

La valeur informative des options sur contrats à terme sur le dollar canadien

*Alexander Levin, Des Mc Manus et David Watt**

Introduction

Les banques centrales mettent en œuvre leur politique monétaire par l'entremise des marchés financiers. Aussi doivent-elles comprendre la façon dont leur action sera perçue par les opérateurs. C'est pourquoi elles examinent souvent les taux des contrats à terme de gré à gré et les prix des contrats à terme normalisés de taux d'intérêt et de devises afin de connaître les attentes des marchés concernant l'évolution future des taux d'intérêt et des taux de change. Tous ces cours à terme nous éclairent sur la tendance centrale des taux d'intérêt et des taux de change (c'est-à-dire les taux anticipés), mais ils ne nous renseignent pas sur l'incertitude dont ces attentes sont entourées.

Nous analyserons ici l'évolution du jugement porté par le marché sur le cours futur du dollar canadien, en recourant à des densités de probabilité neutres à l'égard du risque (DPNR) pour synthétiser l'information véhiculée par le prix des options sur les contrats à terme sur le dollar canadien. Les DPNR expriment la probabilité qu'un agent neutre face au risque attribue à différentes évolutions du taux de change. Si, par conséquent, le marché du dollar canadien est plutôt baissier, les agents accorderont une plus forte

* *Nous remercions de leurs commentaires Mark Zelmer, Peter Thurlow, Jean-François Fillion, Pierre Duguay, Kevin Clinton et John Murray de la Banque du Canada, ainsi que Carl McGee de la Banque de Montréal. Merci également à Paul Söderlind pour la série de programmes qu'il nous a fournies.*

probabilité (neutre à l'égard du risque) à une valeur plus faible qu'à une valeur plus élevée du dollar canadien à l'avenir, et vice versa si le marché est haussier.

La Banque du Canada pourrait recourir à des DPNR pour voir comment les attentes du marché au sujet de l'évolution future du dollar canadien réagissent à ses déclarations ou décisions. Par exemple, un déplacement ou un changement de forme de la DPNR après une déclaration ou une décision des autorités monétaires pourrait indiquer une modification des attentes du marché concernant le cours futur du dollar canadien. Selon Bahra (1996), les DPNR peuvent aider les autorités monétaires à évaluer la conjoncture monétaire, leur crédibilité, l'opportunité et l'efficacité de leurs interventions ainsi qu'à déceler les anomalies du marché.

Nous appliquons à des cas concrets deux méthodes permettant d'estimer des DPNR afin d'examiner l'information véhiculée par le prix des options sur les contrats à terme sur le dollar canadien. Notre but est de parvenir à caractériser l'opinion des opérateurs sur le cours futur du dollar canadien à une date déterminée, plutôt que d'expliquer l'évolution effective du dollar. La première étude de cas porte sur le comportement affiché par les DPNR après la publication des rapports sur la politique monétaire de la Banque du Canada. La deuxième porte sur la réaction des DPNR aux modifications de la fourchette opérationnelle du taux des fonds à un jour durant les périodes marquées par des crises financières à l'échelle internationale (crise du peso mexicain au début de 1995 et récente crise asiatique).

Voici le plan de l'étude. La section 1 expose la manière dont s'établit la valeur des options de type européen ou américain sur les contrats à terme de devises et traite de la relation entre ces contrats, les cours du change au comptant et les taux d'intérêt au pays et à l'étranger; elle décrit ensuite le rapport qui existe entre le prix des options et les DPNR. La section 2 consiste en un survol de la littérature consacrée à l'estimation des DPNR à partir du prix des options. La section 3 présente les deux techniques servant à estimer les DPNR. La section 4 décrit les données et la méthodologie retenue pour les études de cas, qui sont ensuite analysées à la section 5. La dernière section expose nos conclusions ainsi que les limites de l'analyse.

1 Les options sur contrats à terme de devises

Les options sur contrats à terme de devises ont pour actif sous-jacent un autre titre dérivé, à savoir un contrat à terme normalisé de devises¹.

1. Les options donnent à leur détenteur le droit, mais non l'obligation, d'acheter ou de vendre l'actif sous-jacent jusqu'à une date déterminée inclusivement, le tout à un prix fixé d'avance. Une option d'achat donne le droit d'acheter l'actif sous-jacent au prix de levée ou d'exercice de l'option. Une option de vente donne le droit de vendre l'actif sous-jacent au prix de levée ou d'exercice de l'option.

Lorsque l'option est levée, il faut livrer (dans le cas d'une option de vente) ou recevoir (dans le cas d'une option d'achat) un contrat à terme de devises. Par exemple, l'investisseur qui exerce une option d'achat sur un contrat à terme sur le dollar canadien reçoit un contrat à terme sur cette devise, plus une somme (en dollars américains) égale à la différence entre le cours à terme du dollar canadien à ce moment-là et le prix de levée de l'option. Par convention, les contrats à terme normalisés sur le dollar canadien et les options sur ces contrats sont cotés en cents américains par dollar canadien. C'est pourquoi, dans la notation qui suit, le dollar américain sera la monnaie de compte.

1.1 Calcul de la valeur des options sur contrats à terme de devises

Pour se familiariser avec la détermination de la valeur des options sur contrats à terme de devises, il vaut mieux commencer par l'exemple des options de type européen, c'est-à-dire les options qui ne peuvent être levées qu'à l'échéance, T . À la date d'échéance, la valeur des options d'achat et de vente se calcule comme suit :

$$\hat{C}(T) = \max\{0, \hat{S}(T) - X\}$$

$$\hat{P}(T, X) = \max\{0, X - \hat{S}(T)\}, \quad (1)$$

où $\hat{C}(T, X)$ est la valeur d'une option d'achat ayant la durée T à courir jusqu'à l'échéance et un prix de levée X , tandis que $\hat{S}(T)$ est la valeur (aléatoire) du taux de change à la date d'échéance de l'option. Une option d'achat (de vente) de devises de type européen est « dans le cours » (*in-the-money*) si le taux de change observé est supérieur (inférieur) au prix de levée, « hors du cours » (*out-of-the-money*) si le taux de change est inférieur (supérieur) au prix de levée et « à parité » (*at-the-money*) si le taux de change est égal au prix de levée.

Pour établir la valeur d'une option avant l'échéance, il faut actualiser les flux de trésorerie relatifs à l'option, qui ne peuvent se matérialiser, dans le cas des options européennes, qu'à l'échéance. Si, par conséquent, on fait l'hypothèse que l'investisseur est neutre face au risque, la valeur des options d'achat et de vente de type européen est déterminée de la façon suivante² :

$$C(0, X) = \exp\{-rT\}E_0[\max\{0, \hat{S}(T) - X\}]$$

2. Selon l'hypothèse de neutralité à l'égard du risque, tous les flux de trésorerie peuvent être actualisés au taux d'intérêt sûr. Cette hypothèse est adoptée pour des raisons de commodité, mais elle n'a aucune incidence sur les formules d'évaluation analysées ici. Le lecteur trouvera dans Hull (1993) un exposé des techniques d'évaluation selon l'hypothèse de neutralité à l'égard du risque.

$$P(0, X) = \exp\{-rT\}E_0[\max\{0, X - \hat{S}(T)\}], \quad (2)$$

où E_0 représente la valeur attendue neutre à l'égard du risque, plutôt que la véritable valeur anticipée, et r désigne le taux d'intérêt nominal aux États-Unis annualisé et composé en temps continu pour l'échéance de l'option.

Les formules permettant de calculer la valeur des options sur devises ont été élaborées par Garman et Kohlhagen (1983), qui se sont inspirés des formules de base de Black et Scholes (1973) et de Merton (1973). Les formules d'évaluation des options sur devises de Black-Scholes/Garman-Kohlhagen (BSGK) reposent sur l'hypothèse que les marchés sont parfaits et n'imposent aucune restriction applicable aux ventes à découvert et à la négociation en continu; elles supposent en outre que le taux de change suit une loi logarithmique normale tirée du processus de diffusion suivant³ :

$$\frac{dS}{S} = (r - r_c)dt + \sigma dz, \quad (3)$$

où r_c désigne le taux d'intérêt nominal au Canada annualisé et composé en temps continu, σ la volatilité du cours du change au comptant et dz un processus de Wiener. Les taux d'intérêt et la volatilité sont supposés constants⁴.

Le modèle BSGK d'évaluation des options sur devises peut facilement être étendu aux options sur contrats à terme de devises à l'aide de la parité des taux d'intérêt couverte, ce qui donne, avec des taux d'intérêt constants et une indifférence au risque⁵ :

$$F(0, T) = \exp\{(r - r_c)T\}S(0). \quad (4)$$

3. C'est-à-dire que le logarithme du taux de change est une variable aléatoire suivant une loi normale et ayant une moyenne et une variance constantes. Le processus de diffusion est également appelé mouvement brownien géométrique.

4. Nous présenterons plus loin une méthode plus générale d'évaluation des options, dans laquelle les taux d'intérêt et la volatilité sont des fonctions déterministes du temps. On pourrait aussi introduire des taux d'intérêt stochastiques en redéfinissant le paramètre de volatilité en fonction des variances et des covariances des taux d'intérêt. Il faudrait également analyser les corrélations entre les taux d'intérêt et le taux de change au comptant, mais cela sortirait du cadre de la présente étude. Voir Grabbe (1983).

5. Le taux de change des contrats à terme de gré à gré est égal au prix des contrats à terme normalisés de devises à la même échéance si l'on retient l'hypothèse de neutralité face au risque, tant que les taux d'intérêt sûrs sont constants et identiques pour toutes les échéances.

On obtient ainsi les prix BSGK pour les options européennes sur contrats à terme de devises^{6,7} :

$$C(0, X) = \exp\{-rT\}[F(0, T)N(d_1) - XN(d_2)]$$

$$P(0, X) = \exp\{-rT\}[XN(-d_2) - F(0, T)N(-d_1)], \quad (5)$$

où

$$d_1 = \frac{\log\{F(0, T)/X\}}{\sigma\sqrt{T}} + \frac{1}{2}\sigma\sqrt{T}, \quad d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T}, \quad (6)$$

et $N(x)$ représente la distribution normale réduite de probabilités cumulatives évaluée à x .

Il convient de noter que, exception faite de la volatilité du taux de change, toutes les variables nécessaires à l'évaluation d'une option sur contrats à terme peuvent facilement être obtenues. Il faut signaler aussi que, pour calculer la valeur des options sur contrats à terme de devises, ni les taux d'intérêt canadiens, ni le taux de change au comptant ne sont directement nécessaires; en effet, ces taux se trouvent incorporés au prix des contrats à terme sur le dollar canadien.

1.2 Options américaines sur contrats à terme de devises

Les options sur contrats à terme de devises sont généralement des options de type américain, qui peuvent être exercées non seulement à la date d'échéance, mais n'importe quand avant celle-ci. De ce fait, les formules d'évaluation des options de type européen ne peuvent s'appliquer directement dans ce cas. Même si l'on ne dispose malheureusement pas de formule précise pour calculer la valeur des options de type américain, Melick et Thomas (1996), Leahy et Thomas (1996) et Söderlind (1997) ont démontré que les prix des options américaines sur contrats à terme de devises étaient assortis des bornes suivantes⁸ :

$$\bar{C}_A(0, X) = E_0[\max\{0, \tilde{S}(T) - X\}]$$

6. Ces prix des options européennes sur contrats à terme de devises ne sont exacts que si les options et les contrats à terme de devises portent la même échéance.

7. On fait aussi l'hypothèse que le prix d'un contrat à terme de devises suit un processus de diffusion lognormal.

8. Les formules d'évaluation des options américaines établies par Barone-Adesi et Whaley (1987) peuvent être utilisées lorsqu'on fait l'hypothèse que le prix du contrat à terme à la date d'échéance de l'option obéit à une loi de probabilité lognormale unique. Toutefois, par souci de cohérence, nous ne recourons pas à cette approximation dans notre analyse empirique.

$$\begin{aligned}
\underline{C}_A(0, X) &= \max\{E_0[\tilde{S}(T)] - X, \exp(-rT)E_0[\max\{0, \tilde{S}(T) - X\}]\} \\
\bar{P}_A(0, X) &= E_0[\max\{0, X - \tilde{S}(T)\}] \\
\underline{P}_A(0, X) &= \max\{X - E_0[\tilde{S}(T)] \\
&\quad \exp(-rT)E_0[\max\{0, X - \tilde{S}(T)\}]\}. \tag{7}
\end{aligned}$$

Les bornes supérieures des prix des options américaines sur contrats à terme de devises sont tout simplement les prix des options européennes non actualisés tirés de l'équation (1). Les bornes inférieures sont au moins égales aux prix des options européennes. Par conséquent, les options américaines sur contrats à terme de devises auront une valeur au moins égale à celle des options européennes, la différence ou prime étant due à la possibilité de lever l'option avant l'échéance. C'est pourquoi on parle souvent, dans le cas des options de type américain, de prime d'exercice anticipé.

1.3 Taux de change au comptant, taux d'intérêt et contrats à terme de devises

Bien que les taux d'intérêt nominaux au Canada n'entrent pas directement dans le calcul de la valeur des options sur contrats à terme sur le dollar canadien, l'écart de taux d'intérêt à court terme entre le Canada et les États-Unis est le principal déterminant de la relation entre le prix des contrats à terme sur le dollar canadien et le cours au comptant du dollar canadien. L'écart de taux d'intérêt se révélera important dans les études de cas présentées dans la suite du document.

Pendant la période considérée, l'écart entre les taux courts au Canada et aux États-Unis a changé de signe. Plus précisément, les taux courts étaient généralement plus élevés au Canada qu'aux États-Unis avant le début de 1996; depuis cette date, ils sont plus faibles ici qu'au sud de la frontière. Du point de vue américain par conséquent, l'écart de taux d'intérêt, de négatif qu'il était, est devenu positif.

Conformément à l'équation (4), si l'écart de taux d'intérêt est positif, le prix d'un contrat à terme sur le dollar canadien sera supérieur au cours au comptant du dollar canadien, et l'on s'attendra à ce que celui-ci s'apprécie pendant la durée du contrat à terme⁹. Par conséquent, si $r > r_c$, on aura $F(0, T) > S(0)$, et les opérateurs s'attendront à une hausse du dollar

9. Bodurtha et Courtadon (1987) se penchent sur l'influence des écarts de taux d'intérêt sur la valeur des options américaines sur devises et des options américaines sur contrats à terme de devises.

canadien. Par contre, si $r_c > r$, alors $F(0, T) < S(0)$, et le marché anticipera une dépréciation du dollar canadien.

