



Sommaires

de travaux

de recherche

## Introduction

**L**es chercheurs de la Banque du Canada ont pour tâche d'améliorer par leurs études la connaissance et la compréhension des systèmes financiers canadien et international. Ce travail se fait souvent à partir d'une approche systémique qui met l'accent sur les liens entre les différentes parties du système financier (institutions, marchés et systèmes de compensation et de règlement), ceux existant entre le système financier canadien et le reste de l'économie, ainsi que ceux établis à l'échelle mondiale, notamment avec le système financier international. La présente section donne un aperçu de quelques-uns des plus récents travaux de recherche de la Banque.

Les institutions financières et les chambres de compensation sont confrontées à un certain nombre de risques financiers, dont les risques de crédit et de marché qui découlent de leur participation aux infrastructures financières, tel le système de compensation et de règlement des titres. La gestion de ces risques repose habituellement sur le recours à des garanties constituées d'actions et de titres à revenu fixe. Mais puisque la valeur de celles-ci peut elle-même fluctuer dans le temps, il est important d'exiger des garanties suffisantes pour couvrir les pertes en cas de défaillance. Dans l'article qu'ils consacrent au sujet, « **L'évaluation des garanties requises pour se couvrir contre le risque d'événements extrêmes sur les marchés** », Alejandro García et Ramazan Gençay proposent un cadre de comparaison des diverses méthodes permettant de mesurer le risque de fluctuation de la valeur future d'une garantie. Leur analyse fournit des éléments utiles pour déterminer le montant de la garantie nécessaire à la couverture des risques.

Un système financier efficient et productif est essentiel au développement et à la croissance à moyen et long terme de l'économie. Lorsqu'ils cherchent à mieux comprendre les facteurs susceptibles de contribuer au dynamisme de l'économie, les décideurs publics font souvent appel aux comparaisons entre pays. À cet égard, les comparaisons de productivité entre le Canada et les États-Unis sont devenues d'actualité à l'heure où certains

soulignent l'existence d'un « écart de productivité » dans plusieurs secteurs d'activité canadiens, notamment dans celui des services financiers, dominé par les banques canadiennes. Jason Allen, Walter Engert et Ying Liu ont récemment étudié l'efficacité des grandes banques canadiennes et l'ont comparée à celle de banques américaines équivalentes. C'est cette recherche que résume l'article intitulé « **Les banques canadiennes sont-elles efficaces? Une comparaison entre le Canada et les États-Unis** ».

La plupart des systèmes de paiement sont caractérisés à des degrés divers par le principe de la participation à plusieurs niveaux. Selon ce principe, des firmes situées en amont (les agents de compensation) fournissent des comptes de règlement à des institutions en aval (les sous-adhérents) qui désirent faire compenser et régler indirectement des paiements. Les agents de compensation apportent une contribution essentielle aux sous-adhérents (des services de compensation et de règlement), tout en se trouvant en concurrence directe avec eux sur le marché des services de paiement au détail. Dans l'article ayant pour titre « **L'octroi de crédit dans un système de paiement à participation par paliers** », Alexandra Lai, Nikil Chande et Sean O'Connor élaborent un modèle faisant intervenir un agent de compensation et un sous-adhérent, afin d'examiner si le premier est tenté de profiter de sa position en amont pour acquérir un avantage concurrentiel sur le marché des services de paiement au détail. Leur modèle montre que l'agent de compensation peut obtenir cet avantage en augmentant le coût marginal qu'il impose au sous-adhérent, mais que sa motivation à hausser ce coût est restreinte par le risque de crédit auquel l'exposent les découverts non garantis qu'il consent au sous-adhérent. Les résultats de cette étude portent à croire que les systèmes de paiement à participation par paliers, qui obligent les agents de compensation à accorder des découverts aux sous-adhérents avec lesquels ils traitent, peuvent accroître la compétitivité du marché des services de paiement au détail.

Dans le dernier article, intitulé « **La prévision des taux de change à partir de modèles fondés sur l'absence d'arbitrage** », Antonio Diez de los Rios propose un modèle à deux pays du comportement conjoint des taux d'intérêt et des taux de change qui met en relation les mouvements de ces variables de manière à faire disparaître les possibilités d'arbitrage. La structure des taux d'intérêt et le taux de dépréciation attendu d'une monnaie sont fonction des taux d'intérêt à court terme dans le pays considéré et à l'étranger. L'auteur constate que l'inclusion de contraintes basées sur l'absence d'arbitrage pour l'estimation de son modèle permet d'obtenir des prévisions des taux de change meilleures que celles obtenues grâce aux méthodes d'analyse chronologique, telles que le modèle de marche aléatoire et les modèles vectoriels autorégressifs. Ce résultat mérite d'être souligné tant les prévisions des taux de change produites au moyen du modèle de marche aléatoire se sont révélées difficiles à surpasser.

# L'évaluation des garanties requises pour se couvrir contre le risque d'événements extrêmes sur les marchés

*Alejandro García et Ramazan Gençay\**

Les systèmes de compensation et de règlement occupent une place primordiale au sein de l'infrastructure des marchés financiers en raison des volumes considérables de fonds et de titres qu'ils traitent. Par exemple, en 2005, des opérations totalisant 49,9 billions de dollars ont été réglées par l'intermédiaire du CDSX, le système canadien de règlement et de compensation des titres. Étant donné les sommes importantes qui transitent par ces systèmes, les autorités de réglementation et les banques ont pris des mesures en vue de les rendre plus sécuritaires.

Un point commun à bon nombre de ces mesures est l'utilisation de garanties pour gérer les risques financiers. Les participants à un système de compensation et de règlement peuvent, par exemple, être tenus de constituer des garanties d'un montant égal à leur position débitrice. Si l'un d'eux se trouve dans l'impossibilité d'honorer sa dette, les avoirs donnés en gage pourront être vendus afin de générer les liquidités dont il a besoin. Mais les garanties peuvent elles-mêmes être composées d'actifs risqués dont la valeur peut fluctuer dans le temps. Il est donc nécessaire d'exiger des garanties suffisantes pour couvrir entièrement les pertes en cas de défaillance.

Pour gérer le risque lié à l'incertitude entourant la valeur future d'une garantie, on retranche une marge fixe de la valeur initiale du titre cédé en gage, ce qui oblige les participants à fournir une garantie d'un montant supérieur à leur position débitrice. Cette marge est connue sous le nom de « décote »<sup>1</sup>. Plus la décote est importante, plus le risque encouru est faible, mais plus les coûts supportés par les utilisateurs du système sont élevés.

Dans le présent article, nous proposons une méthodologie pour comparer diverses méthodes de

calcul de la décote. Nous prêtons une attention particulière au choix d'une méthode qui permette de parer aux événements peu probables (tels que des baisses importantes et inattendues des prix des actifs) susceptibles de nuire à la stabilité du système financier et qui tiennent compte également du coût des garanties.

## Méthodes d'estimation de la décote

Deux éléments sont nécessaires pour calculer la décote d'une garantie. Le premier est un modèle de la distribution des pertes (c'est-à-dire de la courbe de fréquence des moins-values de l'actif donné en garantie), car la loi de probabilité des rendements est inconnue. Le second est une mesure du risque, qui peut être vue comme une façon de rattacher la distribution des pertes à un nombre unique (la décote).

Il existe plusieurs façons de modéliser la distribution des pertes à partir des rendements passés. Signalons entre autres :

- les **approches paramétriques**, où les paramètres nécessaires pour caractériser la loi de probabilité sont calculés à partir des données historiques (est-on en présence d'une loi normale, d'une loi de Student, etc.?). Ces paramètres servent ensuite à établir la distribution approximative des rendements. La décote est donnée par le quantile que cette distribution associe à un seuil de confiance donné<sup>2</sup>;
- les **approches non paramétriques**, comme les techniques de simulation historique, où la forme de la distribution des rendements n'a pas à être modélisée explicitement, mais où

1. La décote représente la diminution possible de la valeur du titre pour un seuil de confiance et une période de détention donnés.

\* Le présent article est une version abrégée de García et Gençay (2006).

2. Les quantiles sont des points équidistants de la fonction de distribution cumulative. Ils sont obtenus en divisant les données ordonnées en  $q$  sous-ensembles de même taille et correspondent aux valeurs marquant les limites entre deux sous-ensembles consécutifs.

les quantiles sont estimés, pour un seuil de confiance donné, d'après la distribution empirique des données.

Outre le recours à l'une de ces approches, l'estimation de la décote exige une quantification du risque. Diverses mesures du risque peuvent être utilisées. L'une des plus courantes est la « valeur exposée au risque » (VaR). Nous avons également employé une autre mesure du risque, la mesure ES (pour *Expected Shortfall*), qui reflète l'espérance de la perte en cas de dépassement de la VaR<sup>3</sup>.

