre de vecteurs de cointégration entre plusieurs variables.

En utilisant ce test sur des taux américains à fréquence mensuelle, Darrat et al. (2006) rejettent l'hypothèse de cointégration entre les taux hypothécaires et les taux obligataires (court terme ou long terme, avec ou sans risque) de même qu'avec les rendements du marché boursier (S&P 500) pour la période 1980-1991. Toutefois, notons que les auteurs n'utilisent pas directement le taux hypothécaire fixé par les banques (et payé par l'emprunteur) comme variable dépendante, mais plutôt le rendement de titres hypothécaires exigé par les investisseurs sur le marché obligataire. Le recours aux taux du marché hypothécaire secondaire, plutôt que ceux du marché primaire, peut compliquer l'interprétation en raison du profil de risque différent de ces titres.

En revanche, Allen et al. (1999) concluent qu'il y a cointégration entre les taux hypothécaires fixes (d'une échéance de 30 ans) et les taux obligataires aux États-Unis, pour toute la période 1971-1994. Le test de cointégration de Johansen-Juselius a été appliqué en utilisant tour à tour les taux sans risque d'échéance de un, trois, sept et dix ans de même que deux taux risqués à long terme (obligations corporatives). Pour ces taux, la cointégration avec le taux hypothécaire est confirmée. Aussi, les auteurs trouvent une relation de cointégration entre la prime de risque (la portion au-delà du taux sans risque) des obligations corporatives et celle des hypothèques.

Cependant, Payne (2006, 2007) fait valoir que certains tests peuvent rejeter l'hypothèse de cointégration de façon erronée lorsqu'il y a présence d'asymétrie dans le processus d'ajustement des taux. En utilisant le modèle à changement de régime MTAR (« Momentum Threshold Autoregressive ») utilisé par Enders et Siklos (2001), ce qui permet de tenir compte d'ajustements asymétriques, Payne (2007) confirme la présence d'un vecteur de cointégration liant le taux hypothécaire ajustable et le taux des fonds à un jour aux États-Unis pour la période 1987-2005. Payne (2006) fait de même pour les taux hypothécaires américains fixés pour 30 ans et tire les mêmes conclusions pour la période 1971-2005. Dans le même esprit, Lim (2001) utilise le modèle MTAR et trouve une relation de cointégration entre les taux administrés par les banques australiennes et les taux du marché interbancaire, pour la période 1990-2000.

3.3. Les causes de résistance du taux hypothécaire

Les causes invoquées pour expliquer le phénomène de résistance du taux hypothécaire (ajustement lent ou incomplet) comprennent notamment la concentration du marché bancaire (Lim 2001, Moazzami, 1999), le caractère hétérogène des emprunteurs, les coûts de recherche de prix des emprunteurs (Allen et McVadel, 2009; Hofmann et Mizen, 2001), l'élasticité de la demande, la présence d'asymétrie d'information ou encore l'existence de coûts de menu (Payne, 2006; Scholnick, 1999). Puisqu'elles confèrent aux banques un pouvoir de marché, la concentration du marché hypothécaire, la présence d'emprunteurs dits peu « sophistiqués » et la présence de coûts liés à la recherche de prix sont perçues comme des causes de résistance des taux hypothécaires à s'ajuster à la suite d'une *baisse* des taux obligataires.

Pour expliquer la lenteur relative d'ajustement des prix à la *baisse*, Tappata (2009) formalise un modèle dans lequel les firmes ajustent leurs prix avec une rapidité qui dépend de l'intensité avec laquelle les consommateurs rationnels « recherchent » les prix: lorsque le coût marginal encouru par les firmes est élevé, la dispersion des prix entre les firmes est faible (leur marge bénéficiaire étant faible, elles ont moins de pouvoir discrétionnaire dans la fixation des prix) et une proportion plus faible des consommateurs s'adonne à la recherche de prix. Par conséquent, si une baisse soudaine et inattendue du coût marginal se produit dans un contexte de coût marginal élevé, l'élasticité de la demande étant relativement faible, les firmes voient peu davantage à baisser rapidement leurs prix. Ainsi, dans ce modèle, la présence d'une concurrence imparfaite n'est pas nécessaire pour qu'il y ait asymétrie des prix à l'avantage des firmes au détriment des consommateurs.

Par ailleurs, la réaction négative de la demande pour les prêts hypothécaires à la suite d'une hausse des taux hypothécaires et le phénomène de sélection adverse sont associés à une résistance des taux hypothécaires en période de *hausse* des taux obligataires. Les banques craignent alors qu'une *hausse* des taux hypothécaires ait un effet négatif sur leur chiffre d'affaires et sur la qualité du crédit des emprunteurs. Enfin, s'il existe des coûts de menu, les taux hypothécaires peuvent être insensibles aux variations du coût de financement marginal à l'intérieur d'un certain intervalle, puisque l'institution prêteuse ne changera ses taux hypothécaires que si la variation du taux de marché est supérieure aux coûts de modifier ces taux (liés à l'affichage, aux systèmes informatiques, etc.). Les coûts de menu sont donc une cause d'asymétrie dans l'ajustement des taux hypothécaires.

L'existence de contrats explicites liant les entreprises et leurs clients est une source potentielle de rigidité des prix, dans la mesure où les prix sont fixés pour une période donnée. Or, ce type de contrat est présent dans le secteur hypothécaire canadien sous la forme d'« engagement hypothécaire ». Avec ces « engagements », les institutions financières cherchent à attirer les emprunteurs potentiels en garantissant un taux hypothécaire pour une période allant de 15 à 120 jours¹³. Les taux hypothécaires consentis par les banques seront donc partiellement rigides en période de hausse des taux hypothécaires affichés, puisque les nouveaux emprunteurs se prévalent de cet « engagement ». En revanche, il est possible que

¹³Pour un exemple de garantie de taux hypothécaire, vous pouvez consulter le site web de la banque Toronto-Dominion : <http://www.tdcanadatrust.com/francais/prethypothecaires/tauxhypothecaires.jsp>

les banques tiennent compte de cela lors de l'ajustement des taux affichés : elles peuvent être tentées de les ajuster plus rapidement lorsque les taux de marchés augmentent. Cette source de résistance ne semble pas avoir été abordée fréquemment dans la littérature, possiblement en raison de la difficulté d'accès aux données pertinentes, ou à l'absence d'une telle pratique aux États-Unis.

3.4. Relation à long terme : le degré de transmission

L'estimation de la relation à long terme entre le taux hypothécaire et un taux de marché permet de mesurer la portion d'un choc du taux de marché qui est transmise, tôt ou tard, au taux hypothécaire. Il s'agit donc d'établir si le degré de transmission est complet en testant l'hypothèse d'une pente unitaire dans une régression linéaire. Examinant la relation entre le taux hypothécaire ajustable et le taux des fonds à un jour aux États-Unis, Payne (2007) estime une pente de 0,474 (et une constante de 4,48) pour la période 1987-2005, et rejette l'hypothèse qu'elle soit égale à un. Payne (2006) arrive à une conclusion similaire pour les hypothèques américaines à taux fixe entre 1971 et 2005 : la pente est estimée à 0,675 et est statistiquement différente de 1. À son avis, cette transmission partielle des mouvements du taux à un jour aux taux hypothécaires peut être attribuable aux anticipations du marché qui viennent atténuer la transmission de chocs du taux à un jour vers les taux sans risque de plus long terme.

Les données utilisées par Payne (2006) sont reprises par Cook (2008). Ce dernier trouve un coefficient de transmission nettement plus élevé, soit 0,828, et qui ne s'avère pas statistiquement différent de 1. L'auteur fait valoir que l'estimation du coefficient de transmission à l'aide d'une régression linéaire, pour des variables cointégrées, tend à le sous-estimer. Il propose alors d'utiliser l'approche proposée par Bardsen (1989) qui consiste à déduire le coefficient de transmission en estimant directement un modèle à correction d'erreur.

Lorsque deux variables sont cointégrées, les tests d'hypothèse de relation à long terme ne peuvent être faits à partir des statistiques T et F conventionnelles si la relation est estimée par moindres carrés ordinaires, puisque les résidus de l'équation estimés ne sont pas bruits blancs. En effet, ces résidus seront autocorrélés et corrélés avec la variable indépendante. Dans cet esprit, Payne (2006,2007) applique la méthode de Newey-West (1987) qui corrige

pour l'autocorrélation des résidus. Contrairement à Payne (2006, 2007), Lim (2007) a recours à test de maximum de vraisemblance, et il rejette l'hypothèse d'une relation un pour un entre le taux interbancaire et le taux hypothécaire variable en Australie. Le coefficient de transmission estimé est de 0,84 (et la constante est de 4,87) pour la période 1990-2000. Enfin, Scholnick (1999) étudie la relation entre les hypothèques canadiennes d'échéance de 1, 3 et 5 ans et les obligations sans risque de même échéance, sur la période 1982-1995. En appliquant la procédure de Johansen (1991) et en utilisant des taux à fréquence hebdomadaire, il obtient des coefficients de transmission de 1,08, 1,18, et 1,20 respectivement, sans toutefois tester explicitement s'ils sont statistiquement différents de 1.

3.5. Relation à court terme : le processus de transmission

L'estimation du degré de transmission ne permet pas à elle seule d'expliquer entièrement la façon dont les taux obligataires sont transmis aux taux hypothécaires. En effet, la transmission peut se produire sur une période plus ou moins longue et elle peut être asymétrique. En contexte de cointégration, la transmission peut se manifester de deux façons, soit la vitesse de retour à l'équilibre et la causalité directe. Quant à l'asymétrie, elle pourrait être liée au niveau (ou à la variation) des taux d'intérêt et de la marge d'intérêt récoltée par la banque.

Au-delà des taux hypothécaires, le phénomène d'asymétrie dans l'ajustement des prix en général a fait l'objet d'un très grand nombre de travaux empiriques. Par exemple, Peltzman (2002) teste la présence d'asymétrie dans le degré et le délai d'ajustement du prix de près de 240 produits vendus aux États-Unis entre 1989 et 1994 (données mensuelles). Il constate que le prix des deux tiers des produits examinés s'ajuste près de deux fois plus rapidement suite à une hausse du prix de leurs intrants qu'il ne le fait suite à une baisse. Il observe ce phénomène tant pour les produits de consommation que les produits industriels. Pour tenter d'expliquer cette asymétrie, Peltzman estime la relation entre l'asymétrie d'ajustement estimée et quelques variables reflétant notamment le degré de concurrence sur les divers marchés, sans toutefois pouvoir établir un lien statistiquement significatif.

Allen et al. (1999) cherchent à tester la présence d'asymétrie sur le marché hypothécaire à partir des taux américains de long terme en vigueur entre 1971 et 1996 (à fréquence mensuelle). Ils constatent un degré de transmission plus élevé lorsque le taux sans risque – qui reflète une portion importante du prix d'intrant du prêt hypothécaire - est à la *hausse*.

Plutôt que d'invoquer la concentration du marché pour expliquer ce phénomène, ils proposent une explication originale : cette asymétrie compenserait la hausse du risque encouru par la banque et associé aux hypothèques futures. En effet, une baisse de taux est généralement associée à une probabilité supérieure d'une hausse future des taux. Or, s'il y a une hausse, les prépaiements hypothécaires seront inférieurs, ce qui augmente la durée de vie de ces prêts et le risque d'intérêt qui s'y rattache. Aussi, le risque de défaut sur les prêts augmentera en période de hausse de taux. En somme, une baisse de taux provoquera une hausse du risque associé aux prêts qu'une banque contractera dans le futur, ce qui la pousserait à retarder la correction à la baisse de ses taux hypothécaires.

Lim (2001) tire un constat différent en observant des taux variables australiens de prêts et de dépôts. En utilisant un modèle multivarié à correction d'erreur asymétrique, il note une résistance des taux des prêts à s'ajuster lorsque le taux interbancaire est à la *hausse*. Cette résistance se manifeste tant au niveau du degré transmission — la pente dans l'équation de cointégration — que de la vitesse d'ajustement (vitesse de retour à l'équilibre). L'auteur avance l'idée que cette asymétrie soit causée par une anticipation de l'impact négatif d'une hausse de taux sur la demande pour les prêts.

Dans un travail portant sur l'interaction entre le taux des fonds à un jour et le taux hypothécaire ajustable aux États-Unis, Payne (2007) utilise un modèle à correction d'erreur et constate une plus grande résistance des taux en période de *hausse*. Cette asymétrie est observée dans la vitesse de retour à l'équilibre des taux hypothécaires, les taux étant cointégrés. En outre, il note une absence de causalité directe, au sens de Granger, entre les taux des fonds à un jour et les taux hypothécaires.

Une asymétrie similaire est constatée par Scholnick (1996) lorsqu'il observe divers taux variables de prêts en vigueur à Singapour, et la même cause est invoquée, soit l'impact appréhendé sur le volume de prêts. Toutefois, lorsqu'il refait l'exercice pour des taux équivalents en Malaisie, où la concurrence est moins vive, il observe plutôt une plus grande résistance du taux des prêts à la suite de *baisses* du taux interbancaire, ce qui l'amène à croire qu'il y a collusion entre les banques malaisiennes. Scholnick (1999) tourne son attention vers les taux bancaires à long terme au Canada et aux États-Unis, dont les taux hypothécaires. Sur les neuf produits bancaires retenus, seuls deux produits affichent une asymétrie dans leur processus d'ajustement, soit les prêts-auto et les comptes de dépôt. À la lumière de ces

résultats, l'auteur propose l'explication suivante : les produits à long terme, tel que les hypothèques, n'affichent pas d'asymétrie puisque les emprunteurs s'informent mieux, étant donné le coût d'opportunité élevé de ne pas bien s'informer avant de contracter de tels produits. Par conséquent, les institutions financières détiendraient un pouvoir de marché inférieur pour les produits de longue durée, et il leur serait difficile d'en fixer les taux de façon discrétionnaire.

3.6. L'impact d'un changement structurel

Les marchés financiers ont connu d'importants changements dans les dernières décennies, notamment en ce qui a trait à leur supervision et leur réglementation par les autorités. Ainsi, l'assouplissement de certaines lois a pu contribuer à réduire le degré de segmentation des marchés financiers et du marché du crédit bancaire. Le test de cointégration est donc un bon point de départ pour statuer sur l'impact de ces assouplissements. Par exemple, il est possible de tester la relation de cointégration sur deux sous-périodes afin de vérifier si des marchés segmentés dans la première sous-période deviennent intégrés dans la deuxième sous-période.

Les effets de la réforme législative du gouvernement fédéral américain de 1980¹⁴ ont suscité un vif intérêt parmi les observateurs. Ainsi, Goebel et Ma (1993) trouvent que les taux hypothécaires et obligataires (sans risque) sont cointégrés pour la période 1980-1991, mais pas pour la période 1971-1980, ce qui tend à confirmer l'impact significatif de la réforme. Toutefois, comme nous l'avons mentionné plus haut, Darrat et al. (2006) rejettent cette conclusion. Sur la base du test de Johansen-Juselius, ils constatent une absence de cointégration, que ce soit avant ou après 1980. Pour expliquer ces résultats, ils invoquent la nature hétérogène du marché hypothécaire américain et le fait que le marché immobilier soit largement soumis aux pressions de l'offre et la demande sur le plan local.

Darrat et al. (2006) ont également vérifié si le degré de transmission des chocs vers les taux hypothécaires a changé après 1980, en ajoutant une variable dichotomique, mais cette variable ne s'avère pas statistiquement différente de zéro. Notons cependant qu'ils n'ont pas

¹⁴Le *Depository Deregulation and Monetary Control Act* a eu pour effet d'assouplir considérablement le contrôle gouvernemental sur les taux d'intérêt (Goebel et Ma, 1993) notamment en éliminant les plafonds sur les taux des dépôts.

cherché à déterminer si le délai de transmission ou l'asymétrie de transmission a changé de façon significative après la réforme.

De leur côté, Allen et al. (1999) concluent que les taux étaient cointégrés bien avant 1980, mais que le délai de transmission des deux sous-périodes 1971-1980 et 1981-1994 est statistiquement différent. Ainsi, le délai de transmission s'avère plus grand pour la période post-1980 : une variation de 100 points de base des taux obligataires à long terme sans risque se transmet aux taux hypothécaires à hauteur de 47 points de base à l'intérieur de deux semaines, alors que la transmission n'est que de 30 points de base pour la période précédant la réforme. En outre, ils constatent que la sensibilité de la prime de risque de l'hypothèque par rapport aux variations de la prime de risque de l'obligation corporative est statistiquement significative et est beaucoup plus élevée après 1980.

Une méthode alternative pour mesurer l'impact de la réglementation sur le degré et le délai de transmission consiste à comparer deux régions ayant des cadres réglementaires différents. Dans cette veine, Scholnick (1996) observe l'interaction entre plusieurs taux bancaires et des taux du marché monétaire en vigueur en Malaisie et à Singapour. Il constate que les taux bancaires de Singapour s'ajustent plus rapidement aux variations des taux du marché monétaire que leurs équivalents malaisiens, et attribue cette différence à la libéralisation plus marquée du marché bancaire de Singapour. Malgré cette différence, les taux bancaires et monétaires s'avèrent cointégrés dans les deux pays.

Outre la déréglementation des années quatre-vingt, l'impact du développement du marché des titres hypothécaires est fréquemment invoqué comme facteur expliquant le changement dans l'interaction entre les taux hypothécaires et les taux de marché (Allen et al., 1999; Scholnick, 1999; Payne, 2006). De nombreux observateurs se sont penchés sur l'une ou l'autre des répercussions de la titrisation sur le marché hypothécaire primaire (Passmore et al., 2005; Marathe et al., 2003; Heuson et al., 2001; Ambrose et al., 2003), mais peu semblent avoir tenté de mesurer explicitement son impact sur la relation entre ce marché primaire et les marchés obligataires.

3.7. Conclusion de la revue de littérature

Ce survol de la littérature met en relief les multiples facettes de l'interaction entre les taux hypothécaires et ceux des marchés obligataires et monétaires. Le degré d'intégration entre ces marchés est évalué selon plusieurs critères : la cointégration, le degré de transmission, le délai de transmission ou encore la présence d'asymétrie. Les résultats varient naturellement en fonction des variables utilisées (soit le type de produit bancaire et le type de taux de marché), du modèle choisi, de la région de même que de la période étudiée. Aussi, il apparaît clairement que le cadre réglementaire et institutionnel est un facteur majeur pour expliquer la divergence des résultats.

Malgré une certaine abondance de littérature portant sur la transmission des chocs de taux de marché au taux hypothécaire, la plupart des études utilisent des taux à fréquence mensuelle, ce qui peut être restrictif lorsqu'on veut estimer le délai de transmission. En conséquence, les auteurs sont généralement contraints d'utiliser une ou deux périodes de référence, ce qui rend plus difficile l'observation de l'évolution dans la transmission des chocs.

4. Données

Ce chapitre présente les données utilisées, leurs sources et les méthodes de transformation utilisées, le cas échéant. Les séries utilisées dans ce travail sont composées de données canadiennes à fréquence quotidienne (4749 jours ouvrables) et mensuelle (219 mois). Elles couvrent la période s'échelonnant du 11 novembre 1992 au 30 janvier 2011, qui fut marquée par une libéralisation importante du secteur des services bancaires au Canada (révision majeure de législation fédérale en 1992) et par des développements importants sur les marchés financiers et hypothécaires (évolution de la concurrence et des pratiques commerciales, développement des produits dérivés et de la titrisation, etc.).

Les données quotidiennes, comparées aux données mensuelles communément utilisées, nous permettront vraisemblablement d'examiner les déterminants et le processus d'ajustement des taux hypothécaires avec une précision accrue, de même que leur évolution dans les vingt dernières années. Après avoir examiné les données quotidiennes, nous aurons également recours à des données mensuelles afin de tenir compte de variables qui ne sont pas accessibles sur une base quotidienne, et qui sont susceptibles d'avoir un impact à long terme sur le taux hypothécaire.

4.1. Les taux

Dans ce mémoire, le taux hypothécaire (*TH*) est comparé à son coût marginal de financement représenté par le taux d'une obligation bancaire (*CORP*). Ce coût marginal peut être décomposé en trois parties, soit le taux sans risque (*CAD*), la prime de risque du secteur bancaire (*pSWAP*) et la prime de risque spécifique à la banque (*pCORP*). Le taux hypothécaire peut donc être défini comme suit :

$$\begin{aligned} TH &= CORP + MARGE, \\ &= CAD + (SWAP-CAD) + (CORP-SWAP) + MARGE, \\ &= CAD + pSWAP + pCORP + MARGE, \end{aligned}$$

où « MARGE » désigne la marge nette d'intérêt récoltée par l'institution financière.