1.4 Densités de probabilité neutres à l'égard du risque

Afin d'illustrer la relation qui existe entre le prix des options et les DPNR, nous pouvons reformuler comme suit le prix des options (éq. (2)) :

$$\begin{aligned}
 C(0, X) &= \exp\{-rT\} \int_X^\infty \{\tilde{S}T - X\} q[\tilde{S}(T)] d\tilde{S}(T) \\
 P(0, X) &= \exp\{-rT\} \int_0^X \{X - \tilde{S}(T)\} q[\tilde{S}(T)] d\tilde{S}(T). \tag{8}
 \end{aligned}$$

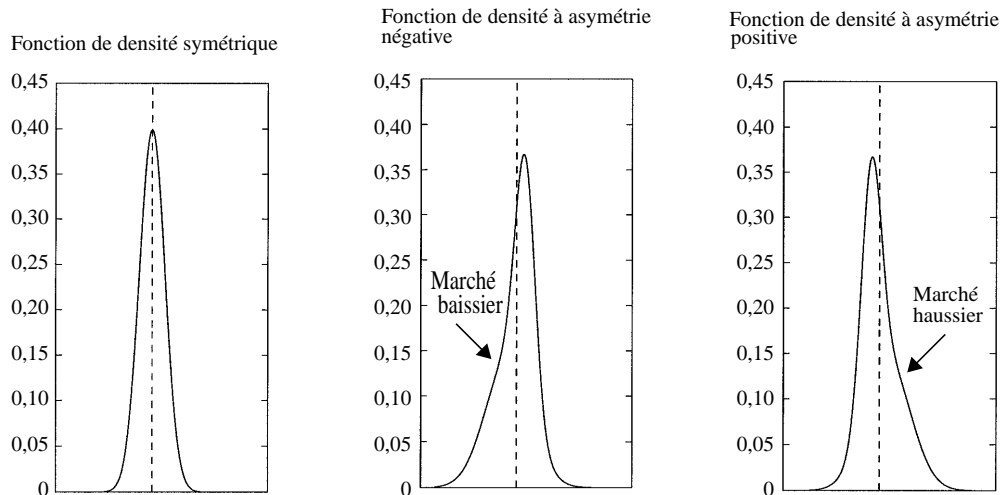
La fonction $q[\tilde{S}(T)]$ est la DPNR du taux de change à la date d'échéance de l'option; elle exprime la probabilité qu'un agent neutre envers le risque attribue à une évolution particulière du dollar canadien. Le prix des options dépend par conséquent de la mesure dans laquelle l'option est dans le cours, multipliée par la probabilité, neutre à l'égard du risque, qu'elle le soit toujours au même degré à l'échéance.

Pour analyser l'évolution des attentes du marché au sujet de la valeur future du dollar canadien, nous allons représenter la DPNR au moyen de graphiques et fournir les statistiques sommaires calculées par rapport au logarithme du prix des contrats à terme, par exemple la moyenne (la médiane ou le mode), la volatilité annualisée, l'asymétrie et l'aplatissement.

La moyenne de la DPNR qui est estimée est égale au prix des contrats à terme sur le dollar canadien; elle représente le cours futur anticipé du dollar canadien lorsque l'agent est neutre à l'égard du risque. Une variation de cette moyenne correspond à un changement du cours anticipé du dollar canadien. Mais tant que l'écart de taux d'intérêt par rapport aux États-Unis est positif (négatif), le marché s'attendra encore à ce que le dollar canadien s'apprécie (se déprécie) d'ici l'échéance de l'option.

La volatilité annualisée donne une indication de la dispersion des opinions du marché au sujet des cours futurs du dollar canadien. Les déclarations ou les décisions de la Banque du Canada pourraient avoir pour effet de réduire l'incertitude relative au taux de change anticipé, ce dont témoignerait une baisse de la volatilité exprimée en taux annuel.

Le coefficient d'asymétrie indiquera si le marché, dans une optique de neutralité envers le risque, est neutre, baissier ou haussier à l'égard du dollar canadien; cela se traduira par une DPNR qui est symétrique, une DPNR qui a une asymétrie négative ou une DPNR qui a une asymétrie

Illustration :

positive, respectivement. Une distribution à asymétrie négative indique que les opérateurs s'attendent à une baisse du dollar canadien, puisqu'ils accordent plus de poids, tout en étant neutres face au risque, à la probabilité que le dollar canadien soit nettement au-dessous, plutôt que sensiblement au-dessus, du prix actuel des contrats à terme à la date d'échéance de l'option — et ce, bien qu'il y ait dans ce cas plus d'une chance sur deux que le cours du dollar canadien soit supérieur au prix actuel des contrats à terme à l'échéance de l'option¹⁰.

Il faut bien se rendre compte que, peu importe l'asymétrie de la DPNR, le marché s'attend à ce que le cours du dollar canadien, à la date d'échéance de l'option sur contrats à terme, soit égal au prix actuel des contrats à terme sur le dollar canadien. Considérons par exemple une DPNR des cours futurs du dollar canadien ayant une asymétrie négative quand l'écart de taux d'intérêt est positif. Le marché s'attendrait néanmoins à ce que le dollar canadien s'apprécie pour se rapprocher du prix des contrats à terme, malgré l'asymétrie négative ou l'opinion « baissière » du marché concernant le cours futur du dollar canadien.

10. Ces remarques découlent du fait que, dans une distribution non symétrique, la moyenne, la médiane et le mode diffèrent. Le mode est la valeur la plus fréquemment observée; il correspond fondamentalement au sommet de la distribution. Les distributions ayant une asymétrie négative ont une moyenne inférieure à la médiane, elle-même inférieure au mode, l'inverse étant observé pour les distributions ayant une asymétrie positive. Voir Kenkel (1989).

La quatrième statistique sommaire est l'aplatissement, qui indique la possibilité de fortes variations du taux de change (courbe leptocurtique) avant l'échéance des options sur contrats à terme¹¹.

Lorsqu'on étudie les statistiques sommaires qui caractérisent une DPNR, il faut tenir compte de la diminution de la durée à courir jusqu'à l'échéance de l'option boursière et du contrat à terme normalisé sous-jacent. Le prix du contrat à terme, sur la durée totale de ce dernier, différera généralement du cours du change au comptant, mais il y sera égal à la date d'échéance. Ainsi, l'écart entre ce prix et le cours du change au comptant s'amenuisera à mesure que l'on se rapproche de l'échéance. Par conséquent, à mesure que l'échéance approche, la volatilité du prix des contrats à terme sur le dollar canadien diminue; ce sont donc probablement les options sur contrats à terme ayant une longue durée à courir jusqu'à l'échéance qui peuvent fournir les renseignements les plus utiles¹².

2 Survol de la littérature

Breeden et Litzenberger (1978) ont été les premiers à formaliser la relation entre le prix des options d'achat et la DPNR; selon leurs travaux, cette dernière serait proportionnelle à la dérivée seconde du prix de l'option d'achat par rapport au prix d'exercice de l'option :

$$\frac{\partial^2 C(0, X)}{\partial X^2} = \exp\{-rT\}q[\tilde{S}(T)].$$

Ce résultat, combiné à des dérogations aux diverses hypothèses sur lesquelles repose le modèle BSGK d'évaluation des options, a suscité beaucoup de recherches sur l'extraction des DPNR contenues dans les prix des options.

11. Le risque de retournement (*risk reversal*) et le nombre des opérations de stelage (*strangle*) effectuées sur le marché sont des mesures couramment utilisées de l'asymétrie et de l'aplatissement, respectivement. Pour se renseigner sur l'asymétrie des attentes à l'égard d'une forte variation du taux de change dans un sens, c'est-à-dire le risque de retournement, on peut observer sur le marché de gré à gré l'écart entre le prix d'achat d'une option d'achat hors du cours et le prix de vente d'une option de vente qui est hors du cours au même degré. Une opération de stelage consiste en l'achat d'une option d'achat et d'une option de vente qui sont toutes deux hors du cours au même degré; ce type d'opération renseigne sur l'opinion du marché concernant la probabilité d'une forte variation du taux de change. Voir Malz (1997).

12. Nous n'avons apporté aucune correction ici aux statistiques sommaires pour tenir compte de la durée à courir, bien que Melick et Thomas le fassent dans leur propre étude, publiée à la suite de la nôtre.

Pour illustrer les lacunes du modèle BSGK, considérons la volatilité du taux de change. Comme nous l'avons déjà indiqué, il s'agit de la seule variable inconnue lorsqu'on calcule la valeur des options à l'aide du modèle BSGK. Pour estimer la volatilité, on part habituellement du prix observé des options et l'on inverse la formule d'évaluation pour obtenir la « volatilité implicite » du taux de change sur la durée de l'option. On peut aussi considérer la volatilité implicite comme la valeur estimée du paramètre de volatilité pour laquelle le prix observé d'une option sur le marché est égal au prix théorique de l'option d'après le modèle BSGK.

Si les hypothèses à la base du modèle BSGK étaient exactes, la volatilité implicite serait toujours la même, peu importe le prix d'exercice de l'option. Or, on observe plutôt généralement un arc de cercle, relevé aux deux extrémités (*smile*) ou à une seule (*smirk*), lorsqu'on reporte les volatilités implicites estimées sur un graphique où figurent les prix d'exercice des options. C'est-à-dire que la volatilité implicite estimée est plus élevée pour les options qui sont fortement dans le cours ou hors du cours. Cette observation empirique semble réfuter l'hypothèse du modèle BSGK selon laquelle les taux de change et les prix des contrats à terme normalisés de devises suivent un processus de diffusion lognormal. Si, par exemple, la courbe de volatilité implicite est un arc de cercle symétrique, on est probablement en présence d'une distribution de forme plus pointue (leptocurtique), tandis qu'un arc de cercle relevé d'un seul côté indique une distribution asymétrique.

Si les taux de change et les prix des contrats à terme de devises ne suivent pas une loi lognormale, il pourrait être utile de trouver une DPNR qui puisse reproduire les prix observés des options. C'est pourquoi quatre grandes méthodes ont été élaborées pour obtenir la DPNR, $q[\tilde{S}(T)]$:

- spécification d'un processus stochastique généralisé applicable au prix de l'actif sous-jacent;
- spécification de la DPNR sous une forme paramétrique;
- lissage de l'arc de cercle dessiné par la volatilité implicite;
- estimation au moyen de techniques non paramétriques.

La première méthode consiste à spécifier un processus stochastique décrivant l'évolution du taux de change et permettant de déduire une DPNR et de calculer les prix théoriques des options. Les processus de diffusion avec sauts, les processus à volatilité stochastique et les processus de diffusion à coefficients non constants sont des exemples de processus stochastiques. On estime ensuite les paramètres du processus en minimisant une fonction de perte définie sur la totalité des erreurs de calcul des prix — soit les écarts entre les prix théoriques et les prix effectifs des options — pour un ensemble déterminé de prix d'exercice. Cette méthode a été mise en

œuvre par Bates (1996b) et Malz (1996 et 1997) pour calculer la valeur des options sur devises, dans l'hypothèse où le taux de change suit un processus de diffusion avec sauts. Le prix calculé est la somme pondérée des prix obtenus au moyen du modèle BSGK, dans lequel les facteurs de pondération dépendent des paramètres du processus de diffusion avec sauts¹³. Dans le cas de Malz (1997), un cas particulier de Bates (1996b), le prix de l'option est essentiellement la somme pondérée de deux prix d'options obtenus au moyen du modèle BSGK.

Une variante de cette méthode consiste à exprimer la volatilité, et peut-être les taux d'intérêt, sous la forme d'une fonction déterministe du temps. Il y a deux avantages à spécifier la volatilité de cette manière plutôt que sous la forme d'un processus stochastique. En premier lieu, le prix des options d'achat satisfait alors à l'équation différentielle partielle de Black-Scholes, bien que les prix ne soient pas des prix d'options selon Black-Scholes. En second lieu, on n'a pas à tenir compte du prix du risque sur le marché, un paramètre qui entre dans les modèles d'évaluation des options à volatilité stochastique et à diffusion avec sauts. Les processus à volatilité déterministe sont étudiés par Rubinstein (1994), Derman et Kani (1994), Dupire (1994), Jackwerth et Rubinstein (1996), Bodurtha et Jermakyan (1996), Lagnado et Osher (1997a et b), Bouchouev et Isakov (1997) et Levin (1998).

La deuxième méthode permettant d'obtenir une DPNR consiste à laisser de côté la question du processus de diffusion pour spécifier directement sous une forme paramétrique la DPNR du cours du dollar canadien à la date d'échéance de l'option.

Bien des auteurs optent pour une somme pondérée de densités de probabilité lognormales indépendantes, ce qu'on appelle une combinaison de distributions lognormales. Ritchey (1990) a démontré que, dans ce cas, les prix des options de type européen peuvent être exprimés sous la forme de sommes pondérées de prix d'options selon Black-Scholes. Cette méthode a été appliquée par Melick et Thomas (1996) pour étudier les prix du pétrole pendant la crise du golfe Persique de 1991, par Leahy et Thomas (1996) pour analyser l'évolution du dollar canadien lors du référendum québécois de 1995 et par Mizrach (1996) pour examiner le comportement de la livre sterling par rapport au dollar américain durant la crise qu'a traversée le Mécanisme de change européen.

Les combinaisons de densités de probabilité lognormales ont aussi été utilisées par Bahra (1996), par Söderlind et Svensson (1997), par

13. Bates (1996b) expose de façon plus complète le calcul de la valeur des options lorsque l'actif sous-jacent suit un processus de diffusion avec sauts.

Söderlind (1997) et par Butler et Davies (1998) pour extraire du prix des options les attentes des opérateurs et leur opinion sur la politique monétaire.

La troisième méthode, l'une des premières à avoir été utilisées, a été mise au point par Shimko (1993) pour lisser la courbe de volatilité implicite au moyen d'une approximation quadratique. Cet auteur a ainsi obtenu une fonction continue régulière exprimant la relation entre les volatilités implicites et les prix d'exercice des options. Ces volatilités implicites ont ensuite été introduites dans les formules d'évaluation des options de Black-Scholes afin de pouvoir extraire les prix des options d'une série continue de prix d'exercice. Cela a permis d'utiliser l'approximation de Breeden et Litzenberger (1978) pour extraire la DPNR.

Cependant, le lissage de l'arc de cercle dessiné par la courbe de volatilité pose un problème. En effet, cette approximation n'est valable que dans la fourchette des prix d'exercice disponibles puisque, hors de cette fourchette, la pente de la courbe devient extrêmement forte. Les adeptes de cette méthode adjoignent donc généralement des « queues » ad hoc à la courbe afin de décrire le comportement de la volatilité hors de la fourchette en question.

La quatrième méthode permettant de caractériser une DPNR s'inspire de Aït-Sahalia et Lo (1998), qui se servent de la densité des prix d'état (DPE) plutôt que de la DPNR. Ils font appel à des formules non paramétriques d'évaluation des options et à des techniques d'estimation par le noyau (*kernel*) pour construire une fonction régulière d'évaluation de l'option, à laquelle on peut appliquer le résultat de Breeden et Litzenberger et qui permet d'obtenir la DPE ou la DPNR. On peut aussi parler, pour désigner la DPE, de noyau d'établissement des prix puisque, une fois cette densité obtenue, on peut établir le prix de n'importe quel actif au moment où l'on se trouve, quand le paiement doit intervenir à la date T ¹⁴. Cette méthode est très générale, mais elle oblige aussi à disposer d'un très grand nombre de données.

Ces méthodes, bien qu'elles diffèrent par la formulation ou l'estimation des DPNR, produisent généralement des résultats comparables. Par exemple, Campa, Chang et Reider (1997) constatent que le lissage de la courbe de volatilité donne des résultats assez semblables à ceux d'une combinaison de distributions lognormales, tandis que Dumas, Fleming et Whaley (1998) concluent que ce lissage produit des résultats tout à fait similaires à ceux d'une fonction à volatilité déterministe.

14. Campbell, Lo et MacKinlay (1997) donnent plus de précisions sur les méthodes d'évaluation au moyen d'un noyau.

3 Estimation des densités de probabilité neutres à l'égard du risque à partir du prix des options

La méthode fondée sur la combinaison de distributions lognormales et la méthode de la volatilité locale déterministe serviront ici à extraire les DPNR des prix des options sur contrats à terme sur le dollar canadien. Ces DPNR pourraient aussi nous renseigner sur l'opinion du marché au sujet du cours futur du dollar canadien, puisqu'elles permettent l'asymétrie des distributions. Ainsi que nous le montrerons, le modèle BSGK produit des distributions symétriques qui ne peuvent rendre compte de l'opinion du marché¹⁵.