Un exemple aidera à comprendre le mode de calcul de la décote. Supposons qu'un participant à un système de compensation et de règlement de titres ait une position débitrice de 100 \$. Cette position est garantie par un actif ayant une valeur de marché de 100 \$. Pour estimer la décote applicable à cet actif, nous optons pour une approche paramétrique — dans ce cas-ci, pour une distribution normale des rendements — et choisissons une mesure du risque (p. ex., la VaR). Sachant que le taux de variation quotidien du prix de l'actif possède une moyenne de zéro et un écart-type de 3 %, nous estimons la distribution normale correspondante. Ensuite, nous choisissons un seuil de confiance pour la décote (p. ex., 0,5 %)⁴ et une période de détention (p. ex., une journée). Enfin, nous calculons la VaR à partir d'une loi normale ayant la moyenne et l'écart-type des données et attribuons cette valeur à la décote<sup>5</sup>. Combinée à l'emploi de la VaR, cette approche paramétrique donne une décote de 7,72 % (le quantile de la distribution) pour une probabilité extrême de 0,5 % (le seuil de confiance). Compte tenu de cette décote et des caractéristiques de l'actif donné en gage, le montant de la garantie exigée pour couvrir la position de 100 \$ serait de 108,36 \$ (soit  $100/[1 - \text{décote}]$ ).

## Caractérisation de la distribution des rendements à l'aide de la théorie des valeurs extrêmes

Un certain nombre de propriétés empiriques sont communes à une vaste gamme de séries chro-

nologiques financières<sup>6</sup>. Par exemple, les distributions des rendements présentent souvent des queues épaisses. Autrement dit, elles comportent moins d'observations près de la moyenne et davantage dans leurs extrémités qu'une loi normale. Cette remarque se vérifie pour un grand nombre d'actions et certains instruments à revenu fixe qui peuvent servir de garantie. Dans le cas de ces actifs, il n'est pas approprié d'estimer la distribution des rendements au moyen d'une loi normale, car celle-ci ne peut rendre compte adéquatement des valeurs situées dans les queues gauche ou droite de la distribution. Les méthodes fondées sur la théorie des valeurs extrêmes conviennent mieux à la modélisation des queues de la distribution des rendements de titres<sup>7</sup>.

La théorie des valeurs extrêmes repose sur le principe intuitif suivant : s'il est vrai que la loi normale est la distribution limite par excellence des moyennes empiriques (selon le théorème central limite), la famille des lois des valeurs extrêmes sert généralement de distribution limite dans le cas des observations extrêmes de l'échantillon. Ainsi, cette famille de lois de probabilité est plus appropriée lorsqu'on s'intéresse aux extrémités de la distribution, et elle peut être représentée par un seul paramétrage, désigné sous le nom de « loi généralisée des valeurs extrêmes »<sup>8</sup>.

La capacité des méthodes fondées sur la théorie des valeurs extrêmes à rendre compte correctement des événements de très faible probabilité est illustrée dans l'étude de Gençay et Selçuk (2006), qui se penchent sur la crise qui a secoué la Turquie au tournant de l'année 2001. On se souviendra qu'à cette occasion, le taux d'intérêt à un jour dans ce pays a atteint 873 % le 1<sup>er</sup> décembre 2000, puis grimpé jusqu'à 4 000 % le 21 février 2001. Les résultats issus de l'estimation de données antérieures à la crise indiquent que l'on pouvait s'attendre à ce que le taux d'intérêt (annuel simple) à un jour dépasse 1 000 % un jour tous les quatre ans en moyenne. Autrement dit, les niveaux extraordinaires observés durant la crise tenaient à la nature même de l'économie turque.

3. La mesure ES est une solution de rechange *cohérente* à la valeur exposée au risque en ce sens qu'elle possède toutes les propriétés voulues d'une mesure du risque. Cette définition est tirée d'Artzner et autres (1997 et 1999).

4. Cela signifie que, 1 fois sur 200 en moyenne, la décote ne suffira pas à couvrir la variation quotidienne du prix.

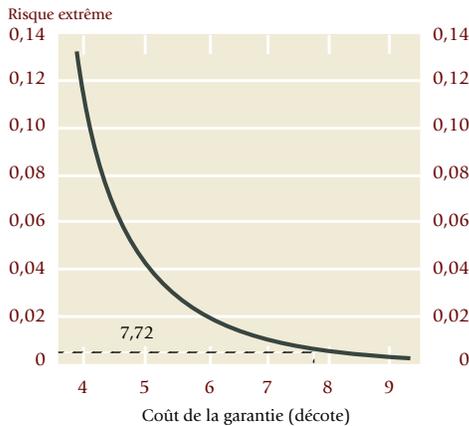
5. La VaR est simplement le quantile de la distribution des pertes qui correspond à la perte maximale possible pour une probabilité élevée donnée.

6. Pour un bon survol des faits stylisés propres aux séries chronologiques financières, voir Mandelbrot (1963).

7. Embrechts, Klüppelberg et Mikosch (1997) présentent une description détaillée de la théorie des valeurs extrêmes et de ses applications dans les domaines de la finance et des assurances.

8. Ce résultat est connu sous le nom de théorème de Fisher-Tippett.

**Graphique 1**  
La frontière risque-coût selon l'hypothèse de normalité



Nota : Décotes et niveaux de risque extrême obtenus à l'aide d'une simulation basée sur une loi normale de moyenne zéro et d'écart-type égal à 3 %

## Frontière risque-coût

Il nous faut maintenant un outil pour comparer les différentes méthodes de calcul de la décote exposées ci-dessus. À cette fin, nous proposons le recours à un nouveau concept, la « frontière risque-coût », permettant d'évaluer la relation d'arbitrage entre le risque et le coût inhérente à chaque méthode. Chacune des méthodes d'estimation de la décote se caractérise en effet par une relation d'arbitrage entre, d'une part, le risque que les fluctuations de la valeur de la garantie excèdent la décote (risque extrême) et, d'autre part, le coût de la garantie, mesuré par l'excédent de la garantie sur la position débitrice, c'est-à-dire la décote. Il y a arbitrage parce qu'une hausse de la décote s'accompagne d'une diminution du risque extrême mais d'un accroissement du coût de la garantie.

La frontière risque-coût peut être construite en établissant la décote pour différents niveaux de risque extrême, mais en conservant la même méthode pour modéliser la distribution des rendements. Une fois que l'on a défini l'éventail des niveaux de risque que l'on veut étudier (tous ceux situés, par exemple, entre 0,5 % et 10 %), on calcule la décote correspondant à chacun de ces niveaux. Il ne reste ensuite qu'à réunir les paires de points qui composeront la frontière risque-coût. Le Graphique 1 illustre la frontière risque-coût obtenue dans le cas de l'exemple donné plus haut (loi normale de moyenne zéro et d'écart-type égal à 3 %, et risque mesuré par la VaR).

## Évaluation des méthodes d'estimation de la décote

La frontière risque-coût permet de comparer entre elles diverses méthodes d'estimation de la décote. Les décotes sont calculées, pour des niveaux identiques de risque extrême, à l'aide de combinaisons différentes i) de modèles de la distribution des pertes et ii) de mesures du risque.

La méthode d'estimation qui sera jugée la plus appropriée est celle dont la frontière se situe le plus près d'une frontière de référence construite à partir des données, mais qui ne la croise pas et qui, par conséquent, ne sous-estime pas les décotes. Prenons l'exemple suivant. Dans une première étape, nous simulons les rendements d'un actif hypothétique à l'aide d'une loi de Student à 2,2 degrés de liberté. Cette loi présente des propriétés statistiques (notamment des queues épaisses) semblables à celles des séries chronologiques financières. Nous estimons ensuite les décotes au moyen de deux méthodes différentes. Comme nous connaissons la loi de probabilité ayant servi

à générer les données, nous pouvons conclure que la meilleure méthode pour calculer la décote est celle dont la frontière risque-coût est la plus rapprochée de celle établie directement à partir des rendements simulés (à l'aide d'une approche non paramétrique).

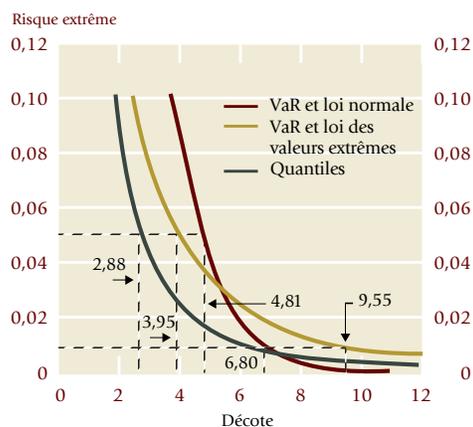
Dans cet exemple, nous comparons deux méthodes : les deux sont basées sur une approche paramétrique, mais l'une repose sur une loi normale, et l'autre sur une loi des valeurs extrêmes. Dans les deux cas, la mesure du risque employée est la VaR. Le Graphique 2 montre les trois frontières risque-coût : le trait vert représente la frontière de référence (quantiles empiriques obtenus au moyen d'une approche non paramétrique); le trait rouge, la frontière tracée à l'aide de la méthode fondée sur une loi normale; et le trait doré, celle établie à partir de la méthode basée sur une loi des valeurs extrêmes.

