

# Revue de la Banque du Canada

Été 2012



## Articles

Les biais de mesure inhérents à l'indice des prix  
à la consommation canadien : une mise à jour . . . . . 1  
*Patrick Sabourin*

Primes de risque mondiales et transmission  
de la politique monétaire . . . . . 13  
*Gregory H. Bauer et Antonio Diez de los Rios*

Une analyse des indicateurs de risque de bilan au sein  
des institutions financières canadiennes . . . . . 23  
*David Xiao Chen, H. Evren Damar, Hani Soubra et Yaz Terajima*

## Membres du Comité de rédaction

**Président :** Lawrence Schembri

David Beers	Agathe Côté	Sharon Kozicki	John Murray	Carolyn Wilkins
Jean Boivin	Allan Crawford	Timothy Lane	Sheila Niven	David Wolf
Paul Chilcott	Gerry Gaetz	Tiff Macklem	Evan Siddall	
Don Coletti	Donna Howard	Ron Morrow	Ianthi Vayid	

**Rédactrice :** Alison Arnot

---

La *Revue de la Banque du Canada* est publiée trimestriellement sous la direction du Comité de rédaction, auquel incombe la responsabilité du contenu. Les articles de la *Revue* peuvent être reproduits ou cités dans la mesure où le nom de la publication ainsi que la livraison d'où sont tirés les renseignements sont mentionnés expressément.

**Pour de plus amples renseignements, veuillez communiquer avec le :**

Service d'information publique  
Département des Communications  
Banque du Canada  
Ottawa (Ontario) Canada K1A 0G9

Téléphone : **613 782-8111**; **1 800 303-1282** (sans frais en Amérique du Nord)

Courriel : [info@banqueducanada.ca](mailto:info@banqueducanada.ca)

Site Web : [banqueducanada.ca](http://banqueducanada.ca)

ISSN 1483-8311

© Banque du Canada 2012

# Les biais de mesure inhérents à l'indice des prix à la consommation canadien : une mise à jour

---

*Patrick Sabourin, département des Analyses de l'économie canadienne*

- L'indice des prix à la consommation (IPC) est la mesure la plus couramment utilisée pour suivre l'évolution du niveau général des prix. Bien que cet indice présente certains avantages — il est publié rapidement et est axé sur les prix payés pour les biens et services consommés —, il ne constitue pas un véritable indice du coût de la vie et est par conséquent sujet aux biais de mesure.
- Le présent article décrit les quatre principales sources de biais entachant l'IPC et fournit une estimation de leur taille respective, tant en valeur absolue que par rapport aux résultats des études précédentes menées à la Banque du Canada.
- Pour la période allant de 2005 à 2011, l'auteur estime à environ un demi-point de pourcentage le biais de mesure total annuel, ce qui cadre avec les conclusions des recherches antérieures. Légèrement plus de la moitié de ce biais est imputable au fait que la composition du panier de biens et services servant au calcul de l'IPC est fixe. Une hausse de la fréquence de révision des pondérations attribuées à ces biens et services contribuerait à atténuer l'erreur de mesure inhérente à l'IPC, car celui-ci refléterait ainsi plus fidèlement les modifications enregistrées par les profils de consommation par suite d'un mouvement des prix relatifs et de l'introduction de nouveaux produits.

L'indice des prix à la consommation (IPC) mesure les fluctuations du niveau général des prix des biens et services consommés, c'est-à-dire l'inflation, à partir des changements que subit au fil du temps le coût d'acquisition d'un panier fixe de biens et services<sup>1</sup>. La composition de ce dernier est calquée sur les achats effectués par un ménage canadien représentatif au cours d'une période donnée et est mise à jour périodiquement pour tenir compte des changements dans les habitudes de dépense des consommateurs<sup>2</sup>.

L'IPC a deux grandes finalités. D'abord, les consommateurs, les entreprises et les organismes publics s'y réfèrent beaucoup pour connaître les variations du pouvoir d'achat au fil des ans et déterminer le taux d'indexation des dépenses et des revenus. Deuxièmement, l'IPC joue un rôle central dans le

---

<sup>1</sup> Il existe d'autres mesures de l'inflation, comme l'indice implicite des prix du produit intérieur brut, qui se fonde sur les niveaux de la production dans l'ensemble de l'économie.

<sup>2</sup> Des pondérations sont affectées aux diverses composantes de l'IPC. Pour faire en sorte que le panier continue de refléter globalement les habitudes d'achat des consommateurs, Statistique Canada revoit ces pondérations tous les quatre ans environ, sur la base des données de l'Enquête sur les dépenses des ménages. La plus récente mise à jour remonte à la publication de l'IPC de mai 2011 et reposait sur les résultats de l'enquête de 2009.

cadre de conduite de la politique monétaire canadienne, tout particulièrement depuis l'adoption, en 1991, d'un régime de ciblage de l'inflation qui fixe à 2 % l'an le taux d'inflation mesuré par l'IPC que doit viser la Banque du Canada. L'IPC est abondamment utilisé pour ces deux finalités parce qu'il est publié mensuellement et avec un court délai et qu'il se fonde largement sur les prix des transactions au détail plutôt que sur des prix imputés<sup>3,4</sup>.

L'IPC n'est pas un indice du coût de la vie : par exemple, il ne s'ajuste pas rapidement aux modifications des profils de dépense des consommateurs. Il mesure les variations dans le temps du prix d'un panier fixe de biens et services, alors qu'un indice du coût de la vie témoigne de l'évolution du coût minimum à payer pour parvenir à un niveau de vie donné. Comme l'IPC diffère d'un véritable indice du coût de la vie, il est sujet aux biais de mesure et ne reflète pas nécessairement les fluctuations réelles du bien-être des consommateurs. Cela peut compliquer la conduite de la politique monétaire et le calcul des rajustements salariaux en fonction du coût de la vie. En ce qui concerne la politique monétaire, comme les biais peuvent fluctuer dans le temps et qu'il est impossible de les prévoir de manière systématique, il peut être difficile de déterminer si un accroissement du taux d'inflation mesuré résulte effectivement d'une hausse des prix ou s'il découle d'une accentuation de l'erreur de mesure. De plus, une mauvaise estimation de l'inflation peut avoir d'importants effets redistributifs sur les revenus des agents économiques et créer des distorsions au sein du système fiscal de l'État (Ragan, 2011)<sup>5</sup>.

Il y a quatre grandes raisons pour lesquelles la mesure de l'inflation donnée par l'IPC peut présenter des biais : 1) la méthodologie employée ne tient pas compte de la possibilité pour les consommateurs de substituer d'autres produits à certains produits renchérissés en réaction à une modification des prix relatifs (biais attribuable à la substitution de produits); 2) elle ne tient pas compte non plus des économies qu'ils peuvent réaliser en faisant leurs achats auprès de détaillants vendant au rabais (biais lié à la substitution de points de vente au détail); 3) les nouveaux produits ou nouvelles marques peuvent être exclus du panier, de sorte que les effets positifs sur le bien-être d'un plus vaste choix de biens ou de marques ne seront pas pris en considération (biais attribuable à l'arrivée sur le marché de nouveaux biens); 4) les organismes statistiques pourraient ne pas toujours cerner adéquatement les modifications de la qualité des produits (biais lié aux variations de la qualité). Nous examinons chacun de ces biais plus en détail dans les sections qui suivent.

## Biais attribuable à la substitution de produits

Ce type de biais est dû au fait qu'un changement dans les prix relatifs peut se traduire par une modification des profils de consommation, alors que les pondérations des biens et services composant le panier de l'IPC sont maintenues au même niveau pendant une période déterminée. Par exemple, supposons que le prix du poulet augmente considérablement à la suite de

◀ *Le biais attribuable à la substitution de produits est dû au fait qu'un changement dans les prix relatifs peut se traduire par une modification des profils de consommation, alors que les pondérations du panier de l'IPC sont maintenues au même niveau pendant une période déterminée.*

3 On trouvera un exposé détaillé des avantages du recours à l'IPC dans Crawford, Fillion et Lafliche (1998).

4 Les prix imputés ne sont pas directement observables, mais ils peuvent être inférés à partir de données sur les coûts de production moyens ou des prix de produits connexes. Ils sont plus couramment employés dans la construction d'indices de la dépense de consommation des ménages, lesquels se fondent entre autres sur des prix implicites pour mesurer le coût du logement en propriété (approche de l'équivalence locative) et les dépenses en soins de santé.

5 Plus précisément, un biais positif peut réduire les recettes fiscales, car alors l'exemption personnelle de base sera plus élevée qu'elle ne l'aurait été si elle avait été basée sur la variation du coût de la vie. Les dépenses publiques s'en trouveraient accrues également, puisque de nombreux transferts, comme ceux liés aux soins aux enfants, sont indexés sur le taux d'inflation mesuré.

contraintes de l'offre; vraisemblablement, les consommateurs réduiront leurs achats de poulet au profit d'une autre viande, comme le bœuf, les deux pouvant être perçus comme des substituts l'un de l'autre. Mais l'IPC repose sur l'hypothèse que les ménages continueront de consommer la même quantité de poulet après la hausse de prix. Cela signifie que la variation mesurée par l'IPC surestime l'accroissement du coût minimum associé à un niveau de vie donné (c'est ce qu'on appelle un biais positif).

La taille du biais attribuable à la substitution de produits peut être établie en comparant les données de l'IPC officiel à une mesure du coût de la vie construite rétrospectivement selon la formule de Fisher<sup>6</sup>. D'après la mesure obtenue, le biais lié à la substitution de produits se serait élevé en moyenne à 0,20 point de pourcentage par année<sup>7</sup> au Canada entre 2005 et 2009<sup>8</sup>, ce qui est comparable au biais de 0,23 point calculé pour la période 2005-2011 à l'aide de la méthode de Diewert (1998)<sup>9</sup>. La moyenne de nos estimations (à peu près 0,22 point de pourcentage par année) est un peu plus élevée que le chiffre annuel de 0,15 point pour la période 1998-2004 auquel concluait une étude précédente de la Banque (Rossiter, 2005). La différence tient principalement à une variation de l'ampleur des changements de prix relatifs observés sur les périodes examinées.

## Biais lié à la substitution de points de vente au détail

Les prix de la plupart des composantes de l'IPC canadien sont recueillis auprès d'un échantillon de points de vente au détail qui réalisent de forts volumes de vente pour chacun des produits du panier. Mais si cet échantillon est statique, un biais peut survenir lorsque des biens et services de qualité identique sont offerts à des prix systématiquement moindres par certains types de magasins (par exemple, les magasins-entrepôts), ce qui incitera les consommateurs à préférer ceux-ci à d'autres points de vente (comme les détaillants traditionnels qui pratiquent des prix plus élevés). Un échantillon fixe des points de vente ne permet pas de saisir la baisse du prix moyen d'un article causée par la croissance continue des parts de marché que détiennent les magasins de vente au rabais dans certains compartiments du commerce de détail au Canada. D'où l'existence d'un biais positif associé à la substitution de points de vente<sup>10</sup>.

◀ *Si l'échantillon des points de vente est statique, un biais peut survenir lorsque des biens et services de qualité identique sont offerts à des prix systématiquement moindres par certains types de magasins, ce qui incitera les consommateurs à préférer ceux-ci à d'autres points de vente.*

Trois informations sont requises pour estimer ce biais. Il faut déterminer :

- 1) les composantes de l'IPC susceptibles d'être touchées par le phénomène;
- 2) la modification de la part de marché des magasins de vente au rabais

<sup>6</sup> L'indice de Fisher est défini comme la moyenne géométrique des indices de Laspeyres et de Paasche. L'indice de Laspeyres utilise les pondérations attribuées aux biens lors de la période précédente et tend à surévaluer les hausses du coût de la vie, tandis que l'indice de Paasche, qui est fondé sur les pondérations de la période en cours, a tendance à les sous-estimer. L'indice de Fisher est calculé rétrospectivement une fois disponible l'information sur les pondérations de la période en cours. Pour plus de renseignements à ce sujet, voir Organisation internationale du Travail, 2004.

<sup>7</sup> Bien que la plupart des chiffres présentés comptent deux décimales, nos mesures n'atteignent pas ce niveau de précision. Nous recourons à la deuxième décimale pour réduire l'erreur d'arrondissement résultant de la somme de composantes.

<sup>8</sup> Notre résultat ne va pas au-delà de 2009 du fait que la dernière enquête de Statistique Canada sur les dépenses des ménages, qui sert de base à l'indice de Paasche, remonte à cette année-là.

<sup>9</sup> Diewert montre qu'on peut obtenir une approximation du biais à l'aide d'une formule qui dépend uniquement de la dispersion des changements de prix relatifs.

<sup>10</sup> Au moment de renouveler les échantillons de points de vente, Statistique Canada suppose que les prix corrigés des variations de la qualité sont identiques dans l'ancien point de vente et le nouveau (l'écart de prix observé entre les deux points de vente s'expliquant ainsi entièrement par un écart de qualité équivalent); il s'ensuit que le remplacement d'un point de vente par un autre ne peut donner lieu à une baisse du prix mesuré. Si cette hypothèse était infondée, un renouvellement des échantillons à des intervalles plus fréquents n'éliminerait pas le biais attribuable à la substitution de points de vente.

relativement à chacune de ces composantes; et 3) l'écart en pourcentage entre les prix (corrigés des variations de la qualité) pratiqués par les magasins de rabais et les magasins traditionnels<sup>11</sup>.

Pour établir l'incidence globale sur l'IPC du biais lié à la substitution de points de vente au détail, on suppose que les composantes de l'indice sensibles à celui-ci englobent la majorité des articles vendus au détail<sup>12</sup> (à l'exception de quelques-uns, comme l'essence et les voitures), ce qui équivaut à 35 % environ du panier de l'IPC<sup>13</sup>. L'idéal serait d'avoir accès aux données sur les parts de marché des magasins de rabais pour toutes les catégories de produits, mais celles-ci ne sont disponibles que dans le cas des vêtements et des chaussures, auprès de Trendex<sup>14</sup>. Selon l'information publiée par cette firme, la part de marché de ces détaillants dans le secteur de l'habillement a crû de 0,7 % par année de 2004 à 2008. En ce qui concerne les autres biens, nous nous servons de la part de marché détenue par les magasins d'articles divers pour approximer celle des magasins de rabais. Les données en question proviennent soit de l'Enquête trimestrielle sur les marchandises vendues au détail (ETMVD) menée par Statistique Canada<sup>15</sup>, soit de Rossiter (2005). Le **Graphique 1** montre l'évolution enregistrée depuis 2005 par les parts de marché des magasins d'articles divers pour différentes catégories de produits. L'enquête de Statistique Canada révèle que seule la part relative aux aliments et aux boissons s'est accrue, celles correspondant à la plupart des autres biens visés par l'enquête étant demeurées à peu près inchangées<sup>16</sup>.

À l'aide de microdonnées sur le secteur de l'alimentation au détail des États-Unis, Greenlees et McClelland (2011) estiment que le prix moyen des aliments et boissons (hors amélioration de la qualité<sup>17</sup>) est d'environ 10 % moins élevé dans les commerces de vente au rabais et les clubs-entrepôts que dans les grandes épiceries traditionnelles. Nous avons donc appliqué une réduction de 10 % aux prix des aliments achetés dans les points de vente inclus dans l'IPC. Pour ce qui est des autres composantes, nous avons utilisé les hypothèses retenues par Rossiter (2005), soit une diminution de 15 % pour les vêtements et les chaussures et de 10 % pour les produits restants, puisque nous ne possédons pas de nouvelles données à ce sujet.

Cette approche diffère de celle employée par Statistique Canada dans la construction de l'indice, cet organisme ne postulant aucun écart de prix (hors amélioration de la qualité) entre les différents points de vente au

**11** Toute estimation du biais lié à la substitution de points de vente doit tenir compte du fait que le prix d'un article sur le marché dépend à la fois de la qualité du produit et de celle du détaillant, laquelle est mesurée en fonction du service offert par ce dernier et de la facilité d'accès à ses points de vente.

**12** La liste inclut les aliments achetés au magasin, les vêtements et les chaussures, les produits et services de communication, les produits chimiques ménagers, les articles de papier, de plastique et de papier d'aluminium, les accessoires de maison, le transport aérien, les produits de soins de santé, les articles et accessoires de soins personnels, le matériel et les services récréatifs, les systèmes et services de divertissement au foyer, les produits du tabac et les livres.

**13** Le biais associé à la substitution de points de vente est inexistant pour les produits distribués par un seul fournisseur sur un marché donné ou par de nombreux détaillants dont la part de marché ne varie pas de façon significative au fil du temps. On juge que la plupart des services compris dans le panier de l'IPC ne sont pas non plus sujets à ce type de biais.

**14** Trendex North America est une firme de recherche et d'experts-conseils en marketing qui se spécialise dans l'analyse des marchés canadiens et mexicains. L'information qui a servi à la présente étude est tirée des rapports sur le marché canadien de l'habillement publiés par cette entreprise en 2008.

**15** Cette enquête produit des estimations de la répartition des ventes au détail selon les types de biens et de points de vente au pays.