3.1 Combinaisons de distributions lognormales

Une combinaison de distributions lognormales offre un cadre souple pour traiter les dérogations aux hypothèses sur lesquelles repose le modèle BSGK; selon Bahra (1996), ce cadre impose une structure minimale au processus stochastique que suit le prix des contrats à terme normalisés sur le dollar canadien. Par exemple, le modèle d'évaluation des options à volatilité stochastique de Hull et White (1988) et les modèles d'évaluation suivant un processus de diffusion avec sauts, comme ceux de Merton (1973), de Bates (1991 et 1996b) et de Malz (1997), peuvent être représentés par des combinaisons de distributions lognormales.

Notre analyse empirique fera appel à une combinaison pondérée de deux distributions lognormales¹⁶ :

$$q[\tilde{S}(T)] = \phi_1 q_1[\tilde{S}(T)] + (1 - \phi_1) q_2[\tilde{S}(T)], \quad (9)$$

où

$$q_i[\tilde{S}(T)] = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_i\tilde{S}(T)} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{\log(\tilde{S}(T)) - \mu_i}{\sigma_i}\right)^2\right\} \text{ pour } i = 1, 2.$$

La combinaison de deux distributions lognormales permet de maintenir une spécification cohérente dans l'analyse quotidienne de l'évolution de l'opinion des marchés au sujet de la valeur future du dollar canadien. Le nombre de densités lognormales qui peut être employé quotidiennement dépend de la quantité et de la qualité des données disponibles sur les prix des options. Malheureusement, le volume des transactions sur le marché des options sur contrats à terme sur le dollar

15. Cet argument s'applique au logarithme du prix des contrats à terme normalisés et à celui des taux de change futurs plutôt qu'à leur niveau.

16. Le modèle BSGK est un cas particulier de cette combinaison lorsque $\phi_1 = 1$.

canadien et donc le nombre des prix d'exercice peuvent être assez faibles, ce qui explique le choix de seulement deux distributions lognormales^{17,18}.

Nous estimons les paramètres des DPNR en minimisant les carrés des erreurs d'évaluation liées aux prix des options d'achat sur contrats à terme, aux prix des options de vente sur contrats à terme et aux prix des contrats à terme de devises. Le vecteur des paramètres, désigné par θ , varie selon qu'on estime le modèle BSGK ou une combinaison de distributions lognormales. Par conséquent, nous utilisons la même approximation tant pour les prix des options de type américain selon le modèle BSGK que pour leurs prix d'après le modèle fondé sur la combinaison de distributions lognormales, au lieu d'employer l'approximation de Barone-Adesi et Whaley dans le premier cas¹⁹.

Désignons par $F_\theta(0, T)$ le prix théorique des contrats à terme sur le dollar canadien qui est tiré du modèle d'évaluation des options étant donné la densité neutre à l'égard du risque $q[\tilde{S}(T)]$ et par $F(0, T)$ le prix observé des contrats à terme sur le dollar canadien. Désignons en outre par $C_\theta(0, X)$ et $P_\theta(0, X)$ les prix théoriques des options d'achat et de vente sur contrats à terme ayant le prix d'exercice X , et par $C(X)$ et $P(X)$ les prix observés de ces mêmes options. Le problème consiste à minimiser :

$$\min_{\theta} \left[\sum_{i=1}^n [C(X_i) - C_\theta(0, X_i)]^2 + \sum_{j=1}^m [P(X_j) - P_\theta(0, X)]^2 + [F(0, T) - F_\theta(0, T)]^2 \right],$$

lorsque le nombre d'options d'achat et d'options de vente peut différer. Le troisième terme de l'ensemble à minimiser exprime le fait que le prix théorique des contrats à terme sur le dollar canadien doit être égal au taux de change futur anticipé de ce dernier. C'est-à-dire que $F_\theta(0, T) = E_0(\tilde{S}_T)$. Nous mettons en œuvre des techniques numériques pour résoudre le problème de minimisation, estimer les paramètres et extraire la DPNR estimée, en évaluant l'équation (8).

17. Bahra (1996) a invoqué un argument analogue pour justifier l'utilisation d'une combinaison de deux distributions lognormales.

18. Leahy et Thomas (1996) ont utilisé un ensemble de trois distributions lognormales pour analyser la période du référendum au Québec. Ils ont pu le faire parce que les options sur contrats à terme sur le dollar canadien étaient activement négociées, avec un large éventail de prix d'exercice, pendant cette période.

19. L'Annexe fournit des précisions sur la technique d'estimation utilisée et le calcul de la valeur des options de type américain dans ce cadre.

3.2 Volatilité locale déterministe

Deux méthodes permettent de représenter la volatilité locale déterministe (VLD). La première est celle qu'utilisent Rubinstein (1994), Derman et Kani (1994), Dupire (1994) et Jackwerth et Rubinstein (1996), c'est-à-dire des arbres binomiaux ou trinomiaux. Malheureusement, les méthodes d'arborescence implicite ne permettent d'établir les prix que pour une échéance et ne peuvent être généralisées à l'évaluation des options plus complexes. La seconde méthode s'inspire de Bodurtha et Jermakyan (1996), Lagnado et Osher (1997a et b) et de Bouchouev et Isakov (1997) et permet de résoudre l'équation différentielle partielle appropriée; c'est la méthode de la résolution du problème inverse d'évaluation des options²⁰.

Pour résoudre le problème inverse, on commence par étendre le processus de diffusion (3) de façon que la volatilité locale puisse être une fonction déterministe du taux de change et du temps :

$$\frac{dS}{S} = \{r - r_c\}dt + \sigma(S, t)dz. \quad (10)$$

Si l'on applique la parité des taux d'intérêt couverte, c'est-à-dire la relation (4), le processus de diffusion du prix des contrats à terme s'écrit

$$\frac{dF}{F} = \sigma(F, t)dz \quad (11)$$

et l'on peut démontrer que le prix d'une option d'achat sur contrats à terme de devises, $C = C(t, X)$, satisfait à l'équation différentielle partielle étendue de Black-Scholes

$$\frac{\partial C}{\partial t} + \frac{1}{2} F^2 \sigma^2(F, t) \frac{\partial^2 C}{\partial F^2} - rC = 0. \quad (12)$$

Si l'option était de type européen, l'équation (1) déterminerait l'état final de (12)²¹, à deux conditions : i) que la valeur d'une option d'achat soit égale à zéro si le prix des contrats à terme est égal à zéro; ii) que, lorsque le

20. Le calcul de la volatilité implicite à partir du modèle BSGK offre un exemple de résolution du problème d'évaluation des options. Si l'on disposait de toutes les variables nécessaires au calcul de la valeur des options selon le modèle BSGK, ces prix seraient faciles à déterminer. C'est un exemple de problème direct. Or, on ne connaît pas la volatilité de l'actif sous-jacent, et l'on se sert des prix effectifs des options de même que de la formulation BSGK pour trouver une estimation de la volatilité locale qui minimise la différence entre les prix observés des options et les prix des options fournis par le modèle BSGK. C'est ce qu'on appelle le problème inverse.

21. Dans l'Annexe, cette méthode est étendue au calcul de la valeur des options de type américain.

prix des contrats à terme devient très élevé, la valeur de l'option d'achat soit égale au prix des contrats à terme.

La méthode habituelle, lorsqu'on veut trouver la surface de volatilité locale, consiste à résoudre

$$\begin{aligned} \tilde{\sigma}(F, t) = \operatorname{argmin}_{\sigma} & \left(\sum_{i,j} [C(X_i) - C_{\theta}(T_j, X_i)]^2 \right. \\ & \left. + \sum_{i,j} [P(X_i) - P_{\theta}(T_j, X_i)]^2 \right), \end{aligned} \quad (13)$$

où T_j permet d'utiliser des dates d'échéance multiples pour estimer cette surface — encore que, pour permettre une comparaison avec la technique de la combinaison de distributions lognormales, nous n'envisagions ici qu'une date d'échéance.

Étant donné une formulation de la surface de volatilité locale $\tilde{\sigma}(F, t)$ et les prix observés des options sur contrats à terme, la DPNR du prix des contrats à terme pour toute date future peut être générée par l'application de simulations de Monte-Carlo à l'équation (11).

Ainsi que nous l'indiquons dans l'Annexe, on ne peut utiliser cette technique pour estimer la surface de volatilité implicite car elle n'est pas stable. C'est-à-dire que de faibles erreurs introduites arbitrairement dans les données de départ et des erreurs dans la solution numérique de l'équation différentielle partielle entraînent d'importants écarts de la surface de volatilité. Des méthodes de régularisation doivent donc être mises en œuvre pour que la solution soit stable et robuste.

4 Données et méthodologie des études de cas

Les données sont les prix de règlement en fin de journée des options de type américain sur les contrats à terme sur le dollar canadien qui se sont négociées au Chicago Mercantile Exchange (CME) depuis juin 1986, ainsi que ceux des contrats à terme de 100 000 \$ sur le dollar canadien qui se sont négociés au CME depuis mai 1972²². En 1996 et 1997, le volume quotidien des options sur contrats à terme sur le dollar canadien s'est élevé en moyenne à 775 contrats (montant notionnel de 77 millions de dollars canadiens) et à 1 000 contrats (montant notionnel de 100 millions de dollars canadiens) respectivement, le marché étant particulièrement actif en période d'incertitude. À titre de comparaison, Miville (1995-1996) présente les

22. Bien que les options sur le dollar canadien soient cotées et négociées à la Bourse de Philadelphie, le nombre limité de prix d'exercice et la faiblesse des volumes limitent l'utilité de ces données dans une analyse empirique.

résultats d'une enquête triennale de la Banque du Canada indiquant que le volume moyen des opérations quotidiennes, en avril 1995, s'établissait à 580 millions de dollars américains pour les options sur le dollar canadien négociées de gré à gré.

Les contrats à terme et les options sur contrats à terme du CME viennent à échéance en mars, juin, septembre et décembre, selon un cycle trimestriel, ainsi que chacun des deux mois les plus rapprochés (autres que ceux déjà mentionnés). Les contrats à terme arrivent à échéance le troisième mercredi du mois du contrat, et les options sur contrats à terme, deux vendredis avant cette date.

Nous nous servons dans notre analyse empirique des contrats à terme et des options sur contrats à terme dont l'échéance trimestrielle est la plus rapprochée (mars, juin, septembre ou décembre), puisque ce sont généralement les contrats qui font l'objet du plus grand nombre d'opérations. Les contrats d'option analysés ici ont une durée à courir qui va d'un peu plus de trois mois au début à une à deux semaines à la fin²³.

Les DPNR qui sont extraites des options sur contrats à terme sur le dollar canadien seront analysées par des méthodes graphiques et numériques afin de déterminer la cohérence des résultats. Les DPNR analysées graphiquement correspondent au taux de change futur en niveau. Les statistiques sommaires se rapportent au logarithme du taux de change futur. Si le taux de change suit un processus lognormal, la DPNR relative au niveau du taux de change futur affichera une asymétrie positive, tandis que la DPNR relative au logarithme sera symétrique. Par conséquent, si les courbes sont présentées par rapport au logarithme du taux de change futur, les statistiques sommaires seront compatibles avec elles; si les courbes sont présentées pour le niveau du taux de change futur, elles paraîtront « déportées » vers la droite par rapport aux statistiques sommaires. Par conséquent, si l'asymétrie est négative mais relativement faible, les courbes de densité relatives au niveau du taux de change futur pourront paraître symétriques, tandis que, si l'asymétrie est nulle, elles pourront sembler afficher une asymétrie positive.

Les résultats numériques comprennent les statistiques sommaires et les probabilités neutres à l'égard du risque que le dollar canadien soit inférieur à un taux de change déterminé à la date d'échéance de l'option. Ces probabilités peuvent jouer un rôle utile à titre d'indicateurs avancés aux fins de la conduite de la politique monétaire, ou encore pour la modification

23. Les options sur lesquelles il n'y a aucune transaction sont éliminées, même si elles font l'objet de positions de place. Les prix de tous les contrats faisant l'objet de positions de place sont établis chaque jour pour évaluation au prix du marché (*marking to market*), que les contrats donnent lieu ou non à des transactions.

des programmes de gestion du risque de change²⁴. Si, par exemple, le cours à terme actuel d'un dollar canadien est de 72 cents américains, nous présentons la probabilité que le cours à la date d'échéance de l'option soit inférieur à 73 cents américains, inférieur à 72 cents américains, et ainsi de suite. Bien entendu, étant donné que les prix des contrats à terme évoluent de jour en jour, la probabilité d'avoir un cours inférieur à ces niveaux de référence changera, mais on dispose d'une expression probabiliste des opinions concernant le taux de change futur.

Le Tableau 1 présente les probabilités relatives au cours futur du dollar canadien, le 6 mars 1998, établies au moyen du modèle BSGK et du modèle à combinaison de distributions lognormales (CDL). Ces probabilités sont à peu près semblables — encore que, sur tout l'éventail des taux de change futurs présentés, le modèle BSGK tende à surestimer la probabilité d'une baisse future du taux de change et à sous-estimer la probabilité d'une hausse future du taux par rapport au modèle CDL.

La Figure 1 offre une représentation graphique des résultats fournis par le modèle CDL et le modèle à volatilité locale déterministe (VLD). Ces graphiques montrent que, même si les courbes ne sont pas identiques, les résultats obtenus dans les deux cas sont cohérents. Comme les résultats donnés par les deux méthodes sont à peu près similaires, nous n'analyserons de manière approfondie que ceux obtenus par la méthode CDL²⁵.

5 Résultats des études de cas

Dans le but d'analyser l'information véhiculée par le prix des options sur contrats à terme sur le dollar canadien, nous nous pencherons sur deux types d'événement : i) la publication, deux fois l'an, du *Rapport sur la politique monétaire*, dans lequel la Banque du Canada expose son évaluation de la situation économique et des conséquences qui en découlent à moyen terme pour la politique monétaire; ii) les modifications apportées à la fourchette opérationnelle du taux d'intérêt à un jour au plus fort de la crise du peso mexicain, d'une part, et de la crise asiatique, d'autre part, sous l'angle de leurs répercussions sur le dollar canadien. Ces événements illustreront par conséquent les effets d'annonce liés à la parution du *Rapport*

24. Il convient de souligner que la Banque du Canada n'essaie pas de maintenir un taux de change déterminé, ni de ramener le taux de change à un niveau précis après une période d'appréciation ou de dépréciation. Si le dollar canadien a varié de manière sensible et que son maintien au niveau atteint semble probable pour une certaine période, la Banque peut, selon la nature de la variation, entreprendre de modifier la fourchette opérationnelle de manière que les taux d'intérêt fassent passer l'indice des conditions monétaires (ICM) à un niveau plus approprié. Le lecteur désireux d'approfondir cette question consultera Murray, Zelmer et Mc Manus (1997) ainsi que Freedman (1994).

25. Les résultats obtenus à l'aide du modèle VLD sont disponibles sur demande.

Tableau 1**Comparaison des probabilités cumulatives CDL et BSGK relatives au cours du dollar canadien (en cents É.-U.) le 6 mars 1998**

Janvier- février 1998	$(S_T \leq X)$				
	67	68	69	70	71
Mardi 27 janvier	9 [10]	25 [28]	56 [55]	82 [79]	93 [93]
Mercredi 28 janvier	10 [10]	23 [29]	57 [56]	85 [81]	94 [94]
Jeudi 29 janvier	16 [20]	42 [44]	73 [70]	90 [88]	96 [97]
Vendredi 30 janvier	9 [11]	27 [31]	57 [58]	83 [81]	95 [94]
Lundi 2 février	8 [8]	23 [26]	54 [54]	82 [79]	93 [94]
Mardi 3 février	5 [4]	15 [17]	44 [45]	79 [76]	93 [93]

Nota : Il s'agit des probabilités neutres à l'égard du risque que le marché attribue, à une date déterminée, à la possibilité que le taux de change soit inférieur à la valeur indiquée X le 6 mars 1998. Le jour où la fourchette opérationnelle a été modifiée est indiqué dans la partie ombrée.