Au Graphique 2, la comparaison du trait rouge avec la frontière de référence (le trait vert), calculée à partir des rendements simulés, fait ressortir les erreurs de mesure du risque découlant de l'emploi de la méthode fondée sur une loi normale. Ce graphique montre également que l'utilisation d'une loi des valeurs extrêmes donne des décotes plus voisines de celles de la frontière de référence, qui correspondent aux quantiles de la distribution simulée des rendements. À en juger par ces résultats, la méthode qui repose sur une loi des valeurs extrêmes serait plus appropriée.

Dans notre étude, nous avons répété l'analyse à partir des données réelles du marché et obtenu des résultats semblables. Ces résultats peuvent se résumer ainsi :

- Les méthodes fondées sur la VaR et l'hypothèse de normalité surestiment les décotes lorsque le risque extrême est élevé et les sous-estiment lorsqu'il est faible. La raison en est que la frontière risque-coût obtenue sur la base de l'hypothèse de normalité croise la frontière de référence construite à l'aide des quantiles empiriques (trait vert au Graphique 2). Il se peut donc que ces méthodes ne soient pas adéquates pour se prémunir contre le risque extrême.
- Les méthodes basées sur la VaR et la théorie des valeurs extrêmes fournissent une bonne approximation de la pente des quantiles empiriques. Néanmoins, elles produisent des décotes plus élevées que celles correspondant aux quantiles. Ces méthodes sont adéquates pour couvrir le risque extrême. Il ne faut toutefois pas perdre de vue que, bien que des décotes élevées offrent une protection contre les événements de très faible probabilité,

Graphique 2  
Comparaison des méthodes de calcul de la décote



Nota : Les rendements de l'actif donné en garantie sont simulés à partir d'une loi de Student à 2,2 degrés de liberté.

elles sont coûteuses pour les participants au système.

En fin de compte, le choix de la méthode de calcul de la décote est fonction de l'importance relative que l'on accorde aux coûts des garanties et à la couverture des risques extrêmes, laquelle dépend à son tour des objectifs du gestionnaire de risque. Des gestionnaires travaillant au sein d'infrastructures financières essentielles peuvent opter pour une décote correspondant à un quantile plus élevé que ne le feraient des gestionnaires qui évoluent dans des institutions ayant une tolérance plus grande à l'égard du risque. Quelle que soit l'importance relative accordée aux risques et aux coûts, une analyse attentive des propriétés statistiques de la distribution des rendements est toujours de mise au moment de choisir la méthode de calcul de la décote la plus appropriée.

## Conclusions

Nous avons proposé une méthodologie — la frontière risque-coût — qui permet i) de caractériser la relation d'arbitrage risque-coût associée à diverses combinaisons de mesures du risque et de méthodes d'estimation de la décote; et ii) de comparer les mesures du risque obtenues à l'aide de différentes méthodes d'estimation. La méthodologie proposée est utile pour comprendre la relation d'arbitrage risque-coût inhérente à la méthode servant à calculer le montant des garanties que les institutions doivent engager pour couvrir leurs risques. Ces institutions peuvent être des chambres de compensation, des contreparties centrales, des exploitants de systèmes de paiement, des banques centrales ou des banques commerciales qui cherchent à déterminer le risque auquel ils s'exposent.

## Bibliographie

- Artzner, P., F. Delbaen, J.-H. Eber et D. Heath (1997). « Thinking Coherently », *Risk*, vol. 10, n° 11, p. 68-71.
- (1999). « Coherent Measures of Risk », *Mathematical Finance*, vol. 9, n° 3, p. 203-228.
- Embrechts, P., C. Klüppelberg et T. Mikosch (1997). *Modelling Extremal Events for Insurance and Finance*, New York, Springer.
- García, A., et R. Gençay (2006). « Risk-Cost Frontier and Collateral Valuation in Securities Settlement Systems for Extreme Market Events », document de travail n° 2006-17, Banque du Canada.
- Gençay, R., et F. Selçuk (2006). « Overnight Borrowing, Interest Rates and Extreme Value Theory », *European Economic Review*, vol. 50, n° 3, p. 547-563.
- Mandelbrot, B. (1963). « New Methods in Statistical Economics », *Journal of Political Economy*, vol. 71, n° 5, p. 421-440.

# Les banques canadiennes sont-elles efficaces? Une comparaison entre le Canada et les États-Unis

*Jason Allen (Banque du Canada), Walter Engert (Banque du Canada) et Ying Liu (Université de la Méditerranée)*

## Banques canadiennes et banques américaines

Les six grandes banques canadiennes de notre échantillon — à savoir RBC Groupe financier, la Banque de Montréal, la Banque CIBC, le Groupe financier Banque TD, la Banque Scotia et la Banque Nationale du Canada — représentent à elles seules plus de 90 % de l'actif du secteur bancaire au pays.

Les comparaisons dont fait état le présent article portent sur la totalité des banques américaines ainsi que sur un échantillon de 12 sociétés de portefeuille comptant parmi les 20 plus grandes banques américaines au chapitre de l'actif au 31 décembre 2004. Notre choix s'est porté sur ces 12 établissements pour deux raisons : i) il existe des données à leur sujet pour l'ensemble de la période de 1986 à 2004; ii) la gamme d'activités de la majorité d'entre eux est semblable à celle des banques canadiennes, c'est-à-dire que la proportion que les revenus tirés des services bancaires aux particuliers représentent dans le total des revenus de la plupart de ces sociétés américaines est similaire à celle constatée parmi les banques canadiennes.

Voici les sociétés de portefeuille bancaires américaines dont se compose notre échantillon : JPMorgan Chase & Co., Bank of America, Wachovia Corporation, Wells Fargo & Company, U.S. Bancorp, SunTrust Banks Inc., National City Corporation, Citizens Financial Group, BB&T Corporation, Fifth Third Bancorp, Keycorp et The PNC Financial Services Group Inc.

Un système financier efficace et productif est essentiel au développement et à la croissance à moyen et long terme de l'économie. En effet, selon les conclusions récentes d'une étude exhaustive de la littérature, la qualité de la prestation des services financiers est un facteur déterminant de la croissance économique (Dolar et Meh, 2002).

Lorsqu'ils cherchent à mieux comprendre les facteurs susceptibles de contribuer au dynamisme de l'économie, les décideurs publics font souvent appel aux comparaisons entre pays. À cet égard, les comparaisons de productivité entre le Canada et les États-Unis sont devenues d'actualité à l'heure où certains soulignent l'existence d'un écart de productivité dans plusieurs secteurs d'activité canadiens, dont celui des services financiers, dominé par les banques canadiennes.

C'est dans cet esprit que nous avons récemment étudié l'efficacité des grandes banques canadiennes et l'avons comparée à celle des banques américaines (Allen, Engert et Liu, 2006). Le présent article résume notre examen de la question.

## Indicateurs de rendement

Nous avons d'abord comparé les ratios de rendement les plus courants des six plus grandes banques du pays (qui représentent l'essentiel de l'actif des banques canadiennes) à ceux de la totalité des banques commerciales américaines, ainsi qu'à ceux d'un sous-ensemble de sociétés de portefeuille bancaires américaines. (Pour plus d'information sur ces banques, voir l'encadré.)

Nos données proviennent des bilans et des états des résultats soumis par ces institutions aux autorités de surveillance bancaire au Canada et aux États-Unis. Toutes les variables ont été dégonflées au moyen de l'indice des prix à la consommation hors alimentation et énergie du pays concerné. Les données ont aussi été corrigées pour tenir compte des pouvoirs d'achat différents des monnaies canadienne et américaine<sup>1</sup>.

1. Nous avons utilisé la mesure de la valeur ajoutée fondée sur la parité des pouvoirs d'achat calculée par Rao, Tang et Wang (2004) pour le secteur des services financiers (1,09 en 1999).

## Ratio des frais

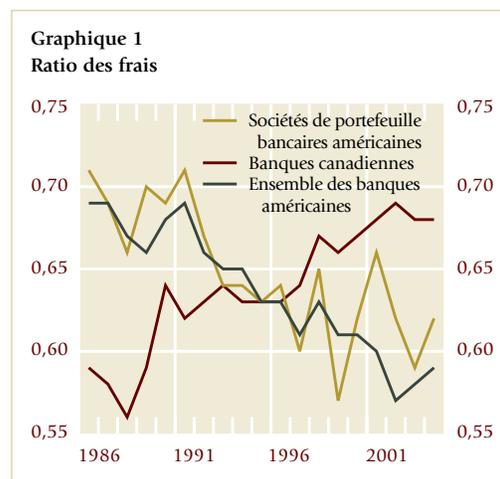
Pour évaluer le rendement des banques, les analystes utilisent souvent le ratio des frais, défini par le ratio entre les frais autres que les intérêts et le revenu d'exploitation net (égal à la somme du revenu d'intérêts net et du revenu autre que les intérêts)<sup>2</sup>.