4.1.1. *La variable dépendante (TH)*

Les taux officiels quotidiens proviennent d'une base de données fournie par la Banque Laurentienne du Canada. Par ailleurs, le taux officiel est publié par la Banque du Canada sur une base hebdomadaire de même que mensuelle (tous deux accessibles via CANSIM). Les données historiques sur le taux hypothécaire effectivement consenti au client (*TH*) ne sont pas directement disponibles sur une base quotidienne. Comme nous l'avons mentionné à la section 2.2, le taux officiel est un taux nominal qui ne reflète pas le taux hypothécaire effectivement consenti aux emprunteurs (*TH*). Pour obtenir ce taux effectif, nous devons retrancher au taux officiel un rabais moyen consenti à l'emprunteur par l'institution financière. Ce rabais octroyé par le conseiller hypothécaire, analogue à la latitude d'un vendeur, peut représenter jusqu'à 40 % du taux officiel et peut varier en fonction de l'emprunteur, de l'intermédiaire financier, de la région ou encore de la période dans l'année (Allen et al., 2010). Nous allons estimer le rabais quotidien moyen en observant sa tendance à long terme.

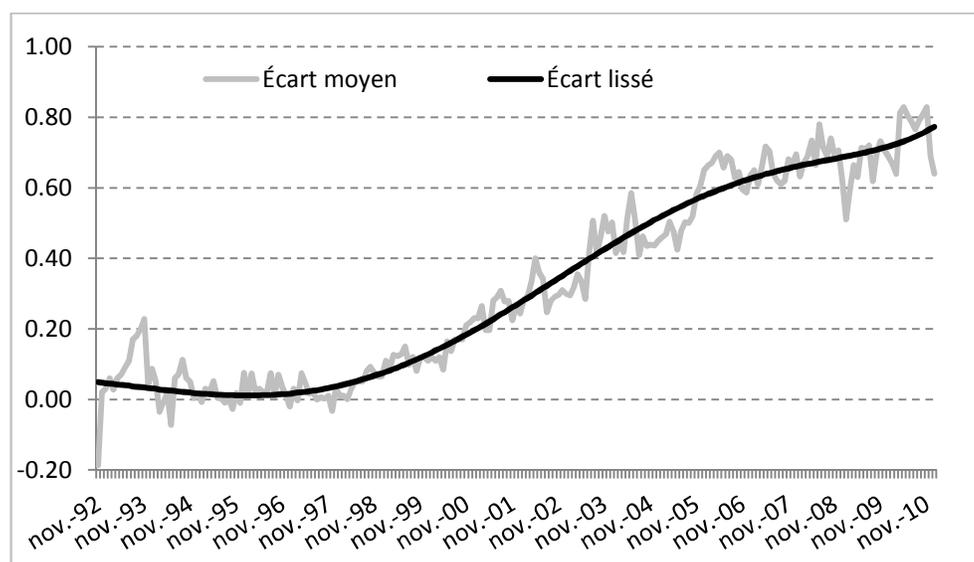
Estimation du rabais

L'octroi d'un rabais au client est une pratique commerciale qui a connu une évolution importante depuis la fin des années quatre-vingt-dix, comme en fait foi le graphique 2. Il est donc impératif de tenir compte d'un rabais moyen dans ce mémoire, sans quoi l'examen des données sur plusieurs années serait hasardeux. Nous utilisons donc la tendance de ce rabais moyen afin d'ajuster le taux officiel quotidien.

La SCHL fournit une série à fréquence mensuelle rapportant le taux mensuel moyen effectivement consenti par les institutions financières. Ce taux moyen se rapporte à tous les nouveaux prêts hypothécaires à 5 ans, qu'ils soient assurés ou non par la SCHL. Nous utiliserons cette série pour dégager la tendance du rabais consenti. Il est à noter que nous n'utilisons pas ce taux hypothécaire moyen directement (dans une régression linéaire, par exemple) puisqu'il n'est comparable à aucun taux de marché à une journée donnée (le taux obligataire, par exemple). En effet, ce taux mensuel moyen consenti par les banques est pondéré par les volumes hypothécaires quotidiens, que nous ne connaissons pas. De plus, en raison des engagements hypothécaires (la banque garantit un taux au client pour une certaine période), le taux consenti lors du déboursé hypothécaire peut être lié à un taux officiel passé.

En pratique, nous estimons la tendance du rabais en utilisant l'écart entre la moyenne arithmétique mensuelle des taux quotidiens officiels et le taux mensuel moyen consenti fourni par la SCHL. Ensuite, nous lisons les écarts obtenus en la régressant sur une tendance déterministe, pour obtenir un polynôme d'ordre 5. Le taux quotidien consenti (TH) que nous utilisons correspond au taux quotidien officiel moins l'écart provenant de la série lissée. Le graphique 3 ci-dessous présente les écarts, non lissée et lissée

Graphique 3: Tendence du rabais hypothécaire, %



Source : SCHL

Il est à noter que les variations soudaines observées dans la série non lissée du graphique 3 ne reflètent pas nécessairement une variation du rabais consenti, puisqu'une variation du taux officiel est transmise au taux consenti avec un certain retard, en raison des engagements hypothécaires. Ainsi, une hausse soudaine du taux officiel donnera l'impression d'une hausse du rabais, mais cette hausse apparente sera en réalité qu'un délai de transmission du taux officiel vers le taux consenti.

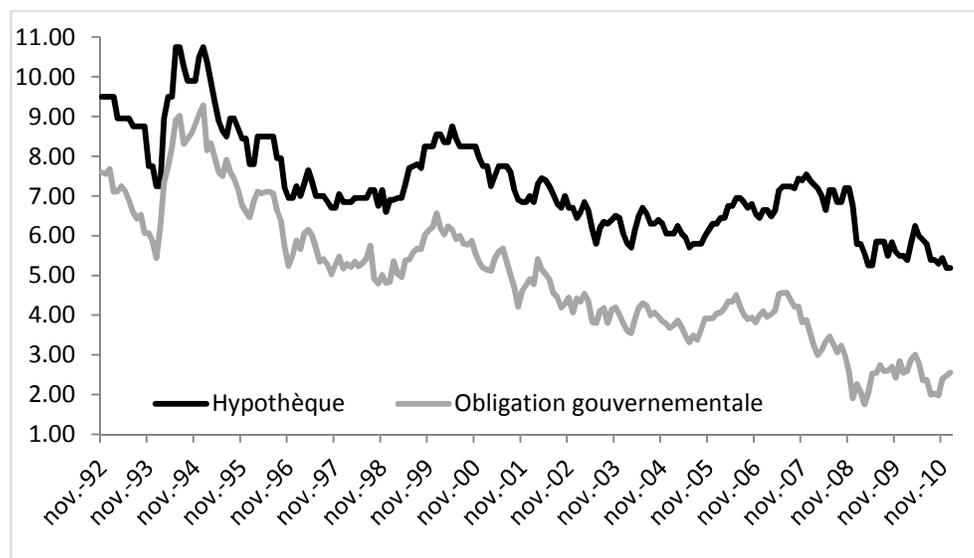
4.1.2. Les variables explicatives (CORP, CAD, SWAP, AB, TB)

Nous utilisons les taux reflétant le coût marginal de financement d'un prêt hypothécaire (CORP, CAD et SWAP), mais nous examinons également le rôle joué par une prime de risque qui n'est pas partie intégrante du taux obligataire (CORP), soit l'écart entre le taux des

acceptations bancaires (*AB*) à 90 jours et le taux d'un bon du Trésor de même échéance (*TB*). Cet écart, soit la variable *BA_TB*, représente la prime de risque de crédit et de liquidités propre au secteur bancaire.

Les rendements historiques des obligations du gouvernement du Canada (*CAD*), des obligations bancaires (*CORP*), des swaps d'intérêt (*SWAP*), des acceptations bancaires (*AB*) et des bons du Trésor (*TB*) sont fournis par *Bloomberg*. Les données extraites de *Bloomberg* sont les rendements de fin de journée à mi-chemin entre le taux acheteur (le taux « *BID* ») et le taux vendeur (le taux « *ASK* »). Le rendement de l'obligation bancaire à échéance de cinq ans est obtenu à partir d'une courbe générique interpolée par *Bloomberg* à l'aide des rendements au marché des émissions en vigueur. Seules les émissions provenant de banques canadiennes dont la cote de crédit est égale ou supérieure à AA- (agence Standard and Poor's) ou l'équivalent (agences Moody's, Fitch ou DBRS) sont considérées pour générer cette courbe, ce qui inclut les six plus grandes banques à charte canadiennes¹⁵.

Graphique 4: Taux hypothécaire et taux sans risque (échéance = 5 ans)



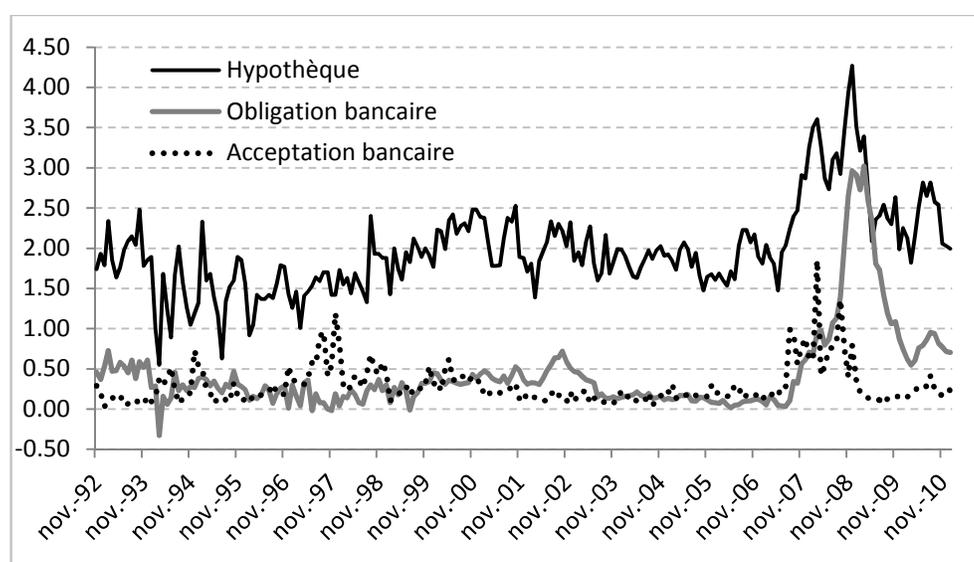
Source : SCHL et Bloomberg

Le graphique 4 ci-dessus présente l'évolution mensuelle du taux hypothécaire consenti (*TH*) à échéance de cinq ans ainsi que du taux d'une obligation du gouvernement du Canada (*CAD*) à

¹⁵ En date du 1^e janvier 2011, la cote attribuée par l'agence *DBRS* est de « AA » pour les cinq plus grandes banques (RBC, BMO, CIBC, TD et Scotia) et de « AA(low) » pour la Banque Nationale.

échéance équivalente. Il apparaît clairement que les deux taux sont étroitement liés à court terme, mais on peut observer un élargissement de l'écart entre *TH* et *CAD* sur la période complète. Ceci peut être attribuable à la hausse des primes de risque sur les marchés obligataires. Cet écart semble s'être accentué pendant la crise financière de 2007-2009. À cet égard, le graphique 5 ci-dessous illustre le lien qui unit la prime de risque d'une hypothèque (*TH* — *CAD*) et deux primes de risques qui influent sur le coût de financement de l'institution financière, soient celles de l'obligation bancaire (*pCORP*) et celle de l'acceptation bancaire (*pBA*).

Graphique 5: Primes de risque, %



Source : Bloomberg

À la lumière du graphique 5, on constate que la hausse de la prime hypothécaire pendant la crise (2007-2009) est corrélée à la hausse de la prime de risque de l'obligation bancaire (*pCORP*) et à la hausse de la prime de risque des acceptations bancaires (*pBA*). Ceci explique en partie l'élargissement de l'écart entre *TH* et *CAD* observé au graphique 4 pour la même période.

4.1.3. Statistiques descriptives des taux

Le tableau 1 ci-dessous présente quelques statistiques descriptives des taux quotidiens utilisés, en points de base. Le panel A présente le niveau moyen des taux, de même que leurs valeurs minimale et maximale.

Tableau 1 : Statistiques descriptives des taux, points de base.

Données quotidiennes, novembre 1992 - janvier 2011

Panel A: quelques statistiques

	<i>TH</i>	<i>CORP</i>	<i>CAD</i>	<i>pCORP</i>	<i>pSWAP</i>	ΔTH	$\Delta CORP$	ΔCAD	$\Delta pCORP$	$\Delta pSWAP$
Moyenne	693	559	497	44	19	-0.10	-0.11	-0.10	0.00	-0.01
Min	442	279	171	-71	-45	-100	-30	-36	-41	-78
Max	1 073	1 005	959	307	152	100	35	53	54	67

Panel B: matrice variance-covariance

	<i>TH</i>	<i>CORP</i>	<i>CAD</i>	<i>pCORP</i>	<i>pSWAP</i>
<i>TH</i>	198	207	224	-21	5
<i>CORP</i>		228	241	-16	3
<i>CAD</i>			277	-40	4
<i>pCORP</i>				28	-4
<i>pSWAP</i>					3

Panel C: décomposition de la variance de TH

σ^2_{TH}	σ^2_{CORP}	σ^2_{MARGE}	$2\sigma^2_{MARGE,CORP}$
198	228	12	-42

Empiriquement, ces valeurs dépendent du niveau de risque qui y est associé : le taux *TH* moyen est supérieur au taux *CORP* moyen, qui à son tour est supérieur au taux *CAD* moyen. De la même façon, la prime de risque spécifique aux banques *pCORP* est supérieure à la prime de risque du secteur bancaire *pSWAP*. La marge d'intérêt moyenne récoltée par la banque, soit l'écart entre *TH* et *CORP*, est de 134 points de base.

Notons que les variations mensuelles moyennes ΔTH , $\Delta CORP$ et ΔCAD sont très similaires (environ 0,10 point de base), de même que leur valeur minimale et maximale. Ceci tend à suggérer un degré élevé de synchronisation entre ces marchés respectifs.

Le panel B présente les variances et covariances des taux. Le fait que la variance de *TH* (198 p.b) soit inférieure à la variance de *CORP* (228 p.b) pourrait être attribuable à une certaine rigidité à court terme des taux hypothécaires. En effet, le taux *CORP* varie quotidiennement en fonction de l'offre et la demande du marché, alors que le taux *TH* est administré par les banques et varie rarement plus d'une fois par semaine. Pour illustrer cela, le panel C décompose la variance de *TH* en fonction de la variance de *CORP*. On constate que la

covariance entre *CORP* et la marge d'intérêt ($TH - CORP$) est négative (-21 p.b), ce qui signifie que cette marge d'intérêt, à court terme du moins, absorbe partiellement les chocs de *CORP*.

Il est à noter que la variance de *CAD* (277 p.b) s'avère supérieure à celle de *CORP* (228 p.b). Corollairement, la covariance entre *CAD* et *pCORP* (-40 p.b) est négative. Cependant, cette covariance négative semble principalement attribuable à la période 2007-2009 associée à la crise financière. En effet, la crainte des investisseurs a fait bondir la prime de risque *pCORP*, alors que les perspectives économiques négatives ont provoqué une baisse du taux sans risque *CAD*. En excluant la période ultérieure à mars 2007, la covariance entre *CAD* et *pCORP* est positive et faible (5 p.b) et la variance de *CORP* (219 p.b) est supérieure à celle de *CAD* (202).

4.2. Les déterminants autres que les taux

La titrisation de prêts hypothécaires

Le recours de plus en plus important à la titrisation (endossée par la SCHL) comme source de financement a certainement contribué à réduire le coût de financement marginal des institutions financières. En réduisant le coût de financement, la titrisation est donc susceptible d'avoir eu un impact sur le niveau des taux hypothécaires. De plus, la hausse des volumes de titrisation a possiblement eu un impact sur l'interaction entre le taux hypothécaire et le taux des obligations du gouvernement fédéral, puisque le taux des titres hypothécaires est arrimé au taux de ces obligations.

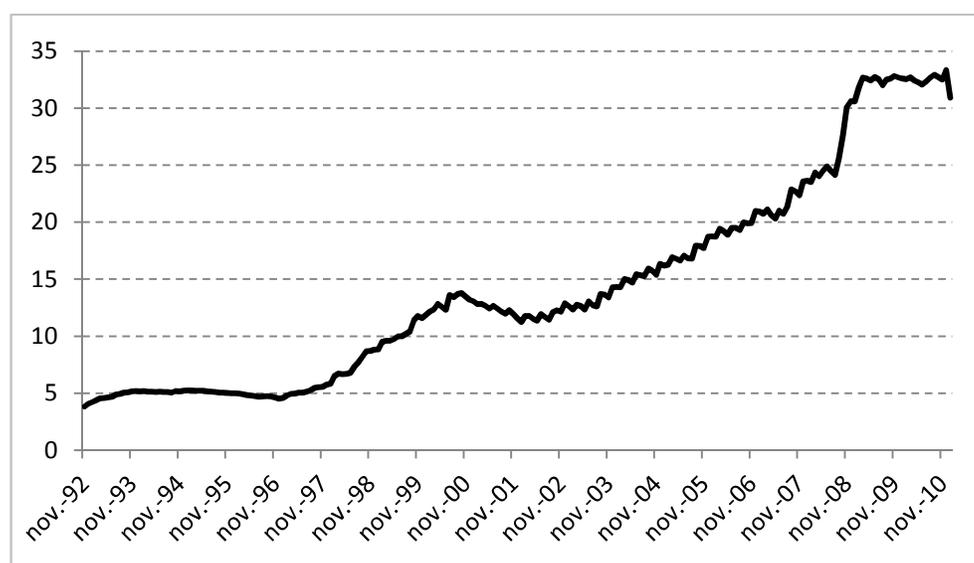
Les données sur les soldes de titrisation de prêts hypothécaires résidentiels de même que sur l'encours total sont fournies par la Banque du Canada et la SCHL sur une base mensuelle, et sont disponibles sur CANSIM.

Nous utilisons deux variables pour mesurer l'impact de la titrisation. La première, *TITRIS*, est définie comme le solde de prêts titrisés en pourcentage du solde total au bilan des institutions financières. Cette variable reflète notamment le degré de développement du marché des titres hypothécaires et la facilité d'accès à ce marché par les banques. La deuxième variable, *TITRIC*, est la part de la croissance semestrielle des soldes hypothécaires qui est titrisée, soit :

$$TITRIC_t = (Titri_t - Titri_{t-6}) / (S_t - S_{t-6}),$$

où $Titri_t$ représente le solde des hypothèques titrisées au temps t et S_t représente le solde hypothécaire total au temps t . Cette variable reflète la part du financement récent des prêts hypothécaires qui s'est fait par titrisation. Cette variable est susceptible d'influencer le coût de financement moyen assumé par les banques et, possiblement, leur tarification hypothécaire. Nous choisissons d'utiliser la croissance semestrielle afin de capter la tendance récente plutôt que les variations mensuelles, qui peuvent être trompeuses. En effet, la plupart des émissions de titres hypothécaires se font sur une base trimestrielle, si bien que l'on observera généralement une décroissance des soldes titrisés deux mois sur trois, comme cela est visible sur le graphique 6 ci-dessous.

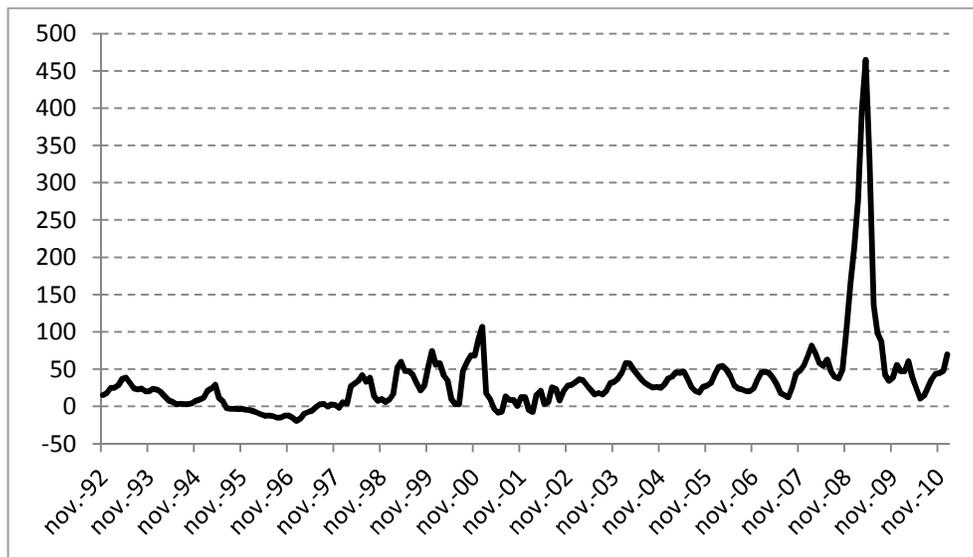
Graphique 6: Portion titrisée des prêts hypothécaires, %



Source : SCHL et Banque du Canada

Le graphique 6, qui montre l'évolution de la variable *TITRIS*, fait ressortir la forte croissance qu'a connue la titrisation vers la fin des années quatre-vingt-dix et le début des années deux mille, qui marquent la création du programme d'obligations hypothécaires par la SCHL. Ainsi, vers la fin de 2009, près de 30 % de l'encours hypothécaire au Canada était financé par titrisation. Notons que le bond soudain observé à la fin de l'année 2008 reflète l'impact d'une initiative conjointe de la SCHL et de la Banque du Canada afin d'injecter des liquidités dans le secteur bancaire en contexte de crise de liquidités. Ce bond est d'autant plus visible sur le graphique 7 ci-dessous, qui trace l'évolution de la variable *TITRIC*.