Les probabilités données par le modèle BSGK sont présentées entre crochets.

sur la politique monétaire de la Banque du Canada et l'incidence des mesures de politique monétaire prises par cette dernière.

5.1 Rapports sur la politique monétaire

Depuis 1995, la Banque du Canada publie en mai et en novembre de chaque année un rapport sur la politique monétaire. La publication de ce rapport fait partie des mesures mises en œuvre par la Banque pour rendre plus transparente la conduite de la politique monétaire²⁶. Chaque livraison est maintenant attendue avec intérêt, car elle peut fournir un éclairage nouveau sur les intentions de la banque centrale concernant l'orientation future de la politique monétaire. Dans un souci de concision, nous nous concentrerons ici sur les trois derniers rapports.

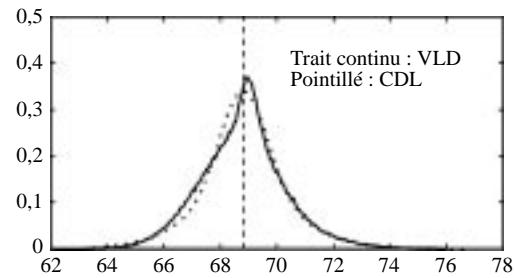
Dans les rapports de novembre 1996 et 1997, la Banque a réaffirmé l'orientation à moyen terme de la politique monétaire qui avait été exposée dans les deux rapports précédents. Dans celui de novembre 1996, la Banque évoquait la possibilité qu'il faille à nouveau assouplir les conditions

26. Voir Noël (1995-1996).

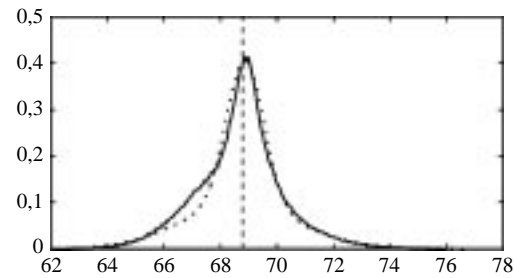
Figure 1

Distributions de probabilité CDL et VLD

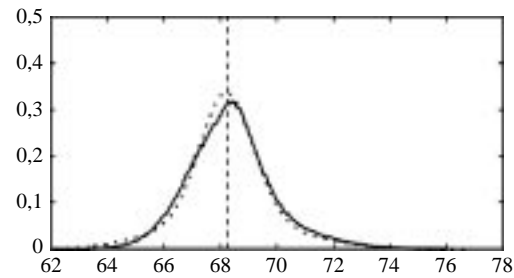
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, mardi 27 janvier 1998



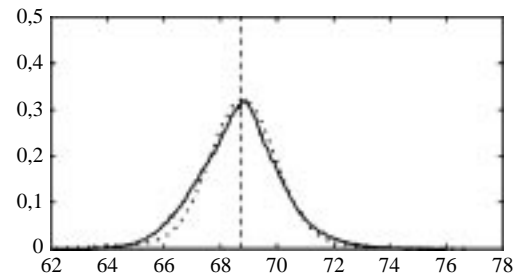
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, mercredi 28 janvier 1998



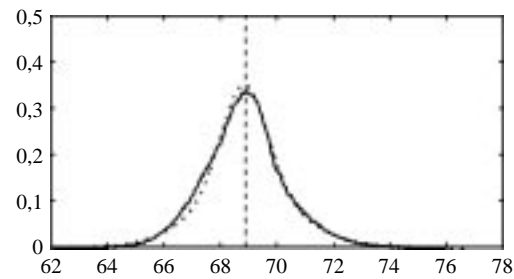
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, jeudi 29 janvier 1998



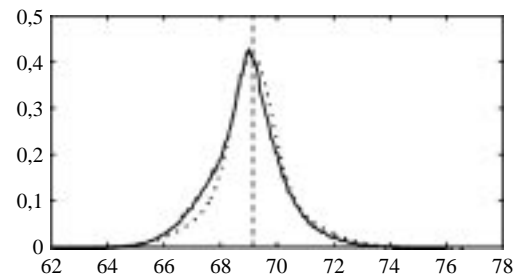
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, vendredi 30 janvier 1998



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, lundi 2 février 1998



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, mardi 3 février 1998



monétaires à moyen terme. Dans son rapport de novembre 1997, elle répétait le message véhiculé en mai 1997, à savoir qu'il convenait de prendre d'autres mesures pour réduire l'effet stimulant des conditions monétaires.

Entre ces deux rapports, la livraison du 15 mai 1997 présente un intérêt tout particulier parce qu'elle signalait une modification des intentions de la Banque. Plus précisément, elle indiquait la nécessité de favoriser des conditions monétaires moins expansionnistes « afin de maintenir le taux de l'inflation tendancielle à un bas niveau et, de ce fait, contribuer à une expansion durable de l'activité compatible avec la capacité de l'économie de produire des biens et des services » (Banque du Canada, mai 1997). Il s'agit donc, parmi les trois rapports étudiés, du seul qui ait fourni de « nouvelles » informations importantes sur l'orientation à moyen terme de la politique monétaire.

La réaction des marchés à la publication des rapports est illustrée aux Figures 2, 3 et 4 et décrite en chiffres aux Tableaux 2, 3 et 4. On constate aisément qu'il est très difficile de se prononcer, pour le moment, sur l'effet produit par les rapports sur la politique monétaire.

Au cours de la période ayant entouré la publication du rapport de novembre 1996, le dollar canadien a fléchi, les opérateurs ayant fait l'hypothèse que les taux d'intérêt n'étaient pas sur le point d'augmenter. Le dollar s'est apprécié tout juste avant la parution du rapport de novembre 1997, mais il a clôturé la semaine à peu près au même niveau. À l'inverse, le dollar canadien s'est sensiblement raffermi le jour où le rapport de mai 1997 a paru et est demeuré supérieur au niveau où il s'établissait avant sa publication, la Banque du Canada ayant indiqué que la politique monétaire deviendrait moins expansionniste à moyen terme.

5.1.1 Novembre 1996

L'effet produit par les rapports sur la volatilité exprimée en taux annuel a été bien différent dans chaque cas. La publication du rapport de novembre 1996 s'était accompagnée d'une diminution de la volatilité, mais celle-ci avait retrouvé son niveau antérieur à la fin de la période étudiée.

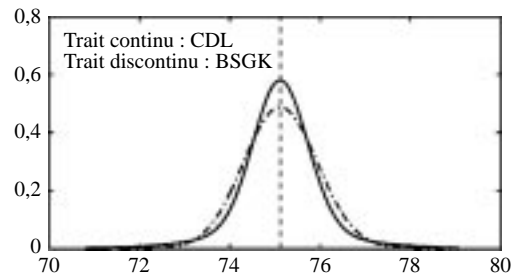
Le rapport faisait état d'une vigoureuse expansion économique au Canada au second semestre de 1996. Les opérateurs lui ont accordé beaucoup d'attention car sa parution suivait de peu une réunion du Comité de l'open market de la Réserve fédérale américaine.

Au cours du mois qui a suivi la publication du rapport, les marchés ont fait preuve d'un léger optimisme à l'égard du dollar canadien. L'indication, dans le rapport, que les taux d'intérêt pourraient subir de

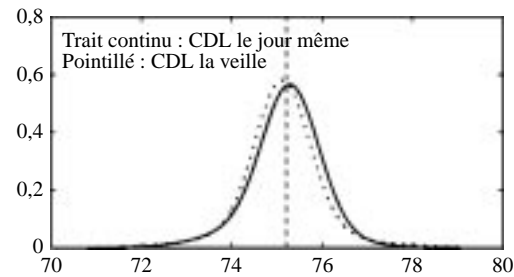
Figure 2

Rapport de novembre 1996 sur la politique monétaire

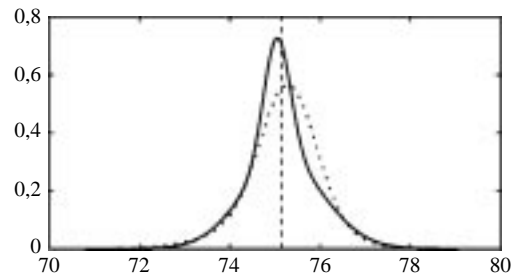
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, lundi 11 novembre 1996



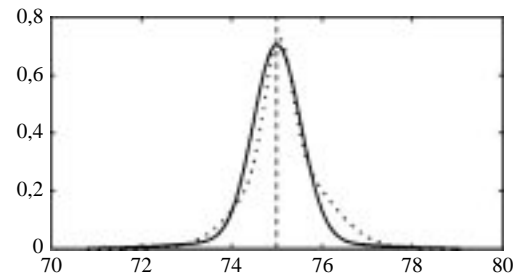
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, mardi 12 novembre 1996



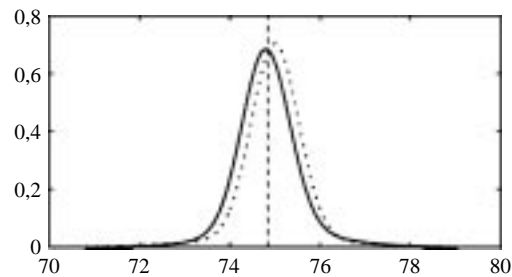
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, mercredi 13 novembre 1996



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, jeudi 14 novembre 1996



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, vendredi 15 novembre 1996



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, lundi 18 novembre 1996

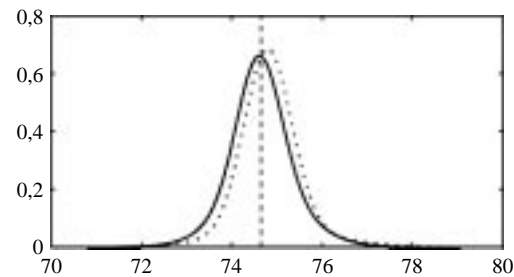
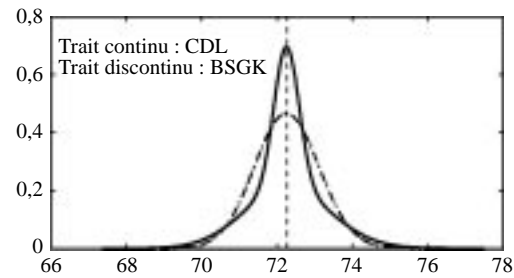


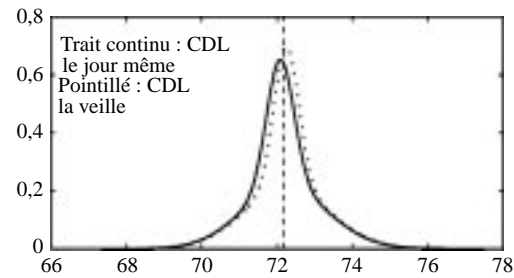
Figure 3

Rapport de mai 1997 sur la politique monétaire

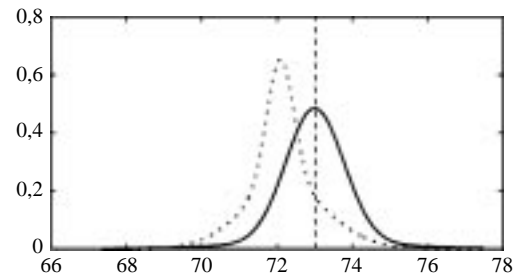
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, mardi 13 mai 1997



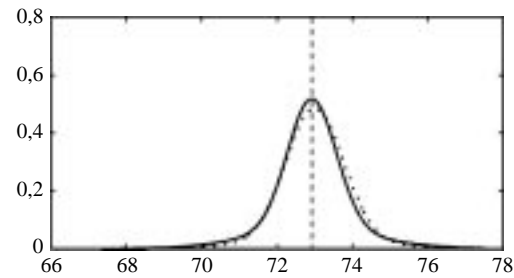
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, mercredi 14 mai 1997



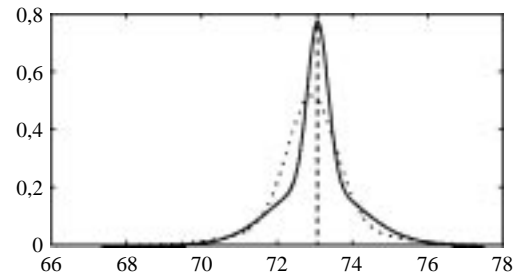
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, jeudi 15 mai 1997



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, vendredi 16 mai 1997



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, lundi 19 mai 1997



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, mardi 20 mai 1997

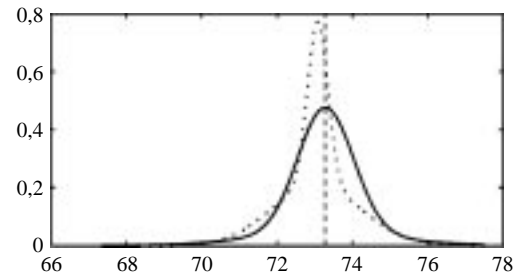
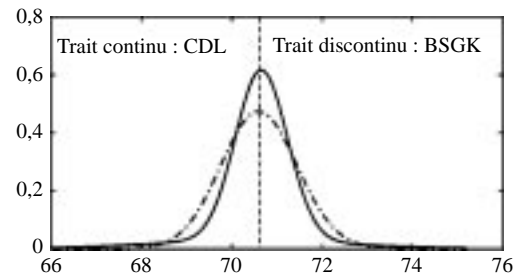


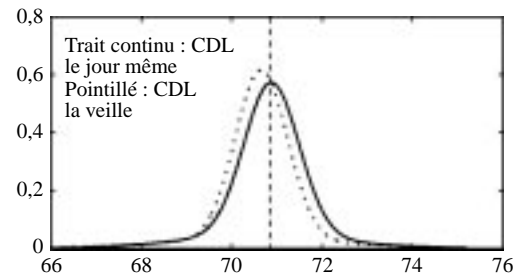
Figure 4

Rapport de novembre 1997 sur la politique monétaire

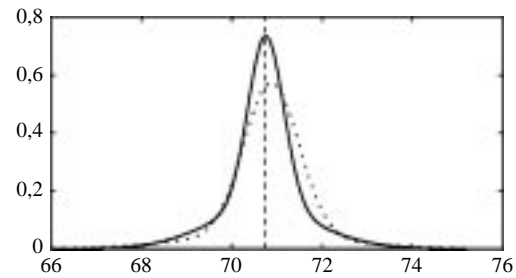
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, lundi 17 novembre 1997



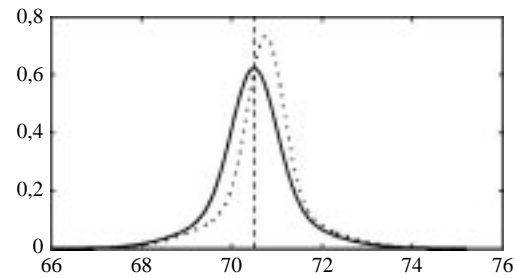
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, mardi 18 novembre 1997



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, mercredi 19 novembre 1997



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, jeudi 20 novembre 1997



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, vendredi 21 novembre 1997

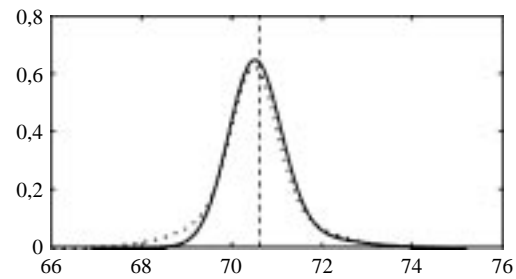


Tableau 2
Rapport du 14 novembre 1996 sur la politique monétaire

Novembre 1996	\$ CAN au comptant	Prix des	Volatilité BSGK	Volatilité CDL	Asymétrie CDL	Aplatisse- ment CDL	Volume des transac- tions
		contrats à terme					
Mardi 12	75,02	75,12	4,08	4,20	- 0,431	4,530	215
Mercredi 13	74,98	75,14	3,91	4,06	0,140	3,975	905
Jeudi 14	74,83	74,99	3,70	4,16	- 0,286	9,613	767
Vendredi 15	74,69	74,84	3,77	3,99	0,353	6,186	354
Lundi 18	74,47	74,65	4,10	4,21	0,121	4,216	581

Nota : La volatilité est exprimée sous forme de pourcentage en taux annuel. La volatilité BSGK correspond à la volatilité implicite des options à parité. L'asymétrie et l'aplatissement se rapportent au modèle CDL, puisqu'ils prennent les valeurs 0 et 3, respectivement, dans le modèle BSGK. Le jour de parution du *Rapport sur la politique monétaire* est indiqué dans la partie ombrée.