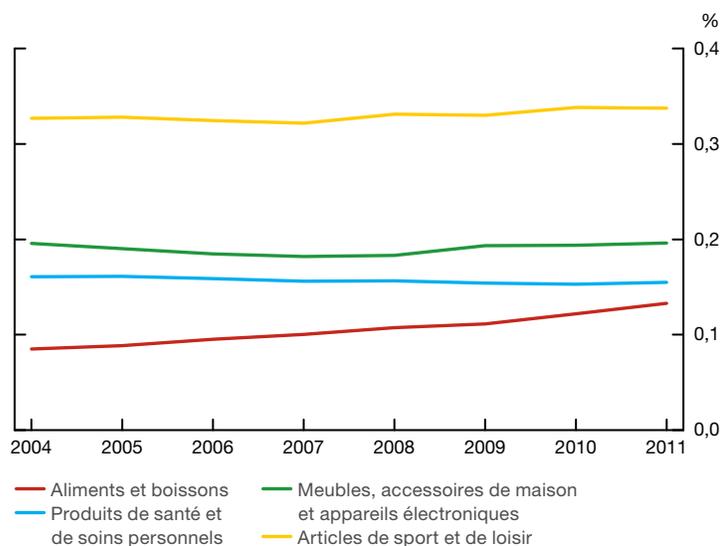
**16** En ce qui concerne les parts de marché des composantes du panier de l'IPC considérées déjà comme sujettes au biais de substitution des points de vente, mais pour lesquelles ni l'ETMVD ni Trendex ne fournissent de données, nous appliquons la progression postulée par Rossiter (2005), soit 2,5 % l'an.

**17** Ces chercheurs ont fait appel à des techniques de régression hédonique pour prendre en compte les différences entre les caractéristiques de chaque produit.

détail. Statistique Canada impute plutôt les écarts de prix entre deux types de commerces à des différences dans la qualité du produit ou du service offert par l'un et l'autre — ce qui risque d'être trop limitatif lorsque les biens sont très homogènes et que le service offert est de qualité égale, ou que le marché n'a pas encore atteint le point d'équilibre (autrement dit, les parts de tous les types de points de vente continuent d'évoluer).

Nous exposons au **Tableau 1** nos estimations du biais dû à la substitution de points de vente au détail. En combinant les données sur le taux de variation annuel moyen des parts de marché et celles sur les écarts de prix entre points de vente pour les diverses composantes de l'IPC, nous concluons que ce biais est de l'ordre de 0,04 point de pourcentage annuellement, ce qui est un peu moindre que la valeur de 0,08 estimée précédemment

**Graphique 1 : Parts de marché des magasins d'articles divers**



Sources : Statistique Canada et calculs de la Banque du Canada

Dernière observation : 2011

**Tableau 1 : Contributions de certaines composantes de l'IPC au biais lié à la substitution de points de vente**

Composantes de l'IPC	Pondération (en %)	Variation de la part de marché (en points de pourcentage par an)	Réduction des prix (en %)	Biais (en points de pourcentage par an)	Limite supérieure (en points de pourcentage par an)
Aliments achetés au magasin	11,2	0,70	10 <sup>c</sup>	0,01	0,02
Produits de santé et de soins personnels	3,3	-0,10	10 <sup>d</sup>	0,00	0,00
Vêtements et chaussures	5,0	0,70 <sup>b</sup>	15 <sup>d</sup>	0,01	0,01
Meubles, accessoires de maison et appareils électroniques	4,1	0,00	10 <sup>d</sup>	0,00	0,00
Articles de sport et de loisir	1,3	0,20	10 <sup>d</sup>	0,00	0,00
Autres produits dont les prix peuvent être sujets au biais de substitution des points de vente <sup>a</sup>	9,4	2,50	10 <sup>d</sup>	0,02	0,03
<b>IPC global (somme)</b>	<b>34,3</b>			<b>0,04</b>	<b>0,06</b>
<b>IPC global (Rossiter, 2005)</b>				<b>0,08</b>	<b>0,10</b>

a. Produits et services de communication; produits chimiques ménagers; articles de papier, de plastique et de papier d'aluminium; transport aérien; systèmes et services de divertissement au foyer; produits du tabac; et livres

b. Selon la base de données de Trendex

c. Selon Greenlees et McClelland (2011)

d. Selon Rossiter (2005)

(Rossiter, 2005). Nous attribuons cette légère diminution à une stabilisation des parts de marché relatives à certains biens. La limite supérieure de la taille du biais a été calculée sur la base d'une diminution des prix de 15 % de toutes les composantes sujettes au biais de substitution des points de vente, mais une période marquée par une évolution plus rapide des parts de marché pourrait aussi entraîner un biais de cette ampleur.

## Biais attribuable à l'arrivée sur le marché de nouveaux biens

Des biais peuvent également se produire si la méthode de calcul de l'IPC ne saisit pas l'incidence de la mise en marché de nouveaux biens sur le coût de la vie réel. Par commodité, nous faisons une distinction entre le biais découlant de l'arrivée sur le marché de catégories de biens tout à fait inédites (biais attribuable aux nouveaux produits) et celui causé par l'apparition de nouvelles marques de produits existants (biais attribuable aux nouvelles marques).

### Biais attribuable aux nouveaux produits

Bien que de nouveaux produits soient lancés régulièrement sur le marché de détail (pensons aux téléviseurs haute définition et aux tablettes électroniques), il s'écoule un certain temps avant qu'ils soient incorporés au panier de l'IPC, la classification des produits qui composent celui-ci n'étant mise à jour que périodiquement. Comme les nouveaux biens et services ne sont pas instantanément pris en compte dans le calcul de l'IPC et que leur prix (corrigé des variations de la qualité) évolue à un rythme différent de celui des composantes déjà incluses, leur arrivée sur le marché entraîne un biais dans le calcul de l'IPC. Par exemple, lorsque les prix des produits non encore compris dans le panier de l'IPC progressent plus lentement, en moyenne, que ceux des articles inclus<sup>18</sup>, il en résulte un biais de mesure positif. Il en est ainsi pour de nombreux articles électroniques, dont les prix ont tendance à chuter immédiatement après leur mise en marché. De plus, le fait que les nouveaux biens soient absents du panier donne lieu à une sous-estimation des gains de bien-être que procure aux consommateurs l'élargissement de la gamme de produits disponibles<sup>19</sup>.

Pour être en mesure de calculer le biais attribuable aux nouveaux produits, nous devons connaître la proportion de tels produits non encore intégrés au panier de l'IPC, de même que l'écart moyen (en pourcentage) entre les changements de prix des nouveaux produits et ceux des biens déjà pris en compte, après correction des variations de qualité.

Ainsi, au moment de la dernière révision du panier (mai 2011), de nouveaux produits disponibles au détail depuis quelque temps ont été ajoutés à ce dernier, notamment du matériel téléphonique de pointe et les appareils numériques multifonctionnels comme les téléphones intelligents et les tablettes électroniques. Ces articles, dont le poids au sein de l'indice est estimé à 0,1 %, sont probablement responsables d'un biais positif, car dans l'intervalle séparant les deux dernières mises à jour du panier (soit entre 2007 et 2011), ils étaient déjà présents sur le marché.

Selon plusieurs sources, dont Hausman (1997) et le *Washington Post* (2011), les prix relatifs du matériel téléphonique de pointe ont reculé en moyenne d'environ 5,5 % par an de 1998 à 2008, et ceux des téléphones intelligents

◀ *Comme les nouveaux biens et services ne sont pas instantanément pris en compte dans le calcul de l'IPC et que leur prix évolue à un rythme différent de celui des composantes déjà incluses, leur arrivée sur le marché entraîne un biais dans le calcul de l'IPC.*

<sup>18</sup> L'exclusion des nouveaux produits du panier de l'IPC n'engendrerait aucun biais si leurs prix affichaient la même évolution que l'indice global.

<sup>19</sup> Mentionnons toutefois que la composition fixe du panier ne signifie pas nécessairement que l'IPC ne mesure pas les effets indirects de l'introduction de nouveaux biens, laquelle peut faire pression à la baisse sur les prix des produits désuets faisant encore partie du panier de l'indice.

et des tablettes électroniques, de 8 % entre 2005 et 2010<sup>20</sup>. Comme l'indique le **Tableau 2**, la surestimation de l'IPC global imputable à ces nouveaux produits n'est que de 0,01 point de pourcentage par année, en raison de leur très faible pondération<sup>21</sup>.

Cependant, comme le souligne Diewert (1998), l'apparition d'inventions n'est pas la seule source du biais attribuable aux nouveaux produits. L'offre de produits peut également s'élargir à la suite des progrès techniques accomplis dans le domaine des télécommunications (et permettant le magasinage en ligne) ainsi que de l'amélioration de l'infrastructure de transport (qui facilite l'accès à un plus grand nombre de points de vente). La diversification de l'offre de produits due à la diminution des barrières géographiques peut être à l'origine d'un biais à la hausse, étant donné que l'accès accru à une plus grande sélection de produits est susceptible de se traduire par des gains de bien-être qui ne sont pas mesurés par l'IPC. L'estimation de la contribution de ces facteurs au biais repose sur le jugement. La vive progression de la part de marché du commerce électronique dans l'ensemble des ventes au détail — cette part est passée d'un peu moins de 1 % en 2004 à quelque 8 % en 2010<sup>22</sup> — permet de croire, toutefois, que les facteurs en question ont une certaine importance, qui va en s'accroissant<sup>23</sup>. Nous évaluons à 0,09 point de pourcentage le biais annuel moyen induit par l'élargissement de l'accès et à 0,10 point au total le biais attribuable aux nouveaux produits, ce qui correspond aux estimations fournies à la fois par Rossiter (2005) et par Crawford (1998)<sup>24</sup>.

## Biais attribuable aux nouvelles marques

L'autre type de biais de cette catégorie est causé par l'arrivée de nouvelles marques et tient aux gains de bien-être que peuvent réaliser les consommateurs grâce à la plus grande sélection qui s'offre ainsi à eux pour les produits déjà retenus dans le calcul de l'IPC (céréales, vêtements, etc.). Si les marques nouvelles et existantes ne constituent pas de parfaits substituts, l'augmentation du nombre de marques fera baisser le coût minimum à payer pour atteindre un niveau de vie donné. Comme l'IPC ne tient pas compte de ces effets potentiels, l'apparition de nouvelles marques peut entraîner un biais à la hausse<sup>25</sup>. Il est difficile d'évaluer l'importance que les consommateurs accordent à un élargissement de la gamme de marques offertes, mais si on se fie à l'augmentation notable du nombre de ces dernières au fil des ans, on est porté à croire que ce biais pourrait être substantiel.

◀ *Le biais attribuable aux nouveaux produits pourrait aussi tenir à l'élargissement de l'offre de produits aux consommateurs qui résulte des progrès techniques accomplis dans le domaine des télécommunications et de l'amélioration de l'infrastructure de transport.*

◀ *Le biais attribuable au lancement de nouvelles marques tient aux gains de bien-être que peuvent réaliser les consommateurs grâce à la plus grande sélection qui s'offre à eux pour les produits déjà retenus dans le calcul de l'IPC.*

<sup>20</sup> Ces baisses de prix n'étant pas corrigées des variations de la qualité, on peut penser que la diminution effective est plus prononcée encore, compte tenu des avancées de la technologie à la base de ces produits. Mais comme le poids de ces derniers est faible, même en supposant une baisse de prix de 10 %, l'incidence globale qu'ils ont sur l'IPC resterait la même une fois arrondie à la deuxième décimale.

<sup>21</sup> Il peut y avoir d'autres nouveaux produits sur le marché dont Statistique Canada ne tient pas encore compte (postes de radio par satellite, nouvelles consoles de jeux vidéo, cafetières à portion unique, etc.), ce qui accroîtrait probablement un peu la taille du biais.

<sup>22</sup> Selon Forrester Research (Indvik, 2011)

<sup>23</sup> La progression du magasinage en ligne tient entre autres à une connectivité accrue à Internet (au moyen des téléphones intelligents et des tablettes), à la puissance décuplée des moteurs de recherche et à l'intensification de l'accessibilité en ligne des détaillants.

<sup>24</sup> Signalons toutefois que Rossiter évalue que la moitié (0,5 point de pourcentage) de ce biais total est imputable aux nouveaux produits (en supposant une baisse de prix des nouveaux biens de 10 % et une pondération de 1 %), l'autre moitié provenant du meilleur accès aux produits.

<sup>25</sup> Mais une augmentation du nombre de marques peut aussi nourrir la concurrence et faire pression à la baisse sur les prix des articles des marques les plus vendues compris dans le panier de l'IPC. Dans ce cas, l'effet d'une telle augmentation serait cerné en partie par l'indice.

Nous retenons la même hypothèse que Rossiter (2005) et Crawford (1998) relativement au biais potentiel associé au lancement de nouvelles marques, à savoir 0,10 point de pourcentage par année, avec une limite supérieure de 0,15 point annuellement<sup>26</sup>. Nous estimons donc à 0,20 point de pourcentage l'an le biais attribuable aux nouveaux produits et aux nouvelles marques (soit le biais total attribuable à l'arrivée sur le marché de nouveaux biens), conformément aux résultats d'études précédentes (Tableau 2).

**Tableau 2 : Contribution de certaines composantes de l'IPC au biais attribuable à l'arrivée sur le marché de nouveaux biens**

Composantes de l'IPC	Pondération (en %)	Baisse des prix relatifs de ces nouveaux biens (en %)	Biais (en points de pourcentage par an)	Limite supérieure (en points de pourcentage par an)
Matériel téléphonique	0,10	5,8 <sup>a</sup>	0,003	
Appareils numériques multifonctionnels (téléphones intelligents et tablettes électroniques)	0,04	7,5 <sup>b</sup>	0,002	
Biais attribuable aux nouveaux produits inhérent à l'IPC global			0,01 <sup>c</sup>	0,01
Accès accru aux nouveaux produits (grâce à l'amélioration des technologies de télécommunication et de l'infrastructure de transport)			0,09	0,10
Biais attribuable aux nouvelles marques inhérent à l'IPC global			0,10	0,15
Biais attribuable aux nouveaux biens (produits et marques) entachant l'IPC global			0,20	0,26
Rossiter (2005)			0,20	0,30
Crawford (1998)			0,20	0,30

a. Selon Hausman (1997) et le *Washington Post* (2011)

b. Selon le *Washington Post* (2011) et le jugement de l'auteur

c. Résultat arrondi à la deuxième décimale près

## Biais lié aux variations de la qualité

La composition du panier de l'IPC étant fixe, la qualité de ce dernier devrait, en théorie, être constante sur l'horizon donné. Dans la pratique, toutefois, la qualité des biens et des services varie au fur et à mesure que leurs caractéristiques évoluent (comme cela s'est produit lorsque les téléviseurs à écran plat ont remplacé ceux à écran cathodique). Pour distinguer les fluctuations de prix pures de celles dues aux variations de la qualité, les organismes statistiques corrigent habituellement les données brutes à l'aide de diverses techniques. Mais si l'ajustement apporté n'a pas l'ampleur appropriée, un biais lié aux variations de la qualité survient. Ce biais peut être positif ou négatif, selon les composantes : il sera positif si les variations de la qualité ont été sous-estimées, et négatif si, au contraire, elles ont été surestimées. La taille et l'orientation du biais de qualité pour l'IPC global dépendent de l'incidence nette de tous les biais positifs ou négatifs des diverses composantes de ce dernier.

Pour évaluer le biais de qualité, nous faisons appel à la méthode proposée par Bils (2009), laquelle utilise les microdonnées sous-jacentes de l'IPC ainsi que les chiffres des dépenses de consommation. Nous retenons les résultats obtenus par Kryvtsov (2011) à l'aide de cette méthode et des

◀ Si l'ajustement apporté pour distinguer les fluctuations de prix pures de celles dues aux variations de la qualité n'a pas l'ampleur appropriée, un biais survient.

<sup>26</sup> Grâce au plus vaste choix, le consommateur peut jouir d'un niveau d'utilité équivalent à un coût moindre. En examinant l'incidence, sur le bien-être des consommateurs, du lancement d'une nouvelle marque de céréales, Hausman (1994) conclut que l'effet attribuable aux nouvelles marques est significatif.



consistant en fluctuations de prix pures<sup>29</sup>. Comme la correction qu'effectue Statistique Canada pour tenir compte des changements de qualité est de 40 % — soit un peu plus que la règle intuitive de Kryvtsov —, il semble qu'un léger biais de qualité négatif entache l'IPC. Pour ce qui est du matériel et des fournitures informatiques, on postule que ce biais est de zéro, sur la foi des recherches de Bils (2009) et de Lebow et Rudd (2003)<sup>30</sup>.

Les résultats détaillés des estimations du biais lié aux variations de la qualité sont présentés au **Tableau 3**. Au Canada, entre 1998 et 2006, la hausse de prix moyenne attribuable aux changements de modèles s'est établie à 1,6 % dans le compartiment des biens de consommation durables (ordinateurs exclus)<sup>31</sup>. Selon Kryvtsov, une correction équivalant à 0,5 % est requise pour neutraliser le biais de qualité, mais celle-ci a été de 0,6 %, d'où un biais négatif d'environ 0,10 point de pourcentage pour les biens de consommation durables. Il en résulterait un biais de -0,01 point l'an dans le calcul de l'IPC global. Ce chiffre est nettement inférieur aux estimations obtenues dans les travaux précédents de la Banque, en raison principalement du changement de méthode pour le calcul du biais de qualité dans le cas des biens de consommation durables. Pour établir la limite supérieure de ce biais, nous avons supposé que les composantes autres que les biens de consommation durables présentaient un petit biais net positif.