Graphique 7: Rapport de la croissance des soldes titrisés sur celle les soldes totaux, %



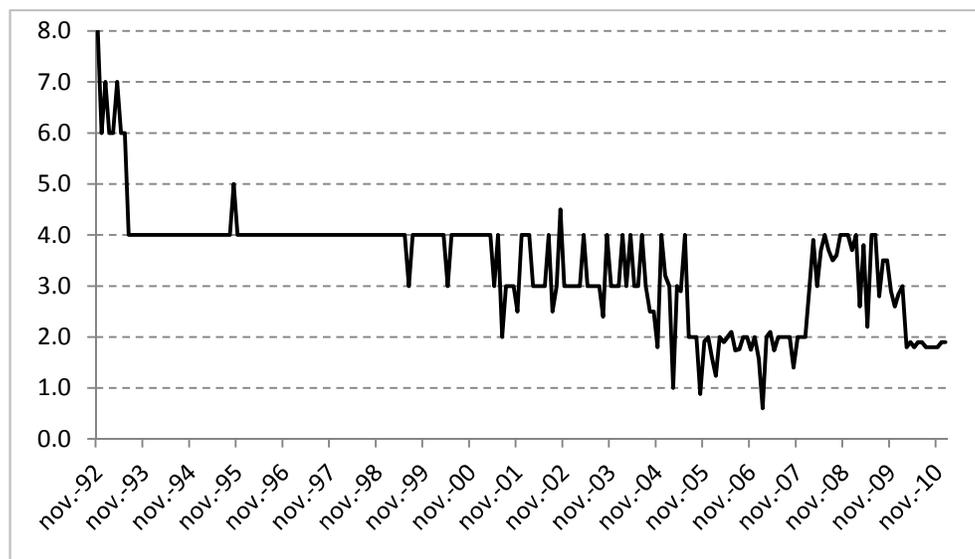
Source : SCHL et Banque du Canada

Il est à noter qu'un rapport supérieur à 100 % observé sur le graphique 7 signifie généralement que les blocs de prêts titrisés ce semestre-là sont composés de prêts hypothécaires dont l'âge est supérieur à six mois, c'est-à-dire des prêts qui sont au bilan des banques pendant plus de six mois avant d'être titrisés. Ainsi, vers la fin de l'année 2008, les institutions financières ont souhaité se constituer une réserve de liquidités en contexte de crise. Pour cela, elles ont puisé dans leurs « vieux » stocks de prêts hypothécaires afin de maximiser la titrisation.

L'innovation financière

Nous souhaitons vérifier si le développement accru du marché des swaps d'intérêt a pu contribuer à réduire le risque associé à un prêt hypothécaire et par conséquent, avoir un impact sur le niveau du taux hypothécaire. La variable utilisée (*BIDASK*) est l'écart entre le taux vendeur et acheteur (ou l'écart « *BID-ASK* ») pour un swap d'intérêt d'une échéance de cinq ans. Cette variable constitue une mesure du niveau de liquidité du marché des swaps d'intérêt. À long terme, une réduction de cet écart découle généralement d'une croissance du volume transigé. Les taux vendeurs et acheteurs de swaps sont fournis par *Bloomberg* sur une base quotidienne.

Graphique 8: Écart vendeur-acheteur du taux swap (échéance de 5 ans), points de base



Source : Bloomberg

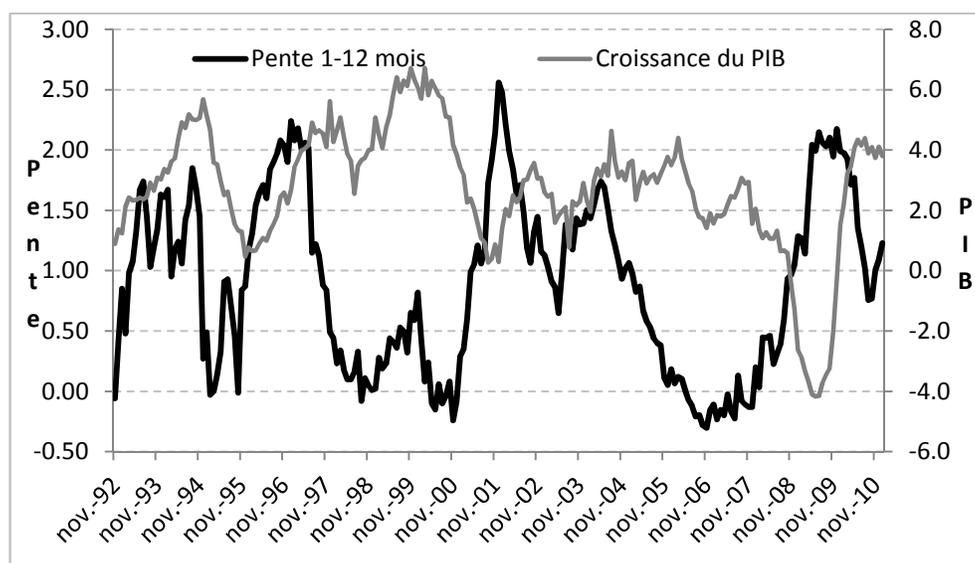
Le graphique 8 montre une baisse soudaine de l'écart au début des années quatre-vingt-dix, soit peu après la création des premiers contrats de swaps d'intérêt. D'autres baisses notables sont observables pendant la période 2000-2005, de même qu'une hausse de la volatilité de cet écart. En outre, l'évolution de la variable *BIDASK* pendant la crise financière de 2007-2009 démontre qu'elle peut varier grandement en raison de déséquilibres conjoncturels, et ce, même dans un contexte de niveau élevé de liquidité sur le marché des swaps d'intérêt.

Cycles économiques

Nous cherchons à savoir si les banques tiennent compte des anticipations de la croissance économique pour établir leur tarification hypothécaire. Pour ce faire, nous incluons une variable traduisant ces anticipations, *PENTE*, mesurée par l'écart entre les rendements des titres de dette du gouvernement du Canada ayant une échéance de cinq ans et ceux ayant une échéance d'un an. Cette pente reflète notamment les attentes du marché obligataire quant à la politique monétaire future, l'inflation et la croissance économique. Ainsi, une baisse du taux à cinq ans par rapport au taux à un an est susceptible de traduire des anticipations de faibles croissances économiques dans les années à venir.

Les taux des obligations et des bons du Trésor sont tous deux fournis quotidiennement par *Bloomberg*.

Graphique 9: Pente 1-5 ans et croissance annuelle du PIB,%



Source : Bloomberg et Statistiques Canada

Le graphique 9 ci-dessus illustre l'évolution de la pente 1 à 5 ans des taux sans risque et de la croissance du PIB. Une analyse visuelle suggère que la variable *PENTE* peut constituer un indicateur avancé de la croissance économique. Par exemple, la pente passa de 1,54 % en mars 2004 à une pente négative de -0,21 % en août 2006. De son côté, le PIB a connu une progression annuelle de 4,4 % en mars 2006 alors qu'il a connu une décroissance de 4,1 % en mai 2009, au pire de la récession.

Concurrence

Nous vérifions si le degré de pouvoir de marché des banques à charte canadiennes a eu un impact sur leur tarification hypothécaire. La variable utilisée, *PDM*, est la part de l'actif hypothécaire agrégé que les banques à charte détiennent. Les institutions prêteuses autres que les banques à charte comprennent les coopératives de crédit, les sociétés hypothécaires, les compagnies d'assurance, les sociétés financières de même que les caisses de retraite. Les volumes d'encours hypothécaires de fin de mois par type d'institutions prêteuses sont fournis par la Banque du Canada et extraits à partir de CANSIM. Le graphique 1 présenté à la section 2.2 illustre l'évolution de la variable *PDM* entre 1992 et 2011 : elle passe de 45 % en 1992 à 75 % en 2000, en raison notamment de la réforme de la loi canadienne régissant les activités bancaires en 1992.

4.3. Tests de racine unitaire

Nous procédons à deux tests de racine unitaire pour chacune des variables utilisées, soit le test augmenté de Dickey-Fuller (1979), et le test de Phillip-Perron (1988). Ces tests sont importants puisqu'ils détermineront si une transformation des variables est nécessaire et, le cas échéant, le type de transformation applicable.

Si la variable TH s'avère stationnaire, alors elle ne peut pas être cointégrée avec une ou plusieurs variables dépendantes. Par conséquent, aucune transformation des données n'est nécessaire.

Si la variable TH et au moins une variable dépendante (taux obligataires, écarts de crédits, etc.) sont intégrées d'ordre 1, alors le type de transformation des données applicable dépend de la présence ou non d'une relation de cointégration entre ces variables. En l'absence de cointégration, nous pouvons utiliser les variables en première différence. Alternativement, nous pouvons utiliser les variables en niveau, mais cela nécessitera l'utilisation valeurs critiques simulées pour procéder aux tests d'hypothèses sur les coefficients estimés. En effet, le recours aux tests standards engendrerait des résultats trompeurs (« spurious regression »), en réduisant la probabilité de rejeter l'hypothèse nulle sur les coefficients estimés.

En présence de cointégration entre TH et au moins une variable dépendante, il faut tenir compte du processus de « retour à l'équilibre » des variables cointégrées. Nous prenons donc les variables en première différence auxquelles nous ajoutons un terme de « correction d'erreur » qui capte le phénomène de retour à l'équilibre (modèles à correction d'erreur ou « VECM »).

Le test de Dickey-Fuller (DF) consiste à tester l'hypothèse nulle $H_0 : \delta = 0$ à l'aide des valeurs critiques tabulées par Dickey et Fuller (1979), après avoir estimé une des trois régressions suivantes, selon le cas :

$$1. \Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t,$$

$$2. \Delta y_t = a_0 + \delta y_{t-1} + u_t,$$

$$3. \Delta y_t = a_0 + a_1 t + \delta y_{t-1} + u_t,$$

où a_0 est une constante, t une tendance déterministe et u_t un terme d'erreur bruit blanc.

Contrairement au test original de Dickey-Fuller (DF), le test augmenté (ADF) corrige pour l'autocorrélation des termes d'erreurs u_t en intégrant les valeurs retardées de la variable directement dans l'équation à estimer. Le nombre de retards que nous utilisons est celui qui permet de rejeter l'hypothèse d'autocorrélation sur trente-six périodes avec un degré de confiance de 95 %, à l'aide de la statistique de *Ljung-Box*. Quant au test de Phillips-Perron, il se fonde sur le test de Dickey-Fuller, mais corrige le problème de l'autocorrélation des erreurs en modifiant les statistiques T de Dickey-Fuller plutôt qu'en ajoutant des valeurs retardées de la variable. Les statistiques T sont corrigées en utilisant un terme non paramétrique, soit l'estimateur de la matrice de covariance de Newey-West (1987).

Résultats

Le tableau 2 en annexe rapporte les statistiques T des deux tests appliqués sur des données quotidiennes et mensuelles. Dans le cas des données quotidiennes, les résultats sont rapportés également pour quatre sous-périodes en plus de la période complète (1992-2011), à l'exception des variables *TITRIS*, *TITRIC* et *PDM* qui ne sont disponibles qu'à fréquence mensuelle. Nous concluons qu'une variable est stationnaire pour une période donnée si un des deux tests permet de rejeter l'hypothèse nulle avec un degré de confiance d'au moins 95 %.

À la lumière des résultats se rapportant aux données quotidiennes, les taux hypothécaires (*TH*) et obligataires (*CORP*, *CAD*) de même que la pente 1 à 5 ans des taux obligataires sans risque (*PENTE*) contiennent une racine unitaire pour la période complète et pour toutes les sous-périodes. Quant à la prime-swap (*pSWAP*), bien qu'elle semble stationnaire pour la période complète, elle contient une racine unitaire à partir de la période débutant en novembre 2002. Cette évolution dans le comportement de la prime-swap est cohérente avec l'idée selon laquelle le développement rapide du marché des swaps dans les vingt dernières années en a accru l'efficacité. En effet, un marché est reconnu efficace s'il n'y a aucune possibilité d'arbitrage, c'est-à-dire que toute l'information disponible est intégrée dans la valeur de la prime actuelle du swap. Ainsi, dans un tel marché, la valeur de la prime au temps t sera égale à la prime au temps $t-1$ à laquelle s'ajoutera une variation escomptée par le marché (par l'entremise de la structure à terme des taux d'intérêt) et un choc aléatoire. Or, la

variation quotidienne de la prime-swap anticipée par le marché est généralement proche de zéro, on peut donc s'attendre à ce que les tests de racine unitaire ne rejettent pas la présence d'une racine unitaire si le marché est efficient.

De son côté, la prime de risque des obligations bancaires ($pCORP$) contient une racine unitaire seulement pour la sous-période 2007-2011. Enfin, la prime représentée par l'écart entre les acceptations bancaires et les bons du Trésor (BA_TB) ainsi que l'écart vendeur-acheteur des swaps (BID_ASK) s'avèrent stationnaires pour toutes les périodes examinées.

Quant aux résultats concernant les données mensuelles, les constats portant sur les huit variables disponibles également à fréquence quotidienne sont les mêmes que pour les tests faits sur les données quotidiennes (pour la période complète) à l'exception de la prime $pCORP$, puisque le test ADF permet de rejeter l'hypothèse nulle avec un degré de confiance de 95 %. Sans surprise, la variable $TITRIS$ s'avère contenir une racine unitaire. En effet, puisque $TITRIS$ représente le niveau d'un solde hypothécaire, son niveau au mois t dépendra directement de son niveau au mois $t-1$ auquel s'ajoutera les nouvelles transactions du mois t (nouveaux déboursés – échéances). En comparaison, la variable $TITRIC$, qui représente une variation des soldes hypothécaires, s'avère stationnaire. Enfin, on peut rejeter l'hypothèse que la part de marché des banques à charte (PDM) contient une racine unitaire avec un degré de confiance de 99 %.

5. Méthodologie et résultats

Ce chapitre présente les modèles économétriques utilisés ainsi que les résultats obtenus des diverses estimations. Nous commençons par tester la présence de cointégration entre TH et les autres variables à l'aide du test de Johansen (1990). Ensuite, nous utilisons les données à fréquence quotidienne pour estimer le modèle à correction d'erreur sans asymétrie (*Vector Error Correction Model* ou *VECM*) et deux extensions de ce modèle qui tiennent compte de l'asymétrie possible dans la vitesse d'ajustement de TH (*Band-Threshold autoregressive* ou *BTAR* et *Momentum-Threshold autoregressive* ou *MTAR*). Enfin, après avoir décrit le processus d'ajustement de TH , nous estimons la relation entre le niveau de TH et celui de ses déterminants. D'abord, nous observons l'évolution du degré de transmission des taux de marché (CAD , $pSWAP$, $pCORP$) vers TH , par sous-périodes, en utilisant les données quotidiennes. Ensuite, nous estimons une fois de plus la relation en niveau en utilisant les données à fréquence mensuelle et en intégrant des facteurs explicatifs supplémentaires.

5.1. Le processus d'ajustement du taux hypothécaire : le modèle à correction d'erreur

En présence de variables cointégrées, nous devons choisir un modèle à vecteur autorégressif (VAR) qui permet de décrire le processus d'ajustement des variables en tenant compte de la vitesse à laquelle ces variables convergent vers leur valeur d'équilibre à long terme, ou leur vitesse de « correction d'erreur ». En notation matricielle, le modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) s'écrit :

$$\Delta X_t = \alpha \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \theta_i \Delta X_{t-i} + \epsilon_t, \quad (6)$$

où x_t et x_{t-1} , sont les vecteurs ($n \times 1$) des n variables cointégrées, α capte les vitesses de retour à l'équilibre des variables cointégrées lorsqu'elles dévient de cet équilibre, β inclut les coefficients qui mesurent la relation d'équilibre, m est le nombre optimal de retards permettant d'obtenir un vecteur ϵ_t de termes d'erreurs qui sont bruits blancs, et les θ_i contiennent les coefficients d'autorégression et de causalité des variables cointégrées.

La relation de cointégration entre une variable x_1 et les $n-1$ autres variables x_j du vecteur X s'écrit :

$$x_{1,t} = c + \sum_{j=2}^n \beta_j x_{j,t}, \quad (7)$$

où nous avons déterminé que la variable x_1 était la variable dépendante dans la relation de cointégration, c représente la constante et β_j la sensibilité de x_1 à une variation contemporaine de x_j .

Ainsi, la première des n équations du modèle à correction d'erreur à estimer s'écrit :

$$\Delta x_{1,t} = \alpha (x_{1,t-1} - c - \sum_{j=2}^n \beta_j x_{j,t-1}) + \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^m \theta_{j,i} \Delta x_{j,t-i} + \varepsilon_{1,t}, \quad (8)$$

où les coefficients $\theta_{1,i}$ sont les facteurs d'autorégression de x_1 , les coefficients $\theta_{j,i}$ mesurent l'impact des variations antérieures de la variable x_j sur la variation de x_1 au temps t , α est la vitesse d'ajustement de x_1 au temps t , suite à une déviation observée au temps $t-1$ de x_1 par rapport à sa valeur d'équilibre exprimée par l'équation (7).

Avant même de procéder aux tests de cointégration, nous savons déjà que certaines des variables que nous utilisons ne sont pas cointégrées avec au moins une autre variable puisqu'elles se sont avérées stationnaires lors des tests de racine unitaire. Le modèle décrit à l'équation (6) est donc modifié afin d'y inclure ces variables, sans qu'elles ne soient présentes dans la relation de cointégration de l'équation (7). En ajoutant des variables non cointégrées avec les variables x_j , soit un nombre p de variables z_k qui sont intégrées d'ordre 1, et un nombre q de variables f_i qui sont stationnaires, l'équation (8) est modifiée et devient :

$$\begin{aligned} \Delta x_{1,t} = & \alpha (x_{1,t-1} - c - \sum_{j=2}^n \beta_j x_{j,t-1}) + \sum_{i=1}^m \theta_{1,i} \Delta x_{1,t-i} + \sum_{j=2}^n \sum_{i=1}^m \theta_{j,i} \Delta x_{j,t-i} + \sum_{k=1}^p \sum_{i=1}^m \phi_{k,i} \Delta z_{k,t-i} \\ & + \sum_{l=1}^q \sum_{i=1}^m \lambda_{k,i} f_{l,t-i} + u_{1,t}, \end{aligned} \quad (9)$$

où les coefficients $\phi_{k,i}$ mesurent l'impact des m variations antérieures de la variable z_k sur la variable x_1 au temps t , les coefficients $\lambda_{l,i}$ mesurent l'impact des m niveaux antérieurs de f_l sur la variable x_1 au temps t , et $u_{1,t}$ est un terme d'erreur qui est bruit blanc.

5.1.1. Tests de cointégration

Avant d'estimer le modèle à correction d'erreur, nous devons d'abord tester la présence de cointégration entre notre variable d'intérêt, TH , et une ou plusieurs variables explicatives. Pour cela, nous avons recours au test de Johansen (1990). Ce test consiste à établir le nombre de vecteurs de cointégration qui unissent plusieurs variables en testant le rang de la matrice $\alpha\beta$ de l'équation (6) à l'aide d'estimateurs de maximum de vraisemblance. Il s'agit donc de déterminer le nombre de racines caractéristiques statistiquement différentes de zéro que contient la matrice $\alpha\beta$.

Le tableau 3 en annexe présente les statistiques λ_{trace} et λ_{Max} de même que les constats qui en découlent quant au nombre de vecteurs de cointégration détectés. Nous concluons que deux variables avec racine unitaire sont cointégrées si la statistique λ_{trace} nous permet de rejeter l'hypothèse nulle de non-cointégration avec un degré de confiance d'au moins 95 %.

À la lumière des résultats des tests faits sur les données quotidiennes pour la période complète (1992-2011), les variables $CORP$, CAD et $pCORP$ s'avèrent cointégrées avec TH . Pour ce qui est des quatre sous-périodes, seule CAD se révèle cointégrée en tout temps. Cela tend à confirmer que le taux sans risque constitue la composante principale du coût de financement des banques, qui est reflété dans la tarification hypothécaire. À cet égard, de nombreux auteurs arrivent au même constat en testant la cointégration entre les taux hypothécaires américains et les taux sans risque, tel que Payne (2006), Allen et al. (1999) et Rahman (1997).