Tableau 2a
**Rapport du 14 novembre 1996 sur la politique monétaire
Probabilités relatives au cours du dollar canadien le 5 décembre 1996**

Novembre 1996	Prob($S_T \leq X$)			
	73	74	75	76
Mardi 12	1	7	36	86
Mercredi 13	1	7	43	87
Jeudi 14	2	6	50	94
Vendredi 15	1	9	62	95
Lundi 18	1	15	72	96

Nota : Il s'agit des probabilités neutres à l'égard du risque que le marché attribue, à une date déterminée, à la possibilité que le taux de change soit inférieur à la valeur indiquée X le 5 décembre 1996. Le jour de parution du *Rapport sur la politique monétaire* est indiqué dans la partie ombrée.

Tableau 3**Rapport du 15 mai 1997 sur la politique monétaire**

Mai 1997	\$ CAN au comptant	Prix des contrats à terme	Volatilité BSGK	Volatilité CDL	Asymétrie CDL	Aplatissement CDL	Volume des transactions
Mardi 13	72,16	72,27	4,59	4,87	0,026	4,550	500
Mercredi 14	71,94	72,17	4,80	5,01	0,140	4,423	391
Jeudi 15	72,97	73,01	5,26	5,66	- 0,058	8,024	1 588
Vendredi 16	72,82	72,93	5,46	5,80	- 0,027	5,905	1 486
Lundi 19	s.o.	73,07	5,49	5,79	- 0,033	4,559	303
Mardi 20	73,19	73,28	6,19	6,43	- 0,131	6,142	601

Nota : Voir le Tableau 1. Le lundi 19 mai 1997 était un jour férié au Canada.

Tableau 3a
Rapport du 15 mai 1997 sur la politique monétaire
Probabilités relatives au cours du dollar canadien le 6 juin 1997

Mai 1997	Prob($S_T \leq X$)				
	70	71	72	73	74
Mardi 13	1	8	33	84	96
Mercredi 14	1	8	41	85	96
Jeudi 15	1	2	12	50	88
Vendredi 16	1	3	13	54	89
Lundi 19	0	2	11	44	87
Mardi 20	1	2	8	37	80

Nota : Il s'agit des probabilités neutres à l'égard du risque que le marché attribue, à une date déterminée, à la possibilité que le taux de change soit inférieur à la valeur indiquée X le 6 juin 1997. Le jour de parution du *Rapport sur la politique monétaire* est indiqué dans la partie ombrée.

Tableau 4**Rapport du 19 novembre 1997 sur la politique monétaire**

Novembre 1997	\$ CAN au comptant	Prix des	Volatilité BSGK	Volatilité CDL	Asymétrie CDL	Aplatisse- ment CDL	Volumedes transac- tions
		contrats à terme					
Lundi 17	70,59	70,62	5,34	6,26	- 0,051	10,365	429
Mardi 18	70,71	70,84	5,59	6,26	- 0,389	7,544	275
Mercredi 19	70,62	70,73	5,15	5,62	- 0,122	5,620	228
Jeudi 20	70,39	70,50	5,56	5,91	- 0,018	5,025	230
Vendredi 21	70,52	70,61	4,94	5,03	0,744	4,901	679

Nota : Voir le Tableau 1.

Tableau 4a**Rapport du 19 novembre 1997 sur la politique monétaire
Probabilités relatives au cours du dollar canadien le 5 décembre 1997**

Novembre 1997	Prob($S_T \leq X$)				
	68	69	70	71	72
Lundi 17	2	4	17	70	96
Mardi 18	1	3	13	58	93
Mercredi 19	1	3	13	68	94
Jeudi 20	1	4	23	77	96
Vendredi 21	0	0	18	75	96

Nota : Il s'agit des probabilités neutres à l'égard du risque que le marché attribue, à une date déterminée, à la possibilité que le taux de change soit inférieur à la valeur indiquée X le 5 décembre 1997. Le jour de parution du *Rapport sur la politique monétaire* est indiqué dans la partie ombrée.

nouvelles réductions, ce qui continuerait de stimuler l'activité économique, a suscité un sentiment d'optimisme au sujet de l'économie canadienne. La réaction négative observée le jour même de la parution était peut-être un phénomène temporaire dû au fait que la Banque du Canada donnait à entendre que les taux d'intérêt n'étaient pas sur le point d'augmenter. Les marchés ont peut-être alors considéré comme plus probables (en restant neutres à l'égard du risque) des taux de change plus faibles à l'avenir²⁷.

Le dollar canadien et le prix des contrats à terme ont baissé avant la parution du rapport de novembre 1996 et durant les jours qui l'ont suivie, et la probabilité que le dollar canadien soit inférieur à 75 cents américains le 5 décembre 1996 est passée de 36 % à environ 72 %. De plus, la probabilité que le dollar canadien se situe entre 74 et 75 cents américains est passée de 29 % à environ 57 %. Il était donc jugé vraisemblable par les marchés que le dollar canadien demeure inférieur à 75 cents américains et qu'il s'établisse entre 74 et 75 cents américains le 5 décembre 1996.

5.1.2 *Mai 1997*

La parution du rapport de mai 1997 s'est accompagnée d'une hausse de la volatilité pendant la période étudiée. La volatilité, l'aplatissement, le volume des transactions, le taux de change au comptant et le prix des contrats à terme ont tous sensiblement augmenté le jour de cette parution.

Il était indiqué dans ce rapport que l'économie était vigoureuse dans à peu près tous les secteurs et que, à moyen terme, des conditions monétaires moins expansionnistes seraient nécessaires à mesure que les capacités de production sous-utilisées se résorberaient. Étant donné que rien n'indiquait le moment auquel la Banque resserrerait les conditions monétaires, il semble que l'incertitude relative aux niveaux futurs du dollar canadien ait augmenté pendant que le dollar gagnait du terrain sur le marché au comptant.

La publication du rapport a amené le marché à adopter une attitude allant d'une relative neutralité à une tendance faiblement baissière, peut-être à cause de la hausse notable du dollar canadien et du prix des contrats à terme ainsi que de l'incertitude entourant le moment auquel les taux d'intérêt seraient relevés. L'humeur du marché après la publication du rapport traduisait peut-être un effet d'annonce lié à la parution du rapport, dans lequel on laissait entendre que les conditions monétaires allaient devenir moins expansionnistes, même si les taux d'intérêt demeuraient inchangés, à la faveur d'un raffermissement notable du dollar canadien.

27. En raison du faible volume des transactions, il est difficile d'analyser les résultats observés le mardi 12 novembre 1996.

La publication du rapport a eu pour effet d'accroître la probabilité que le cours du dollar canadien clôture à un niveau plus élevé le 6 juin 1997. La probabilité qu'il se situe en deçà de 72 cents américains a chuté pour passer de 33 % à environ 8 %, tandis que la probabilité qu'il s'établisse au-dessous de 73 cents américains est passée d'environ 84 % à quelque 37 %. De plus, la probabilité que le taux de change se situe entre 72 et 73 cents américains est passée de 51 % à 29 %, alors que celle qu'il se situe entre 73 et 74 cents américains est passée de 12 % à 43 %.

5.1.3 Novembre 1997

Les options sur contrats à terme sur le dollar canadien ont fait l'objet d'un nombre d'opérations assez faible durant la période qui a entouré la publication du rapport de novembre 1997, ce qui rend difficile l'interprétation des données. Sur l'ensemble de cette période, la situation a très peu changé, encore que la volatilité ait semblé diminuer. Le cours du dollar canadien et le prix des contrats à terme sont restés à peu près inchangés, tout comme les probabilités relatives aux niveaux futurs du dollar canadien.

Le rapport a été publié à un moment où les statistiques faisaient état d'une croissance économique plutôt faible au Canada et où l'apparition de la crise en Asie se traduisait par des incertitudes accrues sur les marchés financiers. La Banque signalait dans le rapport la possibilité de rendre les conditions monétaires moins expansionnistes, mais cela ne semblait pas devoir se produire à court terme; les opérateurs en ont conclu, selon toute apparence, que la Banque du Canada n'allait pas augmenter les taux dans un proche avenir.

Le rapport a eu peu d'effet sur la probabilité que le dollar canadien se négocie à moins de 70 cents É.-U., mais on a pu noter une légère hausse de la probabilité que son cours s'inscrive à moins de 71 cents américains le 5 décembre 1997, peut-être en raison d'une baisse de la volatilité.

5.1.4 Observations générales

Si nous faisons la synthèse de ces résultats, il semble que les rapports sur la politique monétaire aient influé sur la distribution des opinions concernant le cours futur du dollar canadien surtout lorsqu'ils révélaient une information fondamentalement « nouvelle », par exemple une modification des intentions de la Banque du Canada. Il semble aussi que l'opinion du marché ne puisse pas toujours être interprétée indépendamment du prix des contrats à terme, qui correspond à la moyenne de la DPNR. Les variations quotidiennes des probabilités que tel ou tel niveau du taux de change soit observé sont liées principalement aux modifications du prix des contrats à

terme, les variations des moments d'ordre supérieur de la DPNR jouant un rôle marginal.

5.2 L'opinion des opérateurs sur le dollar canadien durant les crises financières internationales

La crise du peso mexicain, tout comme la récente crise financière en Asie, a amené les capitaux à se réfugier aux États-Unis, ce qui a entraîné une hausse du dollar américain par rapport à la plupart des autres devises, y compris le dollar canadien. Lors de ces deux crises, la situation macroéconomique au Canada présentait des ressemblances, par exemple une inflation et une croissance économique moins rapides qu'aux États-Unis, mais il existait aussi plusieurs différences importantes. Il est donc intéressant de comparer les perceptions des opérateurs au sujet de l'évolution future du dollar canadien, ainsi que la réaction des marchés aux mesures prises par la Banque du Canada pendant les deux crises en question.

Les modifications de la fourchette opérationnelle du taux des fonds à un jour²⁸ sont le principal outil dont la Banque se sert pour conduire au jour le jour la politique monétaire au Canada²⁹. Nous nous penchons dans notre analyse empirique sur les relèvements de la fourchette opérationnelle qui ont été interprétés comme une réaction à une faiblesse persistante du dollar canadien, comme en ont fait état des articles parus dans la presse avant le 22 février 1996 et les communiqués publiés par la Banque du Canada après cette date³⁰.

5.2.1 La crise du peso mexicain

La crise mexicaine a durement éprouvé les pays qui, à l'instar de l'Italie, du Canada et de la Suède, étaient considérés comme fortement endettés. D'autres facteurs ont également exercé des pressions à la baisse sur le dollar canadien, par exemple le rétrécissement marqué des écarts de taux

28. Rappelons que les modèles d'évaluation des options dont il est question ici ont été élaborés d'après l'hypothèse que les taux d'intérêt étaient constants; il serait donc inconséquent d'attribuer l'évolution des DPNR uniquement à l'évolution des sentiments du marché au sujet des cours futurs du dollar canadien et de supposer que toutes choses étaient égales par ailleurs.

29. La *Revue de la Banque du Canada* (1996) explique l'adoption de la fourchette opérationnelle du taux à un jour et décrit son utilisation dans la conduite de la politique monétaire.

30. C'est à cette date que le taux d'escompte a été redéfini comme la limite supérieure de la fourchette opérationnelle du taux d'intérêt à un jour; par la suite, chaque modification du taux d'escompte a été accompagnée d'un communiqué de presse. Ces communiqués peuvent être consultés dans le site Web de la Banque du Canada, à l'adresse <http://www.bank-banque-canada.ca>.

d'intérêt par rapport aux États-Unis et les inquiétudes croissantes suscitées par la situation des finances publiques, notamment le budget fédéral qui devait être présenté le 27 février 1995, sans compter les préoccupations causées par la situation politique³¹. L'opinion défavorable des marchés vis-à-vis du Canada ressort non seulement de la baisse de la monnaie canadienne, mais aussi du climat négatif régnant sur le marché des obligations libellées en dollars canadiens, dont un grand nombre d'investisseurs étrangers cherchaient à se départir, et de la hausse du rendement des obligations du gouvernement du Canada (Stinson, 1995a).

Les répercussions de la crise mexicaine sur le dollar canadien ont culminé entre le 9 et le 20 janvier 1995. Durant cette période, la fourchette opérationnelle du taux à un jour a été relevée à trois reprises (les 10, 12 et 17 janvier), de 50 points de base chaque fois, tandis que le taux d'escompte était majoré à deux occasions (les 10 et 17 janvier). Les hausses de taux d'intérêt ont été interprétées comme visant à défendre le dollar canadien, malgré l'absence de déclarations publiques à cet effet de la Banque du Canada (Stinson, 1995b). Le relèvement des taux à un jour faisait suite aussi à une évolution en ce sens des taux d'intérêt à court terme. Par conséquent, la Banque ne faisait qu'entériner une hausse des taux d'intérêt qui avait déjà été provoquée par le marché.

L'incidence de la crise du peso mexicain est analysée à la Figure 5 et aux Tableaux 5 et 5a. Au plus fort de cette crise, c'est-à-dire pendant plusieurs jours, les DPNR ont affiché une asymétrie négative, indiquant une opinion défavorable du marché envers l'évolution future du dollar canadien.

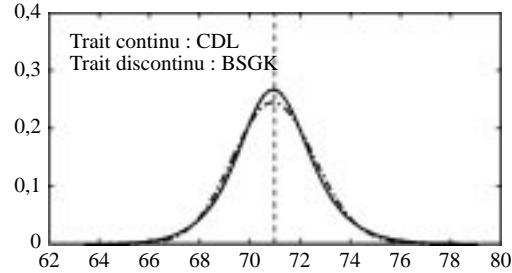
Comme les taux d'intérêt étaient, à l'époque, plus élevés au Canada qu'aux États-Unis, les opérateurs s'attendaient déjà à une dépréciation du dollar canadien, d'après la théorie de la parité des taux d'intérêt couverte. Compte tenu de l'asymétrie négative des distributions, une dépréciation encore plus marquée que celle déjà incorporée aux anticipations était possible, malgré les hausses de la fourchette opérationnelle. En fait, durant la crise, le prix des contrats à terme sur le dollar canadien a chuté de près de un cent américain, les DPNR ont conservé une asymétrie négative, et l'incertitude entourant le niveau futur du dollar canadien a semblé s'accroître.