◀ Notre estimation du biais de qualité est nettement inférieure à celles obtenues dans les travaux précédents de la Banque, en raison principalement du changement de méthode pour le calcul du biais dans le cas des biens de consommation durables.

**Tableau 3 : Biais lié aux variations de la qualité après un changement de modèle**

Composantes de l'IPC	Pondération (en %)	Biais de qualité (en points de pourcentage par an)	Incidence sur l'IPC global (en points de pourcentage par an)	Limite supérieure (en points de pourcentage par an)
Biens de consommation durables (matériel et fournitures informatiques exclus)	12,20	-0,10	-0,01	
Matériel et fournitures informatiques	0,57	0,00 <sup>a</sup>	0,00	
Autres composantes de l'IPC global	87,20	0,00	0,00	
Estimation du biais total moyen lié aux variations de la qualité	100,00		-0,01	0,05
Rossiter (2005)			0,15	0,20
Crawford (1998)			0,10	0,20

a. Selon les résultats combinés de Bils (2009) et de Lebow et Rudd (2003)

## Estimation globale du biais inhérent à l'IPC

Le biais total entachant l'IPC canadien peut être estimé en faisant la somme des différents biais que nous avons analysés (**Tableau 4**). D'après nos résultats, le biais total se situerait ainsi à environ 0,5 point de pourcentage l'an, avec une limite supérieure d'à peu près 0,6 point. Un peu plus de la moitié de cette valeur tient à la composition fixe du panier de l'IPC<sup>32</sup>. Notre estimation est légèrement inférieure à celle de Rossiter (2005), à cause essentiellement du changement de méthodologie pour mesurer le biais lié aux variations de la qualité dans le cas des biens de consommation durables. Nous avons utilisé à cette fin une méthode bonifiée reposant sur les microdonnées de l'IPC canadien plutôt que sur des chiffres tirés d'études américaines.

◀ Un peu plus de la moitié du biais total estimé tient à la composition fixe du panier de l'IPC.

<sup>29</sup> Bils, quant à lui, constate qu'aux États-Unis, la primeur explique environ le tiers de l'écart de prix initial, le reste étant dû à l'amélioration de la qualité. Ainsi, l'accroissement des prix relatifs des nouveaux modèles substitués aux anciens serait plus persistant dans ce pays qu'au Canada.

<sup>30</sup> Cette hypothèse, qui est fondée sur des données américaines, se situe à peu près à mi-chemin entre le biais de qualité légèrement négatif obtenu par Bils au moyen de la méthode de régression hédonique et le petit biais positif calculé par Lebow et Rudd pour une période différente.

<sup>31</sup> Les données disponibles pour la période examinée s'arrêtent à 2006.

<sup>32</sup> Plus précisément, cette fixité explique tant le biais de substitution des produits qu'une partie du biais attribuable aux nouveaux biens. En conséquence, la somme du premier biais et de la part du second biais due aux délais d'ajustement des pondérations est de 0,23 point de pourcentage l'an.

**Tableau 4 : Estimation globale du biais annuel inhérent à l'IPC canadien**

En points de pourcentage par an

Type de biais	Biais moyen selon Crawford (1998)	Biais moyen selon Rossiter (2005)	Période 2005-2011	
			Biais moyen	Limite supérieure
Substitution de produits	0,10	0,15	0,22	0,22
Substitution de points de vente	0,07	0,08	0,04	0,06
Nouveaux biens	0,20	0,20	0,20	0,26
Variations de la qualité	0,10	0,15	-0,01	0,05
<b>Biais total</b>	<b>0,47</b>	<b>0,58</b>	<b>0,45</b>	<b>≈0,60</b>

## Conclusion

Étant donné que légèrement plus de la moitié du biais de mesure total de l'IPC semble être causé par la fixité de la composition du panier de biens et services servant au calcul de cet indice, on pourrait atténuer le biais attribuable à la substitution de produits ainsi que le biais découlant de la mise en marché de nouveaux biens en actualisant les pondérations plus fréquemment<sup>33</sup>. Bien que cela ne soit peut-être pas toujours le cas, les résultats empiriques donnent à penser que la taille moyenne du biais entachant l'IPC est demeurée relativement constante ces quinze dernières années. De même, vu que les écarts entre notre estimation du biais de qualité et celles obtenues lors des recherches antérieures paraissent tenir en partie à l'amélioration de la méthode de calcul et à un accès accru à des données spécifiques au Canada, on ne peut conclure à une diminution réelle du biais fondamental. Une analyse plus poussée de telles données étairait les résultats empiriques concernant la taille du biais inhérent à l'IPC canadien.

Il importe que les banques centrales tiennent compte tant de la taille que de la volatilité du biais de mesure entachant l'IPC. Dans un régime de ciblage de l'inflation, la banque centrale peut fixer la cible à un niveau égal ou supérieur au biais estimatif, afin d'être mieux à même de contrer le risque de déflation. D'après nos calculs, le biais de mesure inhérent à l'IPC canadien demeure inférieur au taux d'inflation visé par la Banque du Canada.

<sup>33</sup> Dans le cadre plus large d'une amélioration de l'IPC, Statistique Canada envisage de réviser ces pondérations tous les deux ans et non plus tous les quatre ans.

## Ouvrages et articles cités

Bils, M. (2009). « Do Higher Prices for New Goods Reflect Quality Growth or Inflation? », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 124, n° 2, p. 637-675.

Crawford, A. (1998). « Le point sur les biais de mesure inhérents à l'IPC canadien », *Revue de la Banque du Canada*, printemps, p. 39-56.

Crawford, A., J.-F. Fillion et T. Laflèche (1998). « L'IPC est-il une mesure adéquate pour la définition de la stabilité des prix? », *Stabilité des prix, cibles en matière d'inflation et politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en mai 1997, Ottawa, Banque du Canada, p. 41-78.

- Diewert, W. E. (1998). « Index Number Issues in the Consumer Price Index », *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 12, n° 1, p. 47-58.
- Greenlees, J. S., et R. McClelland (2011). « New Evidence on Outlet Substitution Effects in Consumer Price Index Data », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 93, n° 2, p. 632-646.
- Hausman, J. A. (1994). *Valuation of New Goods Under Perfect and Imperfect Competition*, document de travail n° 4970, National Bureau of Economic Research.
- (1997). *Cellular Telephone, New Products and the CPI*, document de travail n° 5982, National Bureau of Economic Research.
- Indvik, L. (2011). *Forrester: E-Commerce to Reach Nearly \$300 Billion in U.S. by 2015*, 28 février. Internet : <http://mashable.com>.
- Kryvtsov, O. (2011). *Is There a Quality Bias in the Canadian CPI? Evidence from Micro Data*, document interne, Banque du Canada.
- Lebow, D. E., et J. B. Rudd (2003). « Measurement Error in the Consumer Price Index: Where Do We Stand? », *Journal of Economic Literature*, vol. 41, n° 1, p. 159-201.
- Organisation internationale du Travail (2004). *Manuel de l'indice des prix à la consommation : théorie et pratique*, Genève (Suisse).
- Ragan, C. (2011). « Fixing Canada's CPI: A Simple and Sensible Policy Change for Minister Flaherty », *e-brief*, Institut C. D. Howe, 8 mars. Internet : [http://www.cdhowe.org/pdf/ebrief\\_111.pdf](http://www.cdhowe.org/pdf/ebrief_111.pdf).
- Rossiter, J. (2005). *Measurement Bias in the Canadian Consumer Price Index*, document de travail n° 2005-39, Banque du Canada.
- Washington Post* (2011). « A Gadget's Life: From Gee-Whiz to Junk », 10 janvier.

# Primes de risque mondiales et transmission de la politique monétaire

---

Gregory H. Bauer, département des Analyses de l'économie canadienne, et Antonio Diez de los Rios, département des Marchés financiers

- La relation entre le taux directeur à court terme et les taux d'intérêt à long terme constitue un important canal de transmission de la politique monétaire.
- À l'aide d'un nouveau modèle de la structure par terme des taux d'intérêt, nous décomposons la variation des taux à long terme au fil du temps en deux éléments : 1) les anticipations des investisseurs quant au niveau futur des taux directeurs; 2) une prime de risque liée à la structure par terme, qui rémunère l'investisseur pour la détention d'un actif risqué.
- Cette prime de risque évolue de façon contracyclique et est largement déterminée par la conjoncture macroéconomique mondiale. Ainsi on observe que les taux d'intérêt à long terme augmentent durant les récessions et diminuent en période d'expansion. Ce phénomène important doit être pris en compte par les banques centrales lorsqu'elles utilisent les taux à court terme pour mettre en œuvre la politique monétaire.
- Nous illustrons ce phénomène en montrant que le comportement singulier des taux d'intérêt à long terme lors du resserrement de la politique monétaire américaine en 2004-2005 (le *conundrum* évoqué par Alan Greenspan) s'inscrivait dans un mouvement mondial.

Dans le cadre des décisions qu'elles prennent en matière de politique monétaire, les banques centrales fixent le niveau d'un taux d'intérêt directeur à court terme (le taux du financement à un jour). Pour bien comprendre, cependant, les effets de ces décisions sur l'économie, il est essentiel d'examiner le processus de transmission de la politique monétaire dans sa globalité. La relation entre le taux directeur et les taux d'intérêt à long terme constitue un important maillon de ce processus. Les taux à long terme sont en effet un élément clé, puisqu'ils représentent une partie du coût des emprunts des ménages et du coût du capital pour les entreprises (Dorich, Mendes et Zhang, 2011)<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Un projet donné peut générer des flux de trésorerie aussi bien à court terme qu'à long terme, qu'on devrait actualiser au moyen du taux d'intérêt applicable à l'échéance concernée. Cela explique que le taux d'intérêt à long terme soit un déterminant important du coût total du capital pour les ménages et les entreprises. Dans le présent article, nous n'explorons pas le rôle du taux de change, une autre composante non négligeable de la politique monétaire.

Dans le présent article, nous utilisons un nouveau modèle (Bauer et Diez de los Rios, 2012) pour étudier les déterminants des taux d'intérêt à long terme dans les pays développés. Ce modèle peut servir à décomposer les taux à long terme en deux éléments. Le premier est l'anticipation du marché concernant le niveau futur des taux d'intérêt directs (c.-à-d. des taux à court terme). Le prix actuel d'une obligation à long terme reflète les croyances des investisseurs au sujet des mesures que prendra la banque centrale dans l'avenir. Si celle-ci donne des indications sur l'orientation future de sa politique monétaire (par ses actions ou les informations qu'elle communique aux marchés), les anticipations relatives aux taux directs s'ajusteront, ce qui fera varier les taux à long terme.

Le second élément est le rendement supplémentaire qu'exigent les investisseurs pour détenir un actif risqué. Notre analyse indique que cette composante est déterminée en grande partie par la conjoncture macroéconomique mondiale. En particulier, elle est fortement contracyclique : elle augmente vivement durant les récessions et chute en période d'expansion mondiale. Les banques centrales doivent prendre en considération cet important phénomène au moment de délibérer sur la politique monétaire à suivre. Il pourrait arriver, par exemple, que les marchés tirent les taux d'intérêt à long terme vers le bas même si les banques centrales durcissent leur politique monétaire en vue de les faire augmenter. Pour avoir l'effet voulu sur les taux à long terme, une plus forte variation du taux directeur serait alors nécessaire. Ce cas de figure est illustré plus loin, lorsque nous analysons, dans un contexte mondial, le comportement surprenant des taux à long terme en 2004-2005, décrit pour la première fois par l'ancien président de la Réserve fédérale américaine (Greenspan, 2005). À noter également que, vu le bas niveau actuel des taux d'intérêt à long terme, la variation de la prime de risque dans le temps représente une composante encore plus considérable de ces taux.

Notre étude porte uniquement sur la transmission des effets des mesures de politique monétaire traditionnelles au segment à long terme de la courbe des taux sans risque. Les mesures non traditionnelles (comme les programmes d'assouplissement quantitatif de la Réserve fédérale) qui peuvent influencer sur le niveau des taux d'intérêt à long terme ne sont pas examinées ici, car elles l'ont déjà été ailleurs<sup>2</sup>. Nous ne traitons pas non plus des répercussions des politiques monétaires (traditionnelles ou pas) sur les taux de change ou les marchés du crédit ni des autres canaux de transmission potentiels.

## Les déterminants des taux d'intérêt à long terme

Dans notre modèle, le taux d'intérêt à long terme mesuré à la période  $t$  dans le pays  $j$  (États-Unis, Canada, Royaume-Uni ou Allemagne) est le rendement à dix ans des obligations coupon zéro<sup>3</sup>,  $y_{j,t}^{(10)}$ . Il se décompose en deux termes, comme suit :

$$y_{j,t}^{(10)} = \frac{1}{10} \sum_{h=1}^{10} E_t y_{j,t+h-1}^{(1)} + p_{j,t}^{(10)}. \quad (1)$$

<sup>2</sup> Voir Kozicki, Santor et Suchanek (2011).

<sup>3</sup> L'obligation coupon zéro est une créance négociable qui donne lieu à un paiement de 1 \$ à sa date d'échéance. La rémunération de l'investisseur est constituée par l'écart entre le prix d'achat du titre aujourd'hui (moins de 1 \$) et sa valeur de remboursement à l'échéance. Le rendement de l'obligation coupon zéro peut être calculé à partir des prix des obligations classiques, à coupons, qu'on observe sur le marché. Dans le cas de la zone euro, nous nous sommes fondés sur les prix des obligations émises par l'Allemagne. Le modèle a été estimé sur la période allant de janvier 1975 à décembre 2011.

Le premier terme correspond aux *anticipations* du marché, c'est-à-dire à la moyenne des taux d'intérêt à un an attendus pour les dix prochaines années. Le taux directeur du pays  $j$  est approximé par le taux d'intérêt à un an dans ce pays<sup>4</sup>. Selon la théorie des anticipations, les rendements observés sont égaux en moyenne aux taux attendus. Or cette théorie a été rejetée statistiquement dans de nombreuses études<sup>5</sup>.

Le rejet de la théorie des anticipations est généralement attribué à la présence d'une prime de risque variable dans le temps liée à la structure par terme des taux d'intérêt — le second terme de l'équation 1. Cette prime, qu'on appelle aussi *prime de terme*, représente le revenu supplémentaire qu'exigent les investisseurs pour détenir une obligation à dix ans. Dans notre modèle, les agents conservent leur portefeuille pendant une année, et les prix des obligations à long terme peuvent varier considérablement durant cette période, ce qui amène les investisseurs à demander des rendements plus élevés. Plusieurs chercheurs se sont penchés sur les propriétés de la prime de terme (voir Cochrane et Piazzesi, 2005, de même que les travaux cités par ces deux auteurs).

Notre modèle de la structure par terme des taux d'intérêt (Bauer et Diez de los Rios, 2012) scinde le taux d'intérêt à long terme observé en ces deux composantes inobservables et capte la relation entre les forces économiques fondamentales (la croissance réelle et l'inflation) et la coupe transversale des rendements obligataires internationaux et des taux de change. Le modèle impose une condition d'absence d'arbitrage à tous les actifs, c'est-à-dire qu'il est impossible de faire un gain sans courir de risque.

Le modèle intègre trois aspects clés de la réalité des marchés financiers. Premièrement, la coupe transversale des rendements sur le marché obligataire international peut s'expliquer par une combinaison de facteurs mondiaux et locaux (nationaux). Les facteurs mondiaux comprennent un facteur de niveau (le niveau moyen des taux d'intérêt dans la totalité des pays et pour l'ensemble des échéances) et un facteur de pente (la moyenne des écarts entre les taux à long terme et à court terme dans tous les pays). La condition d'absence d'arbitrage permet d'expliquer, à partir des facteurs mondiaux et locaux, les courbes de rendement internationales à un moment précis (les rendements qui figurent du côté gauche de l'équation 1).

L'imposition de contraintes à la prime de risque variable dans le temps, le second terme de l'équation 1, est le deuxième élément visant à faire cadrer le modèle avec la réalité<sup>6</sup>. Des travaux ont montré qu'en procédant ainsi, on obtient pour les taux d'intérêt des prévisions plus réalistes qu'au moyen de modèles non contraints<sup>7</sup>. Les valeurs des primes de risque exigées sur les obligations sont contraintes par l'hypothèse selon laquelle les prix des actifs sont établis internationalement. En d'autres termes, sur des marchés intégrés à l'échelle du globe, seuls les risques mondiaux donnent lieu à des primes substantielles. Il s'ensuit que la prime de terme d'une obligation est déterminée uniquement par l'exposition de celle-ci aux facteurs mondiaux de

4 Le taux à un an observé dans un pays peut être considéré comme étroitement lié au taux directeur de ce pays (le taux à court terme visé par la banque centrale), ainsi qu'aux anticipations concernant l'évolution de la politique monétaire dans un proche avenir.

5 Voir Campbell et Shiller (1991); Bekaert et Hodrick (2001); ainsi que Sarno, Thornton et Valente (2007).

6 Les restrictions sont imposées au rendement espéré des obligations sur une durée de détention d'un an (rendement qu'on s'attend à obtenir en revendant un an plus tard une obligation à dix ans achetée aujourd'hui). Dans l'équation 1, la prime de terme à dix ans est la somme, calculée pour les dix années suivantes, des rendements anticipés sur la durée de détention d'un an.