Alors que le taux $CORP$ s'avère cointégré dans trois sous-périodes (1992-2007), le taux $pSWAP$ l'est dans deux sous-périodes (2002-2007) et $pCORP$ l'est dans une seule (2007-2011). Il est à noter que $pSWAP$ est cointégrée avec TH qu'à partir de la troisième sous-période, puisque qu'elle s'avérait stationnaire en vertu du test de racine unitaire dans les deux premières (1992-2002). Cela tend à démontrer que depuis les dix dernières années, dans un contexte de maturité du marché des swaps d'intérêt, les institutions prêteuses intègrent bien cette prime de risque dans leur tarification hypothécaire. Ce résultat semble intuitif dans la mesure où le taux swap constitue aujourd'hui un des principaux taux de référence pour établir le coût de financement de nombreux type de prêts octroyés par les banques. Enfin, la seule autre variable contenant une racine unitaire, $PENTE$, ne s'avère cointégrée avec TH dans aucune des périodes observées.

Les résultats des tests de cointégration démontrent en outre la valeur ajoutée qui découle de l'utilisation de données quotidiennes. En effet, les tests sur les données mensuelles indiquent que seul le taux *CORP* peut être considéré comme cointégré avec *TH* avec un degré de confiance supérieur à 95 %. À la différence des tests sur les données quotidiennes, on ne peut pas rejeter l'hypothèse de non-cointégration de *CAD* et *TH* avec un degré de confiance supérieur à 95 %.

5.1.2. Le VECM avec une seule relation de cointégration (*TH* et *CORP*)

Nous débutons par l'estimation d'un modèle à correction d'erreur sans asymétrie (VECM) qui comprend la variable *TH* et une variable cointégrée (*CORP*) ainsi que trois variables explicatives non cointégrées (*PENTE*, *BA_TB* et *BID_ASK*). La première étape consiste à estimer la relation d'équilibre entre les deux variables cointégrées, par moindres carrés ordinaires, soit l'équation suivante :

$$TH_t = c + \beta^{CORP} CORP_t + CE_t, \quad (10)$$

où la constante *c* reflète le niveau de la marge d'intérêt récoltée par le prêteur hypothécaire, β^{CORP} est la sensibilité de *TH* aux variations de son coût de financement marginal représenté par le taux *CORP*, et le terme de correction d'erreur CE_t mesure la déviation de *TH* par rapport à sa valeur d'équilibre au temps *t*.

La deuxième étape consiste à estimer les deux équations du VECM à partir des termes \widehat{CE}_t obtenus de l'estimation de l'équation (10), soit :

$$\begin{aligned} \Delta TH_t = & \alpha^{TH} \widehat{CE}_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta^{TH}_i \Delta TH_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma^{CORP}_i \Delta CORP_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma^{BA_TB}_i \Delta BA_TB_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^m \gamma^{PENTE}_i \Delta PENTE_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma^{BIDASK}_i \Delta BIDASK_{t-i} + u_t, \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \Delta CORP_t = & \alpha^{CORP} \widehat{CE}_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta^{CORP}_i \Delta CORP_{t-i} + \sum_{i=1}^m \lambda^{TH}_i \Delta TH_{t-i} + \sum_{i=1}^m \lambda^{BA_TB}_i \Delta BA_TB_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^m \lambda^{PENTE}_i \Delta PENTE_{t-i} + \sum_{i=1}^m \lambda^{BIDASK}_i \Delta BIDASK_{t-i} + u'_t, \end{aligned} \quad (12)$$

où α^{TH} et α^{CORP} représentent la vitesse de retour à l'équilibre des variables *TH* et *CORP* au temps *t* lorsqu'elles dévient de cet équilibre au temps *t-1*, u_t et u'_t sont des termes d'erreur qui sont bruits blancs, les coefficients δ_i sont les facteurs d'autorégression, les coefficients γ_i

mesurent la causalité de Granger entre TH et les variables non cointégrées, les coefficients λ_i mesurent cette même causalité entre $CORP$ et les variables explicatives, m est le nombre optimal de retards établis à l'aide des critères d'information d'Akaike (AIC), afin d'obtenir des termes d'erreurs qui sont bruits blancs. Il est utile de noter que nous incluons la variable BA_TB en première différence, et ce même si elle s'est avérée stationnaire lors des tests de racine unitaire. Nous choisissons cette formulation puisque nous souhaitons examiner spécifiquement la transmission des chocs de la variable BA_TB vers TH , et non l'effet du niveau de BA_TB sur la variation de TH .

5.1.3. *Le VECM avec plusieurs relations de cointégration (TH , CAD , $pSWAP$ et $pCORP$)*

Nous souhaitons également estimer le modèle en substituant au taux $CORP$ ses trois composantes : CAD (la composante sans risque), $pSWAP$ (le risque du secteur bancaire) et $pCORP$ (le risque spécifique au prêteur). Or, la forme du modèle à estimer dépend des résultats des tests de cointégration sur ces trois variables. Le tableau 4 en annexe présente le classement des variables CAD , $pSWAP$ et $pCORP$ pour chacune des périodes, en deux catégories : les variables cointégrées avec TH (x_i) et les variables non cointégrées avec TH (z_i).

Il est important de noter que nous incluons toujours les variables $pSWAP$ et $pCORP$ en première différence plutôt qu'en niveau, même si elles se sont avérées stationnaires dans certaines sous-périodes. Nous souhaitons ainsi estimer le degré de transmission à court terme des chocs de $pSWAP$ et $pCORP$ vers TH , et non la relation entre la variation de TH et les niveaux antérieurs des variables $pSWAP$ et $pCORP$.

Résultats : période complète (1992-2011)

Les résultats de l'estimation du VECM avec une seule variable cointégrée avec TH ($CORP$), pour la période complète (1992-2011) sont présentés au tableau 5 en annexe. Les panels A et B contiennent respectivement les coefficients des équations (11) et (12). Le nombre optimal de retards est établi à onze. Les coefficients estimés peuvent se classer en trois catégories : les coefficients de la relation de cointégration (c et β), la vitesse d'ajustement (α) et les autres coefficients affectant la dynamique à court terme (δ , γ , et λ).

À cette étape-ci, il est utile de se rappeler que la variable dépendante, TH , constitue une approximation du taux hypothécaire effectif quotidien consenti par les institutions

financières. Cette approximation est susceptible d'avoir un impact sur la précision des résultats et, plus particulièrement, sur l'estimation des coefficients décrivant la dynamique à court terme (δ , γ , et λ).

La constante de la relation de cointégration (\hat{c}) est estimée à 1.852 et est statistiquement différente de zéro. Cette constante peut être interprétée comme étant le niveau d'équilibre de la marge nette d'intérêt récoltée par le prêteur. Le degré de transmission de *CORP* vers *TH* ($\hat{\beta}$) est estimé à 0.909. Cependant, puisque l'estimateur du coefficient β ne suit pas une distribution normale en présence de cointégration entre *TH* et *CORP*, les tests d'hypothèses sur le coefficient $\hat{\beta}$ doivent être faits à l'aide de valeurs critiques simulées par Monte-Carlo, dont les résultats se trouvent au tableau 12 en annexe. Il s'avère que l'estimateur est statistiquement différent de zéro. On rejette également l'hypothèse $H_0: \hat{\beta} = 1$ avec un degré de confiance supérieur à 95 %. Ainsi, à la différence de Scholnick (1999) et de Allen et al. (2009) nous ne pouvons pas conclure qu'il y a transmission complète des chocs de taux de l'obligation bancaire au taux hypothécaire, pour la période 1992-2011. Nous examinerons plus en détail la relation entre le niveau de *TH* et ses déterminants à la section 5.3, et nous tenterons d'apporter des explications quant aux coefficients estimés.

Au panel A, la vitesse d'ajustement estimée $\hat{\alpha}^{TH}$ (-0.02) est statistiquement significative et négative, ce qui est cohérent avec les tests de cointégration. Cela signifie qu'une correction de 2 % de l'écart à l'équilibre de *TH* à la période t-1 sera apportée à la période t. En revanche, la vitesse d'ajustement $\hat{\alpha}^{CORP}$ au panel B n'est pas statistiquement différente de zéro, ce qui signifie que la variable *CORP* n'est pas sensible au terme de correction d'erreur (CE_{t-1}).

Parmi les coefficients VAR au panel A, seuls les coefficients $\hat{\gamma}^{BIDASK}$ s'avèrent tous statistiquement nuls, en vertu de la statistique F. Une variation antérieure de l'écart vendeur-acheteur du taux swap n'a donc pas d'effet sur la variation de *TH*. Cela n'est pas surprenant dans la mesure où *BIDASK* se veut davantage une variable reflétant une tendance de long terme, c'est-à-dire le degré de développement du marché des swaps d'intérêt. Nous examinerons, à la section 5.3, l'impact du niveau de *BIDASK* sur le niveau de *TH*.

Cinq des onze coefficients d'autorégression de *TH* ($\hat{\delta}^{TH}$) sont statistiquement significatifs (à 95 %), et les quatre coefficients allant du premier au quatrième retard sont négatifs. Un choc positif de *TH* de 100 points de base au temps t est donc atténué de près de 17 p.b au temps

t+4. Quant aux onze coefficients $\hat{\gamma}^{CORP}$, ils sont tous positifs et statistiquement significatifs. Ainsi, l'essentiel d'une variation du coût marginal de financement (*CORP*) sera transmis vers *TH* en onze jours : un choc positif de 100 points de base se transmettra directement à *TH* à hauteur de 71, en plus de la transmission indirecte assurée par le processus de correction d'erreur.

À la lumière des résultats du panel A, il s'avère qu'une variation positive de la variable *PENTE* à un effet négatif sur *TH*, cinq des onze coefficients étant significatifs à 95 %. Cependant, comme nous l'avons mentionnée à la section 4, la variable *PENTE* se veut être un indicateur des anticipations des cycles économiques. Dans cette perspective, il s'agit d'observer la relation entre le niveau de la variable *PENTE* et le niveau de *TH*, ce qui sera fait à la section 5.3. Ainsi, les résultats du VECM au tableau 5, qui estiment l'effet des variations quotidiennes de la variable *PENTE* sur la variation de *TH*, doivent être interprétés avec prudence. De plus, rappelons qu'une variation de *PENTE* (*CAD – TB*) peut être causée par une variation du taux obligataire à cinq ans (*CAD*), une variation du taux des bons du Trésor à 12 mois, ou une combinaison des deux. Or, dans le cas où une variation de *PENTE* serait causée par une variation de *CAD*, l'effet de cette variation sur ΔTH_t serait capté en grande partie dans le coefficient $\hat{\gamma}^{CORP}$, puisque la variable *CORP* est composée de *CAD*, *pCORP* et *pSWAP*. Par conséquent, il est raisonnable de penser que les coefficients $\hat{\gamma}^{PENTE}$ mesurent davantage l'effet des variations du taux des bons du Trésor à 12 mois sur ΔTH_t , plutôt que l'effet marginal d'une variation de la pente 1 à 5 ans des taux sans risque (*PENTE*).

Par ailleurs, une variation de l'écart *BA-TB*, qui reflète la prime de risque à court terme associée au secteur bancaire, sera transmise partiellement au taux hypothécaire, puisque six des onze coefficients $\hat{\gamma}^{BA-TB}$ sont statistiquement significatifs et positifs. Ainsi, un choc de 100 points de base sera transmis à hauteur de 21 points de base au bout de onze jours ouvrables, en plus de la transmission indirecte par l'entremise de la variable *CORP*, puisqu'un choc de *BA-TB* sera également transmis au taux *CORP* à hauteur de 32 points de base au bout de onze jours (panel B). Les résultats au panel A peuvent s'expliquer par le fait qu'une hausse de l'écart *BA-TB* se traduit par une hausse directe du coût de financement à court terme assumé par les institutions financières. En effet, elles doivent financer une partie des prêts hypothécaires qu'elles consentent en recourant à des sources de financement dont la

tarification est liée directement ou indirectement au taux *BA* (titres de dette du marché monétaire, obligations à taux variable, compte d'épargne à haut rendement, etc.).

Finalement, il semble exister un effet de rétroaction entre *TH* et *CORP*, puisque deux des coefficients $\lambda^{\Delta TH}$ sont positifs et statistiquement significatifs : une hausse de *CORP* sera transmise à *TH* qui, à son tour, provoquera une hausse de *CORP*.

Résultats par sous-période

Les résultats présentés au tableau 6 illustrent l'évolution de la relation de cointégration et de la vitesse d'ajustement pour quatre sous-périodes entre 1992 et 2011. Le panel A reprend le modèle VECM avec *CORP* comme variable cointégrée, alors que le panel B présente les coefficients estimés lorsque *CORP* est décomposée en trois parties (*CAD*, *pSWAP* et *pCORP*). À cet égard, puisque les critères d'information AIC sont tous nettement supérieurs au panel B, nous pouvons conclure que la division de *CORP* en trois composantes ajoute une valeur au modèle, et ce pour toutes les périodes. Cependant, puisque la relation de cointégration change d'une sous-période à l'autre, c'est-à-dire le nombre de variables indépendantes incluses dans la relation de cointégration (voir le tableau 4), il est plus difficile de comparer les vitesses d'ajustement estimées entre les sous-périodes au panel B. Cependant, les données du panel B nous permettront de compléter les observations au panel A, particulièrement en ce qui concerne la période 2007-2011 où une relation de cointégration existe entre *TH*, *CAD*, *pSWAP* et *pCORP*, alors que nous rejetons la relation de cointégration entre *TH* et *CORP* au panel A.

La relation de cointégration, qui unit *TH* et *CORP*, semble avoir connu des changements significatifs entre 1992 et 2011. La période 1997-2002 se démarque des trois autres sous-périodes par une constante nettement plus faible (1.291) et un degré de transmission statistiquement supérieur à 1 (avec un degré de confiance de 90 %). Cette contraction de la marge d'intermédiation, estimée par la constante, et le degré de transmission élevé reflète possiblement la réaction des banques face à une baisse de la demande pour les prêts hypothécaires observée pendant cette période de ralentissement économique. À cet égard, la croissance de l'encours hypothécaire a été de 30 % entre novembre 1997 et octobre 2002,

comparée à 64 % pendant la période 2002-2007¹⁶. Un constat similaire peut-être fait en examinant les résultats du panel B, lorsque la variable *CORP* est décomposée.

Au panel A, la vitesse d'ajustement $\hat{\alpha}^{TH}$ s'avère significative pour les trois premières sous-périodes. En excluant la période 2007-2011, l'estimation de la vitesse d'ajustement par sous-période est plus élevée que celle obtenue lors de l'estimation sur la période complète (-0.02) malgré une baisse, en valeur absolue, à chaque sous-période. La vitesse passe de -0.072 pour la période 1992-1997 à -0.056 pour la période 2002-2007. À première vue, nous pourrions voir dans une telle baisse le signe d'une segmentation accrue des marchés hypothécaires et obligataires. Cependant, cette baisse apparente n'a pas de signification particulière s'il existe de l'asymétrie dans la vitesse d'ajustement. Nous devons donc estimer le VECM en tenant compte de cette asymétrie potentielle.

¹⁶ Selon les données fournies par la Banque du Canada

5.2. Les modèles à correction d'erreur asymétriques *BTAR* et *MTAR*

Le modèle VECM peut être modifié afin de tenir compte de la présence d'ajustements asymétriques dans la vitesse d'ajustement du taux hypothécaire, dénotée par α^{TH} dans l'équation (11). Nous cherchons donc à vérifier si le comportement des prêteurs hypothécaires est différent selon le sens, le niveau et la variation de l'écart de TH par rapport à sa valeur d'équilibre. En effet, s'il y a une telle asymétrie, l'estimation du VECM classique dressera un portrait peu concluant du processus d'ajustement de TH . Nous avons donc recours à deux modèles à seuils, ou TAR (*Threshold Autoregressive*), proposés par Enders et Siklos (2001) et utilisés notamment par Sanders et Kleimeier (2004): le modèle *BTAR* (*Band Threshold Autoregressive*) et le modèle *MTAR* (*Momentum Threshold Autoregressive*).

5.2.1. Le modèle asymétrique à seuils en niveau : *BTAR*

Le modèle *BTAR* permet de tester l'asymétrie de la vitesse d'ajustement de TH_t , α^{TH} , en fonction du niveau de CE_{t-1} , c'est à dire le niveau de l'écart de TH par rapport sa valeur d'équilibre. Cela permettra notamment de vérifier si les banques canadiennes ajustent plus rapidement leur taux hypothécaire au temps t si leur marge d'intérêt au temps $t-1$ ($c + CE_{t-1}$) est inférieure à son niveau à long terme, au-delà d'un seuil donné τ^* . Aussi, nous pourrions vérifier s'il existe un intervalle de rigidité, de telle sorte qu'une faible déviation de TH par rapport à sa valeur d'équilibre n'engendre aucun changement tarifaire de la part des banques.

En reprenant le VECM avec une seule variable cointégrée (*CORP*), et un seuil « τ » différent de zéro, les équations (11) et (12) sont légèrement modifiées:

$$\Delta TH_t = [I^{UP}\alpha^{UP,TH} + I^{DN}\alpha^{DN,TH} + I^{MID}\alpha^{MID,TH}] \widehat{CE}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta^{TH_i} \Delta TH_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma^{CORP_i} \Delta CORP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma^{BA_TB_i} \Delta BA_TB_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma^{PENTE_i} \Delta PENTE_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma^{BIDASK_i} \Delta BIDASK_{t-i} + u_t, \quad (13)$$

$$\Delta CORP_t =$$

$$[I^{UP}\alpha^{UP,CORP} + I^{DN}\alpha^{DN,CORP} + I^{MID}\alpha^{MID,CORP}] \widehat{CE}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta^{CORP_i} \Delta CORP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda^{TH_i} \Delta TH_{t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda^{BA_TB_i} \Delta BA_TB_{t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda^{PENTE_i} \Delta PENTE_{t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda^{BIDASK_i} \Delta BIDASK_{t-i} + u'_t, \quad (14)$$

où u_t et u'_t sont des termes d'erreur bruits blancs, p est le nombre optimal de retards, et les variables dichotomiques I^{UP} , I^{DN} et I^{MID} ont la fonction indicatrice suivante :

$$\left\{ \begin{array}{l} I^{UP} = 1 \text{ si } \widehat{CE}_{t-1} \geq \tau, 0 \text{ sinon,} \\ I^{DN} = 1 \text{ si } \widehat{CE}_{t-1} \leq -\tau, 0 \text{ sinon,} \\ I^{MID} = 1 \text{ si } -\tau < \widehat{CE}_{t-1} < \tau, 0 \text{ sinon.} \end{array} \right. \quad (15)$$

Le premier seuil τ utilisé pour estimer les équations (13) et (14) sera le seuil optimal τ^* , estimé à l'aide de la méthode de Chan (1993). Cette méthode itérative consiste à identifier le seuil minimisant les résidus au carré du modèle *BTAR*, après avoir retranché les premiers 15 % et les derniers 15 % des données de l'échantillon. Naturellement, ce seuil τ^* variera selon la spécification du modèle, les variables utilisées et la période de l'échantillon.

Le deuxième seuil que nous utilisons est celui qui nous permettra d'estimer un intervalle $[-\tau^0, \tau^0]$ pour lequel le taux hypothécaire *TH* ne s'ajuste pas à une déviation par rapport à sa valeur d'équilibre. Nous souhaitons donc identifier le seuil τ^0 qui permettra d'obtenir une vitesse d'ajustement $\alpha^{MID,TH}$ statistiquement nulle, le cas échéant. Ainsi, ce seuil fournira une indication quant au niveau des coûts encourus par les prêteurs (les coûts de menu) ou par les emprunteurs (les coûts de recherche de prix) à la suite d'un changement de taux hypothécaires.

Résultats : Asymétrie en niveau

Les tableaux 7 à 9 en annexe présentent les résultats de l'estimation des modèles avec asymétrie dans la vitesse d'ajustement. Les statistiques F sont rapportées afin de tester deux hypothèses de symétrie, soit l'égalité entre les trois coefficients, $H_0: \alpha^{UP,TH} = \alpha^{MID,TH} = \alpha^{DN,TH}$, et l'égalité entre $\alpha^{UP,TH}$ et $\alpha^{DN,TH}$. À cet égard, Enders et Falk (1999) (cité dans Enders et Siklos (2001)) ainsi que Wane et al. (2004) rappellent que lorsque le seuil d'asymétrie (τ) est connu, et que les termes d'erreur de l'équation (13), u_t , forment une série stationnaire, alors la distribution F classique peut être recommandée en pratique. En outre, Cook et al. (1999) démontrent que deux conditions doivent être respectées simultanément pour que nous soyons en mesure de rejeter l'hypothèse de symétrie : les estimateurs testés doivent tous être statistiquement différents de zéro, en plus d'être statistiquement différents l'un de l'autre.

Le tableau 7 présente les résultats de l'estimation du modèle avec asymétrie en fonction de la valeur du terme CE_{t-1} (*BTAR*). Le modèle avec une seule variable cointégrée à *TH* (*CORP*) est présenté, pour la période complète (1992-2011). Le nombre optimal de retards est établi à

onze, selon le critère d'information AIC, et le seuil optimal estimé par la méthode itérative de Chan (1993) est de 22 points de base.