La Figure 5 et les Tableaux 5 et 5a indiquent que les modifications de la fourchette opérationnelle du taux à un jour n'ont guère eu d'influence sur l'opinion des opérateurs concernant le cours futur du dollar canadien au plus fort de la crise du peso mexicain, appréciée sous l'angle de ses répercussions sur le dollar canadien. En revanche, il est possible que ces modifications

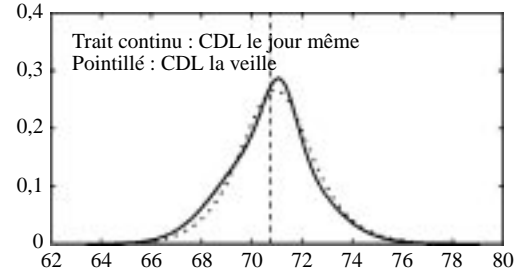
31. Zelmer (1996) offre une analyse plus fouillée de la situation économique au Canada.

Figure 5
Crise du peso mexicain

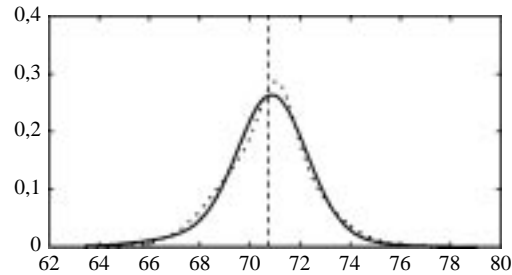
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, lundi 9 janvier 1995



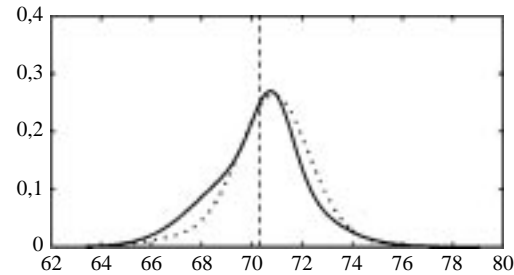
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, mardi 10 janvier 1995



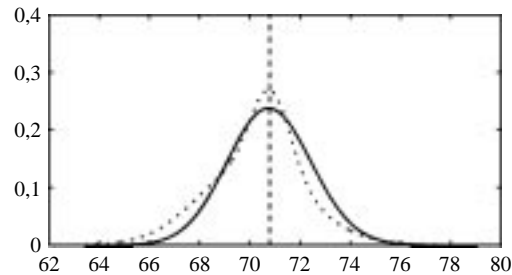
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, mercredi 11 janvier 1995



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, jeudi 12 janvier 1995



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, vendredi 13 janvier 1995



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, lundi 16 janvier 1995

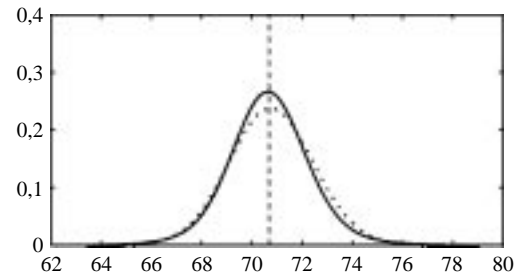
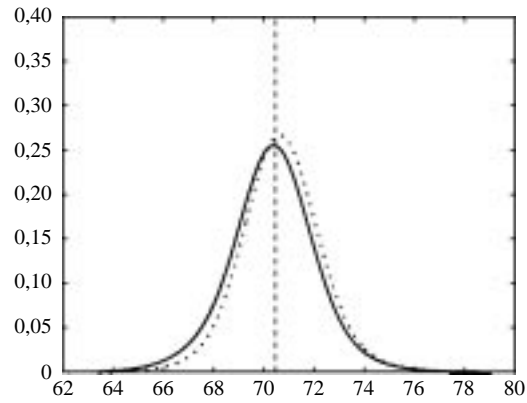
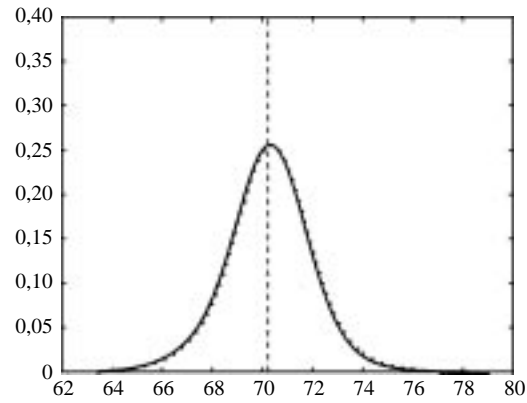


Figure 5 (suite)
Crise du peso mexicain

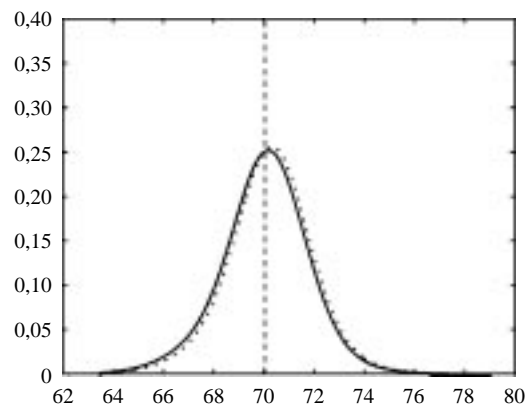
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, mardi 17 janvier 1995



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, mercredi 18 janvier 1995



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, jeudi 19 janvier 1995



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, vendredi 20 janvier 1995

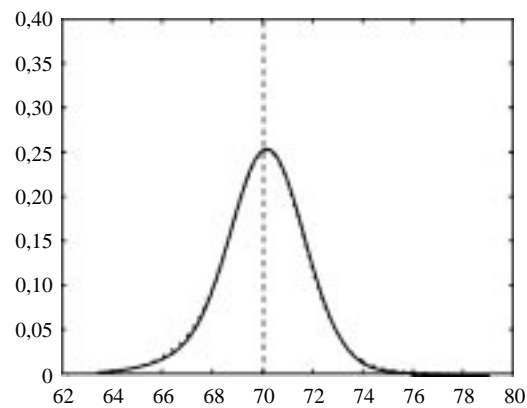


Tableau 5
Crise du peso mexicain, janvier 1995

Janvier 1995	Prix des					Aplatissement CDL	Volume des transactions
	\$ CAN au comptant	contrats à terme	Volatilité BSGK	Volatilité CDL	Asymétrie CDL		
Lundi 9	70,99	70,98	5,98	6,11	0,002	3,583	1 918
Mardi 10	70,92	70,78	6,19	6,34	- 0,125	3,457	1 956
Mercredi 11	70,88	70,74	6,31	6,65	- 0,498	4,865	1 083
Jeudi 12	70,55	70,32	6,86	7,14	- 0,257	3,620	1 040
Vendredi 13	70,87	70,79	6,44	6,45	- 0,025	3,028	1,292
Lundi 16	70,93	70,69	6,31	6,45	0,000	3,882	150
Mardi 17	70,49	70,36	6,83	7,01	- 0,129	3,845	917
Mercredi 18	70,36	70,23	6,85	7,06	- 0,220	3,848	1 072
Jeudi 19	70,20	70,04	7,08	7,31	- 0,289	3,868	1 269
Vendredi 20	70,29	70,05	7,00	7,23	- 0,433	4,057	618

Nota : Voir le Tableau 1. Les jours où la fourchette opérationnelle a été modifiée sont indiqués dans les parties ombrées.

Tableau 5a
Crise du peso mexicain, janvier 1995
Probabilités relatives au cours du dollar canadien le 3 mars 1995

Janvier 1995	Prob($S_T \leq X$)					
	68	69	70	71	72	73
Lundi 9	4	11	26	51	75	89
Mardi 10	6	15	30	54	79	91
Mercredi 11	6	13	30	55	78	92
Jeudi 12	11	22	39	64	85	94
Vendredi 13	5	14	32	55	76	90
Lundi 16	5	13	33	59	81	93
Mardi 17	8	20	41	65	84	94
Mercredi 18	9	22	43	68	86	95
Jeudi 19	11	25	47	72	88	96
Vendredi 20	11	24	47	71	88	96

Nota : Il s'agit des probabilités neutres à l'égard du risque que le marché attribue, à une date déterminée, à la possibilité que le taux de change soit inférieur à la valeur indiquée X le 3 mars 1995. Les jours où la fourchette opérationnelle a été modifiée sont indiqués dans les parties ombrées.

aient évité une baisse encore plus marquée de notre monnaie. La diminution constante du prix des contrats à terme sur le dollar canadien pendant la période en question a fait passer de 51 % à 71 % la probabilité que le taux de change s'inscrive en deçà des 71 cents américains le 3 mars 1995. La probabilité que le dollar canadien soit inférieur à 70 cents américains est passée de 26 % à 47 %, tandis que celle d'un dollar canadien inférieur à 69 cents américains passait de 11 % à 24 %.

À la mi-février, les taux d'intérêt à un jour avaient augmenté de 200 points de base, et le marché n'était plus « baissier » à l'égard du dollar canadien. Toutefois, la probabilité d'une forte variation du dollar canadien d'ici le 3 mars ainsi que la volatilité restaient assez élevées. Le marché est devenu pessimiste, entraînant un léger recul du dollar canadien, quand l'agence de notation Moody's a publié, le 16 février, une analyse indiquant que la cote de crédit du Canada allait peut-être être révisée. La vente de titres libellés en dollars canadiens qui a suivi devait amener la Banque, l'après-midi même, à relever de 50 points de base la fourchette opérationnelle du taux à un jour (Stinson, 1995d). Les taux d'intérêt à court terme ont évolué dans le même sens. Par conséquent, il ne s'agissait pas dans ce cas d'une ratification des taux d'intérêt déjà fixés par le marché, même si la vente de titres en dollars canadiens avait pour effet d'intensifier les pressions en faveur d'un relèvement des taux.

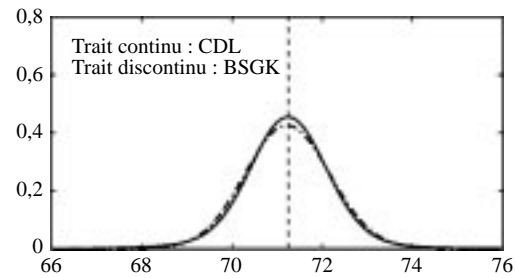
La Figure 6 et les Tableaux 6 et 6a présentent l'analyse des DPNR aux alentours du 16 février 1995. On y constate que les marchés paraissaient relativement neutres à l'égard des cours futurs du dollar canadien, à l'exception du jour de la publication du rapport de Moody's, durant lequel une tendance baissière s'est clairement manifestée sur le marché.

Le rapport de Moody's a eu un effet de très courte durée sur l'opinion des opérateurs concernant le niveau futur du dollar canadien. C'est ce qui ressort du Tableau 6a : la probabilité que le dollar canadien tombe sous la barre des 71 cents américains le 3 mars 1995 se situe à 40 % le mardi précédant la parution du rapport, pour passer à 58 % le jour de la sortie de ce dernier et retomber à 36 % deux jours ouvrables plus tard. La mesure préventive prise par la Banque du Canada semble avoir contribué à modérer la réaction du marché. Si l'on considère qu'il ne restait que 18 jours à courir avant l'échéance de l'option sur contrats à terme sur le dollar canadien, il s'agit de variations assez considérables; il faut se rappeler cependant que l'actif sous-jacent, dans ce cas, est un contrat à terme sur le dollar canadien, et non la devise elle-même.

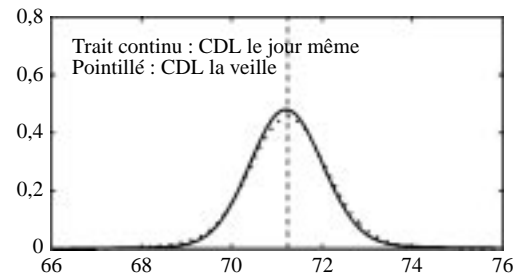
Figure 6

Rapport de notation de Moody's

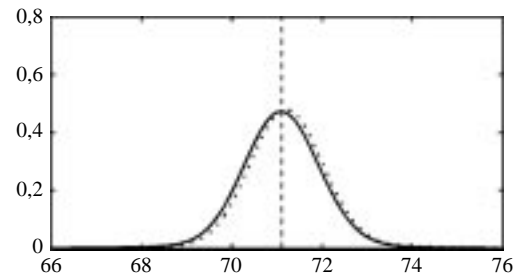
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, lundi 13 février 1995



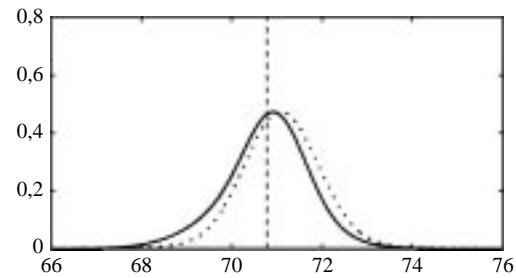
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, mardi 14 février 1995



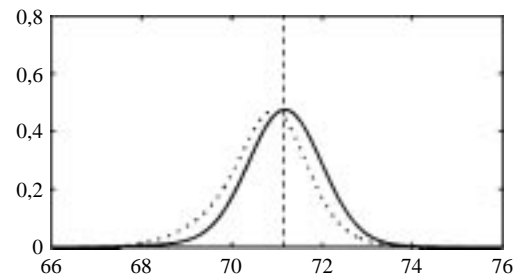
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, mercredi 15 février 1995



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, jeudi 16 février 1995



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, vendredi 17 février 1995



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, mardi 21 février 1995

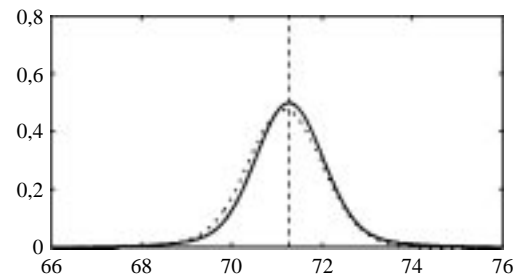


Tableau 6**Rapport de notation de Moody's, 16 février 1995**

Février 1995	\$ CAN au comptant	Prix des contrats à terme	Volatilité BSGK	Volatilité CDL	Asymétrie CDL	Aplatissement CDL	Volume des transactions
Mardi 14	71,34	71,24	5,94	6,39	0,365	8,516	907
Mercredi 15	71,27	71,10	6,00	6,29	- 0,130	6,061	651
Judi 16	70,80	70,78	6,44	6,61	- 0,333	3,733	371
Vendredi 17	71,29	71,15	6,26	6,40	- 0,286	4,143	1 205
Mardi 21	71,35	71,28	7,53	7,91	- 0,036	5,402	1 451

Nota : Voir le Tableau 1. Le jour où la fourchette opérationnelle a été modifiée est indiqué dans la partie ombrée.

Tableau 6a**Rapport de notation de Moody's, 16 février 1995****Probabilités relatives au cours du dollar canadien le 3 mars 1995**

Février 1995	Prob($S_T \leq X$)				
	69	70	71	72	73
Mardi 14	1	7	40	82	97
Mercredi 15	1	10	45	85	98
Judi 16	4	19	58	92	99
Vendredi 17	1	9	42	84	98
Mardi 21	1	7	36	81	97

Nota : Il s'agit des probabilités neutres à l'égard du risque que le marché attribue, à une date déterminée, à la possibilité que le taux de change soit inférieur à la valeur indiquée X le 3 mars 1995. Le jour où la fourchette opérationnelle a été modifiée est indiqué dans la partie ombrée.