7 Comme les rendements réalisés sont très variables, les régressions simples qui servent à estimer les rendements espérés (les primes de terme) souffrent de plusieurs biais induits par la petite taille de l'échantillon; l'imposition de contraintes statistiques pourrait donc faciliter l'identification des rendements anticipés. Voir Bauer, Rudebusch et Wu (2011).

niveau et de pente. Les facteurs locaux aident à expliquer le niveau des prix à un moment donné, mais ils n'influent pas sur l'espérance des rendements (c.-à-d. des variations de prix), puisque les investisseurs peuvent se soustraire à leurs effets en diversifiant leur portefeuille au moyen d'actifs étrangers<sup>8</sup>.

Troisième aspect réaliste, le modèle montre comment le prix des risques à l'échelle mondiale évolue au fil du temps. Le facteur de niveau est déterminé par le taux d'inflation mondial anticipé (la moyenne des taux d'inflation attendus dans l'ensemble des pays), et le facteur de pente, par une estimation du taux de croissance réel de l'économie mondiale (c.-à-d. de la production industrielle). Dès lors, des modifications de ces variables macroéconomiques influent sur les rendements anticipés des obligations à long terme dans chacun des quatre pays du modèle.

Quand les restrictions que nous venons de décrire sont imposées, les prévisions de taux d'intérêt que génère le modèle sont conformes à celles issues des données d'enquête. Elles cessent de l'être lorsque ces restrictions sont levées. En particulier, les prévisions deviennent irréalistes dès qu'on laisse les facteurs locaux influencer fortement la dynamique des taux d'intérêt. Notre hypothèse relative à l'évaluation des actifs sur les marchés internationaux est par conséquent raisonnable.

Nous nous servons du modèle contraint pour décomposer les taux d'intérêt à long terme, comme nous l'avons fait dans l'équation 1. La série temporelle de la composante des anticipations de rendement dans chacun des quatre pays depuis 1975 est représentée dans le **Graphique 1**. Les colonnes en grisé indiquent les périodes de récession définies pour les États-Unis par le National Bureau of Economic Research<sup>9</sup>. Le graphique fait ressortir le recul à long terme des attentes du marché. On se souviendra qu'après avoir atteint des niveaux très élevés au début des années 1980, en raison de la décision de la Réserve fédérale américaine et d'autres banques centrales de relever les taux à court terme en vue de freiner l'inflation, les taux directeurs étaient graduellement redescendus. L'inflation s'étant repliée de façon spectaculaire, les taux d'intérêt à long terme ont à leur tour progressivement diminué.

Le modèle montre également que la seconde composante de notre décomposition, soit la prime de risque associée à la structure par terme des taux d'intérêt, présente une forte variabilité (**Graphique 2**). Deux caractéristiques du comportement de la prime de terme traduisent les effets des conditions macroéconomiques mondiales. La première est une diminution structurelle de cette prime en longue période, par suite de la réduction à la fois du niveau et de la volatilité de l'inflation mondiale<sup>10</sup>. De fait, du début des années 1980 au milieu des années 2000, les primes de terme ont connu un déclin progressif, interrompu par des revirements en période de récession.

La deuxième caractéristique est la nature nettement contracyclique du comportement de la prime de terme. L'évolution de cette prime est déterminée par les fluctuations de la croissance réelle de l'économie mondiale au fil du temps, puisque celles-ci influent sur le désir des investisseurs de détenir des

◀ *Après avoir atteint des niveaux très élevés au début des années 1980, les taux directeurs sont graduellement redescendus, et les attentes du marché se sont orientées à la baisse sur le long terme.*

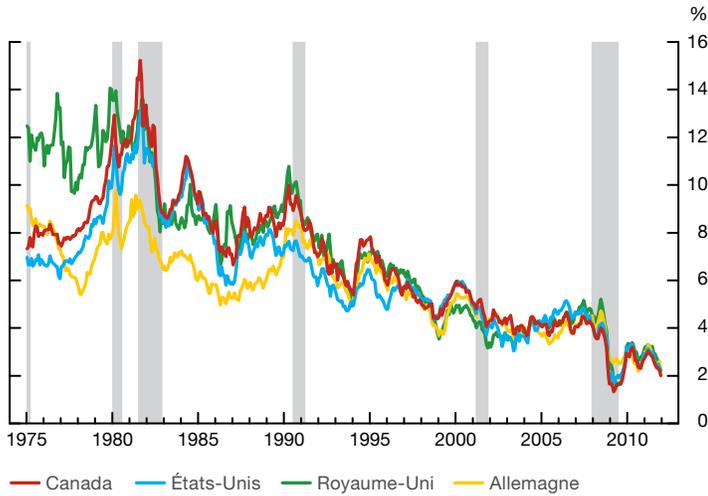
◀ *L'évolution de la prime de terme est déterminée par les fluctuations de la croissance réelle de l'économie mondiale au fil du temps, puisque celles-ci influent sur le désir des investisseurs de détenir des actifs risqués.*

<sup>8</sup> Nous plafonnons les ratios de Sharpe des investissements sur les marchés obligataires internationaux afin de refléter le caractère limité des possibilités d'investissement réelles. Le ratio de Sharpe est le quotient du rendement excédentaire anticipé de l'obligation par son écart-type. Il indique par conséquent à combien s'élève le rendement excédentaire attendu par unité de risque. Les modèles de la structure par terme comportant une condition d'absence d'arbitrage aboutissent souvent à des ratios de Sharpe excessivement élevés pour les portefeuilles obligataires en raison du grand nombre de paramètres, susceptible d'engendrer un surajustement à l'intérieur de l'échantillon (Duffee, 2010).

<sup>9</sup> Ces périodes ont servi à représenter les récessions mondiales.

<sup>10</sup> Joslin, Priebsch et Singleton (2010) ainsi que Wright (2011) observent une diminution similaire à long terme. Selon Wright (2011), ce recul pourrait aussi être causé par une moindre incertitude relativement aux taux d'inflation.

**Graphique 1 : Estimation des anticipations relatives aux rendements des obligations d'État coupon zéro à 10 ans**

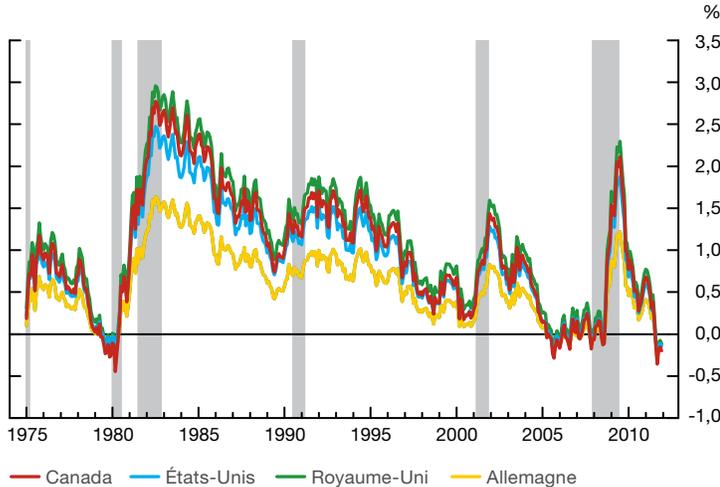


Nota : Les colonnes en grisé correspondent aux périodes de récession définies pour les États-Unis par le National Bureau of Economic Research.

Source : Bauer et Diez de los Rios (2012)

Dernière observation : décembre 2011

**Graphique 2 : Estimation de la prime de terme comprise dans les rendements des obligations d'État coupon zéro à 10 ans**



Nota : Les colonnes en grisé correspondent aux périodes de récession définies pour les États-Unis par le National Bureau of Economic Research.

Source : Bauer et Diez de los Rios (2012)

Dernière observation : décembre 2011

actifs risqués. Ainsi, les primes de terme à l'échelle mondiale sont faibles avant une récession alors que la croissance économique est encore très vigoureuse. Elles sont même tombées à des niveaux négatifs pendant la période 2005-2008, avant l'effondrement de Lehman Brothers et la crise financière qui a suivi<sup>11</sup>. Par contre, les primes grimpent rapidement en période

<sup>11</sup> Le bas niveau des primes de risque (rendements supplémentaires anticipés) sur les obligations « sûres » (c.-à-d. notées AAA) avant 2008 a pu inciter certains investisseurs ou intermédiaires financiers à se lancer dans une quête de rendements, autrement dit à investir dans des titres ou des projets plus risqués. Ce phénomène est préoccupant pour les décideurs publics, puisqu'on peut se demander si toutes les décisions de placement sont prises en tenant compte des risques en jeu (voir, par exemple, Cociuba, Shukayev et Ueberfeldt, 2011).

de récession, à cause de la chute de la production et de la consommation, qui a pour effet de rehausser la valeur que les investisseurs attribuent aux unités de production marginales. Par conséquent, le prix des actifs doit fléchir ou leur rendement augmenter afin de rémunérer l'investisseur pour la détention d'actifs risqués. Plusieurs études concluent à la contracyclicité de la prime de terme (Cochrane et Piazzesi, 2005; Joslin, Priebsch et Singleton, 2010)<sup>12</sup>.

## Politique monétaire et prime de risque mondiale

Notre modèle fait ressortir que, pour prévoir les variations des taux d'intérêt à long terme dans le contexte des anticipations relatives aux décisions de politique monétaire, il est important de prendre en compte l'influence des marchés mondiaux des actifs. Dans notre analyse du rôle des primes de risque variables dans le temps, nous nous sommes concentrés sur des périodes relativement courtes de façon à atténuer les effets de la tendance de la prime à diminuer sur le long terme.

Quand la Réserve fédérale des États-Unis a haussé son taux directeur afin de freiner la croissance et d'atténuer les pressions inflationnistes en 2004-2005, les taux d'intérêt américains à long terme sont restés stables — contrairement aux attentes des décideurs. Pour Alan Greenspan, alors président de la Réserve fédérale, cela représentait une « énigme » (*conundrum*), les modèles existants de la structure par terme des taux américains ne permettant pas d'expliquer les mouvements de la courbe de rendement (Greenspan, 2005). Des travaux ultérieurs ont établi qu'à l'époque, la prime de terme était en baisse aux États-Unis, ce qui a contribué à neutraliser l'influence des mesures prises par les responsables de la politique monétaire sur les taux à long terme (Backus et Wright, 2007; Cochrane et Piazzesi, 2008; Kim et Wright, 2005; Kozicki et Sellon, 2005; Rudebusch, Swanson et Wu, 2006).

Dans Bauer et Diez de los Rios (2012), nous montrons que le comportement de la prime de terme à l'origine du *conundrum* américain peut être considéré comme un phénomène mondial, apparent dans les structures de taux de plusieurs pays. Le **Tableau 1** présente les taux de rendement effectifs à court terme (un an) et à long terme (dix ans) des obligations coupon zéro, ainsi que les estimations du modèle pour le taux à dix ans, les anticipations du marché et la prime de terme, en mai 2004 et en juillet 2005. Comme on le voit à la première colonne, le relèvement du taux directeur par la Réserve fédérale s'est accompagné d'une augmentation du taux à court terme, qui est passé de 1,64 % à 3,86 %. On constate toutefois que le taux à long terme a reculé, chutant de 4,74 % à 4,33 %.

Notre modèle permet de comprendre pourquoi les interventions de la Réserve fédérale n'ont pas été suivies d'une augmentation des taux d'intérêt à long terme aux États-Unis. La composante des anticipations des taux à dix ans accuse une hausse durant la période examinée, passant de 4,05 % à 4,46 %. Ainsi, l'accroissement de 222 points de base des taux à court terme s'est soldé par une progression de 41 points des attentes des acteurs du marché quant à la trajectoire future du taux directeur. Toutefois, comme l'économie était en expansion et que l'on anticipait des conditions

◀ *Le comportement de la prime de terme à l'origine du conundrum américain peut être considéré comme un phénomène mondial.*

<sup>12</sup> D'autres chercheurs font valoir que la baisse des primes de terme survenue au milieu des années 2000 est plutôt imputable aux déséquilibres mondiaux. Selon eux, la demande d'actifs américains de haute qualité (notamment par les gestionnaires de réserves de change des banques centrales de pays émergents) a augmenté dans la foulée de la crise financière qui a frappé l'Asie en 1997-1998. Cette hausse de la demande a entraîné un repli des primes de terme à l'échelle mondiale (voir, par exemple, Caballero, Farhi et Gourinchas, 2008). Les déséquilibres mondiaux ont certes pu jouer un rôle dans le récent recul des primes, mais nous observons que ces dernières ont diminué pendant les périodes d'expansion des années 1970, 1980 et 1990, alors que les déséquilibres mondiaux n'étaient pas encore apparus. De même, nous notons une élévation importante des primes de terme durant les récessions.

**Tableau 1 : Variation des taux d'intérêt à court et à long terme entre mai 2004 et juillet 2005**

	Rendement effectif à un an (%)	Rendement effectif à dix ans (%)	Rendement à dix ans estimé (%)	Composante des anticipations (%)	Prime de risque liée à la structure par terme (%)
<b>États-Unis</b>					
Mai 2004	1,64	4,74	4,74	4,05	0,69
Juillet 2005	3,86	4,33	4,44	4,46	-0,02
Variation <sup>a</sup>	222,00	-41,00	-30,41	41,33	-71,74
<b>Canada</b>					
Mai 2004	2,13	4,78	4,84	4,07	0,77
Juillet 2005	2,88	3,96	3,83	3,89	-0,06
Variation <sup>a</sup>	75,00	-82,00	-101,62	-18,04	-83,58
<b>Royaume-Uni</b>					
Mai 2004	4,47	4,96	4,94	4,05	0,89
Juillet 2005	4,21	4,29	4,26	4,22	0,04
Variation <sup>a</sup>	-25,83	-66,81	-67,95	17,00	-84,95
<b>Allemagne<sup>b</sup></b>					
Mai 2004	2,17	4,40	4,42	3,97	0,45
Juillet 2005	2,14	3,26	3,34	3,39	-0,05
Variation <sup>a</sup>	-2,50	-113,80	-108,45	-57,98	-50,47

a. Les variations sont exprimées en points de base.

b. Les taux d'intérêt des obligations émises par l'Allemagne sont utilisés pour représenter la zone euro.

Source : Bauer et Diez de los Rios (2012)

favorables, la prime de terme pour les titres du Trésor américain a fléchi de près de 72 points de base. Il est important de noter que le même phénomène a été constaté ailleurs : la prime de terme comprise dans les rendements à long terme a en effet diminué dans chacun des quatre pays à l'étude, alors même que les banques centrales de ces pays ont relevé les taux d'intérêt à court terme (Canada) ou les ont maintenus près de leurs niveaux de départ (Royaume-Uni et Allemagne).

Nous pouvons aussi estimer l'influence de la prime de terme mondiale en période de récession. Le **Tableau 2** illustre les variations du taux directeur et du taux d'intérêt à long terme dans chacun des quatre pays considérés pendant les cinq périodes officiellement désignées comme des récessions aux États-Unis par le National Bureau of Economic Research. À chaque période, les banques centrales ont cherché à assouplir les conditions monétaires en abaissant les taux à court terme. En général, les taux à long terme se sont repliés au même moment, principalement sous l'effet d'une diminution des anticipations à l'égard des rendements sur le long terme. Par exemple, pendant la récession de 1981-1982, la Réserve fédérale a réduit les taux d'intérêt à court terme de 476 points de base, et le rendement à dix ans a chuté de 262 points. Les résultats du modèle donnent à penser que la banque centrale américaine est parvenue à faire descendre de 280 points de base les taux à un an attendus pour les dix années suivantes. Or, dans le même temps, la prime de terme s'est accrue de 69 points de base, faisant ainsi pression en sens contraire sur les taux d'intérêt américains à long terme. Cet effet compensatoire de la prime de risque internationale liée à la structure par terme s'observe dans nombre de pays : l'élévation de la prime en période de récession pousse à la hausse les taux d'intérêt des obligations à long terme, qui sont plus sensibles à ce risque.

Cet effet est évident pendant la crise financière de 2007-2009 : les taux d'intérêt à court terme aux États-Unis ont reculé de 263 points de base, mais les taux à long terme n'ont fléchi que de 23 points. Cela tient au fait

◀ *L'effet compensatoire de la prime de risque internationale liée à la structure par terme s'observe dans nombre de pays : l'élévation de la prime en période de récession pousse à la hausse les taux d'intérêt des obligations à long terme, qui sont plus sensibles à ce risque.*

que, bien que la Réserve fédérale ait réussi à réduire de 224 points de base les anticipations relatives au taux directeur (Tableau 2)<sup>13</sup>, la prime de terme a grimpé de 190 points.