La statistique F ne nous permet pas de rejeter l'hypothèse de symétrie pour la période complète. En somme, les résultats du tableau 7 sont similaires à ceux du VECM sans asymétrie : les trois coefficients α^{TH} sont significatifs et du même ordre (entre -0.018 et -0.023), de même que les coefficients VAR du modèle. Cependant, l'estimation du BTAR sur une période de vingt ans peut-être trompeuse puisque le comportement des taux hypothécaires peut avoir changé de façon importante pendant cette période. Il est donc possible que ces résultats dissimulent de l'asymétrie qui serait observable sur des sous-périodes. Par exemple, de l'asymétrie observée sur une sous-période pourrait être « neutralisée » par de l'asymétrie inverse sur une autre sous-période. De plus, la crise financière de 2008-2009 a possiblement « dérégulé » la relation qui unit TH et ses déterminants, comme semblait le démontrer les tests de cointégration.

Le tableau 8 présente les trois vitesses d'ajustements estimées par sous-périodes. À l'instar du VECM sans asymétrie, il s'avère que le modèle à quatre variables est supérieur à son équivalent à deux variables pour expliquer les variations de TH , si l'on en croit le critère d'information d'Akaike.

Au panel A, en faisant fi de la dernière sous-période (2007-2011), la vitesse d'ajustement s'avère asymétrique pour les trois sous-périodes allant de 1992 à 2007 puisqu'on rejette l'hypothèse $H_0: \hat{\alpha}^{UP, TH} = \hat{\alpha}^{MID, TH} = \hat{\alpha}^{DN, TH}$ avec un degré de confiance de 99 %. De plus, la vitesse d'ajustement $\hat{\alpha}^{DN, TH}$ s'avère supérieure à $\hat{\alpha}^{UP, TH}$ pour les périodes 1992-1997 et 2002-2007, avec un degré de confiance supérieur à 90 %. Il apparaît donc qu'elle est plus grande lorsque l'écart entre TH et sa valeur d'équilibre se situent sous la borne inférieure du seuil que lorsque cet écart est au-dessus de la borne supérieure. Ce résultat suggère que les institutions prêteuses corrigeraient plus rapidement leur taux hypothécaire lorsque leur marge bénéficiaire est inférieure à son niveau à long terme. Ce comportement asymétrique peut résulter du degré élevé de concentration sur le marché hypothécaire canadien, et du faible niveau de concurrence qui en découle. À cet égard, Allen et al. (2009) en sont venus à la conclusion qu'il y avait concurrence imparfaite sur le marché hypothécaire au Canada, après avoir examiné le mécanisme de tarification des banques à charte entre 1991 et 2007. Par ailleurs, la crainte de sélection adverse provoquée par une hausse des taux est une explication

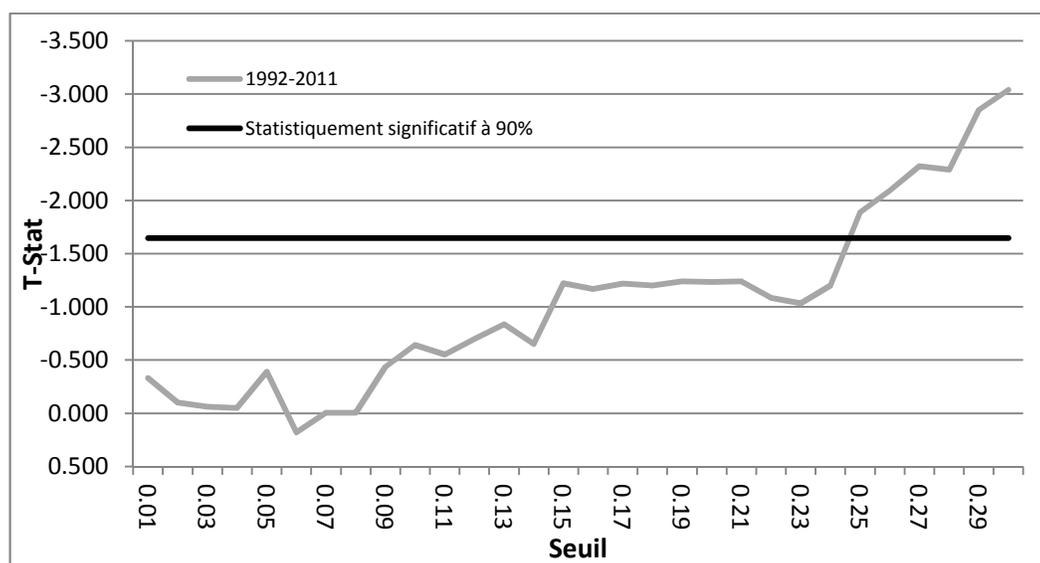
qui a été invoquée dans la littérature pour expliquer ce genre d'asymétrie. Cependant, cette explication semble moins pertinente dans le contexte canadien, puisque la tarification hypothécaire basée sur le risque individuel (ou « risk based pricing ») n'y est pas courante. En effet, les critères stricts d'approbation hypothécaires au Canada rendent cette pratique difficile, d'où la quasi-absence d'un marché de prêts « subprime ».

Une autre facette intéressante de l'asymétrie observée aux panels A et B entre 1992 et 2007 réside dans l'estimation du coefficient estimé $\hat{\alpha}^{\text{MID,TH}}$, qui s'avèrent toujours plus faibles (en valeur absolue), que les coefficients $\hat{\alpha}^{\text{UP,TH}}$ et $\hat{\alpha}^{\text{DN,TH}}$. Cet écart pourrait être un indice de la présence d'un intervalle de rigidité qui pourrait découler de coûts de menu assumés par les prêteurs, ou de coût de recherche de prix assumé par les emprunteurs. De plus, le seuil optimal τ^* varie substantiellement d'une sous-période à l'autre : entre la première et la troisième période, il diminue de 13 points de base (panel A) et 25 points de base (panel B). Une telle baisse pourrait être attribuable à une diminution des coûts de menu ou des coûts de recherche de prix. Toutefois, pour nous aider à déceler la présence de tels coûts, il convient d'observer plus en détail la relation entre le coefficient $\hat{\alpha}^{\text{MID,TH}}$ estimé et le niveau du seuil τ choisi. Cela permettra d'estimer un intervalle pour lequel TH est insensible à un écart à l'équilibre (CE_t).

Résultats : intervalle de rigidité de TH

Le graphique 10 ci-dessous illustre la relation entre le seuil τ utilisé dans l'estimation du $BTAR$ (avec plusieurs relations de cointégration) et la valeur de la statistique T du coefficient $\alpha^{\text{MID,TH}}$ pour la période complète (1992-2011).

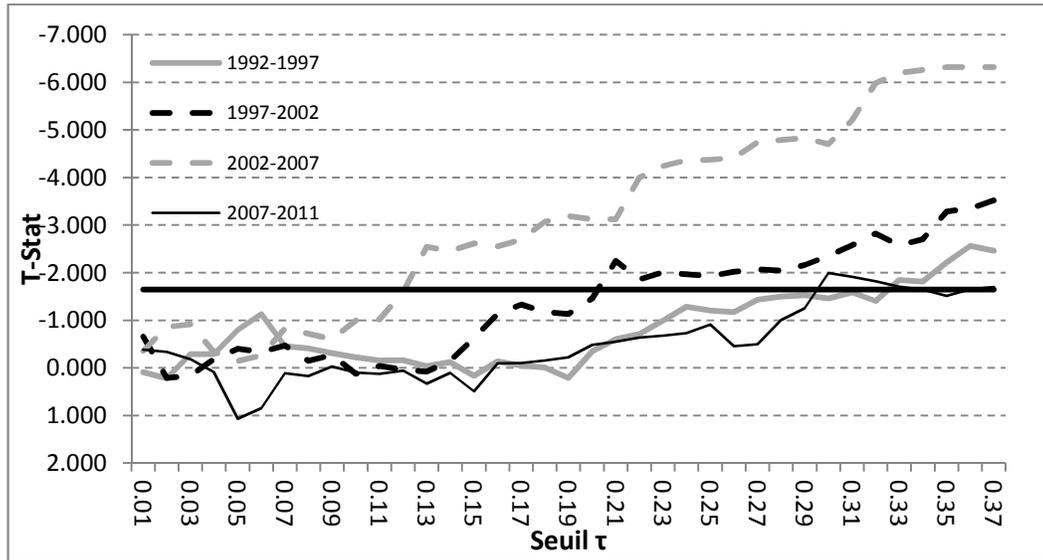
Graphique 10: Seuil BTAR et T-stat de $\alpha^{MID,TH}$



Ainsi, lorsqu'on estime le modèle asymétrique BTAR en utilisant un seuil inférieur à 0,25, nous obtenons un coefficient $\alpha^{MID,TH}$ qui n'est pas statistiquement différent de zéro avec un degré de confiance supérieur à 90 %. Cette relation positive entre le seuil τ et la statistique T du coefficient $\alpha^{MID,TH}$ tend à démontrer qu'il existe bien une fourchette à l'intérieure de laquelle les institutions financières choisissent de ne pas ajuster leur taux hypothécaire, puisque les coûts directs et indirects de cet ajustement seraient supérieurs aux bénéfices de ramener le taux à sa valeur d'équilibre.

Le graphique 11 ci-dessous illustre la même relation qu'au graphique 10 pour les quatre sous-périodes. On peut y voir une réduction apparente de l'intervalle de rigidité de TH . Le seuil statistiquement significatif à 90 % passe de 0,33 pour 1992-1997 à 0,20 pour 1997-2002 et 0,12 pour 2002-2007. Cette évolution semble suggérer que les coûts associés à un changement des taux hypothécaires (coûts de menu et coût de recherche de prix) ont diminué, ce qui pourrait être attribuable en partie au développement rapide des technologies de l'information dans les vingt dernières années. Cependant, en période de variations extrêmes des écarts à l'équilibre (CE_t) comme ce fut le cas pour la période 2007-2011, le seuil de rigidité statistiquement significatif est plus élevé : il passe de 0,12 en 2002-2007 à 0,36 en 2007-2011. Ainsi, en période de grande volatilité des taux obligataires, les banques semblent absorber de plus grandes variations de leur coût marginal de financement.

Graphique 11: Seuil BTAR et T-stat de $\alpha^{MID,TH}$ par sous-période



5.2.2. Le modèle asymétrique à seuils directionnels : MTAR

Le modèle *BTAR* est utile pour détecter de l'asymétrie en fonction du niveau de déséquilibre de *TH* par rapport à sa valeur à long terme, mais il ne tient pas compte de la vitesse à laquelle ce déséquilibre se réalise, et de la direction qu'il prend. À l'aide du modèle à seuil *MTAR* (*Momentum Threshold Autoregressive*), nous cherchons à savoir s'il existe un effet de « momentum » asymétrique, c'est-à-dire si la réaction de TH_t à une variation soudaine de CE_{t-1} est différente selon le signe et l'amplitude de cette variation de CE_{t-1} . Intuitivement, il s'agit d'étudier la façon dont les institutions prêteuses réagissent aux signaux soudains envoyés par les marchés obligataires. Pour cela, nous reprenons les équations (13) et (14), et les variables dichotomiques suivent la fonction indicatrice suivante :

$$\begin{cases} I^{UP}=1 \text{ si } \Delta \widehat{CE}_{t-1} \geq \tau, 0 \text{ sinon,} \\ I^{DN}=1 \text{ si } \Delta \widehat{CE}_{t-1} \leq -\tau, 0 \text{ sinon,} \\ I^{MID}=1 \text{ si } -\tau < \Delta \widehat{CE}_{t-1} < \tau, 0 \text{ sinon.} \end{cases} \quad (16)$$

Nous procédons de la même façon qu'avec le modèle *BTAR* pour déterminer s'il y a asymétrie et établir la nature de cette asymétrie, le cas échéant.

Résultats : asymétrie directionnelle

Le tableau 9, qui rapporte les résultats de l'estimation du *MTAR par sous-période*, fournit des éléments de réponses quant à la réaction des institutions financières suite une variation soudaine de CE_t . Comme pour le *VECM* sans asymétrie et le modèle *BTAR*, le panel A contient les vitesses d'ajustement estimées lorsqu'une seule variable cointégrée est présente (*CORP*), alors que le Panel B les rapporte lorsque *CORP* est décomposée (*CAD*, *pSWAP* et *pCORP*). Dans les deux cas, nous pouvons rejeter les deux hypothèses de symétrie pour la période complète, contrairement aux résultats de l'estimation du *BTAR*. En effet, la vitesse d'ajustement s'avère plus élevée lorsque CE_t varie positivement. Par exemple, au panel A, avec un seuil τ^* établi à 9 points de base, une hausse supérieure à 9 points de base est associée à une vitesse de retour à l'équilibre de -0,07 alors qu'une baisse inférieure à -9 points de base est associée à une vitesse d'ajustement qui n'est pas statistiquement significative. Cependant, avant de conclure que les banques baissent leur taux hypothécaire plus rapidement qu'elle ne le hausse, lorsque leur coût de financement varie soudainement et substantiellement, nous devons observer les vitesses d'ajustement estimées par sous-période.

Au panel A, nous pouvons rejeter l'hypothèse de symétrie seulement pour la période 1992-1997. Avec un seuil τ^* établi à 21 points de base pour cette période, le coefficient $\alpha^{DN,TH}$ s'avère nettement plus élevée (-0.381) que $\alpha^{UP,TH}$ (-0,201). Ces résultats semblent faire écho aux résultats du tableau 8 (*BTAR*) : pour la période 1992-1997, les banques ajustent leur taux hypothécaire plus rapidement lorsqu'il y a un signal de contraction de leur marge d'intermédiation supérieure à 21 points de base, que lorsqu'il y a un signal d'élargissement de leur marge supérieur à 21 points de base. Comme nous l'avons fait pour les résultats du *BTAR*, nous pouvons invoquer le degré élevé de concentration du marché hypothécaire canadien pour expliquer cette asymétrie.

Malgré l'avertissement de Cook *et al.* (1999), les résultats semblent démontrer que l'asymétrie négative observée en 1992-1997 est inversée à la période suivante (1997-2002). Même si on ne peut pas rejeter l'hypothèse $H_0: \hat{\alpha}^{UP,TH} = \hat{\alpha}^{MID,TH} = \hat{\alpha}^{DN,TH}$ au panel A, le rejet de l'hypothèse $H_0: \hat{\alpha}^{UP,TH} = \hat{\alpha}^{DN,TH}$ avec un degré de confiance de 95 % laisse à penser qu'il y a de l'asymétrie dans le comportement des institutions prêteuses. Par ailleurs, nous pouvons rejeter les deux hypothèses de symétrie au panel B pour cette période. Avec un seuil optimal τ^* de 13 points de base, le coefficient $\alpha^{UP,TH}$ au panel A est estimé à -0,125 alors que $\alpha^{MID,TH}$ est

estimée -0,062 et $\alpha^{\text{DN,TH}}$ n'est pas statistiquement significatif. Cette rapidité à baisser le taux TH lorsque le coût de financement $CORP$ baisse de plus de 13 points de base semble démontrer une volonté, de la part des prêteurs, de stimuler la demande de prêts en période de ralentissement économique. Cette interprétation est cohérente avec le constat que nous avons fait quant à l'évolution de la relation de cointégration entre TH et $CORP$ à la section 5.1.4. À la lumière des résultats du panel B, un constat similaire peut être fait pour la période 2007-2011, qui fut également marquée par un ralentissement économique : la vitesse d'ajustement $\alpha^{\text{UP,TH}}$ est estimée à -0,044 alors que $\alpha^{\text{DN,TH}}$ n'est pas statistiquement significative lorsqu'on utilise un seuil de 5 points de base.

La période 2002-2007 semble marquer un retour de l'asymétrie négative ($|\alpha^{\text{DN,TH}}| > |\alpha^{\text{UP,TH}}|$) observée sur la période 1992-1997 : au panel B, le coefficient $\alpha^{\text{DN,TH}}$ est estimé à -0,131 alors que $\alpha^{\text{UP,TH}}$ n'est pas statistiquement significatif avec un seuil optimal de 8 points de base. Selon la même logique invoquée pour la période 1997-2002, une asymétrie négative est possible en contexte de forte concentration du marché hypothécaire, combiné à l'accélération de la croissance économique et de la demande pour les prêts hypothécaires qui y est associée. Les prêteurs s'empresent de hausser le taux hypothécaire lorsque le marché obligataire signale une hausse substantielle (supérieure à 8 points de base) de leur coût de financement. En revanche, un signal de baisse importante du coût de financement n'est pas suivi d'une baisse aussi rapide du taux hypothécaire.

En somme, l'estimation des modèles asymétriques BTAR et MTAR nous permet de classer les sous-périodes en deux catégories : les sous-périodes 1992-1997 et 2002-2007 caractérisées par une asymétrie négative de la vitesse d'ajustement ($|\alpha^{\text{DN,TH}}| > |\alpha^{\text{UP,TH}}|$), et les sous-périodes 1997-2002 et 2002-2011 caractérisées par une symétrie ($\alpha^{\text{DN,TH}} = \alpha^{\text{MID,TH}} = \alpha^{\text{UP,TH}}$) ou une asymétrie positive ($|\alpha^{\text{UP,TH}}| > |\alpha^{\text{DN,TH}}|$) des vitesses d'ajustement.

5.3. Le niveau du taux hypothécaire et ses déterminants

Une fois que les modèles décrivant le processus d'ajustement de TH ont été estimés (VECM, BTAR, MTAR), nous souhaitons examiner plus en détail la relation entre le niveau de TH et celui de toutes les variables explicatives, en y intégrant éventuellement des variables qui n'étaient pas utilisées lors de l'estimation du VECM et de ses variantes asymétriques. En effet, certains facteurs, qui ne varient pas substantiellement sur une base quotidienne, n'ont une valeur explicative que lorsqu'on estime la relation entre le niveau de TH et le niveau de ces facteurs. Nous croyons que c'est le cas des variables $PENTE$, $BIDASK$, $TITRIC$, $TITRIS$ et PDM . De plus, certaines de ces variables ne sont tout simplement pas disponibles sur une base quotidienne.

5.3.1. Degré de transmission par sous-période

Dans un premier temps, nous reprenons les données quotidiennes afin d'observer l'évolution du degré de transmission des variables explicatives vers le taux hypothécaire, sur quatre sous-périodes :

$$\begin{aligned}
 TH_t &= c + \beta^{CAD}CAD_t + \beta^{pCORP}pCORP_t + \beta^{pSWAP}pSWAP_t \\
 &+ \beta^{PENTE}PENTE_t + \beta^{BA-TB}BA_TB_t + \beta^{BID-ASK}BIDASK_t + \omega_t,
 \end{aligned} \tag{17}$$

où c est la constante, les coefficients β mesurent la relation entre le niveau des variables, et ω_t est un terme d'erreur bruit blanc.

En ce qui concerne les tests d'hypothèses, la distribution de valeurs critiques utilisée pour tester les estimateurs $\hat{\beta}$ des variables explicatives en niveau dépendra de la nature de leur relation avec TH . Nous distinguons trois types de variables explicatives : les variables cointégrées avec TH , les variables non cointégrées ayant une racine unitaire, et les variables non cointégrées stationnaires. Les coefficients des deux premiers types de variables nécessitent que nous simulions les valeurs critiques afin de tenir compte de la non-normalité des estimateurs, alors les coefficients des variables du troisième type peuvent être testés à l'aide de valeurs critiques standards. Les valeurs critiques simulées sont présentées aux tableaux 12 et 13 en annexe.

Résultats par sous-période

L'estimation du VECM donnait un aperçu de l'évolution de la relation à long terme entre TH et les variables cointégrées. Les résultats au tableau 10, obtenus à partir des mêmes données quotidiennes utilisées dans le VECM, permettent d'obtenir un portrait plus complet de la relation entre le niveau de TH et ses déterminants, que ces déterminants soient cointégrés avec TH ou pas.

Comme nous l'avons constaté au tableau 6 (modèle VECM), la constante de la régression est nettement plus faible pour la période 1997-2002 (1,333), comparée à celle de la période complète (1,973), ce qui semble indiquer que la marge nette d'intérêt récoltée par les banques a connu une contraction importante durant cette période.