Le Graphique 1 présente le ratio des frais des banques canadiennes, des sociétés de portefeuille bancaires américaines et de l'ensemble des banques américaines. Les ratios des banques canadiennes et des banques américaines ont affiché des tendances contraires — à la hausse dans le cas des premières et à la baisse dans celui des secondes — au cours de la période examinée. Alors que, du milieu des années 1980 jusqu'au début de la décennie suivante, le ratio des frais des banques canadiennes était inférieur à celui de leurs homologues au sud de la frontière, il lui est maintenant supérieur.

D'après les résultats de notre analyse, l'écart observé entre les ratios des frais s'explique actuellement par le niveau plus élevé des coûts de main-d'œuvre (salaires et avantages sociaux) dans les banques canadiennes. Cet écart de coût n'implique pas pour autant un écart de la productivité, mesurée au nombre d'unités produites par unité d'intrant (généralement le travail).

## Ratio de la productivité du travail

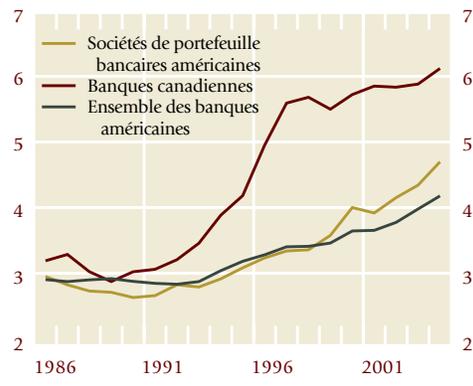
En conséquence, nous avons aussi examiné des mesures de la productivité du facteur travail dans les banques. Il est difficile de mesurer la production des banques, sur les plans tant conceptuel que pragmatique. En effet, l'on croit généralement que les statistiques officielles (fondées sur le système de comptabilité nationale) relatives à la production des institutions financières sont entachées d'importantes erreurs. (Voir, par exemple, Triplett et Bosworth, 2004, ou Diewert, 2005.)



2. Le dénominateur de ce ratio — en particulier le revenu d'intérêts net — dépend de l'écart de risque entre l'actif et le passif. Par conséquent, il se peut que l'évolution du ratio soit imputable à des modifications dans la prise de risques plutôt qu'à un changement d'efficacité. Une refonte de la gamme des produits et services d'une banque (en faveur, par exemple, d'activités bancaires non traditionnelles) peut également influencer sur ce ratio en modifiant la composition des intrants et des frais. C'est pourquoi nous préférons parler de « ratio des frais » plutôt que de « ratio d'efficacité », autre terme parfois employé.

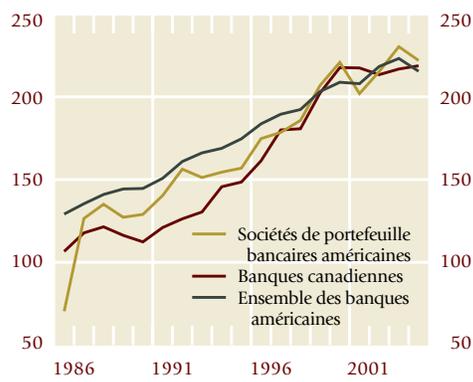
**Graphique 2**  
Actif par employé

Millions de dollars É.-U.



**Graphique 3**  
Revenu d'exploitation net par employé

Milliers de dollars É.-U.



Nous ne nous sommes pas servis des chiffres de la comptabilité nationale dans notre étude. Comme nous l'avons mentionné plus haut, nous avons plutôt tiré nos données des bilans et des états des résultats soumis aux autorités de surveillance bancaire. Pour mesurer la productivité, nous avons d'abord utilisé comme mesure de la production l'actif total figurant aux bilans.

Le Graphique 2 présente une comparaison de l'actif total par équivalent temps plein des banques canadiennes, des sociétés de portefeuille bancaires américaines et de l'ensemble des banques américaines, en dollars É.-U. constants de 1999. Son analyse fait ressortir que la productivité des banques canadiennes a été nettement supérieure à celle des banques américaines au cours de la dernière décennie<sup>3</sup>.

Nous avons ensuite examiné une mesure qui permet de corriger efficacement les différences entre les modes de création et de gestion de l'actif et qui se concentre sur les résultats globaux. Il s'agit du revenu d'exploitation net par équivalent temps plein, qui est illustré au Graphique 3 pour chacune des catégories d'établissements étudiées.

Selon cette mesure, les employés des banques canadiennes ont été moins productifs que leurs homologues américains durant la deuxième moitié des années 1980, mais l'écart avec eux a commencé à se rétrécir au début de la décennie suivante. Depuis la fin des années 1990, on constate la convergence de cette mesure dans les trois catégories d'institutions. Les banques canadiennes seraient ainsi devenues aussi productives que les américaines<sup>4</sup>.

## Économies d'échelle et efficacité coût

Pour évaluer l'efficacité des banques, nous avons également eu recours à l'application de méthodes économétriques à des données bancaires détaillées. Le schéma d'analyse retenu dans notre étude est la fonction de coût translog (comme chez Allen et Liu, 2005), aujourd'hui couramment utilisée dans la littérature.

3. L'inclusion d'une mesure des activités non traditionnelles (telles que celles reliées aux actifs hors bilan) dans le calcul du total de l'actif ne modifie pas cette conclusion.
4. D'après ces différents ratios de rendement, le rendement de l'actif des banques canadiennes est inférieur à celui des banques américaines, ce qui est conforme aux données. En revanche, le rendement des capitaux propres des premières est comparable (sinon supérieur) à celui des secondes.

## Méthodologie

Dans ce schéma, le problème de la minimisation des coûts de la banque peut être modélisé par une fonction de coût générale :

$$C = f(\mathbf{q}, \mathbf{w}) + \theta + \xi,$$

où  $C$  désigne les coûts de la banque;  $\mathbf{q}$  est le vecteur des extrants;  $\mathbf{w}$  correspond au vecteur des prix des intrants; et  $f(\mathbf{q}, \mathbf{w})$  est une fonction translog qui se compose des valeurs individuelles de  $\mathbf{q}$  et de  $\mathbf{w}$  et de leur produit croisé. Le terme  $\theta$  représente les effets propres à chaque banque, et le terme d'erreur  $\xi$ , l'influence de tous les autres facteurs inexpliqués sur la structure de coûts de la banque.

Nos déductions concernant les économies d'échelle des banques se fondent sur la dérivée de  $C$  par rapport à  $\mathbf{q}$ , qui mesure la variation des coûts d'une banque en fonction de l'échelle de production.

Le terme d'erreur  $\xi$  a servi de base à la mesure de l'« efficacité coût ». L'efficacité coût d'une banque se mesure à la distance qui sépare cette dernière de la banque qui se situe à la frontière efficiente, à savoir celle dont l'inefficacité est la plus faible (d'après le terme d'erreur  $\xi$ ). Un système bancaire est efficace si les écarts d'efficacité par rapport à cette frontière sont relativement petits et tendent à s'amenuiser au fil du temps.

Un autre paramètre d'intérêt est l'évolution technologique, représentée initialement par une tendance quadratique, puis par diverses variables dans les spécifications successives du modèle. Enfin, des variables additionnelles ont été incluses afin de tenir compte de l'incidence des modifications apportées aux cadres réglementaires canadien et américain<sup>5</sup>.

## Données

Trois intrants ont été considérés : le travail, le capital et les dépôts. Le prix du travail est le salaire horaire moyen des employés de banque, le prix du capital est égal aux dépenses relatives aux biens immobiliers et aux agencements divisées par le stock total de ces avoirs, et celui des dépôts est le taux d'intérêt payé par la banque sur ces derniers. Les produits bancaires se partagent en cinq catégo-

ries : les prêts à la consommation, les prêts hypothécaires, les prêts autres qu'hypothécaires, les autres actifs financiers figurant au bilan et une mesure équivalente en actifs des activités bancaires non traditionnelles (établie selon la méthode mise en avant par Boyd et Gertler, 1994).

Nous avons estimé le modèle en appliquant la méthode des moindres carrés dynamiques à des données de panel de fréquence trimestrielle allant de 1983 à 2004 pour les banques canadiennes et de 1986 à 2004 pour les sociétés de portefeuille bancaires américaines<sup>6</sup>.

## Résultats

Dans le cas de l'échantillon composé des banques canadiennes, l'hypothèse nulle de rendements d'échelle constants est rejetée au profit de l'hypothèse de rendements d'échelle croissants (les économies d'échelle sont évaluées à environ 7 %). Ces résultats portent à croire que les banques canadiennes gagneraient (modestement) à accroître leur taille.