**Tableau 2 : Variation des taux d'intérêt à court et à long terme pendant les récessions aux États-Unis**

En points de base, du début à la fin des périodes de récession (selon les dates établies par le National Bureau of Economic Research)

	Rendement effectif à un an	Rendement effectif à dix ans	Rendement à dix ans estimé	Composante des anticipations	Prime de risque liée à la structure par terme
<b>États-Unis</b>					
Décembre 1979 – juillet 1980	-219	34	64	-9	73
Juin 1981 – novembre 1982	-476	-262	-211	-280	69
Juin 1990 – mars 1991	-157	-27	-24	-45	21
Février – novembre 2001	-246	-3	1	-81	81
Octobre 2007 – juin 2009	-263	-23	-34	-224	190
<b>Canada</b>					
Décembre 1979 – juillet 1980	-100	13	37	-46	83
Juin 1981 – novembre 1982	-889	-486	-484	-564	80
Juin 1990 – mars 1991	-294	-73	-87	-111	24
Février – novembre 2001	-237	1	17	-77	94
Octobre 2007 – juin 2009	-329	-46	-37	-255	218
<b>Royaume-Uni</b>					
Décembre 1979 – juillet 1980	-133	-120	-141	-225	84
Juin 1981 – novembre 1982	-199	-242	-249	-333	84
Juin 1990 – mars 1991	-272	-109	-109	-133	25
Février – novembre 2001	-111	-6	-16	-113	97
Octobre 2007 – juin 2009	-414	-94	-91	-318	226
<b>Allemagne<sup>a</sup></b>					
Décembre 1979 – juillet 1980	-20	-15	-4	-54	50
Juin 1981 – novembre 1982	-526	-180	-179	-225	47
Juin 1990 – mars 1991	22	-31	-32	-46	14
Février – novembre 2001	-125	-5	1	-55	56
Octobre 2007 – juin 2009	-310	-46	-45	-172	127

a. Les taux d'intérêt des obligations émises par l'Allemagne sont utilisés pour représenter la zone euro.

Source : Bauer et Diez de los Rios (2012)

Si la crise financière n'a pas commencé au Canada, il est clair que le pays n'a pas entièrement échappé à ses répercussions. La Banque du Canada a abaissé son taux directeur, ce qui s'est traduit par une diminution de 329 points de base du taux d'intérêt effectif à un an utilisé dans le modèle. Cependant, les taux d'intérêt canadiens à long terme ont été nettement touchés par la situation macroéconomique mondiale et les mesures de politique monétaire qui en ont résulté, tant au pays qu'à l'étranger. Par exemple, notre modèle indique qu'à la fin de 2011, les détenteurs d'obligations du gouvernement canadien prévoyaient que les taux à un an s'établiraient en moyenne à 2,01 % pour les dix années suivantes (Graphique 1). Les taux d'intérêt canadiens à long terme ont aussi subi les contrecoups du bas niveau de la prime de terme mondiale, la valeur estimée de cette composante au Canada ayant glissé juste au-dessous de zéro à la fin de 2011 (Graphique 2).

<sup>13</sup> La réduction des anticipations est peut-être attribuable aux mesures de politique non traditionnelles mises en œuvre par la Réserve fédérale.

## Conclusion

Notre analyse fait ressortir dans quelle mesure la prime de risque mondiale associée à la structure par terme des taux d'intérêt et les interventions de politique monétaire influent sur les taux à long terme. Parce qu'elle est contracyclique en regard du cycle économique international, la prime de risque peut avoir des effets sur les taux à long terme qui vont à l'encontre des mesures de politique monétaire des banques centrales. Ces dernières doivent donc tenir compte de ces dynamiques pour calibrer leurs actions comme il se doit. De fait, étant donné le bas niveau des taux à long terme à l'heure actuelle, il est essentiel, aux fins de la prise des décisions de politique monétaire, de bien comprendre comment varie la prime de risque mondiale.

Comme la politique monétaire peut avoir des incidences différentes sur les anticipations et sur la prime de risque liée à la structure par terme, les niveaux affichés par ces deux composantes peuvent, à leur tour, agir sur les facteurs macroéconomiques de différentes façons. C'est pourquoi il importe d'étudier plus avant comment l'évolution des attentes des marchés et les variations de la prime de terme à l'échelle mondiale influent sur la croissance et l'inflation.

---

## Ouvrages et articles cités

- Backus, D. K., et J. H. Wright (2007). *Cracking the Conundrum*, document de travail n° 13419, National Bureau of Economic Research.
- Bauer, G. H., et A. Diez de los Rios (2012). *An International Dynamic Term Structure Model with Economic Restrictions and Unspanned Risks*, document de travail n° 2012-5, Banque du Canada.
- Bauer, M. D., G. D. Rudebusch et J. (C.) Wu (2011). *Correcting Estimation Bias in Dynamic Term Structure Models*, document de travail n° 2011-12, Banque fédérale de réserve de San Francisco.
- Bekaert, G., et R. J. Hodrick (2001). « Expectations Hypotheses Tests », *The Journal of Finance*, vol. 56, n° 4, p. 1357-1394.
- Caballero, R. J., E. Farhi et P.-O. Gourinchas (2008). « An Equilibrium Model of "Global Imbalances" and Low Interest Rates », *The American Economic Review*, vol. 98, n° 1, p. 358-393.
- Campbell, J. Y., et R. J. Shiller (1991). « Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View », *The Review of Economic Studies*, numéro spécial intitulé « The Econometrics of Financial Markets », vol. 58, n° 3, p. 495-514.
- Cochrane, J. H., et M. Piazzesi (2005). « Bond Risk Premia », *The American Economic Review*, vol. 95, n° 1, p. 138-160.
- (2008). *Decomposing the Yield Curve*. Internet : [http://www.business.rice.edu/uploadedFiles/Faculty\\_and\\_Research/Academic\\_Areas/Finance/Seminar\\_PDFs/cochrane\\_111408.pdf](http://www.business.rice.edu/uploadedFiles/Faculty_and_Research/Academic_Areas/Finance/Seminar_PDFs/cochrane_111408.pdf).

- Cociuba, S. E., M. Shukayev et A. Ueberfeldt (2011). *Do Low Interest Rates Sow the Seeds of Financial Crises?*, document de travail n° 2011-31, Banque du Canada.
- Dorich, J., R. R. Mendes et Y. Zhang (2011). « Intégration de plusieurs taux d'intérêt au modèle TOTEM », *Revue de la Banque du Canada*, été, p. 3-12.
- Duffee, G. R. (2010). *Sharpe Ratios in Term Structure Models*, Université John Hopkins. Internet : <http://www.econ2.jhu.edu/people/Duffee/duffeeSharpe.pdf>.
- Greenspan, A. (2005). *Federal Reserve Board's Semiannual Monetary Policy Report to the Congress*, témoignage présenté devant le Committee on Banking, Housing, and Urban Affairs, Sénat des États-Unis, 16 février. Internet : <http://www.federalreserve.gov/boarddocs/hh/2005/february/testimony.htm>.
- Joslin, S., M. Priebsch et K. J. Singleton (2010). *Risk Premiums in Dynamic Term Structure Models with Unspanned Macro Risks*. Internet : <http://www.stanford.edu/~priebsch/pdf/jps.pdf>.
- Kim, D. H., et J. H. Wright (2005). *An Arbitrage-Free Three-Factor Term Structure Model and the Recent Behavior of Long-Term Yields and Distant-Horizon Forward Rates*, Conseil des gouverneurs de la Réserve fédérale, coll. « Finance and Economics Discussion », n° 2005-33.
- Kozicki, S., E. Santor et L. Suchanek (2011). « L'expérience internationale du recours à une mesure de politique monétaire non traditionnelle : l'achat d'actifs par les banques centrales », *Revue de la Banque du Canada*, printemps, p. 13-27.
- Kozicki, S., et G. Sellon (2005). « Longer-Term Perspectives on the Yield Curve and Monetary Policy », *Economic Review*, Banque fédérale de réserve de Kansas City, quatrième trimestre, p. 5-33.
- Rudebusch, G. D., E. T. Swanson et T. Wu (2006). « The Bond Yield "Conundrum" from a Macro-Finance Perspective », *Monetary and Economic Studies*, vol. 24, n° S-1, p. 83-128.
- Sarno, L., D. L. Thornton et G. Valente (2007). « The Empirical Failure of the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Bond Yields », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 42, n° 1, p. 81-100.
- Wright, J. H. (2011). « Term Premia and Inflation Uncertainty: Empirical Evidence from an International Panel Dataset », *The American Economic Review*, vol. 101, n° 4, p. 1514-1534.

# Une analyse des indicateurs de risque de bilan au sein des institutions financières canadiennes

*David Xiao Chen, Bureau des données et des statistiques, H. Evren Damar et Hani Soubra, département de la Stabilité financière, et Yaz Terajima, département des Analyses de l'économie canadienne*

- Le présent article se propose de comparer différents types d'institution financière canadienne en examinant l'évolution dans le temps de ratios indicateurs de quatre sources de risque de bilan : le levier, les fonds propres, la liquidité de l'actif et le financement.
- Au cours des trois dernières décennies, les divers indicateurs de risque de bilan ont reculé dans la plupart des institutions de notre échantillon autres que les six grandes banques, tandis que dans ces six banques, ils sont demeurés relativement inchangés, ce qui se traduit par une hétérogénéité croissante de ces indicateurs.
- Le repli général et l'accentuation de l'hétérogénéité des indicateurs de risque sont survenus dans la foulée de changements d'ordre réglementaire, comme l'entrée en vigueur en 1995 de lignes directrices sur la liquidité de financement et l'imposition aux banques, en 2000, d'exigences individualisées en matière de levier. Voilà qui donne à penser que l'évolution de la réglementation a entraîné des effets hétérogènes importants sur la façon dont les institutions financières gèrent leur bilan et a contribué à accroître la résilience du secteur bancaire en resserrant la gestion des risques de bilan.

Une des responsabilités premières de la Banque du Canada consiste à favoriser la sûreté et l'efficacité du système financier canadien. À l'appui de cette mission, des chercheurs et des analystes des politiques au sein de l'institution s'intéressent à la solidité globale du secteur bancaire canadien, au rôle de celui-ci dans le système financier du pays ainsi qu'à ses liens importants avec l'économie réelle.

Les récentes réformes réglementaires dites de « Bâle III »<sup>1</sup> visent à renforcer la résilience des banques et de l'ensemble du système bancaire en se fondant sur les dures leçons tirées de la dernière crise financière, celle-ci ayant révélé que bon nombre de banques dans les économies avancées étaient sous-capitalisées, illiquides et surendettées<sup>2</sup>. Les grandes banques internationales sont au cœur du dispositif de Bâle III, mais il arrive pourtant

<sup>1</sup> Bâle III est un dispositif d'encadrement des institutions financières internationales prévoyant un ensemble d'exigences réglementaires minimales (en ce qui concerne notamment les fonds propres, la liquidité et le levier). Voir à ce sujet le document du Comité de Bâle sur le contrôle bancaire (2011).

<sup>2</sup> Même si, par rapport à celui des autres économies avancées, le secteur bancaire canadien a mieux résisté à la crise, le pays a néanmoins connu des problèmes de liquidité et de financement.

que des établissements financiers de tailles diverses jouent un rôle distinctif et d'une ampleur parfois systémique<sup>3</sup>. En particulier, il n'est pas rare que de petites banques occupent une place disproportionnée dans certains créneaux, par exemple sur le marché interbancaire ou dans les systèmes de paiement et de règlement. Ces banques présentent généralement une moins grande diversification de leur portefeuille et une plus forte concentration géographique<sup>4</sup>. Elles peuvent donc être plus vulnérables à d'éventuels chocs frappant un secteur ou une région que d'autres, plus grandes, dont le portefeuille est bien diversifié et dont le rayon d'activité est plus large<sup>5</sup>.

Dans le présent article, nous étudions les similitudes et les différences entre les risques de bilan de différentes institutions financières. À cette fin, nous examinons quatre indicateurs clés de risque de bilan — les ratios de levier, de fonds propres, de liquidité de l'actif et de financement — dans deux groupes d'établissements répartis par taille et par type. Notre analyse entend déborder le cadre des nombreux travaux existants consacrés aux six grandes banques pour proposer une perspective plus vaste, englobant cette fois l'ensemble du secteur bancaire. Nous nous penchons également sur l'évolution de ces indicateurs de risque sur les trente dernières années et décrivons les changements apportés à la réglementation du secteur bancaire qui pourraient avoir contribué à la dynamique observée.

## Données et groupes de banques

Nos données sur les institutions financières canadiennes proviennent de rapports financiers réglementaires et ont été recueillies conjointement par la Banque du Canada, le Bureau du surintendant des institutions financières Canada (BSIF) et la Société d'assurance-dépôts du Canada<sup>6</sup>. Notre échantillon est formé des données financières réglementaires de l'ensemble des 156 institutions de dépôt constituées en vertu d'une loi fédérale, en activité ou non<sup>7</sup>.

À l'intérieur de notre échantillon, nous avons distingué deux groupes : les six grandes banques et les institutions financières autres que ces six banques. Nous avons subdivisé ce dernier groupe selon deux critères : la taille du total de l'actif (grande, moyenne ou petite institution) et le type d'institutions (filiale étrangère, autre banque canadienne ou société de fiducie et de prêt)<sup>8,9</sup>.

3 Voir Allen et Gale (2000), Chan-Lau (2010) ainsi que Gauthier et autres (2011).

4 Berger et autres (2005), notamment, font valoir qu'en matière d'octroi de crédit, les banques de petite taille ont généralement des pratiques fondées sur les relations de long terme avec les clients, ce qui signifie que leur évaluation va au-delà des notations financières et des rapports financiers. Il leur est donc plus facile de prêter à certains types d'emprunteurs qui pourraient éprouver des difficultés à obtenir du crédit ailleurs.

5 Illing et Liu (2003, p. 9) ont estimé que « malgré la taille modeste de la Banque Commerciale du Canada et de la Norbanque, leur faillite, en 1985, aurait pu perturber l'ensemble du système bancaire canadien ». [Traduction]

6 Recueillies depuis 1996, les données sont mises à la disposition du public dans le site du BSIF, à l'adresse [http://www.osfi-bsif.gc.ca/osfi/index\\_f.aspx?ArticleID=554](http://www.osfi-bsif.gc.ca/osfi/index_f.aspx?ArticleID=554).

7 Sont exclues les filiales d'autres institutions de dépôt de l'échantillon dont les états financiers sont consolidés (pour éviter le double comptage) ainsi que les succursales de banques étrangères puisqu'elles ne disposent pas de fonds propres, donnée indispensable au calcul des ratios de levier et de fonds propres. Pour plus de précisions sur la méthode d'échantillonnage, voir Chen et autres (à paraître).

8 Pour chaque mois, nous avons réparti les institutions autres que les six grandes banques en trois groupes égaux en nombre, selon la valeur de leur actif. En août 2011, ces valeurs étaient les suivantes : plus de 2,2 milliards de dollars pour les grandes institutions, entre 0,2 milliard et 2,2 milliards de dollars pour les institutions moyennes, et moins de 0,2 milliard de dollars pour les petites.

9 Les « autres banques canadiennes » sont toutes des banques nationales, tandis que les « filiales étrangères » sont des banques étrangères constituées sous le régime de la *Loi sur les banques* du Canada. Les sociétés de fiducie et de prêt ont traditionnellement centré leurs activités sur les prêts hypothécaires résidentiels et les dépôts à terme, du moins jusqu'aux années 1990 (Freedman, 1998). On trouvera à l'Annexe 1 de notre article, à la page 36, la liste des institutions financières actives de chaque type, en date d'août 2011.

Le **Tableau 1** présente des statistiques sommaires sur notre échantillon. En date d'août 2011, le groupe des six grandes banques réunit environ 90 % du total des actifs de toutes les institutions étudiées. Dans le second groupe, la majeure partie des actifs sont détenus par les établissements de grande taille<sup>10</sup>. Les six grandes banques sont plus diversifiées géographiquement que les autres institutions, comme le montrent les deux dernières lignes du tableau : elles exercent leur activité dans les dix provinces et constituent le groupe dont la part des actifs détenue en Ontario, la plus grosse province du pays, est la plus faible<sup>11</sup>. Les institutions du second groupe sont quant à elles présentes dans un moins grand nombre de provinces et détiennent une part plus importante de leurs actifs en Ontario. C'est notamment le cas des filiales étrangères : des trois types d'institution, ce sont elles qui sont les moins dispersées géographiquement, même si elles représentent plus de la moitié des actifs des établissements autres que les six grandes banques.

**Tableau 1 : Statistiques sommaires relatives aux institutions financières canadiennes de notre échantillon**

	Six grandes banques	Autres institutions					
		Grande taille	Taille moyenne	Petite taille	Filiales étrangères	Autres banques canadiennes	Sociétés de fiducie et de prêt <sup>a</sup>
<b>Actif (en milliards de dollars), août 2011</b>							
<b>Total</b>	3 076,1	284,2	16,3	1,5	165,8	73,6	62,6
<b>Moyenne</b>	512,7	14,2	0,8	0,1	8,7	4,9	2,4
<b>Nombre d'institutions, de janvier 1983 à août 2011</b>							
<b>Moyenne</b>	6,0	20,0	20,0	21,0	41,0	7,0	23,0
<b>Concentration géographique, de janvier 1983 à août 2011</b>							
<b>Nombre de provinces où l'institution a des actifs</b>	10,0	6,0	4,4	2,7	3,8	6,7	6,2
<b>Pourcentage des actifs en Ontario</b>	20,0	33,8	41,5	38,4	41,6	24,7	32,9

a. Les premières données sur le nombre de sociétés de fiducie et de prêt et leur concentration géographique remontent à 1996.