En ce qui a trait à la relation apparente entre le taux sans risque (CAD) et le taux hypothécaire (TH), l'estimateur du degré de transmission n'est pas statistiquement différent de 1 pour la période complète, en vertu des valeurs critiques simulées (tableau 12). Un constat similaire a été fait par Allen et al. (2009), sur la base de taux hebdomadaires au Canada entre 1991 et 2007. Toutefois, le degré de transmission s'avère statistiquement inférieur à 1 pour la période 1992-1997, ce qui pourrait être le signe d'une intégration accrue des marchés obligataires et hypothécaires à partir de 1997-2002. Même si on ne peut pas rejeter l'hypothèse $H_0: \hat{\beta}^{CAD}=1$ pour la période 2007-2011, le coefficient estimé est plus faible que pour les deux sous-périodes précédentes. Cela pourrait être attribuable en partie au niveau exceptionnellement bas des taux obligataires durant cette période, et au fait que la relation entre TH et CAD pourrait ne pas être linéaire à partir d'un certain seuil. En effet, toute chose étant égale par ailleurs, une baisse substantielle des taux d'intérêt exerce une pression négative sur la marge bénéficiaire des institutions financières puisqu'une portion non négligeable de leurs sources de financement n'est pas sensible aux variations de taux d'intérêt. C'est le cas notamment des dépôts de type « comptes chèques » et du capital-actions. Ainsi, les prêts hypothécaires ne sont pas tous financés par des dépôts ou des titres de dettes sensibles aux taux d'intérêt.

À première vue, le degré de transmission estimé de $pSWAP$ vers TH semble suggérer qu'il y a un degré élevé d'intégration entre le marché hypothécaire et celui des swaps : on ne peut pas rejeter l'hypothèse $H_0: \hat{\beta}^{pSWAP}=1$ avec un degré de confiance de 95 % pour la période

complète. Cependant, $\hat{\beta}^{pSWAP}$ n'est pas statistiquement significatif pour la période 2007-2011. À cet égard, il est probable que la rupture apparente de la relation entre TH et $pSWAP$ ait été causée par un déséquilibre sur le marché des swaps pendant la crise financière. En effet, l'écart entre le taux $SWAP$ et le taux CAD a connu une baisse significative à partir de 2008, jusqu'à devenir négatif. Selon toute vraisemblance, en période de déséquilibre, la prime de risque $pSWAP$ ne représentait donc plus adéquatement le risque associé au secteur bancaire.

Nous examinons maintenant la relation apparente entre la prime de risque $pCORP$ et TH . Il s'avère que le degré de transmission est différent de 1 pour toutes les périodes : il est statistiquement supérieur à 1 pour les deux premières sous-périodes (1992-2002), et il est inférieur à 1 pour les deux dernières. De tels résultats nous portent à croire que la prime de risque $pCORP$ ne représente pas seulement une portion du coût marginal de financement des banques, mais qu'elle est corrélée à d'autres facteurs qui influencent le comportement des banques. En effet, une hausse de la prime $pCORP$ signale une hausse du risque perçu par le marché obligataire à l'égard de la solidité financière des banques. Or, une hausse de cette prime pourrait découler en partie d'une hausse de la probabilité de défaut des emprunteurs ayant contracté un prêt auprès de ces banques. Par conséquent, les banques pourraient vouloir compenser la hausse du risque associé aux prêts existants par une hausse du taux exigé sur les prêts futurs, ce qui pourrait expliquer la « surtransmission » ($\hat{\beta}^{pCORP} > 1$) observée entre 1992 et 2002.

Le coefficient de la variable BA_TB est statistiquement significatif pour la période complète (0,306) de même que pour les sous-périodes à l'exception de la période 1992-1997. La prime reflétant le coût de financement de court terme (titre du marché monétaire) semble donc partiellement transmise aux taux hypothécaires de cinq ans. Il est à noter que le coefficient est nettement plus élevé pour la période 2007-2011 (0,918). La crise de liquidité qui a touché le marché du financement interbancaire canadien à partir de 2008 a provoqué une hausse substantielle de la prime BA_TB . Or, il est possible que cette hausse importante de BA_TB ait pu accroître l'incertitude des banques quant à leur coût futur de financement de long terme, en plus des pressions immédiates sur leur financement de court terme. En effet, une hausse persistante du coût de financement de court terme (sur le marché monétaire et interbancaire, notamment) assumé par les banques est susceptible de provoquer une hausse du coût de

financement de long terme (dépôts à terme, obligations, etc.), puisque les banques chercheront possiblement à substituer de la dette de long terme à la dette de court terme.

Quant à la variable *BIDASK*, nous cherchions à vérifier si le développement du marché des swaps, particulièrement rapide dans les années quatre-vingt-dix, a pu contribuer à réduire la prime de risque incluse dans le taux hypothécaire exigé par les banques, en leur permettant de couvrir leur risque d'intérêt associé à leurs actifs hypothécaires à taux fixe. Or, le coefficient estimé de la variable *BIDASK* sur la période complète n'est pas statistiquement significatif. De plus, l'estimation pour les sous-périodes 1992-1997 et 1997-2002 donne des résultats plutôt surprenants : les coefficients s'avèrent négatifs et statistiquement significatifs, soit -0,061 et -0,082 respectivement. Ainsi, une baisse de l'écart acheteur-vendeur du taux d'un swap est corrélée à une hausse du taux hypothécaire, ce qui apparaît contre-intuitif. Plusieurs explications peuvent être apportées pour comprendre ces résultats. D'une part, une partie de la variation de *BIDASK* est captée par la variable *pSWAP*. En effet, *pSWAP* (*SWAP* – *CAD*) découle du taux quotidien *SWAP* à mi-chemin entre le taux vendeur et le taux acheteur. D'autre part, il est possible que la variable *BIDASK* soit corrélée à un facteur absent de notre équation, ayant un impact négatif sur le taux hypothécaire. Enfin, il est possible que la variable *BIDASK* ne soit pas un indicateur précis du degré de développement du marché des swaps, étant donnée sa volatilité importante.

À cet égard, puisque le marché des swaps a atteint un degré élevé de maturité à partir du début des années 2000, il est raisonnable de considérer que l'évolution de la variable *BIDASK* à partir de cette période ne découle plus du degré de développement de ce marché, mais plutôt de l'équilibre à court terme entre l'offre et la demande pour les swaps. Ainsi, *BIDASK* n'a pas d'impact significatif sur *TH* pour la période 2002-2007. Notons toutefois que le coefficient est positif et significatif pour la période 2007-2011, ce qui pourrait s'expliquer par le déséquilibre observé sur le marché des swaps à cette période.

Enfin, en ce qui concerne la variable *PENTE*, son coefficient ne s'avère pas statistiquement significatif en vertu des valeurs critiques simulées (tableau 13). Nous ne pouvons donc pas conclure que les prêteurs tiennent compte de cette variable — qui se veut un indicateur avancé de la croissance économique - dans leur tarification hypothécaire.

5.3.2. Impact de la titrisation et de la concentration du marché hypothécaire

Après avoir estimé l'équation (17), qui contenait les mêmes variables que celles utilisées pour estimer les modèles VECM, nous utilisons des données à fréquence mensuelles et nous ajoutons de nouveaux facteurs de long terme qui ne sont pas liés à des taux de rendement (et qui ne sont pas cointégrés avec TH), soit $TITRIC$, $TITRIS$ et PDM . L'équation estimée est :

$$\begin{aligned} TH_t = & c + \beta^{CAD}CAD_t + \beta^{pCORP}pCORP_t + \beta^{pSWAP}pSWAP_t \\ & + \beta^{PENTE}PENTE_t + \beta^{BA_TB}BA_TB_t + \beta^{BIDASK}BIDASK_t + \beta^{TITRIC}TITRIC_t + \beta^{TITRIS}TITRIS_t + \beta^{PDM}PDM_t \\ & + \beta^{(TITRIC \times CAD)}(TITRIC_t \times CAD_t) + \beta^{(TITRIS \times CAD)}(TITRIS_t \times CAD_t) + \mu_t, \end{aligned} \quad (18)$$

où μ_t est le terme d'erreur (bruit blanc), $TITRIS$ et $TITRIC$ représentent respectivement le solde et la croissance semestrielle des volumes de prêts hypothécaires titrisés (en pourcentage de l'encours hypothécaire total), et PDM est la part de l'encours hypothécaire total qui est détenue par les banques à chartes. Les variables d'interaction $TITRIC \times CAD$ et $TITRIS \times CAD$ sont ajoutées afin de déterminer si le recours de plus en plus important à la titrisation comme source de financement a pu accroître la sensibilité de TH à CAD , étant donné que le coût de financement par titrisation est étroitement lié au taux des obligations du gouvernement du Canada.

Résultats

Pour s'assurer de la cohérence des résultats, nous procédons d'abord à une comparaison sommaire des résultats du tableau 10 pour la période complète (données quotidiennes) aux résultats de l'estimation de l'équation (17) à l'aide de données mensuelles. Il s'avère que la valeur des coefficients estimés est très similaire et que les tests d'hypothèses mènent précisément aux mêmes conclusions avec le même degré de confiance.

Au tableau 11, la constante estimée s'avère nettement plus faible (1,185) que celle obtenue à partir des données quotidiennes au tableau 10 (1,973) pour la période complète. Cette différence notable semble indiquer que les variables supplémentaires PDM , $TITRIS$ et $TITRIC$

expliquent une partie de l'évolution de la marge nette d'intérêt récoltée par l'institution prêteuse.

Le coefficient estimé du premier facteur supplémentaire, *PDM*, est positif et statistiquement significatif (0,013). Il existe donc une corrélation positive entre la concentration accrue du marché hypothécaire canadien et le taux hypothécaire. Ainsi, une hausse de dix points de pourcentage de la portion de l'actif hypothécaire canadien détenu par les banques à charte (qui passerait de 40 % à 50 %, par exemple) est associée à une augmentation du taux hypothécaire de près de treize points de base. Même si cette estimation ne nous permet pas de conclure qu'il existe un lien de causalité directe entre la concentration du marché et le taux hypothécaire, elle laisse à penser que la concentration élevée au Canada (les six plus grandes banques¹⁷ à charte au Canada se partageaient près de 75 % de l'actif hypothécaire canadien au début de 2011¹⁸) pourrait avoir un coût qui serait assumé en partie par les emprunteurs canadiens.

La deuxième variable supplémentaire, *TITRIC*, a un coefficient estimé qui est négatif et statistiquement significatif (-0,006). Cela nous porte à croire que le financement des prêts hypothécaires par titrisation, par l'entremise du programme de la SCHL, a contribué à réduire le taux hypothécaire exigé par les prêteurs. Ces prêteurs auraient donc transmis aux emprunteurs une partie de l'avantage que procure le financement par titrisation, puisque la titrisation a pour effet de réduire leur coût marginal de financement¹⁹. La transmission de l'avantage de titrisation signifierait que le programme de titrisation de la SCHL a bel et bien atteint son objectif de faciliter l'accès au crédit hypothécaire.

La variable *TITRIS* a également un coefficient négatif (-0,015), mais il n'est pas statistiquement significatif. Il semblerait donc que le niveau de la titrisation hypothécaire cumulée n'a pas d'effet tangible sur le taux hypothécaire en vigueur. Ce constat est plutôt intuitif, puisque le taux hypothécaire en vigueur aujourd'hui dépend du coût de financement actuel et non du coût historique. Or, la variable *TITRIS* reflète davantage l'impact historique de la titrisation sur le coût de financement. C'est donc pour cette raison que l'essentiel de l'impact de la

¹⁷ Banque Royale, Banque de Montréal, CIBC, Banque TD, Banque Scotia et Banque Nationale.

¹⁸ Statistiques Canada

¹⁹ Selon une étude de la SCHL, le programme aurait permis de faire baisser le coût de financement marginal des cinq grandes banques de près de 18 points de base en moyenne, sur la période 2001-2006. *Évaluation du programme des obligations hypothécaires du Canada, juin 2008.*

titrisation sur TH est capté par la variable $TITRIC$, qui dépend des volumes récents de titrisation.

Par ailleurs, nous ne pouvons pas conclure que l'augmentation de la part des prêts hypothécaires financés par titrisation a favorisé l'intégration des marchés obligataire et hypothécaire, puisque les variables $TITRIC$ et $TITRIS$ n'ont pas d'effet significatif démontré sur la relation entre TH et CAD . En effet, les coefficients $CAD \times TITRIS$ et $CAD \times TITRIC$ sont tous deux non significatifs en vertu des valeurs critiques simulées au tableau 13.

Enfin, en ce qui concerne les coefficients estimés des variables CAD , $pSWAP$ et $pCORP$, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse d'une transmission complète vers TH , avec un degré de confiance de 95 %. À cet égard, le coefficient $\hat{\beta}^{CORP}$ (1,106) est nettement plus élevé que celui estimé avec les données quotidiennes (0,642) au tableau 10. Comme au tableau 10, une relation positive apparaît entre la prime BA_TB et le taux TH , même si le coefficient estimé est presque deux fois plus faible (0,165). De plus, l'estimation semble confirmer la relation négative entre $BIDASK$ et TH observée pour certaines sous-périodes au tableau 10, avec un coefficient statistiquement significatif de l'ordre de -0,051. Enfin, le coefficient de la variable $PENTE$ obtenu à partir de données mensuelles n'est pas statistiquement significatif, ce qui est cohérent avec l'estimation effectuée à partir de données quotidiennes.

6. Conclusion

Le présent mémoire nous a permis de faire des constats éclairants touchant divers aspects de la relation entre le marché hypothécaire et les marchés obligataires de même que les déterminants à long terme du taux hypothécaire.

L'examen du processus d'ajustement du taux hypothécaire à l'aide de modèles à correction d'erreur (VECM) nous a permis de constater qu'il y avait bien cointégration entre le taux hypothécaire (*TH*) et le taux des obligations gouvernementales (*CAD*) et bancaires (*CORP*) pour la période 1992-2011. Ceci confirme que ces taux reflètent bien le coût marginal de financement des prêts hypothécaires et que la tarification hypothécaire est une fonction de ce coût. Les tests de cointégration par sous-période ont démontré que l'écart-swap (pSWAP) était cointégré avec *TH* à partir de 2002, reflétant l'importance de cette nouvelle prime dans la tarification hypothécaire. En outre, les résultats de l'estimation du modèle VECM démontrent la valeur ajoutée de décomposer le coût de financement marginal en trois parties pour expliquer le processus d'ajustement de *TH*. Aussi, il s'avère que l'essentiel d'un choc des taux obligataires se transmettra au taux hypothécaire à l'intérieur de onze jours.

Le recours aux modèles à correction d'erreur avec asymétrie a permis de constater que les institutions prêteuses ajustaient leur taux hypothécaire différemment selon le niveau de la marge d'intermédiation qu'elles récoltent. Ainsi, pour les sous-périodes 1992-1997 et 2002-2007, il s'avère qu'elles ajustent plus rapidement leur taux lorsque leur marge est historiquement faible que lorsqu'elle est historiquement élevée, ce qui pourrait être un effet de la concentration élevée du marché hypothécaire canadien. En outre, les modèles avec asymétrie tendent à démontrer la présence de coûts de menu assumés par les prêteurs, ou encore de coûts de recherche de prix assumés par les emprunteurs. Par exemple, pour la période complète (1992-2011), la vitesse d'ajustement de *TH* s'avère statistiquement nulle lorsque l'écart de *TH* par rapport à sa valeur d'équilibre est de plus ou moins 25 points de base. De plus, une baisse de ces coûts est observée entre 1992 et 2002.

L'estimation de la relation entre le niveau du taux hypothécaire et ses déterminants a également permis de faire plusieurs constats dignes de mention. Par exemple, il s'avère que la marge d'intermédiation récoltée par les prêteurs varie substantiellement d'une période à l'autre, possiblement soumise aux pressions du marché hypothécaire en période de

ralentissement économique. Aussi, il semble y avoir une transmission complète des chocs du taux obligataire sans risque (*CAD*) vers le taux hypothécaire à partir de 1997. En outre, les résultats tendent à démontrer que la croissance du financement par titrisation est corrélée négativement au niveau du taux hypothécaire, alors que la concentration accrue du marché hypothécaire est corrélée positivement au niveau du taux hypothécaire.

En conclusion, la contribution du présent mémoire pourrait être enrichie en généralisant l'analyse du mécanisme de transmission à divers taux de marché et divers produits bancaires au Canada. Par exemple, le modèle VECM pourrait inclure des produits de dépôts offerts par les banques ce qui permettrait de refléter le coût moyen de financement des prêts, en plus du coût marginal. De plus, l'estimation de modèles asymétriques pourrait être faite en utilisant un plus grand nombre de seuils afin de décrire les pratiques de tarification des prêteurs de façon plus détaillée. Aussi, il serait utile d'obtenir des données détaillées relatives aux taux hypothécaires effectivement consentis, de la part des principales institutions prêteuses. Cela permettrait d'estimer de façon plus précise le niveau du rabais hypothécaire accordé, et de contrôler pour les facteurs ayant un impact sur ce rabais. Enfin, une comparaison du processus d'ajustement des taux hypothécaires canadiens avec celui d'autre pays permettrait de mieux comprendre l'impact du contexte institutionnel et concurrentiel sur l'intégration des marchés hypothécaires et obligataires.

Tableau 2 : Tests de racine unitaire (statistiques t)

Dickey-Fuller (ADF)

FRÉQUENCE	PÉRIODE	TH	CORP	CAD	PSWAP	PCORP	PENTE	BA_TB	BID_ASK	TITRI_S	TITRI_C	PDM
Quotidienne	11/1992-01/2011	(-1.422)	(-1.618)	(-1.640)	(-3.645) ^b	(-1.242)	(-1.032)	(-6.852) ^a	(-5.102) ^a	n.d	n.d	n.d
	11/1992 - 11-1997	(-0.829)	(-1.215)	(-0.886)	(-5.316) ^a	(-5.064) ^a	(-0.670)	(-6.483) ^a	(-1.132)	n.d	n.d	n.d
	11/1997 - 11-2002	(-0.135)	(-0.337)	(-0.489)	(-1.325)	(0.383)	(-0.243)	(-5.839) ^a	(-0.740)	n.d	n.d	n.d
Mensuelle	11/2002 - 11-2007	(0.194)	(-0.244)	(-0.271)	(1.382)	(-2.630) ^b	(-1.677) ^c	(-4.239) ^a	(-4.142) ^a	n.d	n.d	n.d
	11/2007 - 01/2011	(-1.529)	(-1.173)	(-1.514)	(-1.584)	(-0.537)	(0.0537)	(-1.562)	(-0.530)	n.d	n.d	n.d
Mensuelle	11/1992-01/2011	(-1.477)	(-1.581)	(-1.587)	(-3.819) ^a	(-2.008) ^b	(-4.376) ^a	(-4.715) ^a	(-3.892) ^a	(0.754)	(-5.708) ^a	(-3.484) ^a

Phillip-Perron

FRÉQUENCE	PÉRIODE	TH	CORP	CAD	PSWAP	PCORP	PENTE	BA_TB	BID_ASK	TITRI_S	TITRI_C	PDM
Quotidienne	11/1992-01/2011	(-1.338)	(-1.607)	(-1.289)	(-9.858) ^a	(-2.145)	(-2.106)	(-7.840) ^a	(-13.474) ^a	n.d	n.d	n.d
	11/1992 - 11-1997	(-0.840)	(-0.739)	(-0.787)	(-12.312) ^a	(-10.586) ^a	(-1.977)	(-5.610) ^a	(-6.817) ^a	n.d	n.d	n.d
	11/1997 - 11-2002	(-1.577)	(-1.803)	(-1.594)	(-6.683) ^a	(-3.871) ^a	(-0.436)	(-13.590) ^a	(-13.030) ^a	n.d	n.d	n.d
Mensuelle	11/2002 - 11-2007	(-1.833)	(-2.224)	(-2.728) ^c	(-0.854)	(-3.949) ^a	(-1.048)	(-4.298) ^a	(-28.138) ^a	n.d	n.d	n.d
	11/2007 - 01/2011	(-1.286)	(-1.252)	(-2.685) ^c	(-1.455)	(-1.123)	(-1.868)	(-3.181) ^b	(-16.299) ^a	n.d	n.d	n.d
Mensuelle	11/1992-01/2011	(-1.412)	(-1.678)	(-1.410)	(-3.240) ^b	(-1.822)	(-2.677)	(-7.698) ^a	(-7.769) ^a	(-1.125)	(-4.555) ^a	(-3.476) ^a

Constats: rejet de l'hypothèse d'une racine unitaire (avec un degré de confiance de 95%) ?

FRÉQUENCE	PÉRIODE	TH	CORP	CAD	PSWAP	PCORP	PENTE	BA_TB	BID_ASK	TITRI_S	TITRI_C	PDM
Quotidienne	11/1992-01/2011	Non	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Oui	n.d	n.d	n.d
	11/1992 - 11-1997	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	n.d	n.d	n.d
	11/1997 - 11-2002	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	n.d	n.d	n.d
Mensuelle	11/2002 - 11-2007	Non	Non	Non	Non	Oui	Non	Oui	Oui	n.d	n.d	n.d
	11/2007 - 01/2011	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	n.d	n.d	n.d
Mensuelle	11/1992-01/2011	Non	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui

Note: L'hypothèses de présence d'une racine unitaire est rejetée à un degré de confiance de 99% (a), 95% (b) ou 90% (c).