D'après nos calculs, l'écart d'efficacité coût entre la banque canadienne qui se situe à la frontière efficiente et les autres est inférieur en moyenne à 10 %, selon la spécification considérée. L'emploi de mesures plus fines de l'évolution technologique (reflétant les sommes investies dans la formation des employés et dans l'installation de guichets automatiques, par exemple) a pour effet de réduire à quelque 6,5 % l'écart moyen d'efficacité coût chez les banques canadiennes. En outre, nos résultats révèlent que, dans l'ensemble, ces dernières se sont rapprochées avec le temps de la frontière efficiente.

L'hypothèse nulle de rendements d'échelle constants est également rejetée dans le cas des sociétés de portefeuille bancaires américaines; les économies d'échelle possibles sont évaluées ici à 2 % environ.

Selon nos estimations, l'écart d'efficacité coût entre l'établissement américain qui se trouve à la frontière efficiente et les autres dépasse 10 %, un résultat qui concorde avec ceux présentés dans

5. L'évolution des systèmes financiers du Canada et des États-Unis a été influencée par une série de modifications législatives apportées, durant les 20 dernières années, aux pouvoirs, à l'organisation et à la réglementation des banques. Même si la nature et le moment précis de ces modifications ont différé dans les deux pays, leur effet cumulatif a été d'y favoriser avec le temps l'émergence de banques essentiellement universelles.

6. Étant donné l'évolution différente qu'ont connue (entre autres éléments) le paysage institutionnel et le cadre réglementaire au Canada et aux États-Unis, nous avons estimé une fonction de coût et une frontière efficiente pour chacun des deux pays. (Le regroupement des données des deux pays aurait rendu l'interprétation de  $\xi$  peu fiable.) À cet égard, il importe également de souligner que, sur le plan de la taille, la dispersion est plus grande chez les sociétés de portefeuille bancaires américaines que chez les banques canadiennes de l'échantillon.

les études de l'efficacité du secteur bancaire aux États-Unis (voir, par exemple, Berger et Mester, 1997). Dans la spécification que nous préférons, l'écart moyen d'efficacité coût avoisine les 14 %. De plus, l'écart d'efficacité coût chez les sociétés de portefeuille bancaires américaines n'a pas beaucoup diminué au cours de la période examinée.

Par ailleurs, notre estimation du rythme d'évolution technologique est plus élevée pour les banques canadiennes que pour leurs homologues américaines. À notre grand étonnement, les résultats indiquent que l'évolution technologique a eu sur la réduction des coûts des banques canadiennes une incidence trois fois supérieure à celle observée dans le cas des établissements américains<sup>7</sup>.

Enfin, certaines des modifications apportées au cadre législatif au cours des 20 dernières années semblent avoir eu un effet bénéfique sur la structure de coûts des banques dans les deux pays. Par exemple, au Canada, les révisions apportées en 1987 et en 1997 aux lois touchant le secteur financier ont contribué de façon importante à abaisser les coûts des banques.

## Conclusions

Dans notre étude, nous avons examiné l'efficacité et la productivité des banques au Canada et aux États-Unis sous trois angles différents. Premièrement, nous avons comparé leurs principaux ratios de rendement. Deux choses en sont ressorties : i) l'employé de banque canadien génère en moyenne plus d'actifs que son homologue américain; ii) pour ce qui est du revenu d'exploitation net, la productivité des employés de banque est similaire dans les deux pays.

Deuxièmement, nous avons évalué l'ampleur des économies d'échelle au sein des fonctions de coût des banques canadiennes et d'un échantillon de sociétés de portefeuille bancaires américaines. Notre analyse a révélé l'existence d'économies d'échelle potentielles plus importantes dans les premières que dans les secondes, ce qui donne à penser que les banques canadiennes sont de taille moins efficace que les établissements américains et qu'elles ont plus à gagner d'une expansion.

7. D'autres études comme celle de Tang et Wang (2004) donnent aussi à penser qu'au cours du passé récent, la croissance de la productivité a été plus rapide dans le secteur canadien des services financiers que dans le secteur américain, mais de peu. La tendance temporelle que nous avons utilisée pour représenter l'évolution technologique reflète probablement la forte progression de l'actif des banques canadiennes dans la décennie 1990, durant laquelle ces dernières ont élargi de façon appréciable la gamme des services financiers offerts.

Troisièmement, nous avons mesuré l'écart d'efficacité coût des banques canadiennes et des sociétés de portefeuille bancaires américaines par rapport à l'institution qui se situe à la frontière efficace dans le pays concerné (celle qui a les meilleures pratiques). Il en ressort que les banques canadiennes sont non seulement plus près de cette frontière que les sociétés de portefeuille bancaires américaines, mais aussi qu'elles s'en sont davantage rapprochées que ces dernières au fil du temps.

Globalement, ces résultats ne permettent pas de conclure à un écart relatif d'efficacité ou de productivité du secteur bancaire canadien. Au contraire, les banques canadiennes se comparent avantageusement dans l'ensemble à leurs homologues américaines.

Enfin, comme nous l'avons indiqué ci-dessus, les modifications apportées au cadre législatif et réglementaire ont favorisé l'efficacité du secteur canadien des services financiers. D'où l'importance d'éliminer toute entrave résiduelle à la concurrence et à l'efficacité qui ne soit pas compensée par un avantage important sur le plan de la solidité financière.

## Bibliographie

- Allen, J., W. Engert et Y. Liu (2006). « Are Canadian Banks Efficient? A Canada-U.S. Comparison », document de travail n° 2006-33, Banque du Canada.
- Allen, J., et Y. Liu (2005). « Efficiency and Economies of Scale of Large Canadian Banks », document de travail n° 2005-13, Banque du Canada. À paraître dans la *Revue canadienne d'économique*.
- Berger, A. N., et L. Mester (1997). « Inside the Black Box: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions? », *Journal of Banking and Finance*, vol. 21, n° 7, p. 895-947.
- Boyd, J., et M. Gertler (1994). « Are Banks Dead? Or Are the Reports Greatly Exaggerated? », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 18, n° 3, p. 2-23.
- Diewert, E. (2005). « Évolution de la mesure de la productivité dans le secteur des services : compte rendu de l'ouvrage *Productivity in the U.S. Services Sector: New Sources of Economic Growth* », *Observateur international de la productivité*, n° 11, p. 57-69.

- Dolar, V., et C. Meh (2002). « Financial Structure and Economic Growth: A Non-Technical Survey », document de travail n° 2002-24, Banque du Canada.
- Rao, S., J. Tang et W. Wang (2004). « Productivity Levels Between Canadian and U.S. Industries », document de travail d'Industrie Canada.
- Tang, J., et W. Wang (2004). « Sources of Aggregate Labour Productivity Growth in Canada and the United States », *Revue canadienne d'économie*, vol. 37, n° 2, p. 421-444.
- Triplett, J., et B. Bosworth (2004). *Productivity in the U.S. Services Sector: New Sources of Economic Growth*, Washington, Brookings Institution Press.

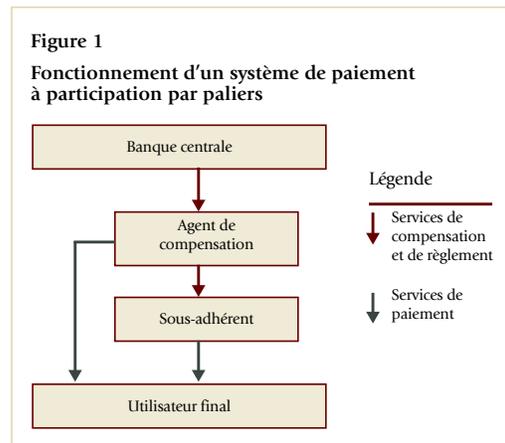
# L'octroi de crédit dans un système de paiement à participation par paliers

Alexandra Lai, Nikil Chande et Sean O'Connor\*

La plupart des systèmes de paiement, de compensation et de règlement sont caractérisés à des degrés divers par le principe de la participation à plusieurs niveaux. Selon ce principe, certaines des institutions financières qui participent directement à un réseau de compensation et de règlement au premier palier (les agents de compensation) exploitent au deuxième palier un réseau qui fournit des services semblables à d'autres institutions (les sous-adhérents). Les agents de compensation non seulement procurent des services de compensation et de règlement de gros aux sous-adhérents qui participent aux réseaux du deuxième palier, mais concurrencent aussi ces derniers sur le marché des services de paiement au détail offerts aux particuliers et aux entreprises. Ce mécanisme est illustré à la Figure 1.

Les résultats d'une étude menée au Canada (Groupe d'étude tripartite, 2006) indiquent qu'en raison des coûts fixes élevés qui sont associés à la participation à un réseau au premier palier, les sous-adhérents préfèrent prendre part, à moindre coût, à un réseau de deuxième niveau exploité par un agent de compensation, qui souhaite ainsi réaliser des économies d'échelle et toucher des revenus supplémentaires. L'efficacité de la tarification sur les marchés de services dans les réseaux à participation par paliers soulève toutefois certaines questions.