Source : Bureau du surintendant des institutions financières Canada

## Analyse des indicateurs de risque de bilan

### Quatre mesures des risques pesant sur le bilan des banques

Nous avons restreint notre analyse à quatre ratios clés indicateurs de risque de bilan<sup>12</sup>.

Le premier est un *ratio de levier* qui mesure le risque lié aux sources de financement autres que les fonds propres. Il s'agit d'un indicateur simple et transparent du risque de bilan, qui n'est pas sujet aux erreurs de

<sup>10</sup> Comme le montre l'Annexe 1, tous les types d'institution sont représentés dans le groupe des institutions financières de grande taille.

<sup>11</sup> La part des actifs des six grandes banques détenue en Ontario (20 %) peut sembler très mince. Il faut toutefois se rappeler que leurs actifs sont répartis dans un plus grand nombre de provinces et de pays que ceux des autres institutions. Par ailleurs, certains actifs ne sont pas associés à un lieu précis (les immobilisations incorporelles, par exemple), ce qui abaisse les pourcentages des actifs qui, eux, le sont.

<sup>12</sup> Pour dégager une vue d'ensemble complète du risque bancaire, il faudrait réaliser toute une gamme d'analyses (qui porteraient notamment sur les provisions pour pertes sur prêts ainsi que l'asymétrie des échéances des actifs et des passifs). Nous nous limitons cependant aux quatre ratios qui rendent compte des aspects du risque faisant l'objet du dispositif de Bâle III.

modélisation et de quantification associées aux mesures du risque de l'actif. Il est défini comme suit :

Ratio de levier = Total de l'actif / (total des fonds propres + dette subordonnée)<sup>13</sup>.

Toutes choses égales par ailleurs, plus ce ratio est élevé, plus grande est la vulnérabilité aux chocs négatifs qui font diminuer la valeur des actifs ou la liquidité de financement<sup>14</sup>.

Notre deuxième indicateur est un *ratio de fonds propres* qui rend compte des risques relatifs aux actifs bancaires. Nous avons retenu le ratio de fonds propres de catégorie 1, calculé selon la formule suivante :

Ratio de fonds propres de catégorie 1 (%) = 100 x fonds propres nets de catégorie 1 rajustés / total des actifs pondérés en fonction des risques<sup>15</sup>.

Un ratio de fonds propres élevé signifie que les positions de la banque en fonds propres sont relativement importantes ou que celle-ci détient relativement peu d'actifs à risque; il est associé à une moins grande vulnérabilité aux chocs défavorables. Deux institutions identiques du point de vue de la taille du bilan et du niveau des fonds propres (c.-à-d. ayant des ratios de levier égaux) n'auront pas nécessairement le même ratio de fonds propres si la composition de leurs actifs diffère.

Le ratio de levier et le ratio de fonds propres indiquent tous les deux si la banque a suffisamment de fonds propres pour financer ses actifs. Cependant, comme la récente crise financière l'a bien montré, l'adéquation des fonds propres n'est pas à elle seule un gage de stabilité. La liquidité de financement et la liquidité de l'actif ont aussi une importance déterminante dans le maintien de la viabilité des banques<sup>16</sup>. C'est pourquoi nous avons

◀ *L'adéquation des fonds propres n'est pas à elle seule un gage de stabilité. La liquidité de financement et la liquidité de l'actif ont aussi une importance déterminante dans le maintien de la viabilité des banques.*

<sup>13</sup> Cette définition n'est guère éloignée de celle du ratio de levier réglementaire utilisée par le BSIF, qui prend en considération le total des fonds propres réglementaires calculé selon le dispositif de Bâle II, y compris la dette subordonnée (voir Bordeleau, Crawford et Graham, 2009). En 2013, lorsque les banques canadiennes commenceront à suivre les règles prévues dans Bâle III, le total des fonds propres réglementaires sera calculé selon une méthode légèrement modifiée. Ainsi, les actifs des fonds de pension à prestations déterminées, les charges administratives transférables liées aux créances hypothécaires et l'impôt différé actif feront alors l'objet de déductions.

<sup>14</sup> Un levier démesuré pourrait accroître la dépendance d'une banque à l'égard de sources de financement à court terme potentiellement volatiles et exposer celle-ci à un risque de liquidité de financement accru (Bordeleau, Crawford et Graham, 2009).

<sup>15</sup> Les fonds propres nets de catégorie 1 rajustés comprennent normalement, entre autres, les fonds propres et les réserves publiées, y compris les bénéfices non distribués. Le total des actifs pondérés en fonction des risques est calculé selon les règles prévues dans les accords de Bâle. Ce n'est que depuis 1994, après la mise en œuvre de Bâle I à la fin de 1992, que les données servant au calcul du ratio de fonds propres de catégorie 1 sont publiées trimestriellement. Par suite de l'introduction du dispositif de Bâle II, le calcul des deux composantes du ratio de fonds propres de catégorie 1 a été mis à jour de façon à ce que la composante de risque de marché soit prise en compte à partir de 1997 et que les institutions financières aient la possibilité d'appliquer leurs propres modèles d'évaluation des risques de leurs actifs (avec l'accord du BSIF à compter de 2008. Quant au dispositif de Bâle III, il intègre à la méthode de calcul de ces deux composantes une nouvelle déduction applicable aux fonds propres (voir la note 13) et augmente la pondération de la composante « risque de marché » dans le calcul de la valeur des actifs pondérés en fonction des risques.

<sup>16</sup> Durant la crise, la liquidité s'est détériorée sur les marchés de financement à court terme des États-Unis, du Royaume-Uni, de la zone euro et, dans une bien moindre mesure, du Canada. Par conséquent, les banques ont éprouvé des difficultés à financer leurs actifs. Il s'en est suivi des liquidations massives d'actifs, ces institutions vendant en catastrophe des actifs qu'elles n'arrivaient plus à financer. Quand le dispositif de Bâle III sera instauré, les banques devront respecter des niveaux minimaux de ratios de liquidité et de financement, désignés « ratio de liquidité à court terme » et « ratio structurel de liquidité à long terme », et faire rapport aux autorités à cet égard. Les règles en matière de liquidité visent à mesurer la capacité des banques de faire face à de graves difficultés de financement à court terme, et les exigences sont fixées de manière à préserver l'accès des banques à des sources stables de financement. Pour plus de précisions, on se reportera au document du Comité de Bâle sur le contrôle bancaire (2010) ainsi qu'à l'étude de Gomes et Khan (2011).

élaboré des ratios qui rendent compte du risque de liquidité de l'actif et du risque de liquidité de financement des banques. Ils sont moins complexes que les ratios proposés dans le volet liquidité du dispositif de Bâle III<sup>17</sup> et diffèrent de ceux-ci en raison des contraintes de disponibilité des données historiques.

Notre troisième indicateur de risque est un *ratio de liquidité de l'actif*<sup>18</sup>, défini de la manière suivante :

Ratio de liquidité de l'actif (%) = 100 x (trésorerie et équivalents de trésorerie + titres du secteur public + prêts à court terme garantis) / total de l'actif.

Un ratio de liquidité de l'actif élevé signale qu'une institution est en mesure de résister à des chocs négatifs qui rendraient nécessaire la liquidation d'actifs. Une institution à l'actif moins liquide serait moins apte à faire face à de tels chocs.

Notre quatrième indicateur consiste en un *ratio de financement*, que nous définissons comme la part du total de l'actif financée sur les marchés de gros, source de financement relativement moins stable que les dépôts de détail, par exemple (c.-à-d. les dépôts des particuliers)<sup>19</sup> :

Ratio de financement (%) = 100 x (dépôts autres que ceux des particuliers + cessions en pension) / total de l'actif<sup>20</sup>.

Plus ce ratio est élevé, plus la banque mobilise de fonds sur le marché et plus elle est exposée aux chocs négatifs qui pourraient frapper le marché et perturber sa capacité de financer son actif de façon continue.

Ces indicateurs fournissent des informations utiles sur les risques pesant sur les bilans bancaires, mais la prudence s'impose dans l'interprétation des niveaux de risque des groupes d'institutions. Un risque « élevé » mesuré par un ratio donné peut tout aussi bien témoigner de la latitude accordée par les autorités de réglementation ou de surveillance à un établissement qui gère bien les risques. Dans le présent article, nous qualifions le risque de « plus élevé » ou de « moins élevé » en supposant que les exigences prudentielles restent constantes.

## Dynamique globale des indicateurs de risque de bilan

Les Graphiques 1a à 1d montrent l'évolution des quatre ratios indicateurs de risque de bilan à l'intérieur de notre échantillon d'institutions financières. Les tendances générales portent à croire que les établissements autres que

◀ *Les établissements autres que les six grandes banques ont gagné en résilience avec le temps.*

17 Nos ratios de liquidité de l'actif et de financement mesurent chacun le risque de liquidité associé à un côté du bilan. Par comparaison, les normes en matière de liquidité proposées dans le cadre de Bâle III prennent simultanément en compte les deux côtés du bilan et reposent sur des hypothèses plus complexes relatives à l'assèchement des financements (par exemple le retrait soudain des passifs bancaires) et aux décotes (c.-à-d. la différence en pourcentage entre la valeur de marché d'un actif et sa valeur en tant que garantie).

18 Ce ratio renseigne sur le volant de liquidités dont dispose l'institution et ne tient pas compte des décotes ni des flux d'intérêts ou de principal, comme le prévoit actuellement la méthode de calcul du ratio de liquidité à court terme.

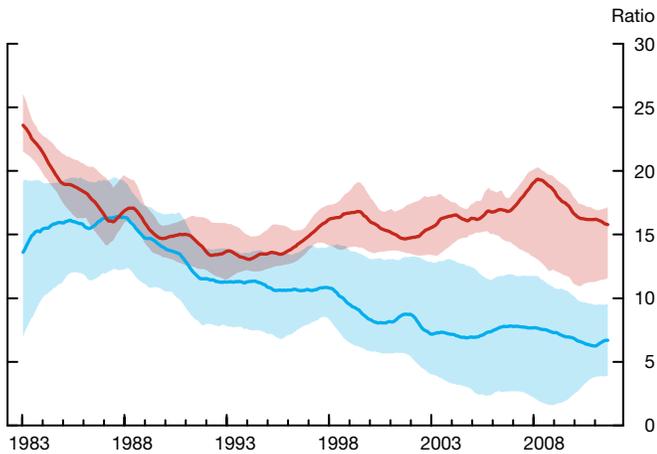
19 Ainsi défini, le ratio de financement ne distingue pas les échéances des fonds ni les risques associés aux actifs, contrairement au ratio structurel de liquidité à long terme.

20 Les « dépôts autres que ceux des particuliers » (catégorie du rapport réglementaire sur les bilans) comprennent les instruments de financement de marché tels que le papier commercial, les acceptations bancaires et les billets de dépôt.

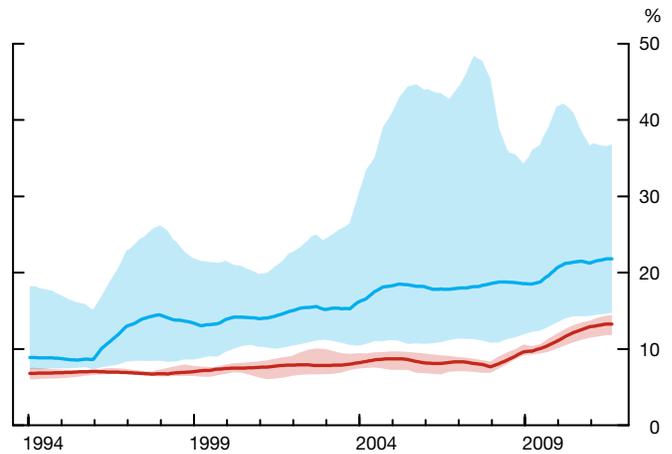
**Graphiques 1a à 1d : Indicateurs de risque de bilan au sein des institutions financières canadiennes**

Moyenne mobile sur 12 mois, données mensuelles

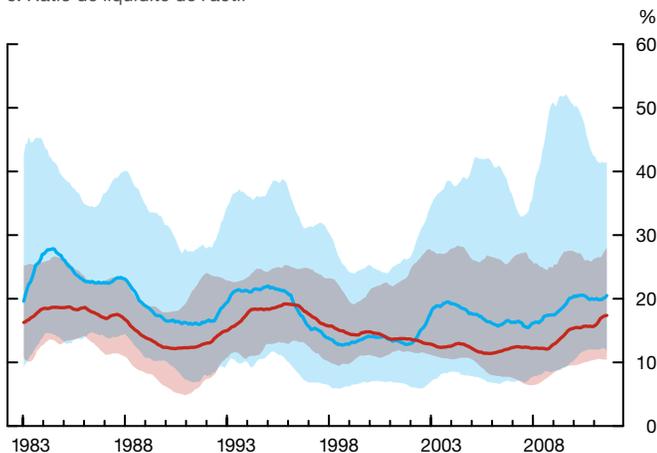
a. Ratio de levier



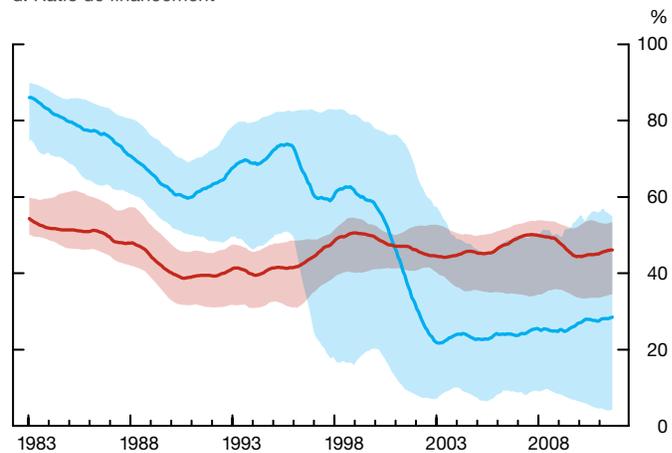
b. Ratio de fonds propres



c. Ratio de liquidité de l'actif



d. Ratio de financement



■ Six grandes banques  
(intervalle de variation autour de la médiane)  
— Six grandes banques (médiane)

■ Autres institutions comprises entre le 25<sup>e</sup> et le 75<sup>e</sup> centile  
(intervalle de variation autour de la médiane)  
— Autres institutions (médiane)

Nota : Seules sont considérées dans le Graphique 1d les institutions qui mobilisent des fonds sur les marchés de gros.

Source : Bureau du surintendant des institutions financières Canada

Dernière observation : août 2011

les six grandes banques ont gagné en résilience avec le temps. On note un accroissement de leurs fonds propres ainsi qu'une baisse du levier et du risque de financement. Dans le cas des six grandes banques, les ratios de fonds propres augmentent modestement jusqu'en 2008, puis la tendance devient plus positive. Leurs ratios de levier ne cessent de reculer dans les années 1980, pour remonter ensuite graduellement jusqu'à ce que le Canada soit touché par la crise financière, en 2008. Quant à leurs ratios de liquidité de l'actif et de financement, on observe qu'ils restent stables ou n'affichent aucune tendance à long terme.

Plusieurs modifications apportées à la réglementation du secteur financier au cours des dernières décennies pourraient expliquer en partie ces évolutions. Ainsi, l'imposition de plafonds de levier réglementaires propres à chaque banque en 2000 a probablement contribué à accroître la dispersion

◀ Plusieurs modifications apportées à la réglementation du secteur financier pourraient expliquer en partie l'évolution des indicateurs de risque de bilan.

des ratios de levier des deux groupes<sup>21</sup>. La diminution progressive du levier dans les institutions autres que les six grandes banques, à la fin des années 1990, pourrait être la conséquence d'une vague de regroupements d'entreprises. En effet, lorsque les prises de participation croisées entre les banques commerciales et les sociétés de fiducie et de prêt ont été autorisées par suite de la révision de la *Loi sur les banques* en 1992, les six grandes banques ont acquis plusieurs de ces sociétés. À supposer qu'il s'agissait d'établissements à fort levier, leur acquisition et leur retrait du sous-groupe des autres institutions (puisqu'elles sont devenues des filiales) pourraient avoir abaissé le levier global du groupe<sup>22</sup>.

Autre changement réglementaire notable, les exigences minimales de fonds propres prescrites par le BSIF ont été relevées en 1999. Le ratio minimal de fonds propres de catégorie 1 est passé de 4 % (la norme prévue par le dispositif de Bâle I) à 7 %, ce qui a contribué à la hausse tendancielle des fonds propres. La baisse prononcée du ratio de financement des institutions autres que les six grandes banques à la fin des années 1990 est imputable en partie à la publication, en 1995<sup>23</sup>, de lignes directrices du BSIF en matière de liquidités, qui rendent obligatoire l'observation de pratiques rigoureuses de gestion du risque de liquidité pour les établissements qui ont beaucoup recours au financement de marché<sup>24</sup>.