Annexe – Tableaux de résultats

Tableau 2 : Tests de racine unitaire (Statistiques T)

Tableau 3 : Tests de cointégration de TH avec les variables explicatives (Johansen)

FRÉQUENCE	PÉRIODE	CORP	CAD	PSWAP	PCORP	PENTE	BA_TB	BID	ASK	TITRI_S	TITRI_C	PDM	CAD,PSWAP	CAD,PCORP	CAD,PSWAP,PCORP	
λ_{trace}	11/1992-01/2011	[69.575] ^a	[43.269] ^a	[39.418] ⁺	[18.048] ^b	[7.289] ^f	[36.767] ⁺	[29.354] ⁺					$H_0: N \leq 1$	$H_1: N > 1$	$H_0: N \leq 2$	$H_1: N > 2$
	11/1992 - 11-1997	[66.677] ^a	[33.775] ^a	[40.038] ⁺	[28.760] ⁺	[5.170] ⁺	[35.875] ⁺	[23.531] ⁺					[28.373] ⁺	[12.217] ^b	[20.473] ⁺	[24.298] ⁺
	11/1997 - 11-2002	[71.944] ^a	[105.065] ^a	[25.892] ⁺	[14.072] ⁺	[4.179] ⁺	[74.486] ⁺	[19.147] ⁺					[21.379] ^a	[16.198] ⁺	[10.845] ^b	[127.038] ⁺
11/2002 - 11-2007	[67.804] ^a	[40.154] ^a	[14.477] ^a	[31.348] ⁺	[7.642] ^f	[16.610] ⁺	[20.042] ⁺					[10.845] ^b	[27.038] ⁺	[10.845] ^b	[15.668] ⁺	
11/2007 - 01/2011	[5.890]	[38.168] ^b	[28.504] ^a	[13.754] ^a	[5.830]	[23.724] ⁺	[25.515] ⁺					[25.294] ^a	[20.349] ^a	[25.294] ^a	[9.169] ^b	
Mensuelle	11/1992-01/2011	[21.824] ^a	[7.970] ^f	[15.054] ⁺	[19.249] ⁺	[24.250] ⁺	[35.659] ⁺	[16.997] ⁺	[5.911]	[12.837] ⁺	[17.305] ⁺		[13.003] ⁺	[9.798] ⁺		[13.529] ⁺
λ_{Max}	11/1992-01/2011	[66.692] ^a	[39.142] ^a	[35.002] ⁺	[12.899] ^a	[4.781]	[34.506] ⁺	[26.644] ⁺					$H_0: N = 1$	$H_1: N = 2$	$H_0: N = 2$	$H_1: N = 3$
	11/1992 - 11-1997	[79.164] ^a	[32.325] ^a	[36.828] ⁺	[26.390] ⁺	[4.581]	[34.850] ⁺	[22.456] ⁺					[24.840] ⁺	[9.556] ^b	[18.146] ⁺	[22.724] ⁺
	11/1997 - 11-2002	[68.881] ^a	[101.879] ^a	[23.901] ⁺	[12.383] ⁺	[3.753]	[71.706] ⁺	[17.057] ⁺					[19.305] ^a	[14.164] ⁺	[8.903] ^f	[21.871] ⁺
11/2002 - 11-2007	[62.481] ^a	[34.689] ^a	[13.676] ^a	[27.204] ⁺	[7.603] ^f	[15.059] ⁺	[15.339] ⁺					[8.903] ^f	[21.871] ⁺	[8.903] ^f	[21.871] ⁺	
11/2007 - 01/2011	[5.018]	[29.594] ^a	[24.090] ^a	[10.470] ^b	[4.213]	[21.883] ⁺	[23.734] ⁺					[21.077] ^a	[18.926] ^a	[21.077] ^a	[18.926] ^a	
Mensuelle	11/1992-01/2011	[20.177] ^a	[6.348]	[13.637] ⁺	[19.114] ⁺	[22.639] ⁺	[34.678] ⁺	[15.403] ⁺	[5.847]	[11.322] ⁺	[10.200] ⁺		[11.306] ⁺	[8.158] ⁺		[12.468] ⁺

Constats: nombre de vecteurs de cointégration (avec un degré de confiance de 95%)															
Quotidienne	11/1992-01/2011	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	2	2
	11/1992 - 11-1997	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1
	11/1997 - 11-2002	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	1	2
	11/2002 - 11-2007	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1
	11/2007 - 01/2011	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	2	2	3
Mensuelle	11/1992-01/2011	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1

Notes : N représente le nombre de vecteurs de cointégration distincts. Les valeurs critiques sont fournies par Osterwald-Lenum (1992) (extrait de Enders, 2004). Nous rejetons l'hypothèse nulle avec un degré de confiance égal ou supérieur à 99% (a), 95% (b) ou 90% (c).

+ Puisque nous avons rejeté l'hypothèse d'une racine unitaire avec un degré de confiance de 90% pour au moins une variable, nous rejetons l'hypothèse de cointégration entre TH et cette variable.

Tableau 4 : Classement des trois composantes du taux *CORP*

CAD, pSWAP et pCORP

FRÉQUENCE	PÉRIODE	<i>cointégrée (x_i)</i>	<i>Non cointégrée (z_j)</i>
Quotidienne	11/1992-01/2011	CAD, pCORP	pSWAP
	11/1992 - 11-1997	CAD	pSWAP, pCORP
	11/1997 - 11-2002	CAD	pSWAP, pCORP
	11/2002 - 11-2007	CAD, pSWAP	pCORP
	11/2007 - 01/2011	CAD, pSWAP, pCORP	Aucune
Mensuelle	11/1992-01/2011	CAD	pSWAP, pCORP

Tableau 5: Estimation du modèle à correction d'erreur sans asymétrie (VECM)

Données quotidiennes, 1992-2011

Relation de cointégration

\hat{c}	1.852 (104.4) ^a
β^{CORP}	0.909 (296.8) ^a
$H_0: \hat{\beta} = 1$	(-29.81) ^b

Panel A : ΔTH

Vitesse d'ajustement

$\hat{\alpha}^{\text{TH}}$ -0.020
(-6.709)^a

i	Coefficients VAR: 11 retards									
	$\delta^{\Delta\text{TH}}$		$\hat{\gamma}^{\Delta\text{CORP}}$		$\hat{\gamma}^{\Delta\text{PENTE}}$		$\hat{\gamma}^{\Delta\text{BA-TB}}$		$\hat{\gamma}^{\text{BID-ASK}}$	
1	-0.046	(-3.128) ^a	0.066	(4.184) ^a	-0.040	(-1.875) ^c	0.011	(0.881)	0.001	(0.452)
2	-0.043	(-2.952) ^a	0.034	(2.107) ^b	-0.046	(-2.164) ^b	0.026	(1.968) ^b	0.003	(1.253)
3	-0.042	(-2.911) ^a	0.080	(4.981) ^a	-0.042	(-1.99) ^b	0.047	(3.506) ^a	-0.001	(-0.537)
4	-0.038	(-2.607) ^a	0.059	(3.656) ^a	-0.022	(-1.033)	0.035	(2.595) ^a	0.000	(-0.098)
5	0.025	(1.722) ^c	0.071	(4.424) ^a	-0.012	(-0.563)	-0.001	(-0.064)	-0.001	(-0.453)
6	-0.024	(-1.682) ^c	0.104	(6.51) ^a	-0.077	(-3.659) ^a	0.012	(0.906)	-0.004	(-1.459)
7	-0.014	(-1.016)	0.060	(3.751) ^a	0.011	(0.525)	0.005	(0.379)	0.000	(0.032)
8	-0.009	(-0.613)	0.047	(2.923) ^a	0.012	(0.587)	-0.017	(-1.276)	0.003	(1.176)
9	-0.005	(-0.39)	0.096	(5.981) ^a	-0.054	(-2.542) ^b	0.031	(2.357) ^b	0.000	(-0.202)
10	0.037	(2.645) ^a	0.038	(2.378) ^b	-0.045	(-2.15) ^b	0.034	(2.696) ^a	-0.002	(-0.998)
11	0.004	(0.286)	0.057	(3.552) ^a	-0.018	(-0.851)	0.028	(2.234) ^b	0.002	(0.881)
Σ	-0.155		0.712		-0.333		0.210		0.000	

$$H_0: \hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_2 = \dots = \hat{\theta}_m = 0$$

[4.145] ^a	[15.975] ^a	[3.526] ^a	[2.508] ^a	[0.609]
----------------------	-----------------------	----------------------	----------------------	---------

Panel B: ΔCORP

Vitesse d'ajustement

$\hat{\alpha}^{\text{CORP}}$ -0.003
(-0.927)

i	Coefficients VAR: 11 retards (i)									
	$\delta^{\Delta\text{CORP}}$		$\hat{\lambda}^{\Delta\text{TH}}$		$\hat{\lambda}^{\Delta\text{PENTE}}$		$\hat{\lambda}^{\Delta\text{BA-TB}}$		$\hat{\lambda}^{\text{BID-ASK}}$	
1	-0.005	(-0.328)	0.121	(7.759) ^a	-0.056	(-2.69) ^a	0.090	(7.269) ^a	-0.004	(-1.785) ^c
2	-0.017	(-1.18)	0.011	(0.711)	-0.052	(-2.459) ^b	0.050	(3.902) ^a	0.002	(0.786)
3	0.037	(2.576) ^b	-0.007	(-0.454)	0.047	(2.231) ^b	0.039	(2.959) ^a	0.005	(2.225) ^b
4	0.008	(0.58)	-0.025	(-1.564)	-0.025	(-1.211)	0.026	(1.961) ^b	-0.006	(-2.541) ^b
5	0.005	(0.35)	-0.022	(-1.382)	0.006	(0.291)	0.026	(1.957) ^c	0.003	(1.400)
6	-0.018	(-1.311)	-0.017	(-1.062)	0.003	(0.134)	0.016	(1.201)	-0.002	(-0.943)
7	-0.007	(-0.498)	0.010	(0.657)	0.017	(0.803)	0.013	(0.988)	0.003	(1.152)
8	0.031	(2.205) ^b	-0.025	(-1.595)	0.057	(2.714) ^a	-0.005	(-0.349)	-0.004	(-1.82) ^c
9	0.024	(1.737) ^c	0.037	(2.369) ^b	-0.049	(-2.36) ^b	0.031	(2.454) ^b	0.002	(0.655)
10	-0.030	(-2.145) ^b	-0.025	(-1.592)	0.020	(0.952)	0.005	(0.361)	0.002	(0.866)
11	0.003	(0.199)	-0.004	(-0.264)	0.004	(0.18)	0.027	(2.181) ^b	0.000	(-0.186)
Σ	0.031		0.055		-0.030		0.317		0.000	

$$H_0: \hat{\phi}_1 = \hat{\phi}_2 = \dots = \hat{\phi}_m = 0$$

[2.218] ^a	[7.352] ^a	[3.365] ^a	[6.610] ^a	[1.967] ^b
----------------------	----------------------	----------------------	----------------------	----------------------

Notes: Les statistiques T sont entre parenthèses et les statistiques F sont entre crochets. Les valeurs critiques pour tester le coefficient β^{CORP} sont simulées par monte-carlo. L'hypothèse nulle est rejetée à un degré de confiance de 99% (a), 95% (b) ou 90% (c).

Tableau 6: Estimation du VECM par sous-période

Panel A: modèle avec seule variable cointégrée avec TH (CORP)

	1992-2011		nov-92 - nov-97		nov-97 - nov-02		nov-02 - nov-07		nov-07 - jan-11 +	
\hat{q}^{TH}	-0.020 (-6.71) ^a	-0.072 (-7.054) ^a	-0.060 (-6.393) ^a	-0.056 (-5.665) ^a	-	-	-	-	-	-
$\hat{\epsilon}$	1.852 (104.41) ^a	1.880 (38.268) ^a	1.291 (20.416) ^a	1.878 (39.912) ^a	-	-	-	-	-	-
β^{CORP}	0.909 (296.77) ^a	0.895 (137.26) ^a	1.026 (95.33) ^a	0.917 (86.16) ^a	-	-	-	-	-	-
m	11	9	10	10	-	-	-	-	-	-
AIC	-119 493	-30 673	-35 223	-36 960	-	-	-	-	-	-

$$H_0: \beta^{CORP} = 1 \quad (-29.81)^b \quad (-16.18)^a \quad (2.426)^c \quad (-7.83)$$

Panel B: modèle avec plusieurs variables cointégrées avec TH (CORP) décomposée: CAD, β^{SWAP} et β^{CORP}

	1992-2011		nov-92 - nov-97		nov-97 - nov-02		nov-02 - nov-07		nov-07 - jan-11	
\hat{q}^{TH}	-0.011 (-3.834) ^a	-0.034 (-4.523) ^a	-0.049 (-5.753) ^a	-0.045 (-5.041) ^a	-0.035 (-5.377) ^a	-	-	-	-	-
$\hat{\epsilon}$	2.327 (116.196) ^a	1.948 (31.531) ^a	1.126 (16.133) ^a	1.641 (25.355) ^a	1.731 (15.489) ^a	-	-	-	-	-
β^{CAD}	0.882 (260.578) ^a	0.942 (107.962) ^a	1.090 (89.443) ^a	1.034 (61.849) ^a	0.897 (20.931) ^a	-	-	-	-	-
β^{SWAP}	-	-	-	0.515 (12.382) ^a	1.946 (19.888) ^a	-	-	-	-	-
β^{CORP}	0.509 (47.72) ^a	-	-	-	0.759 (32.676) ^a	-	-	-	-	-
$H_0: \beta^{CAD} = 1$	(-34.74) ^b	(-6.670)	(7.350) ^b	(2.007)	(-2.39)	-	-	-	-	-
$H_0: \beta^{SWAP} = 1$	-	-	-	(-11.68)	(-9.66)	-	-	-	-	-
$H_0: \beta^{PCORP} = 1$	(-46.07) ^a	-	-	-	(-10.37)	-	-	-	-	-
m	12	10	9	10	4	-	-	-	-	-
AIC	-183 003	-46 228	-54 082	-59 529	-33 050	-	-	-	-	-

Notes: Les statistiques t sont entre parenthèses. Les valeurs critiques utilisées pour tester les coefficients β sont simulées par monte-carlo (tableau 12). L'hypothèse nulle est rejetée avec un degré de confiance de 99% (a), 95% (b) ou 90% (c).

+ Il n'y a pas de cointégration pour cette période.

Tableau 7: Estimation du modèle à correction d'erreur asymétrique BTARDonnées quotidiennes, 1992-2011. Seuil $\tau^* = 0.22$

Panel A : ΔTH										
Vitesses d'ajustement		Coefficients VAR: 11 retards								
		i	$\delta^{\Delta TH}$	$\hat{\gamma}^{\Delta CORP}$	$\hat{\gamma}^{\Delta PENTE}$	$\hat{\gamma}^{\Delta BA-TB}$	$\hat{\gamma}^{\Delta BID-ASK}$			
$\hat{\alpha}^{UP,TH}$	-0.023 (-4.677) ^a	1	-0.045 (-3.105) ^a	0.065 (4.08) ^a	-0.039 (-1.841) ^c	0.011 (0.876)	0.001 (0.458)			
		2	-0.043 (-2.932) ^a	0.033 (2.036) ^b	-0.045 (-2.134) ^b	0.026 (1.98) ^b	0.003 (1.269)			
		3	-0.042 (-2.895) ^a	0.079 (4.898) ^a	-0.042 (-1.959) ^c	0.047 (3.533) ^a	-0.001 (-0.533)			
$\hat{\alpha}^{MID,TH}$	-0.023 (-2.505) ^b	4	-0.037 (-2.585) ^a	0.058 (3.585) ^a	-0.021 (-1.002)	0.035 (2.615) ^a	0.000 (-0.094)			
		5	0.025 (1.731) ^c	0.070 (4.362) ^a	-0.012 (-0.542)	-0.001 (-0.067)	-0.001 (-0.452)			
		6	-0.024 (-1.675) ^c	0.104 (6.445) ^a	-0.077 (-3.633) ^a	0.012 (0.882)	-0.004 (-1.458)			
$\hat{\alpha}^{DN,TH}$	-0.018 (-4.947) ^a	7	-0.014 (-1.019)	0.059 (3.692) ^a	0.012 (0.555)	0.005 (0.377)	0.000 (0.037)			
		8	-0.009 (-0.62)	0.046 (2.877) ^a	0.013 (0.611)	-0.017 (-1.271)	0.003 (1.177)			
		9	-0.006 (-0.392)	0.095 (5.949) ^a	-0.053 (-2.519) ^b	0.031 (2.362) ^b	0.000 (-0.197)			
$H_0: \hat{\alpha}^{UP,TH} = \hat{\alpha}^{MID,TH} = \hat{\alpha}^{DN,TH}$	(0.516)	10	0.037 (2.64) ^a	0.038 (2.335) ^b	-0.045 (-2.123) ^b	0.034 (2.666) ^a	-0.002 (-0.994)			
		11	0.004 (0.275)	0.056 (3.514) ^a	-0.017 (-0.822)	0.028 (2.226) ^b	0.002 (0.88)			
		Σ	-0.154	0.703	-0.327	0.210	0.000			
$H_0: \hat{\alpha}^{UP,TH} = \hat{\alpha}^{DN,TH}$	(0.885)				$H_0: \hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_2 = \dots = \hat{\theta}_m = 0$					
			(4.104) ^a	(15.184) ^a	(3.426) ^a	(2.964) ^a	(0.603)			

Panel B: $\Delta CORP$										
Vitesse d'ajustement		Coefficients VAR: 11 retards (i)								
		i	$\delta^{\Delta CORP}$	$\hat{\lambda}^{\Delta TH}$	$\hat{\lambda}^{\Delta PENTE}$	$\hat{\lambda}^{\Delta BA-TB}$	$\hat{\lambda}^{\Delta BID-ASK}$			
$\hat{\alpha}^{UP,CORP}$	-0.003 (-0.689)	1	0.120 (7.656) ^a	-0.004 (-0.299)	-0.056 (-2.694) ^a	0.090 (7.267) ^a	-0.004 (-1.803) ^c			
		2	0.010 (0.652)	-0.017 (-1.163)	-0.052 (-2.47) ^b	0.050 (3.916) ^a	0.002 (0.782)			
		3	-0.008 (-0.514)	0.037 (2.591) ^a	0.047 (2.214) ^b	0.039 (2.976) ^a	0.005 (2.214) ^b			
$\hat{\alpha}^{MID,CORP}$	-0.011 (-1.171)	4	-0.026 (-1.627)	0.009 (0.602)	-0.025 (-1.211)	0.026 (1.963) ^b	-0.006 (-2.535) ^b			
		5	-0.023 (-1.44)	0.005 (0.355)	0.006 (0.279)	0.026 (1.964) ^b	0.003 (1.395)			
		6	-0.018 (-1.112)	-0.018 (-1.308)	0.003 (0.127)	0.016 (1.200)	-0.002 (-0.950)			
$\hat{\alpha}^{DN,CORP}$	-0.0015 (-0.424)	7	0.010 (0.615)	-0.007 (-0.502)	0.017 (0.796)	0.013 (0.995)	0.003 (1.152)			
		8	-0.026 (-1.625)	0.031 (2.200) ^b	0.057 (2.708) ^a	-0.004 (-0.341)	-0.004 (-1.819) ^c			
		9	0.037 (2.35) ^b	0.024 (1.742) ^c	-0.049 (-2.364) ^b	0.031 (2.447) ^b	0.002 (0.656)			
		10	-0.026 (-1.611)	-0.030 (-2.151) ^b	0.020 (0.946)	0.005 (0.358)	0.002 (0.868)			
		11	-0.005 (-0.294)	0.003 (0.193)	0.004 (0.205)	0.027 (2.173) ^b	0.000 (-0.186)			
		Σ	0.047	0.032	-0.031	0.318	0.000			
					$H_0: \hat{\phi}_1 = \hat{\phi}_2 = \dots = \hat{\phi}_m = 0$					
			(2.224) ^b	(7.289) ^a	(3.367) ^a	(6.61) ^a	(1.991) ^b			

Notes: Les statistiques T sont entre parenthèses et les statistiques F sont entre crochets.