5.2.2 La crise financière asiatique

Au moment où la crise financière a frappé en Asie, l'économie canadienne était en bien meilleure santé que pendant la crise mexicaine puisqu'elle se caractérisait par un bas taux d'inflation, une croissance régulière, un redressement spectaculaire des finances publiques et une relative stabilité sur le plan politique. Sous l'influence de tous ces facteurs, les taux à court terme s'établissaient au Canada à environ 100 points de base au-dessous des taux comparables aux États-Unis. En fait, compte tenu de la

vigueur relative de la situation économique fondamentale, le dollar canadien était considéré par nombre d'analystes comme sous-évalué plutôt que comme une monnaie faible³².

À la différence de ce qui s'était passé pendant la crise mexicaine, les rendements n'ont pas augmenté de façon générale sur le marché obligataire canadien pendant la crise asiatique. Cela semble indiquer que, malgré la glissade du dollar canadien, les opérateurs n'étaient guère pessimistes au sujet des perspectives de l'économie canadienne. Il se peut que la situation ait changé au cours des quelques jours qui ont précédé la modification apportée le 30 janvier à la fourchette opérationnelle, puisque les taux de rendement se sont légèrement accrus sur le marché obligataire canadien³³, mais on n'a observé aucune faiblesse persistante sur le marché, pas plus qu'une atmosphère de crise.

Malgré les nombreux indicateurs fondamentaux favorables à la bonne tenue du dollar canadien, la hausse du déficit des paiements courants et le repli des cours des produits de base constituaient autant de facteurs de risque pour le dollar canadien. La diminution des prix des produits de base a eu un effet particulièrement sensible sur les monnaies considérées comme liées à ces prix, par exemple le dollar canadien et le dollar australien. Toutefois, la faiblesse de ces monnaies était jugée temporaire, même si la possibilité d'une baisse persistante ne pouvait être écartée³⁴.

Les effets de la crise asiatique au Canada se sont fait sentir surtout du milieu à la fin de janvier 1998, le dollar canadien tombant alors au plus bas taux jamais enregistré par rapport à la devise américaine. C'est pourquoi nous présenterons une analyse des événements ayant mené au relèvement de la fourchette opérationnelle, le 30 janvier 1998, et ayant suivi cette mesure. Comme lors de la parution du rapport de Moody's, la hausse de la fourchette opérationnelle, le 30 janvier, n'entérinait pas l'évolution des taux du marché; on peut donc considérer que cette mesure a pris les opérateurs par surprise.

Les effets de la crise asiatique sont analysés à la Figure 7 et aux Tableaux 7 et 7a. On y constate que le sentiment du marché est devenu négatif en début de semaine. Après un tassement de un demi-cent du prix des contrats à terme sur le dollar canadien entre le mercredi et le jeudi, la DPNR est devenue à peu près symétrique, ce dont on peut peut-être déduire que, à partir de cette date, les opérateurs étaient fondamentalement neutres à l'égard des taux de change futurs du dollar canadien.

32. Voir Milner et Drohan (1998).

33. Voir Bloomberg (1998).

34. Voir Little (1998).

La volatilité a semblé s'accroître durant la semaine précédant le relèvement de la fourchette opérationnelle, mais elle a diminué ensuite. Le taux de change au comptant et le prix des contrats à terme ont également augmenté de près de un cent de la veille de la hausse du taux d'escompte au mardi suivant. Après le redressement du prix des contrats à terme et du taux de change, l'opinion du marché au sujet de l'évolution future du dollar canadien a été à peu près « neutre », s'accompagnant d'une baisse de la volatilité.

La Figure 7 illustre l'incidence de la crise asiatique. On observe clairement une baisse de la volatilité le 3 février par rapport au 30 janvier. La volatilité observée le 30 janvier masque dans une certaine mesure l'asymétrie, encore que cette dernière soit manifestement négative.

La dynamique à l'œuvre aux alentours du 30 janvier se reflète également dans les probabilités neutres à l'égard du risque relatives au taux de change du dollar canadien le 6 mars 1998. Durant les jours qui ont précédé le 30 janvier, la probabilité que le taux de change futur tombe sous les 68 cents américains est passée de 25 % à 42 %, tandis que la probabilité d'une baisse en deçà des 67 cents américains passait de 9 % à 16 %. Après le relèvement de la fourchette opérationnelle, la probabilité que le dollar canadien s'inscrive à moins de 68 cents américains le 6 mars 1998 est tombée à 15 %, tandis que celle qu'il descende sous les 67 cents américains passait à 5 %.

5.2.3 Observations générales

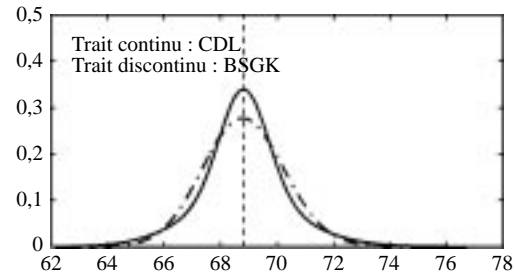
À l'époque de la crise asiatique, on a observé une divergence d'opinions sensible qui n'existait pas au moment de la crise mexicaine. La situation fondamentale de l'économie canadienne était saine dans l'ensemble à l'époque de la crise asiatique. En outre, comme les taux d'intérêt canadiens étaient inférieurs à leurs pendants américains, les opérateurs s'attendaient à ce que le dollar canadien s'apprécie et se rapproche du prix des contrats à terme, même s'il accusait une baisse pendant la période en cours. Certains analystes considéraient donc la faiblesse du dollar canadien comme temporaire et s'attendaient à ce qu'elle se corrige d'elle-même. En revanche, d'autres opérateurs pensaient qu'un relèvement de la fourchette opérationnelle était nécessaire pour rétablir la crédibilité de la Banque du Canada à un moment où le dollar n'avait jamais été si faible. Malheureusement, les options sur contrats à terme sur le dollar canadien ne permettent pas de trancher en faveur de l'une ou l'autre opinion.

Contrairement à l'effet produit par les modifications de la fourchette opérationnelle pendant la crise mexicaine, le relèvement du taux d'escompte le 30 janvier 1998 semble bel et bien avoir changé le point de vue du marché

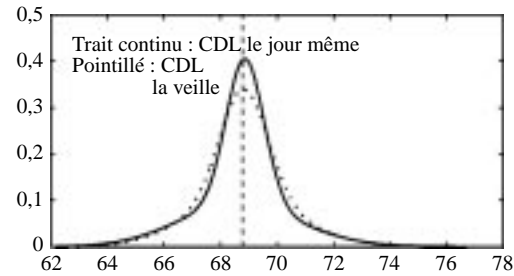
Figure 7

Crise financière asiatique

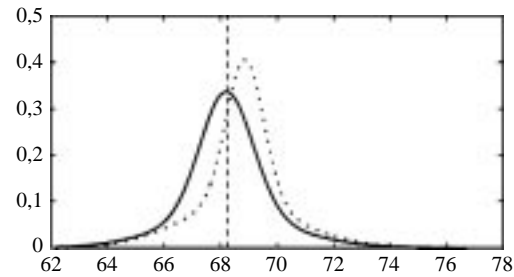
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, mardi 27 janvier 1998



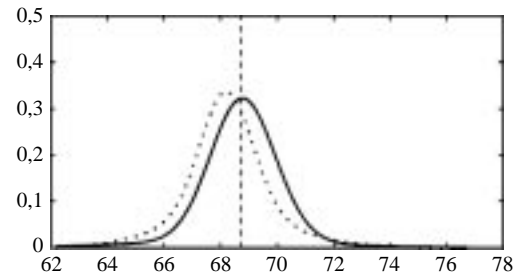
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, mercredi 28 janvier 1998



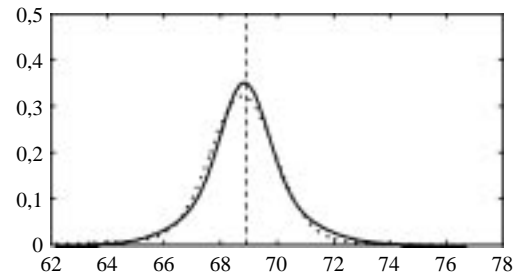
Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, jeudi 29 janvier 1998



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, vendredi 30 janvier 1998



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, lundi 2 février 1998



Options sur contrats à terme sur le dollar canadien, mardi 3 février 1998

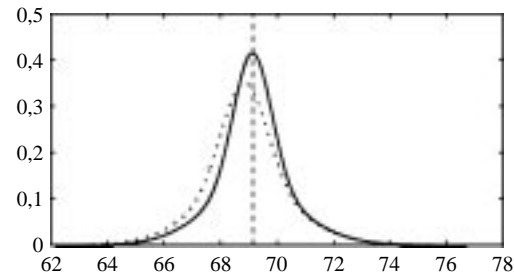


Tableau 7
Crise financière asiatique, janvier 1998

Janvier- février 1998	\$ CAN au comptant	Prix des contrats à terme	Volatilité BSGK	Volatilité CDL	Asymétrie CDL	Aplatisse- ment CDL	Volume des transac- tions
Mardi 27 janvier	68,70	68,83	6,44	6,76	- 0,034	4,484	807
Mercredi 28 janvier	68,57	68,78	6,38	6,96	- 0,197	5,178	482
Jeudi 29 janvier	68,25	68,25	6,81	7,23	0,016	5,103	539
Vendredi 30 janvier	68,70	68,74	6,72	7,52	- 0,580	8,787	356
Lundi 2 février	68,82	68,89	6,64	6,95	0,022	4,261	130
Mardi 3 février	69,08	69,15	6,07	6,40	- 0,006	4,655	1 269

Nota : Voir le Tableau 1. Le jour où la fourchette opérationnelle a été modifiée est indiqué dans la partie ombrée.

Tableau 7a
Crise financière asiatique, janvier 1998
Probabilités relatives au cours du dollar canadien le 6 mars 1998

Janvier- février 1998	Prob($S_T \leq X$)				
	67	68	69	70	71
Mardi 27 janvier	9	25	56	82	93
Mercredi 28 janvier	10	23	57	85	94
Jeudi 29 janvier	16	42	73	90	96
Vendredi 30 janvier	9	27	57	83	95
Lundi 2 février	8	23	54	82	93
Mardi 3 février	5	15	44	79	93

Nota : Il s'agit des probabilités neutres à l'égard du risque que le marché attribue, à une date déterminée, à la possibilité que le taux de change soit inférieur à la valeur indiquée X le 6 mars 1998. Le jour où la fourchette opérationnelle a été modifiée est indiqué dans la partie ombrée.

au sujet des cours futurs du dollar canadien. Cela démontre peut-être que les mesures prises par la Banque du Canada, lorsqu'elles entérinent l'évolution des taux du marché, n'ont guère d'influence sur l'opinion de celui-ci (si ce n'est, peut-être, qu'elles évitent une détérioration plus marquée de la situation). Par contre, les décisions qui prennent le marché par surprise véhiculent de l'information « nouvelle » et peuvent donc produire des effets appréciables.

Conclusions

Les résultats de l'analyse des DPNR relatives au cours futur du dollar canadien mettent en lumière plusieurs questions intéressantes. Les déclarations ou mesures des autorités monétaires qui indiquent un changement d'intention ou qui ne sont pas anticipées par le marché transmettent de l'information nouvelle qui n'est pas encore incorporée aux prix des options sur contrats à terme sur le dollar canadien. Par conséquent, elles ont généralement un effet plus marqué sur ces DPNR que les déclarations ou mesures qui s'inscrivent dans le droit fil de la politique déjà annoncée ou qui sont prévues par le marché.

Étant donné l'analyse présentée dans les pages précédentes, nous devons également signaler que les données sur les options que nous avons utilisées ont quelques limites. Par exemple, il n'est pas rare que le marché soit très peu actif et que les options levées ne concernent qu'un petit nombre de prix d'exercice. Étant donné que 50 points de base séparent deux prix d'exercice, l'information qui peut être extraite de l'option sur contrats à terme est limitée, puisque nous ne pouvons obtenir beaucoup d'information sur la forme de la fonction de densité avec l'éventail des données disponibles. Il pourrait être utile dans ce cas de mettre en œuvre des méthodes mieux adaptées aux situations où les données disponibles sont limitées, par exemple la méthode de l'entropie maximale employée par Buchen et Kelly (1996).

Il arrive aussi que les options sur contrats à terme sur le dollar canadien fassent l'objet de nombreuses transactions une journée, mais d'à peu près aucune le lendemain. Cela complique l'analyse des opinions que les opérateurs se font du cours futur du dollar canadien, puisque les distributions obtenues pour les journées de faible activité sont généralement à peu près symétriques. On pourrait donc observer un sentiment baissier un jour donné, une opinion neutre le lendemain, puis une attitude baissière le surlendemain, essentiellement parce que les options négociées le deuxième jour ne fournissent pas beaucoup de renseignements. Il en résulte que les estimations des moments d'ordre supérieur de la distribution peuvent être sensibles au volume de données disponibles.

Les résultats démontrent que certaines conditions préalables sont nécessaires pour qu'on puisse extraire des options sur contrats à terme une information complémentaire de celle véhiculée par les prix des contrats à terme normalisés et par les taux des contrats à terme de gré à gré. L'une de ces conditions préalables est la nécessité d'avoir un grand nombre de prix d'exercice sur un marché actif. Une autre condition préalable est que l'option sur contrats à terme ne soit pas trop près de l'échéance puisque, lorsqu'on se rapproche de cette dernière, la volatilité implicite de l'option diminue. Ces conditions préalables tendent à limiter l'utilité d'une analyse quotidienne des options sur contrats à terme sur le dollar canadien; en effet, ce marché n'est généralement actif que de manière épisodique, encore qu'il le soit habituellement à des moments importants pour l'ensemble des marchés.

Annexe 1

Volatilité locale déterministe

Nous étendons le modèle de diffusion BSGK présenté à l'équation (3) en permettant aux taux d'intérêt américain et canadien, de même qu'à la volatilité locale, d'être des fonctions déterministes :

$$\frac{dS}{S} = \{r(t) - r_c(t)\}dt + \sigma(S, t)dz. \quad (\text{A1.1})$$

On peut démontrer que le prix d'une option d'achat de devises, $C = C(t, X)$, satisfait à l'équation différentielle partielle de Black-Scholes étendue :

$$\frac{\partial C}{\partial t} + \frac{1}{2}S^2\sigma^2(S, t)\frac{\partial^2 C}{\partial S^2} + \{r(t) - r_c(t)\}S\frac{\partial C}{\partial S} - r(t)C = 0. \quad (\text{A1.2})$$

Si l'option est de type américain, son prix C répond aux conditions limites et finales bien connues¹. S'il s'agit d'une option de type européen, la condition finale de l'équation parabolique à rebours (A1.2) est donnée par l'équation (1). Dans ce cas, les conditions limites sont données par

$$C(T, X)|_{S=0} \text{ et } C(T, X) \sim S \exp\left(-\int_0^T r_c(\tau)d\tau\right)$$

quand S tend vers l'infini.

Le modèle de Black peut servir à décrire le prix des contrats à terme normalisés, F :

$$\frac{dF}{F} = \sigma(F, t)dz. \quad (\text{A1.3})$$

Le prix d'une option d'achat sur contrats à terme satisfait à l'équation (A1.2) quand S et r_f sont remplacés par F et r respectivement. De plus, étant donné la surface de volatilité locale $\sigma(F, t)$, la DPNR relative à F peut être obtenue à partir de l'équation (A1.3) au moyen de simulations de Monte-Carlo.