L'hétérogénéité de ces indicateurs à l'intérieur du système bancaire (et dont témoignent les écarts entre les six grandes banques et les autres institutions financières ainsi que ceux observés au sein de ce dernier groupe) est généralement plus marquée depuis le milieu des années 1990. Cette évolution est peut-être attribuable, en partie, au renforcement de la discipline de marché ou encore à l'individualisation croissante de la réglementation, avec pour conséquence des ratios de bilan qui reflètent mieux les risques réels sous-jacents. Ainsi, l'imposition par le BSIF d'un coefficient de levier réglementaire peu élevé dans une banque peut indiquer la présence d'un risque opérationnel sous-jacent. De fait, le BSIF prend en compte tout un ensemble de critères, depuis l'expérience de gestion et d'exploitation, la solidité de la société mère, les bénéficiaires, la diversification et la nature de l'actif jusqu'à la propension à prendre des risques, lorsqu'il fixe le levier réglementaire maximal pour chacune des institutions<sup>25</sup>. Dans la partie suivante, nous allons plus avant dans l'examen de ces tendances en analysant

<sup>21</sup> En instaurant un ratio de levier réglementaire en 1982, le BSIF a plafonné officiellement le levier des banques. Connu sous le nom de « ratio actifs / fonds propres maximal autorisé », ce plafond a évolué au fil du temps et des ratios propres à chaque institution ont été introduits en 2000. Les plafonds autorisés sont généralement plus bas pour les institutions de petite taille que pour les grandes.

<sup>22</sup> L'analyse des seuls établissements demeurés en activité pendant toute la période fait également apparaître un écart de tendance entre les six grandes banques et les autres institutions, mais cet écart est moins prononcé, ce qui laisse supposer que les acquisitions d'autres institutions par les six grandes banques ont contribué en partie à la divergence. En plus des sociétés de fiducie et de prêt, plusieurs firmes canadiennes de courtage en valeurs mobilières ne faisant pas partie de notre échantillon ont été rachetées par les six grandes banques à la fin des années 1980 (entre autres Dominion valeurs mobilières par la Banque Royale du Canada et Nesbitt Thomson par la Banque de Montréal). Ces acquisitions ne semblent cependant pas avoir fait augmenter de façon significative le levier des sociétés mères.

<sup>23</sup> Voir les lignes directrices du BSIF en matière de liquidités, accessibles à partir de la page [http://www.osfi-bsif.gc.ca/osfi/index\\_f.aspx?ArticleID=526](http://www.osfi-bsif.gc.ca/osfi/index_f.aspx?ArticleID=526).

<sup>24</sup> Cette baisse du ratio de financement a été accentuée par l'inclusion dans les calculs, à compter de 1996, des données des sociétés de fiducie et de prêt qui, en moyenne, affichent de bas ratios de financement. De plus, la conjonction des fusions, des disparitions et des changements de situation juridique de filiales étrangères (devenues des succursales étrangères) semble avoir joué un rôle dans la diminution des ratios de financement aux alentours de 2000. Indépendamment de ces facteurs, on observe néanmoins un déclin de ces ratios à l'époque où les lignes directrices en matière de liquidités sont mises en œuvre.

<sup>25</sup> Se reporter aux lignes directrices du BSIF sur la suffisance des fonds propres ([http://www.osfi-bsif.gc.ca/osfi/index\\_f.aspx?ArticleID=526](http://www.osfi-bsif.gc.ca/osfi/index_f.aspx?ArticleID=526)).

les ratios et la composition des bilans des établissements de notre échantillon et traitons ensuite d'autres aspects de l'évolution de la réglementation et des marchés.

## Indicateurs de risque de bilan, par taille et par type d'institutions

Le **Tableau 2** présente les quatre indicateurs de risque de bilan par taille et par type d'institutions ainsi que par décennie. Les ratios de levier ont généralement une corrélation positive avec la taille des établissements. Parmi les institutions financières autres que les six grandes banques, ce sont les banques canadiennes qui ont les ratios de levier les plus élevés, suivies des filiales étrangères et des sociétés de fiducie et de prêt. Les ratios de levier affichent une tendance baissière dans toutes les institutions autres que les six grandes banques, ce qui cadre avec l'évolution illustrée dans le **Graphique 1a**. Les petites banques sont les établissements où le recul semble le plus marqué, leur ratio de levier passant de 10,3 durant la période 1983-1990 à 1,8 après 2000, à la suite de l'instauration de plafonds de levier réglementaires propres aux banques. Par contre, les six grandes banques maintiennent un ratio de levier relativement supérieur à celui de leurs homologues de plus petite taille tout au long de la période étudiée<sup>26</sup>.

L'évolution des ratios de fonds propres concorde avec celle des ratios de levier. Les ratios de fonds propres sont plus élevés à l'extérieur du groupe des six grandes banques, et ils se sont fortement accrus dans les petits établissements (des sociétés de fiducie et de prêt, pour la plupart) au fil du temps. Ces tendances ont vraisemblablement contribué aux bonds observés au 75<sup>e</sup> centile de la distribution des fonds propres au cours des

◀ Les ratios de levier affichent une tendance baissière dans toutes les institutions autres que les six grandes banques, alors que ces six banques maintiennent un ratio relativement supérieur à celui de leurs homologues de plus petite taille.

◀ L'évolution des ratios de fonds propres concorde avec celle des ratios de levier.

**Tableau 2 : Indicateurs de risque de bilan des institutions financières canadiennes, par taille et par type d'institutions**

	Six grandes banques	Autres institutions					
		Grande taille	Taille moyenne	Petite taille	Filiales étrangères	Autres banques canadiennes	Sociétés de fiducie et de prêt <sup>a</sup>
<b>Ratios de levier</b>							
1983-1990	17,3	18,2	15,4	10,3	15,0	16,7	-
1991-2000	14,7	13,3	10,2	6,9	10,0	14,6	9,8
2001-2011	16,6	11,7	8,8	1,8	8,0	9,9	4,5
<b>Ratios de fonds propres<sup>b</sup> (%)</b>							
1994-2000	7,1	8,5	13,1	22,9	9,9	9,3	22,2
2001-2011	9,3	11,3	17,2	58,7	15,2	12,0	30,4
<b>Ratios de liquidité de l'actif (%)</b>							
1983-1990	16,0	16,2	25,4	26,0	23,0	9,7	-
1991-2000	15,9	18,8	14,8	20,5	18,7	12,6	11,8
2001-2011	13,4	14,6	12,6	47,0	18,5	11,3	27,8
<b>Ratios de financement (%)</b>							
1983-1990	46,9	70,6	75,1	66,1	72,5	31,2	-
1991-2000	44,3	65,5	63,7	30,3	68,9	17,3	0,4
2001-2011	46,4	30,3	11,1	0,2	38,3	9,7	0,0

a. Les premières données relatives aux sociétés de fiducie et de prêt remontent à 1996.

b. Les premières données relatives aux ratios de fonds propres réglementaires remontent à 1994.

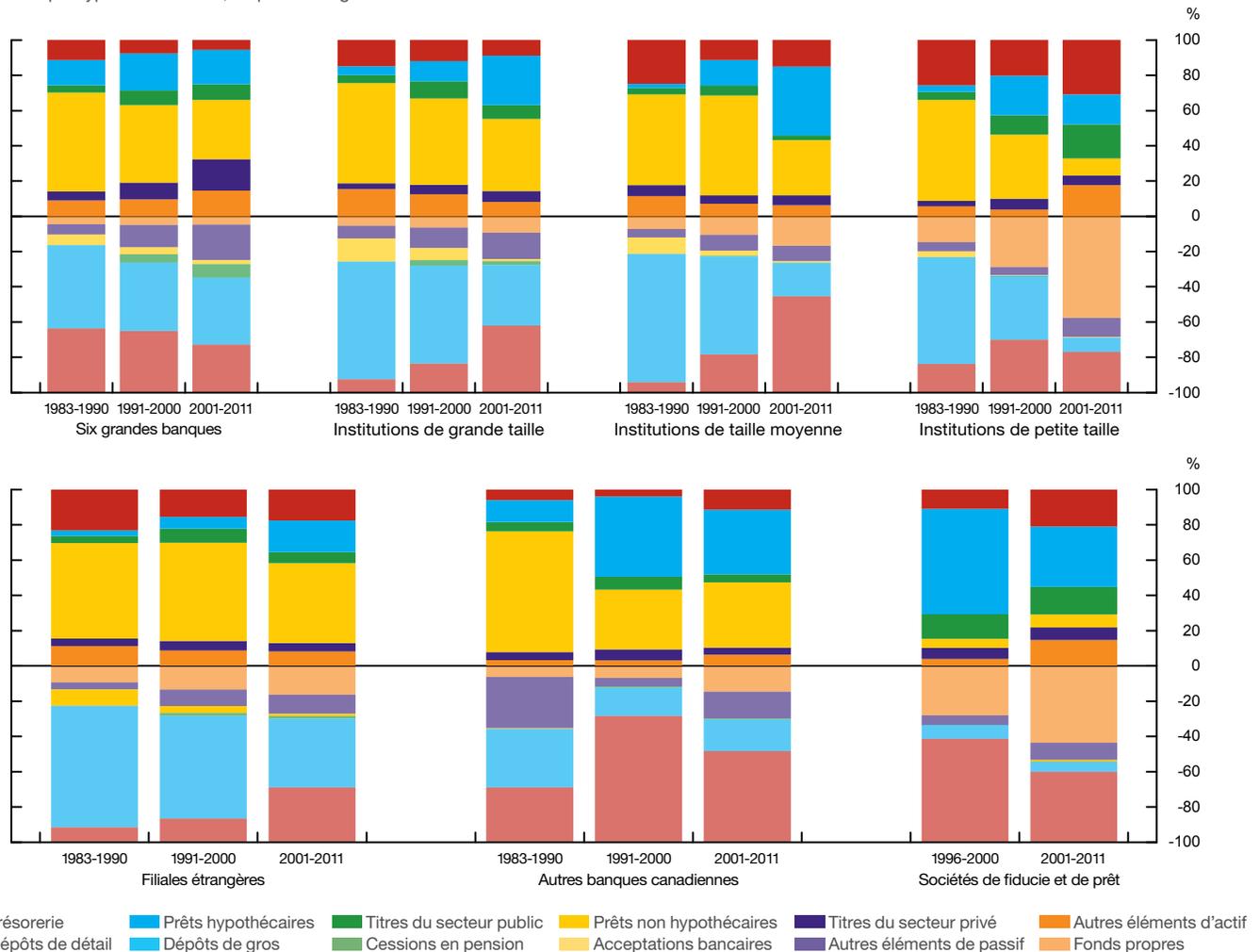
Nota : Les chiffres représentent une moyenne des médianes mensuelles pour chaque période.

Source : Bureau du surintendant des institutions financières Canada

<sup>26</sup> L'interaction de la dynamique liée au levier et du recours au financement de marché a été considérée comme un mécanisme potentiel d'amplification des chocs négatifs durant la crise financière (Adrian et Shin, 2010). Des chercheurs de la Banque du Canada étudient également ce canal à partir de données canadiennes (voir l'Encadré 1).

**Graphique 2 : Composition des bilans de diverses institutions financières**

Par taille et par type d'institutions, en pourcentage du total de l'actif



Nota : Les premières données relatives aux sociétés de fiducie et de prêt remontent à 1996. Les pourcentages correspondent aux moyennes de l'ensemble des institutions pour chaque période.

Source : Bureau du surintendant des institutions financières Canada

Dernière observation : août 2011

années 2000, ainsi que le montre le **Graphique 1b**. Ces constatations révèlent l'hétérogénéité croissante des ratios de fonds propres des institutions canadiennes<sup>27</sup>, tendance qui n'a cependant pas été observée partout dans le monde (comme le montre la comparaison du Canada et des États-Unis établie dans l'**Encadré 2**).

La composition des bilans des divers établissements (**Graphique 2**) permet de mieux comprendre la formation de ces tendances<sup>28</sup>. Dans de nombreux types d'institution financière, en particulier les petites banques, la hausse

<sup>27</sup> En 2008, le dispositif de Bâle II relatif aux exigences de fonds propres est entré en vigueur. Les institutions autorisées par le BSIF avaient alors la possibilité d'adopter l'approche fondée sur les notations internes (NI) comme méthode de détermination des pondérations en fonction des risques. L'utilisation de cette approche peut se traduire par des résultats inférieurs aux pondérations prescrites selon l'approche standardisée. Comme les six grandes banques ont été les seules à choisir l'approche NI, il pourrait s'agir d'un élément d'explication à la divergence des ratios de fonds propres observée récemment. Le plafonnement individualisé du levier dans les banques pourrait aussi avoir contribué à l'hétérogénéité croissante de ces ratios.

<sup>28</sup> Les données désagrégées relatives aux six grandes banques révèlent une similitude assez élevée dans la composition des bilans, ce qui laisse également supposer un niveau de résilience semblable à différents types de choc. C'est pourquoi, aux fins du présent article, nous envisageons les six grandes banques de façon essentiellement collective.

## Encadré 1

## Levier et financement de gros

Étant donné que les marchés de gros sont sensibles aux conditions financières et économiques, le niveau de dépendance des banques à l'égard de cette source de financement peut avoir une influence sur leurs activités. Des chercheurs de la Banque du Canada (Damar, Meh et Terajima, 2010) ont étudié l'interaction entre le niveau de financement de gros des banques et leur levier afin de mieux comprendre comment les institutions financières du pays gèrent leur levier et de déterminer si les modifications du levier sont corrélées positivement avec les changements de taille du bilan (c'est-à-dire si le levier est procyclique). Une corrélation positive signifie que l'expansion des actifs est financée par l'endettement plutôt que par l'émission d'actions.

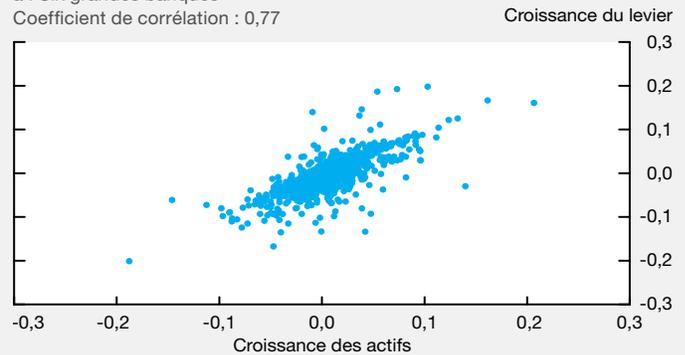
Le phénomène a été décrit pour la première fois par Adrian et Shin (2008, 2010, 2012), qui ont observé une étroite corrélation positive entre le levier et la taille des bilans des banques d'investissement américaines. Ils soutiennent que le renchérissement de certains actifs (surtout les titres) peut pousser vers le haut le levier et la taille du bilan. Comme les prix des actifs sont plus susceptibles d'augmenter en période d'essor économique, les bilans bancaires ont tendance à prendre de l'ampleur durant ces périodes et les actifs évalués aux cours du marché se renchérissement et la demande de prêts est en hausse. Parallèlement, le niveau de risque perçu tend à diminuer, ce qui fait baisser les taux d'intérêt auxquels les banques peuvent obtenir du financement. Celles-ci émettent davantage de titres d'emprunt et leur levier augmente donc, exposant ainsi sa procyclicité.

En utilisant des données canadiennes, Damar, Meh et Terajima (2010) estiment une série de régressions de type transversal et temporel. Ils constatent l'existence d'une forte corrélation positive entre la croissance des actifs et celle du levier dans l'ensemble des banques. Leurs résultats indiquent de plus que le levier est relativement plus procyclique dans les établissements qui s'appuient sur le financement de gros. Ainsi que l'illustre le **Graphique 1-A**, les coefficients de corrélation calculés sur des données mensuelles diminuent avec le degré de dépendance à l'égard du financement de gros, passant de 0,86 pour les établissements fortement dépendants, à 0,73 pour ceux qui le sont peu, et enfin à 0,48 pour ceux qui ne le sont aucunement<sup>1</sup>. Le coefficient de corrélation des six grandes banques s'établit à 0,77, résultat qui ne se démarque pas de celui des autres banques. Le niveau de corrélation entre la croissance des actifs et celle du levier se trouve donc étroitement lié à la source de financement, et ce lien est présent non

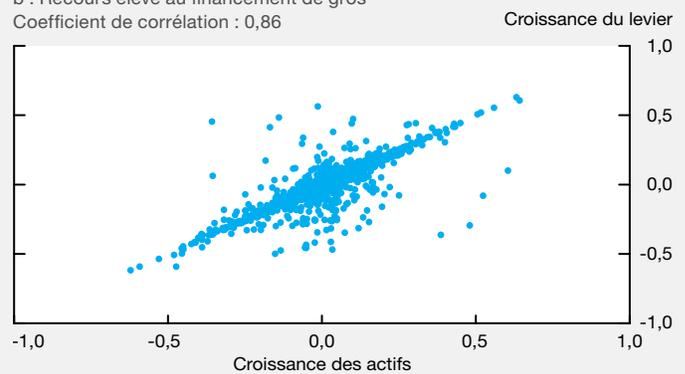
(suite à la page suivante)

### Graphique 1-A : Variation mensuelle des actifs et du levier au Canada, 1994-2009

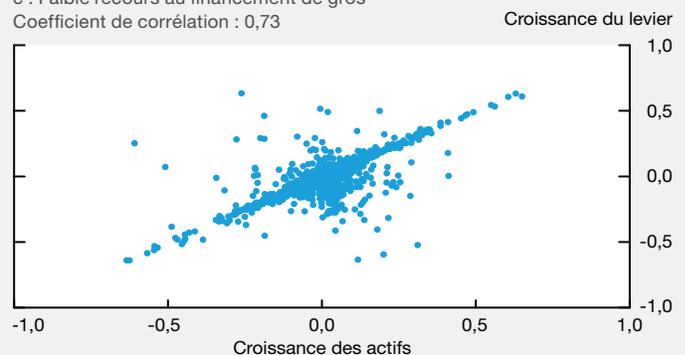
a : Six grandes banques  
Coefficient de corrélation : 0,77



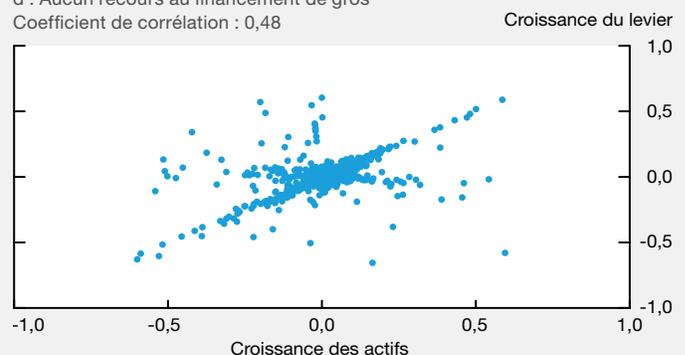
b : Recours élevé au financement de gros  
Coefficient de corrélation : 0,86



c : Faible recours au financement de gros  
Coefficient de corrélation : 0,73



d : Aucun recours au financement de gros  
Coefficient de corrélation : 0,48



Source : Bureau du surintendant des institutions financières Canada

<sup>1</sup> Des résultats semblables sur le plan qualitatif sont observés sur des données annuelles. Les coefficients de corrélation des six grandes banques et des autres institutions qui recourent beaucoup, peu ou pas du tout au financement de gros se situent à 0,37, 0,66, 0,54 et 0,47, respectivement.