Tableau 8: Vitesses d'ajustements asymétriques - modèle BTAR
Par sous-période, données quotidiennes

Panel A: une seule relation de cointégration (TH et CORP)

	1992-2011	nov-92 - nov-97	nov-97 nov-02	nov-02 nov-07	nov-07 jan-11 +
t^*	0.22	0.35	0.30	0.22	-
$\hat{q}^{UP,TH}$	-0.023 (-4.677) ^a	-0.066 (-5.018) ^a	-0.090 (-5.837) ^a	-0.051 (-3.761) ^a	-
$\hat{q}^{MID,TH}$	-0.023 (-2.505) ^b	-0.026 (-1.426)	-0.023 (-2.042) ^b	-0.037 (-2.857) ^a	-
$\hat{q}^{DN,TH}$	-0.018 (-4.947) ^a	-0.099 (-6.453) ^a	-0.117 (-7.858) ^a	-0.130 (-7.62) ^a	-
		$H_0: \hat{q}^{UP,TH} = \hat{q}^{MID,TH} = \hat{q}^{DN,TH}$			
	[0.516]	[6.441] ^a	[19.878] ^a	[13.269] ^a	-
	$H_0: \hat{q}^{UP,TH} = \hat{q}^{DN,TH}$	[3.304] ^c	[2.33]	[16.538] ^a	-
	[0.885]				
m	11	10	11	9	-
AIC	-119 970	-30 728	-34 950	-36 774	-

Panel B: plusieurs relations de cointégration (TH, CAD, PSWAP, pCORP)

	1992-2011	nov-92 - nov-97	nov-97 nov-02	nov-02 nov-07	nov-07 jan-11
t^*	0.33	0.49	0.32	0.24	0.15
$\hat{q}^{UP,TH}$	-0.007 (-1.99) ^b	-0.027 (-2.714) ^a	-0.066 (-4.575) ^a	-0.040 (-3.331) ^a	-0.040 (-4.815) ^a
$\hat{q}^{MID,TH}$	-0.007 (-1.208)	-0.019 (-1.705) ^c	-0.022 (-2.032) ^b	-0.025 (-2.071) ^b	0.025 (0.541)
$\hat{q}^{DN,TH}$	-0.021 (-4.311) ^a	-0.089 (-5.937) ^a	-0.079 (-5.82) ^a	-0.120 (-7.961) ^a	-0.030 (-3.403) ^a
		$H_0: \hat{q}^{UP,TH} = \hat{q}^{MID,TH} = \hat{q}^{DN,TH}$			
	[3.177] ^b	[9.347] ^a	[8.715] ^a	[17.894] ^a	[1.293]
	$H_0: \hat{q}^{UP,TH} = \hat{q}^{DN,TH}$	[13.011] ^a	[0.606]	[21.134] ^a	[0.781]
	[5.655] ^b				
m	12	10	11	9	4
AIC	-183 604	-46 752	-54 154	-59 694	-33 134

Notes: Les statistiques t sont entre parenthèses et les statistiques F entre crochets. L'hypothèse nulle est rejetée avec un degré de confiance de 99% (a), 95% (b) ou 90% (c).

t Il n'y a pas de cointégration pour cette période.

Tableau 9: Vitesses d'ajustements asymétriques - modèle MTAR
Par sous-période, données quotidiennes

Panel A: une seule relation de cointégration (TH et CORP)						Panel B: plusieurs relations de cointégration (TH, CAD, PSWAP, pCORP)					
	1992-2011	nov-92 - nov-97	nov-97 nov-02	nov-02 nov-07	nov-07 jan-11 +		1992-2011	nov-92 - nov-97	nov-97 nov-02	nov-02 nov-07	nov-07 jan-11
t^*	0.09	0.21	0.13	0.06	-	t^*	0.08	0.07	0.14	0.08	0.05
$\hat{q}_{UP,TH}$	-0.070 (-6.023) ^a	-0.201 (-3.307) ^a	-0.125 (-2.651) ^a	-0.074 (-2.529) ^b	-	$\hat{q}_{UP,TH}$	-0.024 (-2.976) ^a	-0.084 (-4.547) ^a	-0.131 (-4.989) ^a	-0.004 (-0.148)	-0.044 (-3.632) ^a
$\hat{q}_{MID,TH}$	-0.018 (-5.888) ^a	-0.060 (-5.921) ^a	-0.062 (-6.515) ^a	-0.053 (-5.136) ^a	-	$\hat{q}_{MID,TH}$	-0.012 (-3.972) ^a	-0.026 (-3.042) ^a	-0.049 (-5.63) ^a	-0.044 (-4.618) ^a	-0.037 (-4.402) ^a
$\hat{q}_{DN,TH}$	-0.015 (-1.589)	-0.381 (-8.491) ^a	-0.018 (-0.559)	-0.090 (-3.414) ^a	-	$\hat{q}_{DN,TH}$	0.011 (1.51)	0.004 (0.218)	-0.002 (-0.104)	-0.131 (-4.908) ^a	-0.006 (-0.468)
$H_0: \hat{q}_{UP,TH} = \hat{q}_{MID,TH} = \hat{q}_{DN,TH}$						$H_0: \hat{q}_{UP,TH} = \hat{q}_{MID,TH} = \hat{q}_{DN,TH}$					
	[9.744] ^a	[27.562] ^a	(2.149)	(1.151)	-		[6.21] ^a	[7.069] ^a	(8.241) ^a	(7.32) ^a	(3.55) ^b
	$H_0: \hat{q}_{UP,TH} = \hat{q}_{DN,TH}$						$H_0: \hat{q}_{UP,TH} = \hat{q}_{DN,TH}$				
	[13.496] ^a	[6.031] ^b	(4.074) ^b	(0.191)	-		[9.052] ^a	[13.293] ^a	(16.327) ^a	(12.607) ^a	(9.509) ^a
m	10	10	10	10	-	m	12	12	9	11	6
AIC	-119 526	-30 773	-34 938	-36 767	-	AIC	-183 667	-46 815	-54 163	-59 730	-33 131

Notes: Les statistiques t sont entre parenthèses et les statistiques F entre crochets. L'hypothèse nulle est rejetée avec un degré de confiance de 99% (a), 95% (b) ou 90% (c).

+ Il n'y a pas de cointégration pour cette période.

Tableau 10: Régression linéaire en niveau - TH et les variables explicatives utilisées dans le VECM
Par sous-période, données quotidiennes

Variable	Période complète				1992-1997				1997-2002				2002-2007				2007-2011			
	$\hat{\beta}$	T-stat	$\hat{\beta}$	T-stat	$\hat{\beta}$	T-stat	$\hat{\beta}$	T-stat	$\hat{\beta}$	T-stat	$\hat{\beta}$	T-stat	$\hat{\beta}$	T-stat	$\hat{\beta}$	T-stat	$\hat{\beta}$	T-stat		
Constante	1.973	(94.732) ^a	2.183	(27.058) ^a	1.333	(13.803) ^a	1.737	(24.126) ^a	2.254	(25.543) ^a										
CAD	0.911	(233.4) ^{a*}	0.876	(110.7) ^{a*}	1.047	(85.34) ^{a*}	0.944	(43.602) ^{a*}	0.908	(28.317) ^{a*}										
PSWAP	0.945	(28.266) ^a	0.893	(14.046) ^a	0.947	(9.415) ^a	0.835	(8.500) ^{a*} ^b	0.239	(2.385) [*]										
PCORP	0.642	(61.823) ^{a*}	1.422	(24.352) ^a	1.513	(32.414) ^a	0.630	(10.814) ^a	0.380	(14.125) ^{a*}										
BA_TB	0.306	(15.845) ^a	-0.015	(-0.537)	0.515	(9.532) ^a	0.438	(9.322) ^a	0.918	(19.748) ^a										
BIDASK	0.000	(-0.034)	-0.062	(-5.981) ^a	-0.082	(-4.708) ^a	0.006	(0.743)	0.035	(2.207) ^b										
PENTE	-0.078	(-11.144) ^{**}	-0.031	(-1.691) ^{**}	-0.061	(-4.149) ^{**}	0.007	(0.549) ^{**}	-0.268	(-11.742) ^{**}										
H ₀ : $\hat{\beta}^{CAD} = 1$		(-22.816) [*]		(-15.711) ^{a*} ^b		(3.824) [*]		(-2.582) [*]		(-2.880) [*]										
H ₀ : $\hat{\beta}^{PSWAP} = 1$		(-1.645) ^c		(-1.675) ^c		(-0.524)		(-1.680) [*]		(-7.584) [*]										
H ₀ : $\hat{\beta}^{PCORP} = 1$		(-34.446) ^{a*}		(7.23) ^a		(10.986) ^a		(-6.356) ^a		(-23.09) ^{a*} ^b										
R ² centré	96.3%		94.2%		90.0%		87.1%		89.0%											
Nb. Observations / variable	4749		1300		1301		1300		849											

Notes : L'hypothèse nulle est rejetée avec un degré de confiance de 99% (a), 95% (b) ou 90% (c).

* Variable cointégrée avec TH. La valeur critique utilisée pour tester le coefficient estimé est simulée par monte-carlo (tableau 12)

**Variable non stationnaire. La valeur critique utilisée pour tester le coefficient estimé est simulée par monte-carlo (tableau 13)

Tableau 11: Relation linéaire entre le niveau de TH et ses déterminants

Données mensuelles

1992-2011		
Variable	$\hat{\beta}$	T-stat
Constante	1.185	(3.148) ^a
CAD	0.922	(29.58)* ^a
PSWAP	1.258	(8.088) ^a
PCORP	1.106	(16.548) ^a
BA_TB	0.165	(2.167) ^b
BIDASK	-0.051	(-2.124) ^b
PENTE	-0.030	(-1.019)**
PDM	0.013	(3.517) ^a
TITRIC	-0.006	(-7.125) ^a
TITRIS	-0.015	(-1.489)**
CADXTITRIS	0.000	(-0.110)**
CADXTITRIC	0.001	(4.684)**
$H_0: \hat{\beta}^{CAD} = 1$		(-2.514)*
$H_0: \hat{\beta}^{pSWAP} = 1$		(1.658) ^c
$H_0: \hat{\beta}^{pCORP} = 1$		(1.592)
R^2 centré		98.1%
Nb. Observations / variable		207

Note : L'hypothèse nulle est rejetée avec un degré de confiance de 99% (a), 95% (b) ou 90% (c).

* Variable cointégrée avec TH. La valeur critique utilisée pour tester le coefficient estimé est simulée par monte-carlo (tableau 12)

**Variable non stationnaire. La valeur critique utilisée pour tester le coefficient estimé est simulée par monte-carlo (tableau 13)

Tableau 13: Simulation des valeurs critiques - coefficient $\hat{\beta}$ d'une relation entre deux variables intégrées d'ordre 1, mais non cointégrées

10 000 tirages

Équations simulées

$$x_{1,t} = a + \sum_{i=2}^n b_i x_{i,1} + e_t \quad \text{où} \quad \left\{ \begin{array}{l} x_{1,t} = x_{1,t-1} + \varepsilon_{x1,t} \\ x_{i,t} = x_{i,t-1} + \varepsilon_{xi,t} \\ \varepsilon_y \sim (0, \sigma_{\varepsilon(x1)}) \\ \varepsilon_x \sim (0, \sigma_{\varepsilon(xi)}) \\ e \sim (0, \sigma_e) \end{array} \right.$$

Paramètres

Nb. observations

Nb. de variables intégrées d'ordre 1, n

4749	1300	849	207
2 3	2 3 4	5	2 6

Statistiques T

10%

5%

1%

82.9	71.7	43.4	38.1	33.0	23.3	17.6	10.3
102.6	90.4	53.7	48.0	41.2	29.3	21.9	12.8
144.1	133.9	76.6	70.3	61.0	43.3	30.2	18.8

Remarques :

À la lumière des simulations, le niveau des valeurs critiques générées (la probabilité d'obtenir une régression trompeuse) :

→ Augmente avec le nombre d'observations.

→ Diminue avec le nombre de variables indépendantes intégrées d'ordre 1 incluses dans la régression (Floyd, 2011).

→ Est peu ou pas affecté par la variance du terme d'erreur ou le nombre de variables indépendantes stationnaires incluses dans la régression.

Glossaire

Acceptation bancaire : Instrument de financement de court terme (de 1 à 12 mois) émis par une banque (billet à escompte). Son rendement en excédent du rendement sans risque varie notamment en fonction du risque de crédit des banques et de la liquidité disponible sur le marché interbancaire. Il sert également de référence pour la portion variable des contrats de swaps d'intérêt (CDOR). En outre, il reflète une partie du coût de financement des actifs à taux variables détenus par les institutions financières (marges de crédit, hypothèques, etc.).

Coût des fonds (prix de revient, prix de cession interne) : Coût marginal de financement d'un prêt ou rendement marginal d'un dépôt. Le système de coût des fonds des institutions financières permet d'établir la rentabilité de chacun des prêts et dépôts à son bilan, de même que la rentabilité des diverses subdivisions au sein de l'institution. De nombreuses décisions d'affaires se font sur la base de ce coût des fonds dont l'élément de base est le taux des swaps d'intérêt (auquel on ajoute une prime de financement spécifique à la banque).

CDOR (*Canadian dealer offered rate*) : Indice de référence du rendement des acceptations bancaires sur le marché interbancaire canadien. Cet indice est utilisé notamment dans le cadre des contrats de swap de taux d'intérêt.

Écart-swap (ou prime swap) : Écart entre le taux fixe d'un swap d'intérêt et le taux sans risque de même échéance. L'écart est généralement petit et positif. Il reflète le risque de contrepartie et de liquidité propre au secteur bancaire, sauf en cas de déséquilibre sur le marché.

Obligation hypothécaire du Canada (OHC) : Obligation émise en vertu du programme de la société canadienne d'hypothèque et de logement, et adossée à des prêts hypothécaires assurés par celle-ci. L'obligation verse un coupon semestriel et le capital à l'échéance, qui est de cinq ans. Contrairement aux titres hypothécaires classiques, les remboursements de capital des hypothèques sous-jacentes ne sont pas relayés périodiquement aux détenteurs. Le rendement des OHC est typiquement très près du rendement sans risque puisque le risque de crédit est nul. Une liquidité légèrement inférieure aux obligations sans risque sur ce marché engendre un écart positif de quelques points de base.

Prépaiement hypothécaire : Remboursement anticipé partiel ou total d'un prêt hypothécaire. Puisque la probabilité de prépaiement est sensible au niveau des taux hypothécaires en vigueur, cela constitue un risque supplémentaire pour les détenteurs d'actif hypothécaire. Par exemple, une baisse de taux augmentera la propension des emprunteurs à rembourser avant le terme contractuel du prêt, ce qui réduit la durée effective et le profil de risque de l'actif.

SCHL : Société canadienne d'Hypothèque et de Logement. L'organisme agit notamment comme assureur de prêts hypothécaires et comme intermédiaire entre les prêteurs hypothécaires et les investisseurs sur le marché obligataire.

Swap de taux d'intérêt : Entente contractuelle entre deux parties (généralement des banques) pour l'échange d'un revenu d'intérêt à taux fixe contre un revenu d'intérêt à taux variable (ou vice-versa). Les swaps servent principalement à la couverture du risque associé à la variation des taux d'intérêt sur le marché. Par exemple, une banque accordant un prêt à taux fixe peut se départir du risque d'intérêt inhérent à ce prêt en le « convertissant » en prêt à taux variable. Pour cela, elle contractera un swap en vertu duquel elle paiera un taux fixe et recevra un taux variable.

Taux Swap : Taux du marché auquel un contrat de swap peut-être fixé. Le taux dépend de l'équilibre entre les positions des participants sur le marché interbancaire et il suit généralement de près le taux des obligations du gouvernement fédéral, avec un léger écart reflétant notamment le risque de contrepartie propre au secteur bancaire. L'échéance d'un swap se situe généralement entre 1 et 10 ans. Le taux swap constitue la base pour la mesure de la rentabilité des prêts et des dépôts au bilan d'une banque (principale composante du coût des fonds).

Titres hypothécaires : Actif adossé à des prêts hypothécaires, connu en anglais sous le terme *Mortgage Backed Securities* (MBS). Les détenteurs de ces actifs récoltent à la fois des revenus d'intérêts et les remboursements de capital effectué par les emprunteurs hypothécaires. Au Canada, la majorité des titres hypothécaires sont émis dans le cadre d'un programme de la SCHL, qui garantit les paiements aux investisseurs. Ces titres sont appelés « titre LNH » (Loi nationale sur l'Habitation). Leur taux correspond au taux sans risque auquel s'ajoute une prime en raison des risques de prépaiement et de liquidité associés à ces titres.

Bibliographie

ALLEN, Jason et Darcey McVANEL (2009). « Price movements in the Canadian residential mortgage market » *Document de travail – Banque du Canada*. 2009-13.

ALLEN, Jason, Robert CLARK et Jean-François HOUDE (2011). « Discounting in mortgage market » *Document de travail – Banque du Canada*. 2011-3.

ALLEN, Jason (2010). « La concurrence sur le marché hypothécaire canadien » *Revue de la Banque du Canada*. Hiver 2010-2011.

ALLEN, Marcus T., et Ronald C. RUTHERFORD et Marilyn K. WILEY (1999). «The relationship between mortgage rates and capital-market rates under alternative market condition», *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 19, N.3, 211-221.

ALTUS CLAYTON/IPSOS-REID. «FIRM Residential Mortgage Survey –September 2007», Préparé pour la *Credit Union Central of Canada. Financial Industry Research Monitor*, Janvier 2008.

AMBROSE, Brent W. et Thomas G. THIBODEAU (2005). «Have the GSE affordable housing goals increased the supply of mortgage credit?», *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 34, , 263-273.

CHAN, K.S (1993). «Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model», *The Annals of Statistics*, Vol. 21, 520-533.

COOK, Steven., Holly, Sean et Paul Turner (1999). « DHSY revisited: the role of asymmetries», *Applied Economics*, Vol. 21, 520-533. Vol. 31, 775-778.

DARRAT, Ali F., Ross N. DICKENS et Osamah AL-KHAZALI (2006). « Interactions between mortgage and other capital markets in the USA: has financial deregulation made a difference?», *Applied Financial Economics*, Vol. 16, 335-345.

DICKEY, P.A et W.A FULLER (1979). «Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 423-431.

ENDERS, W et P. SIKLOS (2001). «Cointegration and threshold adjustments», *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 19, 166-176.

ENDERS, W et C.W.J GRANGER (1998). «Unit-root test and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates», *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 16, 304-311.

ENGLE, Robert F., et GRANGER, C.W.J. (1987). « Co-integration and error correction: representation, estimation and testing», *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 251-276.

FLOYD, John E (2011). « Econometrics Basics: Avoiding spurious regression», *University of Toronto*.

FROST, Denise et Rogers BOWDEN (1999). «An asymmetry generator for error-correction mechanism, with application to bank mortgage-rate dynamics», *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 17, No.2 253-263.

GOEBEL, Paul R. et Christopher K. MA (1993). «The integration of mortgage markets and capital markets», *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, Vol. 21, No. 4, 511-538.

JOHANSEN, S. et Katarina JUSELIUS (1990). «Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 53, 169-210.

KIFF, John (2009). «Canadian mortgage markets : boring but effective? » *IMF Working Paper*, International Monetary Fund, 03/130.

LIM, G.C, (2001). « Bank interest rate adjustment: are they symmetric?», *The Economic Record*, Vol. 77, No. 237, 135-147

MACKINNON, James G. (2010). «Critical values for cointegration tests», *Queen's Economics Department Working Paper*, No. 1227.

MARATHE, Achla, et Hany A. SHAWKY (2003). «The structural relation between mortgage and market interest rates», *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 30, No. 10, 1235-1251.

MOAZZAMI, Bakhia (1999). « Lending rate stickiness and monetary transmission mechanism : the case of Canada and the United States», *Applied Financial Economics*, Vol. 9, 533-538.

PASSMORE, Wayne., Shane M. SHERLUND et Gillian BURGESS (2005).«The effect of housing government-sponsored enterprise on mortgage rates», *Real Estate Economics*, Vol. 33, No. 3, 427-463.

PAYNE, James E.(2007). «Interest rate pass through and asymmetries in adjustable rate mortgages», *Applied Financial Economics*, Vol. 17, 1363-1376.

PAYNE, James E. (2006). « More on the monetary transmission mechanism: mortgage rates and the federal funds rate», *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 29, No.2 ,247-257.

PAYNE, James E. (2006). « The response of the conventional mortgage rate to the federal funds rate: symmetric or asymmetric adjustment?», *Applied Financial Economics Letters*, Vol. 2, 279-284.

PELTZMAN, Sam (2000). « Prices rise faster than they fall», *The Journal of Political Economy*, Vol. 108, No. 3 466-502.

PHILLIPS, Peter C.B et Pierre PERRON (1988). « Testing unit root in time series regression », *Biometrika*, Vol. 75, No.2, 335-346.

RAHMAN, Matiur., Muhammad MUSTAFA et Michael KURTH (1997) «Integration and causality in US mortgage and T-bond markets», *Applied Economics Letters*, Vol. 4, 445-447.

SANDERS, Harald et Stefanie Kleimeier (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*, No. 23, 461-492.

SCHOLNICK, Barry (1999). «Interest rate asymmetries in long term loan and deposit markets», *Journal of Financial Services Research*, Vol. 16, No. 1, 5-26.

SCHOLNICK, Barry (1996). «Retail interest rate after financial liberalization», *Canadian Journal of Economics*, Vol. 29, 433-437.

STOCK, James H. (1987). «Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vectors», *Econometrica*, Vol. 55, 1035-1056

TAPPATA, Mariano (2009). «Rockets and feathers: understanding asymmetric pricing», *RAND Journal of Economics*, Vol. 40, No. 4 673-687

WANE A., Scott GILBERT et Sel DIBOGLU (2004). « Critical Values of the Empirical F-Distribution for Threshold Autoregressive and Momentum Threshold Autoregressive Models», *Discussion Papers*, Department of Economics, Southern Illinois University Carbondale.