Dans un système de paiement à participation par paliers, l'agent de compensation a la capacité, voire peut-être la motivation, d'augmenter le coût marginal imposé à un sous-adhérent afin d'acquiescer un avantage concurrentiel sur le marché des services de paiement au détail. En raison des délais dans le traitement des données et des problèmes de distribution qui surviennent dans le cheminement des fonds, le processus de règlement des paiements



\* Le présent article résume le document de travail de Lai, Chande et O'Connor (2006).

combine des services de règlement et des services d'octroi de crédit aux institutions participantes. Par exemple, les agents de compensation accordent des découverts aux sous-adhérents. Nous étudions l'incidence des découverts non garantis consentis par un agent de compensation dans un système de second niveau sur la stratégie de tarification de ce dernier pour ses services de paiement, de même que sur l'équilibre des marchés de détail et de gros.

Lorsque nous faisons abstraction de la concurrence qui existe entre les différents réseaux pour nous concentrer sur celle qui se manifeste à l'intérieur d'un même réseau, nous constatons que la motivation de l'agent de compensation à hausser les coûts qu'il impose aux sous-adhérents est restreinte par le risque de crédit auquel l'exposent les découverts non garantis qu'il consent à ces derniers. En fait, dans notre modèle, les frais demandés par l'agent de compensation pour ses services de paiement de gros sont toujours inférieurs lorsque le risque de crédit est un facteur important. Nos résultats indiquent également qu'un agent de compensation modifierait conséquemment la tarification de ses services au détail afin de permettre à son sous-adhérent de se tailler une plus grande part du marché des services au détail et d'accroître ses bénéfices. En outre, lorsque la concurrence sur le marché de détail est suffisamment vive, tant l'agent de compensation que le sous-adhérent exigent de leurs clients des frais de service moins élevés.

## Méthode d'analyse

Nous avons privilégié une approche analytique s'appuyant sur les études qui ont été consacrées à l'intégration verticale des firmes sur les marchés de gros et de détail et à l'octroi de crédits aux fins de règlement. Nous avons aussi établi des liens avec ces recherches et les avons approfondies.

Il ressort des travaux consultés qu'une firme peut être incitée à intégrer verticalement la production de services complémentaires tant sur les marchés en amont que sur ceux en aval lorsque la concurrence est imparfaite sur les deux marchés (Spengler, 1950), et même lorsque la concurrence est parfaite sur le marché de détail en aval (Salop, 1998). L'intégration verticale élimine la double majoration des prix de détail de la firme intégrée et donne à cette dernière la possibilité de hausser les coûts de sa rivale. Par exemple, Economides (1998) fait la preuve qu'une firme intégrée verticalement est portée à imposer des modalités non tarifaires à ses rivales en aval lorsque le prix des services offerts en amont est réglementé. Bustos et Galetovic (2003) montrent par ailleurs qu'en

l'absence de pareille réglementation, la même firme préfère amener une rivale en aval à augmenter ses coûts en relevant le prix des services qu'elle lui fournit.

Des approches de modélisation similaires ont été appliquées à des systèmes de règlement de valeurs mobilières. En particulier, Holthausen et Tapking (2004) démontrent qu'une caisse de dépôt de valeurs (CDS) intégrée verticalement à une banque dépositaire relèvera les coûts d'une banque dépositaire rivale. Rochet (2005) conclut qu'une CDS a intérêt à s'intégrer verticalement à une banque dépositaire et qu'elle refuserait de fournir des services de règlement à une banque rivale ou, si la réglementation ne l'y autorisait pas, qu'elle pousserait à la hausse les coûts de sa rivale.

Aucun des travaux sur l'intégration verticale ne renferme une modélisation de la prestation conjointe de services de règlement et d'octroi de crédit par le fournisseur de services, qui constitue une caractéristique du système de règlement des paiements. Kahn et Roberds (1998) construisent un modèle à réseau unique pour les banques confrontées à des flux de paiements débiteurs et créditeurs incertains durant la période, le règlement final étant effectué sur une base nette à la fin de la période. Dans ce système, les participants au réseau échangent des crédits bilatéralement et multilatéralement aux fins de règlement des paiements, mais, ce faisant, ils risquent également de manquer à leurs obligations.

## Caractéristiques clés du modèle

En combinant les données de notre recherche à des études pertinentes sur l'intégration verticale, sur les systèmes de paiement à participation par paliers et sur les crédits aux fins de règlement, nous construisons un modèle de banque intégrée verticalement (l'agent de compensation) qui fait concurrence à une banque rivale (le sous-adhérent) auprès des utilisateurs finals de services de paiement de détail. Les deux parties se livrent une concurrence à la Cournot sur le marché de ces services<sup>1</sup>, sauf que le sous-adhérent acquiert ses services de compensation et de règlement auprès de l'agent de compensation, qui lui accorde des découverts. En premier lieu, l'agent de compensation détermine le droit de compensation et de règlement qu'il imposera au sous-adhérent. Puis les deux parties choisissent simultanément le

---

1. Les concurrents à la Cournot choisissent des stratégies optimales qui prennent en compte la réaction du marché de l'institution rivale.

volume de services de paiement de détail qu'elles souhaitent offrir aux utilisateurs finals et les frais correspondants exigés. Étant donné que chaque unité de service équivaut à une transaction de paiement et que la valeur nette de ces transactions peut être aléatoire, les flux de paiement nets et les découverts aux fins de règlement consentis par l'agent de compensation au sous-adhérent sont incertains au moment où ces derniers prennent leurs décisions de tarification à l'égard des services de gros et de détail.

## Résultats

Les résultats sont tirés des solutions aussi bien analytique que numérique du modèle. Celui-ci révèle que, pour maximiser la valeur nette anticipée, l'agent de compensation mettra à profit sa position d'institution en amont, à titre de fournisseur indispensable de services de compensation et de règlement des paiements, pour hausser les coûts assumés par le sous-adhérent par rapport à son propre coût marginal de compensation et de règlement de ces paiements. Par conséquent, le sous-adhérent doit offrir ses services à un prix plus élevé que celui exigé par l'agent de compensation, ce qui permet à ce dernier d'attirer une plus grande part du marché de détail et de dégager un bénéfice global relativement supérieur à celui du sous-adhérent. Il s'agit là de l'effet de « l'intégration ».

Le risque de crédit auquel s'expose l'agent de compensation du fait qu'il consent des découverts au sous-adhérent restreint sa motivation à augmenter les coûts qu'il impose au sous-adhérent. Si ce dernier ne peut rembourser son découvert parce que ses bénéfices et ses actifs disponibles sont insuffisants, la valeur nette anticipée de l'agent de compensation s'en trouvera réduite. En choisissant sa stratégie de tarification, un agent de compensation lucide prendra donc en compte l'octroi éventuel de découverts au sous-adhérent, la probabilité de défaillance de ce dernier à l'égard de ces découverts et les répercussions possibles d'une majoration de prix sur la probabilité de défaillance du sous-adhérent. L'agent de compensation doit considérer les gains potentiels de valeur nette que l'intégration verticale peut lui apporter par rapport aux pertes qu'il pourrait encourir en augmentant indirectement son risque de crédit par l'entremise de sa propre stratégie de tarification. Par conséquent, lorsqu'il reconnaît le fait qu'une baisse des bénéfices du sous-adhérent accroît la probabilité de défaillance de ce dernier, l'agent de compensation diminue le prix de ses services de paiement. C'est en cela que consiste l'effet du « risque de crédit ».

Les techniques numériques aident à déterminer lequel des deux effets, celui de l'intégration ou du risque de crédit, domine dans différentes conjonctures. L'effet du risque de crédit l'emporte pour une vaste gamme de valeurs paramétriques. Plus précisément, lorsque le risque de crédit auquel est exposé l'agent de compensation est élevé, celui-ci opte pour des frais de service de gros inférieurs au prix sans risque. Il en résulte que le sous-adhérent peut se tailler une part du marché et réaliser des bénéfices anticipés plus élevés, ce qui réduit la probabilité de défaillance à l'égard de tout découvert éventuel. Il existe toutefois un niveau de concurrence au détail au-dessous duquel les bénéfices du sous-adhérent sont suffisamment élevés (avec une emprise supérieure sur le marché) pour lui permettre de rembourser aisément les découverts consentis par l'agent de compensation. Sous ce seuil critique de concurrence au détail, le risque de crédit n'est plus une préoccupation importante pour l'agent de compensation, ce qui lui permet d'exiger davantage pour ses services de gros. Cependant, la gamme des valeurs paramétriques pour lesquelles l'effet de l'intégration domine l'effet du risque de crédit est très restreinte. La présence d'un tel risque incite généralement l'agent de compensation à abaisser le prix de ses services de gros par rapport à ce qu'il exigerait autrement.