## Encadré 1 (suite)

seulement dans les grandes banques du pays mais aussi dans d'autres institutions.

Damar, Meh et Terajima concluent que, puisqu'il est plus aisé et moins coûteux d'obtenir du financement de gros que de recueillir des dépôts de détail, une banque qui a accès aux marchés de gros peut facilement y mobiliser des fonds

pour financer l'achat de nouveaux actifs, ce qui donne un caractère procyclique à son levier. Leur analyse montre également que la liquidité élevée des marchés de gros favorise encore plus le recours à ce mode de financement d'acquisition d'actifs, renforçant ainsi la corrélation positive entre les actifs et le levier.

## Encadré 2

## Analyse comparée des ratios de fonds propres bancaires au Canada et aux États-Unis

Les ratios de fonds propres des banques canadiennes sont devenus plus hétérogènes au fil du temps; cette tendance n'a cependant pas été observée aux États-Unis.

Le **Graphique 2-A** montre l'évolution de la densité de probabilité estimée (calculée par la méthode du noyau) des ratios de fonds propres des institutions financières au Canada et aux États-Unis. Au Canada, on constate une augmentation du mode et un épaississement de la queue de droite (en raison du nombre d'institutions affichant des ratios de fonds propres élevés), alors qu'aux États-Unis, la distribution demeure relativement inchangée et est concentrée autour

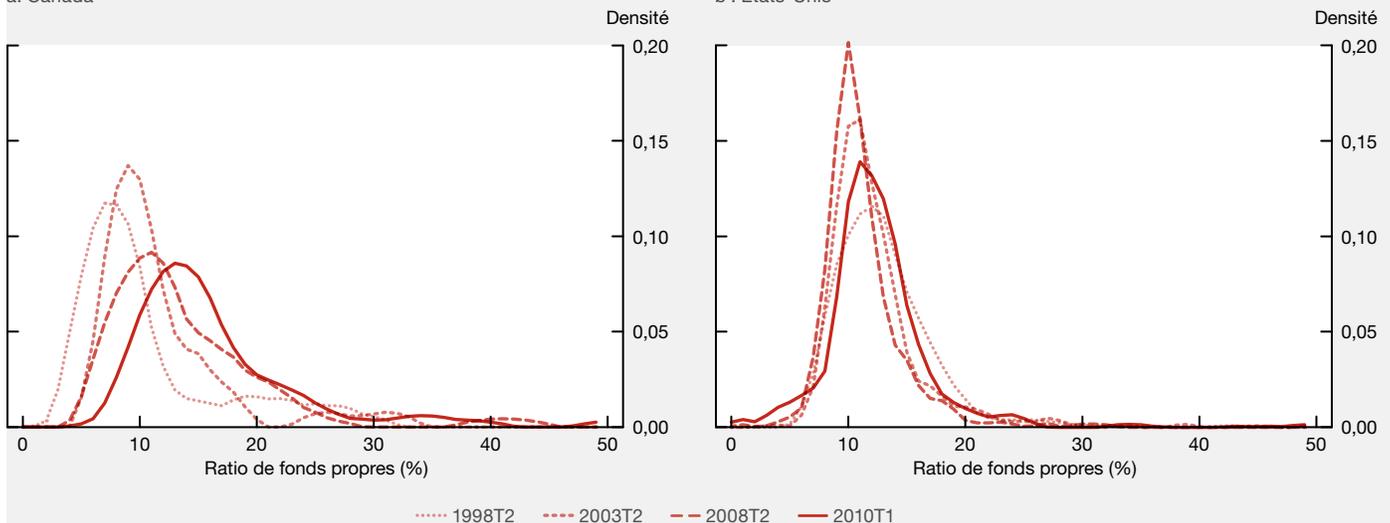
de son mode<sup>1</sup>. Comme il a été mentionné, l'accroissement des avoirs de fonds propres au Canada (et donc l'épaississement des queues de droite) est principalement attribuable aux institutions financières autres que les six grandes banques. L'approche individualisée du pays en matière de réglementation bancaire contribue en partie à cette hétérogénéité.

<sup>1</sup> Le Graphique 1b, dans le corps de l'article, indique qu'au Canada, les six grandes banques contribuent également un peu au déplacement vers la droite de la courbe de distribution des ratios de fonds propres, ce qui dénote l'importance systémique de ces changements.

## Graphique 2-A : Densité de probabilité estimée des ratios de fonds propres au Canada et aux États-Unis

a. Canada

b : États-Unis



Sources : Bureau du surintendant des institutions financières Canada et Banque fédérale de réserve de Chicago

Dernière observation : 2010T1

des ratios de fonds propres tient à la fois à l'accroissement des fonds propres et à l'augmentation du pourcentage des actifs considérés comme peu risqués (p. ex., la trésorerie, les prêts hypothécaires et les titres du secteur public). Les sociétés de fiducie et de prêt constituent une exception notable : la diminution de leurs actifs à faible risque (surtout attribuable à la contraction des prêts hypothécaires) donne à penser que la croissance de leurs ratios de fonds propres est due principalement à celle de leurs fonds propres.

Nombre d'événements pourraient avoir influé sur l'évolution observée de la composition des bilans. Par exemple, la disparition de certaines petites banques de notre échantillon, pour cause de faillite dans les décennies 1980 et 1990, a peut-être eu pour effet de ne laisser que des établissements moins endettés et mieux capitalisés dans le secteur<sup>29</sup>. De façon analogue, l'acquisition des principales sociétés de fiducie et de prêt par les six grandes banques entre le milieu et la fin des années 1990 pourrait avoir contribué à ce que ce sous-groupe ne compte plus que de petits établissements spécialisés détenant des actifs plus risqués mais davantage de fonds propres. En outre, le recours grandissant à la titrisation des prêts hypothécaires qui a été observé à la fin des années 1990, après la création du Programme des Obligations hypothécaires du Canada, a fait augmenter la proportion de prêts hypothécaires inscrits aux bilans des banques, surtout celles de grande et moyenne taille<sup>30</sup>.

Le niveau élevé des ratios de liquidité de l'actif dans les années 1980 (**Graphique 1c**) est imputable, en partie, aux banques de taille moyenne, dont beaucoup sont des filiales étrangères, comme l'indique le **Tableau 2**. Dans la décennie 2000, par contre, ce sont les petites banques, en particulier les sociétés de fiducie et de prêt, qui sont à l'origine des hauts ratios. Le **Graphique 2** montre clairement qu'au cours des années 2000, ces banques ont accru leur trésorerie et leurs portefeuilles de titres du secteur public (des actifs très liquides), constatation qui cadre avec la hausse des ratios de liquidité de l'actif.

Enfin, les ratios de financement des six grandes banques sont demeurés stables depuis le début de la décennie 1980, variant entre 44 et 47 % approximativement (**Tableau 2**), ce qui laisse supposer que ces établissements avaient mis en place bien à l'avance les mécanismes de gestion de la liquidité que le BSIF allait imposer dans ses lignes directrices de 1995. Les petites et moyennes banques ont considérablement réduit leur dépendance à l'égard du financement de marché au fil du temps. Cette source de financement, qui comptait pour plus des deux tiers de leur actif dans les années 1980, n'en représentait plus que 10 % ou moins dans les années 2000. Tandis que le recours à ce type de financement connaissait un recul spectaculaire dans toutes les institutions autres que les six grandes banques, il s'est maintenu à un niveau relativement élevé dans les filiales étrangères, en raison peut-être de l'accès de ces dernières aux marchés mondiaux de financement.

◀ *Les ratios de financement des six grandes banques sont demeurés stables depuis le début de la décennie 1980, tandis que les petites et moyennes banques ont considérablement réduit leur dépendance à l'égard du financement de marché au fil du temps.*

<sup>29</sup> Société d'assurance-dépôts du Canada, *Chronologie des faillites d'institutions membres*. Internet : [http://www.cdic.ca/ff/protege\\_ou/chronologiedesfaillites.html](http://www.cdic.ca/ff/protege_ou/chronologiedesfaillites.html).

<sup>30</sup> L'augmentation de la demande de prêts hypothécaires attribuable aux changements démographiques et à l'abaissement des mises de fonds requises a également joué un rôle. On trouvera de plus amples renseignements sur le sujet dans Chen et autres (à paraître).

## Conclusion

Dans cet article, nous avons analysé les ratios de bilan des institutions financières canadiennes. Globalement, les divers indicateurs du risque montrent que celui-ci a diminué au cours des trois dernières décennies dans la plupart des établissements à l'extérieur du groupe des six grandes banques et qu'il est demeuré relativement inchangé dans ces dernières. Les petites institutions, en particulier les sociétés de fiducie et de prêt, présentent généralement des ratios de levier inférieurs et des ratios de fonds propres supérieurs à ceux des autres institutions financières, y compris les six grandes banques. Elles détiennent également davantage d'actifs liquides et sont exposées à un risque de financement moindre. Le recul global du risque et son hétérogénéité accrue (mesurée par l'évolution divergente des ratios de levier, de fonds propres et de liquidité de l'actif) font suite à certaines modifications de la réglementation. Ainsi, la publication de lignes directrices sur la liquidité du financement en 1995 a été suivie d'un repli marqué des ratios de financement dans les institutions autres que les six grandes banques et d'une amplification de la dispersion de ces ratios, et l'entrée en vigueur de contraintes de levier propres aux banques en 2000 a élargi l'écart entre les ratios de levier des six grandes banques et ceux des autres institutions. Ces observations donnent à penser que les changements apportés à la réglementation ont eu des effets importants et hétérogènes sur la gestion de bilan des établissements financiers et que la résilience du système bancaire s'en est trouvée renforcée. Il se peut aussi que la discipline de marché ait eu un rôle à jouer, mais de plus amples recherches seraient nécessaires pour déterminer dans quelle mesure celle-ci a évolué dans le secteur bancaire canadien.

Compte tenu des variations de comportement observées parmi les institutions financières du pays, la poursuite de l'analyse des différents types d'établissement permettrait d'apprécier la stabilité financière de manière plus exhaustive. La compréhension des risques particuliers auxquels est confronté chaque type d'institutions affinerait le cadre qu'utilise la Banque du Canada pour suivre l'évolution des sources potentielles de risque au sein du secteur bancaire.

Annexe 1

**Tableau A-1 : Institutions financières actives, par taille et type d'institutions, août 2011**

Six grandes banques			
Banque Canadienne Impériale de Commerce Banque de Montréal	Banque Nationale du Canada Banque Royale du Canada	La Banque de Nouvelle-Écosse La Banque Toronto-Dominion	
Institutions autres que les six grandes banques			
	Filiales étrangères	Autres banques canadiennes	Sociétés de fiducie et de prêt
Grande taille	Banque Amex du Canada Banque de Tokyo-Mitsubishi UJF (Canada) Banque HSBC Canada Banque ICICI du Canada Banque ING du Canada Banque MBNA Canada BNP Paribas (Canada) Citibanque Canada	Banque Bridgewater Banque Canadian Tire Banque canadienne de l'Ouest Banque Laurentienne du Canada Banque Manuvie du Canada	Compagnie de fiducie AGF Compagnie de Fiducie Peoples Compagnie de Fiducie ResMor Compagnie Home Trust Fiducie RBC Dexia Services aux Investisseurs L'Équitable, Compagnie de Fiducie MCAN Mortgage Corporation
Taille moyenne	Banque de Chine (Canada) Banque Industrielle et Commerciale de Chine (Canada) Banque Internationale de Commerce Mega (Canada) Banque Korea Exchange du Canada Banque Nationale de l'Inde (Canada) Banque Shinhan du Canada Banque Sumitomo Mitsui du Canada Banque UBS (Canada) Société Générale (Canada)	Banque des Premières Nations du Canada Banque HomeEquity Banque Ouest Banque Pacifique et de l'ouest du Canada General Bank of Canada Services financiers le Choix du Président	Compagnie de Fiducie M.R.S. League Savings and Mortgage Company Société de fiducie Community Société de fiducie Effort Société de fiducie Peace Hills
Petite taille	Banque CTC du Canada Banque Habib Canadienne	Banque Citizens du Canada Banque CS Alterna Banque DirectCash Jameson Bank	Caledon Trust Company Compagnie Trust BNY Canada Financière Trust Equity Industrielle Alliance, Fiducie inc. La Compagnie de Fiducie du Groupe Investors Ltée La Société de Fiducie Concentra Legacy Private Trust Oak Trust Société de fiducie Computershare du Canada Société de fiducie Standard Life Société de Prêt First Data, Canada Société Fiduciary Trust du Canada State Street Trust Company Canada Valiant Trust Company

## Ouvrages et articles cités

- Adrian, T., et H. S. Shin (2008). *Financial Intermediaries, Financial Stability, and Monetary Policy*, Banque fédérale de réserve de New York, coll. « Staff Reports », n° 346.
- (2010). « Liquidity and Leverage », *Journal of Financial Intermediation*, vol. 19, n° 3, p. 418-437.
- (2012). *Procyclical Leverage and Value-at-Risk*, Banque fédérale de réserve de New York, coll. « Staff Reports », n° 338.

- Allen, F., et D. Gale (2000). « Financial Contagion », *The Journal of Political Economy*, vol. 108, n° 1, p. 1-33.
- Berger, A. N., N. H. Miller, M. A. Petersen, R. G. Rajan et J. C. Stein (2005). « Does Function Follow Organizational Form? Evidence from the Lending Practices of Large and Small Banks », *Journal of Financial Economics*, vol. 76, n° 2, p. 237-269.
- Bordeleau, E., A. Crawford et C. Graham (2009). *Regulatory Constraints on Bank Leverage: Issues and Lessons from the Canadian Experience*, document d'analyse n° 2009-15, Banque du Canada.
- Chan-Lau, J. A. (2010). *Balance Sheet Network Analysis of Too-Connected-to-Fail Risk in Global and Domestic Banking Systems*, document de travail n° WP/10/107, Fonds monétaire international.
- Chen, D., H. E. Damar, H. Soubra et Y. Terajima (à paraître). *Canadian Bank Balance-Sheet Management: Breakdown by Types of Canadian Financial Institutions*, document d'analyse, Banque du Canada.
- Comité de Bâle sur le contrôle bancaire (2010). *Bâle III : dispositif international de mesure, normalisation et surveillance du risque de liquidité*. Internet : [http://www.bis.org/publ/bcbs188\\_fr.pdf](http://www.bis.org/publ/bcbs188_fr.pdf).
- (2011). *Bâle III : dispositif réglementaire mondial visant à renforcer la résilience des établissements et systèmes bancaires*. Internet : [http://www.bis.org/publ/bcbs189\\_fr.pdf](http://www.bis.org/publ/bcbs189_fr.pdf).
- Damar H. E., C. A. Meh et Y. Terajima (2010). *Leverage, Balance Sheet Size and Wholesale Funding*, document de travail n° 2010-39, Banque du Canada.
- Freedman, C. (1998). *The Canadian Banking System*, rapport technique n° 81, Banque du Canada.
- Gauthier, C., T. Gravelle, X. Liu et M. Souissi (2011). *What Matters in Determining Capital Surcharges for Systemically Important Financial Institutions?*, document d'analyse n° 2011-9, Banque du Canada.
- Gomes, T., et N. Khan (2011). « Renforcement de la gestion du risque de liquidité dans les banques : les nouvelles normes de Bâle III sur la liquidité », *Revue du système financier*, Banque du Canada, décembre, p. 41-48.
- Illing, M., et Y. Liu (2003). *An Index of Financial Stress for Canada*, document de travail n° 2003-14, Banque du Canada.