En plus de réduire le prix de ses services de gros lorsque le risque de crédit le justifie, l'agent de compensation choisit une tarification de ses services de détail qui fait baisser son volume de paiements de détail, permettant ainsi au sous-adhérent d'augmenter son propre volume de tels paiements. Malgré la perte d'une part du marché de détail et la baisse de prix de ses services de gros, l'agent de compensation accroît ses bénéfices anticipés en combinant les services de compensation et de règlement à l'octroi de découverts. Le sous-adhérent engrange aussi des bénéfices plus élevés, sauf dans les cas où la concurrence entre le sous-adhérent et l'agent de compensation est à ce point faible que le risque de crédit encouru par ce dernier est trop mince pour l'inciter à diminuer ses frais.

Bien que le coût des services de paiement au détail imposé par le sous-adhérent soit toujours moindre en présence d'un risque de crédit suffisant, l'agent de compensation pour sa part n'abaisse son prix que lorsque les deux parties se livrent une forte concurrence. Autrement dit, la concurrence doit être intense pour que le risque de crédit amène l'agent de compensation à réduire les frais exigés pour ses services de paiement au détail et, par conséquent, que les consommateurs en profitent sans équivoque.

## Conclusion

Dans un système de paiement à participation par paliers, un agent de compensation offre un service essentiel (des services de compensation et de règlement) à son sous-adhérent, mais peut se trouver en concurrence avec ce dernier sur le marché des services de paiement au détail. Dans le modèle de faits stylisés élaboré aux fins de notre analyse, l'agent de compensation peut mettre à profit sa position d'exploitant d'un réseau de deuxième niveau en tarifant stratégiquement ses services de compensation de gros de façon à pousser à la hausse les coûts de l'institution rivale. Mais lorsque l'effet du crédit domine, la motivation de l'agent de compensation à faire monter les coûts du sous-adhérent est restreinte par les découverts qu'il octroie au sous-adhérent à des fins de règlement.

Lorsqu'un agent de compensation consent des découverts non garantis à un sous-adhérent et que le risque de crédit est important, les frais associés aux services de gros s'en trouvent généralement réduits et la concurrence sur le marché des services de paiement au détail peut être plus vive. De plus, lorsque la concurrence entre les agents de compensation et les sous-adhérents est intense, un système de paiement à participation par paliers prévoyant l'octroi de crédit est, du point de vue du consommateur, supérieur sur le plan du bien-être à un système dans lequel il n'y a pas de crédit consenti et où le risque de crédit est substantiel.

## Bibliographie

- Bustos, A., et A. Galetovic (2003). « Vertical Integration and Sabotage in Regulated Industries », document de travail n° 164, Centre d'économie appliquée, Université du Chili.
- Economides, N. (1998). « The Incentive for Non-Price Discrimination by an Input Monopolist », *International Journal of Industrial Organization*, vol. 16, n° 3, p. 271-284.
- Groupe d'étude tripartite spécial (2006). *Les conditions de la participation directe au SACR : rapport final*, Association canadienne des paiements (juin).
- Holthausen, C., et J. Tapking (2004). « Raising Rival's Costs in the Securities Settlement Industry », document de travail n° 376, Banque centrale européenne.
- Kahn, C., et W. Roberds (1998). « Payment System Settlement and Bank Incentives », *Review of Financial Studies*, vol. 11, n° 4, p. 845-870.
- Lai, A., N. Chande et S. O'Connor (2006). « Credit in a Tiered Payments System », document de travail n° 2006-36, Banque du Canada.
- Rochet, J.-C. (2005). « The Welfare Effects of Vertical Integration in the Securities Clearing and Settlement Industry », Institut d'économie industrielle, Université de Toulouse. Manuscrit.
- Salop, S. (1998). « Vertical Mergers and Monopoly Leverage », dans *The New Palgrave Dictionary of Economics and the Law*, sous la direction de P. Newman, New York, Stockton Press, vol. 3, p. 669-673.
- Spengler, J. (1950). « Vertical Integration and Antitrust Policy », *Journal of Political Economy*, vol. 58, n° 4, p. 347-352.

# La prévision des taux de change à partir de modèles fondés sur l'absence d'arbitrage

*Antonio Diez de los Rios*

Les prévisions relatives aux taux de change ont de nombreuses applications très utiles. Les gestionnaires de risques y ont recours afin d'établir s'ils doivent se prémunir ou non contre les mouvements de change et à quel moment. Les gestionnaires de portefeuille, quant à eux, s'en servent pour avoir une idée des rendements attendus des actifs étrangers. Les chercheurs, enfin, évaluent leurs modèles de détermination des taux de change en fonction de la capacité de ces derniers à prévoir l'évolution des cours des monnaies.

Les banques centrales souhaitent elles aussi disposer de bons modèles de détermination des taux de change. Elles jugent en effet important de comprendre les facteurs à l'origine des variations de change, car différentes causes auront différents effets sur l'économie, et pourront de ce fait appeler des réactions variées de leur part (Bailliu et King, 2005; Ragan, 2005). En outre, il est essentiel de bien interpréter les fortes fluctuations qui se produisent sur les marchés des changes pour pouvoir évaluer la stabilité des marchés financiers internationaux et le degré de contagion entre ceux-ci<sup>1</sup>.

La prévision des mouvements de change est toutefois une tâche ardue. Malgré les multiples études consacrées à la modélisation des taux de change, un important fait stylisé en finance internationale est que le taux de change d'aujourd'hui fournit la meilleure prévision du taux de change de demain (selon le principe de la marche aléatoire)<sup>2</sup>. Près de 25 ans après la constatation de ce résultat par Meese et Rogoff (1983a et b), le nombre de modèles étant parvenus à surpasser le modèle de la marche aléatoire reste limité<sup>3</sup>. Un corollaire de ce

résultat, qui se dégage aussi des travaux publiés depuis le début des années 1980, est que le taux de change à terme ne donne pas la meilleure prévision du taux de change du lendemain<sup>4</sup>. Clarida et ses coauteurs (2003) font remarquer à ce propos qu'à partir des années 1980, la prévision des taux de change a été de plus en plus perçue comme une entreprise hasardeuse et que c'est d'ailleurs encore largement le cas.

Le présent article résume un document de travail de Diez de los Rios (2006), dans lequel ce dernier présente un modèle du comportement conjoint des taux d'intérêt et des taux de change en l'absence de possibilités d'arbitrage. Ce modèle produit des prévisions de qualité supérieure à celles des modèles actuels de taux de change qui ne comportent pas de contraintes d'absence d'arbitrage.

## Absence d'arbitrage

Il est difficile de croire que les taux de change évoluent indépendamment, par exemple, des taux d'intérêt. La raison de ce scepticisme est le concept de l'arbitrage sur les marchés financiers. S'il existe un écart appréciable entre les prix de deux titres liés, un investisseur sera incité à acheter l'actif sous-évalué et à vendre l'actif surévalué afin de réaliser un profit<sup>5</sup>. Sur un marché efficient, l'arbitrage fait donc en sorte que les prix des deux actifs n'évoluent pas de façon indépendante. C'est à cause de cet arbitrage que les taux d'intérêt sur les marchés des changes au comptant et à terme et le

1. Voir Berg, Borensztein et Pattillo (2004) pour une revue des systèmes d'alerte pour la prévention des crises de change.  
2. Le taux de change d'aujourd'hui fournit aussi la meilleure prévision à l'horizon d'un mois ou d'un an.  
3. Bailliu et King (2005) présentent un survol de ces modèles (dont l'équation de taux de change de la Banque du Canada).

4. Selon la théorie financière, un investisseur neutre à l'égard du risque devrait être indifférent entre l'achat, aujourd'hui, d'un contrat à terme d'un mois sur une monnaie étrangère et l'achat, dans un mois, de cette même monnaie sur le marché au comptant. Ce principe théorique, connu sous le nom de « parité des taux d'intérêt non couverte », implique que la meilleure prévision du taux de change futur est sa contrepartie à terme (voir Hansen et Hodrick, 1980).  
5. La définition technique de l'absence d'arbitrage veut qu'il soit impossible pour un investisseur de se constituer, sans encourir de frais, un portefeuille ne générant que des gains et jamais de pertes (voir Cochrane, 2001).

marché des eurodevises sont reliés entre eux par la condition bien connue de parité des taux d'intérêt couverte<sup>6</sup>.

Un argument similaire vaut pour les obligations nationales et étrangères. Ces actifs sont essentiellement des substituts imparfaits présentant des niveaux différents de risque de change. Un investisseur canadien, par exemple, qui achète une obligation britannique à un an connaît le montant en livres sterling qu'il obtiendra dans l'avenir, mais pas le montant en dollars canadiens. Par conséquent, il demandera une prime pour assumer le risque de change. Autrement dit, il s'attend à recevoir une compensation pour la détention d'un actif qui, de son point de vue, n'est pas entièrement sans risque. Si le taux de rendement (en dollars canadiens) de cette obligation britannique n'inclut pas cette compensation, les prix des obligations britanniques et canadiennes, de même que le taux de change bilatéral, s'ajusteront jusqu'à ce que les possibilités d'arbitrage disparaissent. L'absence de possibilités d'arbitrage établit ainsi un lien entre l'évolution des taux d'intérêt et celle des taux de change<sup>7</sup>.

En résumé, les contraintes d'absence d'arbitrage fournissent des renseignements utiles pour modéliser les mouvements de change et donc pour améliorer la prévision des taux de change<sup>8</sup>.

## Modèle et méthodologie

En se fondant sur les arguments exposés ci-dessus, Diez de los Rios (2006) utilise un modèle affine à deux pays de la structure des taux d'intérêt<sup>9</sup> pour prédire les mouvements de change. Le modèle tire parti de la condition d'absence d'arbitrage entre les taux d'intérêt et les taux de change, qui est elle-même une version généralisée de la condition de parité des taux d'intérêt couverte décrite précédemment. Dans ce modèle, la courbe des rendements et le taux de dépréciation attendu d'une monnaie sont fonction du même jeu de variables d'état, à savoir les taux d'intérêt à court terme dans les deux pays considérés.

Le modèle est estimé pour deux paires de monnaies : dollar américain-livre sterling et dollar américain-dollar canadien. Les données utilisées sont les taux de dépréciation mensuels<sup>10</sup> du dollar américain par rapport aux deux autres monnaies pour la période allant de janvier 1976 à décembre 2004, ainsi que les niveaux mensuels des taux d'intérêt pratiqués aux États-Unis, au Royaume-Uni et au Canada sur les dépôts en eurodevises échéant dans un, trois, six et douze mois. Ces dépôts consistent essentiellement en des obligations coupon zéro dont le produit à l'échéance se compose du principal et des intérêts.

Les estimations sont effectuées sur la base des données de la période comprise entre janvier 1976 et décembre 1997; les données des sept années suivantes sont réservées afin de servir à l'établissement des prévisions hors échantillon. Les prévisions de taux de change, en particulier, sont calculées selon une méthode récursive : à chaque mois  $t$ , le modèle est réestimé à partir des données allant jusqu'à ce mois inclusivement, puis il est utilisé pour générer des prévisions du taux de change au comptant pour les douze mois à venir.

Les prévisions tirées du modèle fondé sur l'absence d'arbitrage sont comparées à celles de trois autres modèles : une marche aléatoire; un modèle vectoriel autorégressif (VAR) appliqué aux primes de terme et au taux de dépréciation de la monnaie; et un modèle de régression du taux de dépréciation sur la prime de terme. L'auteur confronte les prévisions de son modèle à celles du modèle de marche aléatoire afin d'en évaluer la qualité conformément à l'usage qui s'est imposé depuis les travaux fondateurs de Meese et Rogoff (1983a et b) sur le sujet. Clarida et Taylor (1997) ont toutefois démontré qu'en utilisant un modèle VAR appliqué aux primes de terme et au taux de dépréciation, il est possible d'obtenir des prévisions hors échantillon de qualité supérieure à celles du modèle de marche aléatoire. C'est pourquoi l'auteur retient aussi un modèle VAR comme point de comparaison. Enfin, par souci d'exhaustivité, il inclut également les prévisions que produit une régression classique, par les moindres carrés ordinaires, du taux de dépréciation sur une constante et la prime de terme retardée.

Les prévisions issues du modèle de l'auteur ainsi que celles des trois autres modèles sont évaluées en fonction de deux critères couramment utilisés : la racine de l'erreur quadratique moyenne et l'erreur absolue moyenne. Plus ces mesures sont faibles, meilleur est le modèle.

- 
6. Voir Mark (2001) pour en savoir davantage sur la condition de parité des taux d'intérêt couverte.
  7. L'absence d'arbitrage impose des contraintes non seulement sur les mouvements des taux d'intérêt et des taux de change, mais aussi sur l'évolution conjointe des taux d'intérêt pour les différentes échéances.
  8. Des études empiriques montrent que l'imposition de contraintes d'absence d'arbitrage permet aussi d'améliorer la prévision des taux d'intérêt (Duffee, 2002; Ang et Piazzesi, 2003).
  9. Piazzesi (2003) décrit différents modèles affines de la structure des taux d'intérêt ainsi que leurs applications.

- 
10. Signalons qu'un taux de dépréciation négatif signifie une appréciation de la monnaie.

## Résultats

L'auteur constate que l'inclusion de contraintes d'absence d'arbitrage permet de réduire la racine de l'erreur quadratique moyenne des prévisions par rapport à un modèle VAR d'environ 35 % à l'horizon d'un an dans le cas du taux de change \$ É.-U. / £, et de quelque 15 % dans le cas du taux de change \$ É.-U. / \$ CAN. Les gains à tirer de l'utilisation d'un modèle VAR au lieu d'un modèle de marche aléatoire sont négligeables. Par exemple, le gain à l'horizon d'un an pour le taux de change \$ É.-U. / £ est de seulement 2,4 % (comparativement au gain de 40 % signalé par Clarida et Taylor, 1997). L'auteur obtient des résultats semblables avec la mesure de l'erreur absolue moyenne.

## Conclusions

D'après les résultats présentés, l'emploi de méthodes basées sur l'absence de possibilités d'arbitrage permet d'accroître l'exactitude des prévisions relatives aux taux de change. Le succès de ces méthodes conforte de façon indirecte l'hypothèse d'efficience des marchés, puisqu'elles reposent sur une généralisation de la parité des taux d'intérêt couverte. Il y a lieu de poursuivre plus avant les recherches dans cette voie. Par ailleurs, les prévisions de ce genre de modèles s'appuient exclusivement sur l'information contenue dans les taux d'intérêt, alors qu'on aimerait être en mesure d'exploiter l'information que renferment d'autres variables macroéconomiques (comme la croissance de la production, l'inflation ou même les prix des produits de base) pour obtenir des prévisions encore meilleures. Le prochain défi à relever sera donc d'élaborer un modèle du comportement conjoint des variables macroéconomiques, des taux d'intérêt et des taux de change qui soit fondé sur l'absence d'arbitrage et produise de bonnes prévisions des taux de change.

## Bibliographie

- Ang, A., et M. Piazzesi (2003). « A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables », *Journal of Monetary Economics*, vol. 50, n° 4, p. 745-787.
- Bailliu, J., et M. R. King (2005). « Quels sont les déterminants des taux de change? », *Revue de la Banque du Canada* (automne), p. 29-42.
- Berg, A., E. Borensztein et C. Pattillo (2004). « Assessing Early Warning Systems: How Have They Worked in Practice? », document de travail n° 52, Fonds monétaire international.
- Clarida, R. H., L. Sarno, M. P. Taylor et G. Valente (2003). « The Out-of-Sample Success of Term Structure Models as Exchange Rate Predictors: A Step Beyond », *Journal of International Economics*, vol. 60, n° 1, p. 61-83.
- Clarida, R. H., et M. P. Taylor (1997). « The Term Structure of Forward Exchange Premiums and the Forecastability of Spot Exchange Rates: Correcting the Errors », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 79, n° 3, p. 353-361.
- Cochrane, J. (2001). *Asset Pricing*, Princeton (New Jersey), Princeton University Press.
- Diez de los Rios, A. (2006). « Can Affine Term Structure Models Help Us Predict Exchange Rates? », document de travail n° 2006-27, Banque du Canada.
- Duffee, G. R. (2002). « Term Premia and Interest Rate Forecasts in Affine Models », *Journal of Finance*, vol. 57, n° 1, p. 405-443.
- Hansen, L. P., et R. J. Hodrick (1980). « Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis », *Journal of Political Economy*, vol. 88, n° 5, p. 829-853.
- Mark, N. C. (2001). *International Macroeconomics and Finance: Theory and Econometric Methods*, Malden (Massachusetts), Blackwell Publishers.
- Meese, R. A., et K. Rogoff (1983a). « Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample? », *Journal of International Economics*, vol. 14, n° 1-2, p. 3-24.
- (1983b). « The Out-Of-Sample Failure of Empirical Exchange Rate Models: Sampling Error or Misspecification? », dans *Exchange Rates and International Macroeconomics*, sous la direction de J. A. Frenkel, Chicago, University of Chicago Press pour le compte du National Bureau of Economic Research, p. 67-109.
- Piazzesi, M. (2003). « Affine Term Structure Models ». À paraître dans *Handbook of Financial Econometrics*, sous la direction de Y. Aït-Sahalia et L. P. Hansen.
- Ragan, C. (2005). « Le taux de change et la poursuite d'une cible d'inflation au Canada », *Revue de la Banque du Canada* (automne), p. 43-53.