On obtient une estimation réaliste de la surface de volatilité locale en résolvant le problème inverse d'évaluation des options sur contrats à terme. Dans le cas et des options sur contrats à terme et des options sur devises, ce problème consiste à trouver la volatilité locale qui minimise les erreurs de calcul des prix, soit les écarts entre les prix théoriques des options et les prix observés sur le marché (voir la section 3). Malheureusement, il faut disposer

1. Voir Wilmott, Dewynne et Howison (1993).

de beaucoup de données pour calculer les prix des options américaines pour un grand nombre de prix d'exercice et d'échéances différents. C'est pourquoi nous employons une méthode approchée pour corriger les prix observés des options américaines sur contrats à terme. Dans le modèle BSGK, les prix des options européennes sur contrats à terme correspondantes sont calculés à l'aide de la volatilité passée. Le calcul des prix des options américaines sur contrats à terme d'après la méthode analytique approchée de Bjerksund et Stensland (1993) repose également sur la volatilité passée. Nous corrigeons les prix observés des options américaines sur contrats à terme en soustrayant la différence entre les prix des options américaines et européennes qui ont été calculés à l'aide de la volatilité passée constante².

Pour contribuer encore à réduire le temps de calcul, nous nous penchons sur le problème adjoint. Celui-ci consiste à convertir l'équation différentielle partielle de BSGK en une équation différentielle adjointe, ce qui permet de trouver simultanément les vecteurs des prix théoriques des options d'achat et de vente de type européen, étant donné un vecteur des prix d'exercice

$$\{X_i\}_{i=1 \dots N},$$

assorties de la même échéance. (Cette méthode accroît N fois la précision de l'étalonnage.) L'équation différentielle partielle adjointe obtenue à partir de (A1.2) peut être ramenée³ à la forme

$$\frac{\partial C}{\partial t} + \frac{1}{2} X^2 \sigma^2(S, t) \frac{\partial^2 C}{\partial X^2} + \{r_c(t) - r(t)\} X \frac{\partial C}{\partial X} - r_c(t) C = 0, \quad (\text{A1.4})$$

avec la condition finale $C(T, X)|_{S=S_0} = \max(S_0 - X, 0)$ et les conditions limites

$$C(t, 0) = S \exp\left(-\int_0^t r_c(\tau) d\tau\right) \text{ et } C(t, \infty) = 0.$$

2. Cette correction est analogue à la technique de la variable de contrôle utilisée dans les méthodes du treillis pour évaluer les options américaines (voir Hull et White, 1988).

3. Voir Levin (1998) ainsi que Bouchouev et Isakov (1997).

La méthode classique, lorsqu'on veut trouver la surface de volatilité locale, consiste à résoudre

$$\hat{\sigma} = \operatorname{argmin}_{\sigma} \left(\sum_{i,j} [C(X_i) - C_{\theta}(T_j, X_i)]^2 + \sum_{i,j} [P(X_i) - P_{\theta}(T_j, X_i)]^2 \right). \quad (\text{A1.5})$$

Cependant, le problème inverse qui vient d'être exposé est instable en ce qui concerne la volatilité locale. Autrement dit, de petites erreurs introduites arbitrairement dans les données de départ et dans la résolution numérique de l'équation différentielle partielle se traduisent par d'importantes variations de la surface de volatilité. Des méthodes de régularisation spéciales sont mises en œuvre pour rendre la solution du problème inverse stable et robuste. Nous utiliserons en particulier un développement de la méthode de régularisation de Tikhonov (Tikhonov et Arsenin, 1977; Levin, 1988, 1989 et 1998; Levin et Filatova, 1995). La méthode de régularisation consiste à minimiser la forme fonctionnelle

$$\begin{aligned} M_{\alpha}(\sigma) = & \sum_{i,j} \omega_{ij} [C(X_i) - C_{\theta}(T_j, X_i)]^2 \\ & + \sum_{i,j} \eta_{ij} [P(X_i) - P_{\theta}(T_j, X_i)]^2 + \alpha_1 \|\nabla \sigma\|^2 \\ & + \alpha_2 \|\sigma - \sigma_p\|^2 + \lambda \max(\sigma - \sigma_{\min}, 0)^2, \end{aligned} \quad (\text{A1.6})$$

où ω_{ij} et η_{ij} sont des facteurs de pondération positifs, σ_p est la volatilité passée, σ_{\min} est un niveau minimal de volatilité locale, λ est un important paramètre de pénalité qui garantit une volatilité locale positive, α_1 est un paramètre de régularisation qui définit la mesure dans laquelle la surface de volatilité locale est « lisse » et α_2 est un paramètre de régularisation qui limite l'écart entre la volatilité locale et la volatilité passée. Nous attribuons des valeurs élevées aux facteurs de pondération ω_{ij} et η_{ij} pour les prix d'exercice et les échéances qui correspondent à des options plus liquides. L'opérateur ∇ est l'opérateur de gradient, et $\|\cdot\|$ désigne la norme L^2 .

Combinaisons de distributions lognormales

Pour calculer le prix des options de type américain à l'aide d'une combinaison de distributions lognormales (CDL), nous le considérons comme une moyenne pondérée des bornes inférieure et supérieure tirées de

l'équation (7). Le prix des options de type américain utilisé dans le problème de minimisation est donné par

$$C_{\theta}(0, X) = \omega_{it} \bar{C}_A(0, X) + (1 - \omega_{it}) \underline{C}_A(0, X)$$

$$P_{\theta}(0, X) = \omega_{it} \bar{P}_A(0, X) + (1 - \omega_{it}) \underline{P}_A(0, X) \text{ avec } i=1, 2. \quad (\text{A1.7})$$

Tout comme Melick et Thomas (1996), nous faisons varier les pondérations utilisées selon que l'option étudiée est dans le cours ou hors du cours. C'est-à-dire que $i = 1$ pour une option d'achat ou de vente dans le cours tandis que $i = 2$ pour une option d'achat ou de vente hors du cours. Cela double le nombre de paramètres à estimer, tant pour le modèle de Black-Scholes que pour le modèle CDL.

Les statistiques d'asymétrie et d'aplatissement tendent à être sensibles à la mesure dans laquelle on s'éloigne des valeurs centrales dans le calcul. C'est pourquoi des expressions analytiques de l'asymétrie et de l'aplatissement sont utilisées pour la combinaison de distributions lognormales.

Pour trouver ces expressions analytiques, supposons que la densité de probabilité de la variable aléatoire x est donnée par

$$q[\tilde{x}] = \sum_{i=1}^k \phi_i q_i[\tilde{x}], \quad (\text{A1.8})$$

lorsque $\sum_{i=1}^k \phi_i = 1$ et $0 \leq \phi_i \leq 1$ pour tout i . La moyenne de x est alors

$$\mu = \sum_{i=1}^k \phi_i q E_i[\tilde{x}], \quad (\text{A1.9})$$

où $E_i[x] (\equiv \mu_i)$ est l'anticipation relative à la densité de probabilité $q_i[\tilde{x}]$. Les moments centraux de x sont donnés par

$$E[(\tilde{x} - \mu)^n] = \sum_{i=1}^k \phi_i E_i[(\tilde{x} - \mu)^n]$$

$$= \sum_{i=1}^k \phi_i \sum_{j=0}^n \binom{n}{j} (\mu_i - \mu)^j E_i[(\tilde{x} - \mu_i)^{n-j}]. \quad (\text{A1.10})$$

Si la densité de probabilité $q_i[\tilde{x}]$ suit une loi normale avec une moyenne μ_i et une variance σ_i^2 , c'est-à-dire que $q_i[\tilde{x}] \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$, on a

$$\begin{aligned} E_i \left[(\tilde{x} - \mu_i)^n \right] &= \frac{n!}{2^{n/2} (n/2)!} \sigma_i^2 && \text{si } n \text{ est pair} \\ &= 0 && \text{si } n \text{ est impair.} \end{aligned} \quad (\text{A1.11})$$

Dans le modèle CDL, nous avons supposé que la densité de probabilité relative au taux de change était la combinaison de deux distributions lognormales. La distribution du logarithme du taux de change est donc la combinaison de deux distributions normales. Par conséquent, les équations (A1.8) à (A1.11) impliquent que la moyenne, la variance, l'asymétrie et l'aplatissement du logarithme du processus de taux de change⁴ sont donnés par

$$\begin{aligned} \mu &= \phi_1 \mu_1 + \phi_2 \mu_2 \\ \sigma^2 &= \phi_1 \sigma_1^2 + \phi_2 \sigma_2^2 + \phi_1 \phi_2 (\mu_1 - \mu_2)^2 \\ \sigma^3 \text{ Asym} &= \phi_1 \phi_2 (\mu_1 - \mu_2) \left[3(\sigma_1^2 - \sigma_2^2) + (\phi_2 - \phi_1)(\mu_1 - \mu_2)^2 \right] \\ \sigma^4 \text{ Aplat} &= 3(\phi_1 \sigma_1^4 + \phi_2 \sigma_2^4) + 6\phi_1 \phi_2 (\mu_1 - \mu_2)^2 \\ &\quad \left[\phi_2 \sigma_1^2 + \phi_1 \sigma_2^2 \right] + \phi_1 \phi_2 (\mu_1 - \mu_2)^4 (\phi_1^3 + \phi_2^3). \end{aligned}$$

Bibliographie

- Aït-Sahalia, Y. et A. Lo (1998). « Nonparametric Estimation of State-Price Densities Implicit in Financial Asset Prices », *Journal of Finance*, vol. 53, avril, p. 499-547.
- Bahra, B. (1996). « Probability Distributions of Future Asset Prices Implied by Option Prices », *Bank of England Quarterly Bulletin*, vol. 36, août, p. 299-311.
- Banque du Canada (1996). « La Banque du Canada change les modalités d'établissement du taux officiel d'escompte », *Revue de la Banque du Canada*, printemps, p. 80-82.
- . *Rapport sur la politique monétaire*, divers numéros.

4. La variance, l'asymétrie et l'aplatissement du logarithme du taux de change sont donnés par

$$\begin{aligned} \sigma^2 &= E[(\log \tilde{S}(T) - \mu)^2], \text{ Asym} = (E[(\log \tilde{S}(T) - \mu)^3]) / \sigma^3 \\ \text{et Aplat} &= (E[(\log \tilde{S}(T) - \mu)^4]) / \sigma^4, \text{ respectivement.} \end{aligned}$$

- Barone-Adesi, G. et R. Whaley (1987). « Efficient Analytic Approximation of American Option Values », *Journal of Finance*, vol. 42, avril, p. 301-320.
- Bates D. (1991). « The Crash of '87: Was It Expected? The Evidence from Options Markets », *Journal of Finance*, vol. 46, juillet, p. 1009-1044.
- (1996a). « Jumps and Stochastic Volatility: Exchange Rate Processes Implicit in Deutsche Mark Options », *Review of Financial Studies*, vol. 9, printemps, p. 69-107.
- (1996b) « Dollar Jump Fears, 1984–1992: Distributional Abnormalities Implicit in Currency Futures Options », *Journal of International Money and Finance*, vol. 15, février, p. 65-93.
- (1997) « Post-'87 Crash Fears in S&P500 Futures Options », document de travail n° 5894, National Bureau of Economic Research.
- Bjerkstrand, P. et G. Stensland (1993). « Closed-form Approximation of American Options », *Scandinavian Journal of Management*, vol. 9, p. 87-99.
- Black, F. et M. Scholes (1973). « The Pricing of Options and Corporate Liabilities », *Journal of Political Economy*, vol. 81, n° 3, p. 637-659.
- Bloomberg (1998). « 'It's Only a Matter of Time' Until Weak C\$ Hits Bonds », 29 janvier.
- Bodurtha, J. et G. Courtadon (1987). *The Pricing of Foreign Currency Options*, Monograph Series in Finance and Economics, 1987–4/5. Salomon Brothers Center for the Study of Financial Institutions, Graduate School of Business Administration, Université de New York.
- Bodurtha, J. et M. Jermakyan (1996). « Non-parametric Estimation of an Implied Volatility Surface », document de travail, Université du Michigan.
- Bouchouev, I. et V. Isakov (1997). « The Inverse Problem of Option Pricing », *Inverse Problems*, vol. 13, n° 5, p. L11-L17.
- Breeden, D. et R. Litzenberger (1978). « Prices of State-contingent Claims Implicit in Option Prices », *Journal of Business*, vol. 51, n° 4, p. 621-651.
- Buchen P. et M. Kelly (1996). « The Maximum Entropy Distribution of an Asset Inferred from Option Prices », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 31, p. 143-159.
- Butler, C. et H. Davies (1998). « Assessing Market Views on Monetary Policy: The Use of Implied Risk Neutral Probability Distributions », communication présentée à un colloque portant sur les prix des actifs et la politique monétaire, organisé par la Banque des Règlements Internationaux et le Centre for Economic Policy Research, janvier.
- Campa, J., P. Chang et R. Reider (1997). « Implied Exchange Rate Distributions: Evidence from OTC Option Markets », document de travail n° 6179, National Bureau of Economic Research.
- Campbell, J., A. Lo et C. MacKinlay (1997). *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton (New Jersey), Princeton University Press.
- Derman, E. et I. Kani (1994). « Riding on a Smile », *Risk*, vol. 7, février, p. 32-39.
- Derman, E., I. Kani et N. Chriss (1996). « Implied Trinomial Trees of the Volatility Smile », *Journal of Derivatives*, vol. 3, été, p. 7-22.
- Dumas, B., J. Fleming et R. Whaley (1998). « Implied Volatility Functions: Empirical Tests », *Journal of Finance*, vol. 53, n° 6, décembre, p. 2059-2106.
- Dupire, B. (1994). « Pricing with a Smile », *Risk*, vol. 7, janvier, p. 18-20.
- Freedman, C. (1994). « Le recours aux indicateurs et à l'indice des conditions monétaires au Canada ». In : *La transmission de la politique monétaire au Canada*, Ottawa, Banque du Canada, 1996, p. 75-89. Paru initialement en anglais en 1994 dans *Frameworks for Monetary Stability — Policy Issues and Country Experiences*, publié sous la direction de T. Baliño et C. Cottarelli, Washington, Fonds monétaire international, p. 458-476.
- Garman, M. et S. Kohlhagen (1983). « Foreign Currency Option Values », *Journal of International Money and Finance*, vol. 2, décembre, p. 231-237.
- Grabbe, J. (1983). « The Pricing of Call and Put Options on Foreign Exchange », *Journal of International Money and Finance*, vol. 2, décembre, p. 239-253.
- Hull, J. et A. White (1988). « The Use of Control Variate Technique in Option Pricing », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 23, septembre, p. 237-251.
- Hull, J. (1993). *Options, Futures, and Other Derivative Securities*, deuxième édition, Englewood Cliffs (New Jersey), Prentice Hall.

- Jackwerth, J. et M. Rubinstein (1996). « Recovering Probability Distributions from Option Prices », *Journal of Finance*, vol. 51, décembre, p. 1611-1631.
- Jorion, P. et N. Stoughton (1989). « An Empirical Investigation of the Early Exercise Premium of Foreign Currency Options », *Journal of Futures Markets*, vol. 9, octobre, p. 365-375.
- Kenkel, J. (1989). *Introductory Statistics for Management and Economics*, troisième édition, Boston, PWS-Kent Publishing.
- Lagnado, R. et S. Osher (1997a). « Reconciling Differences », *Risk*, vol. 10, avril, p. 79-83.
- Lagnado, R. et S. Osher (1997b). « A Technique for Calibrating Derivative Security Pricing Models: Numerical Solution of an Inverse Problem », *Journal of Computational Finance*, vol. 1, automne, p. 13-25.
- Leahy, M. et C. Thomas (1996). « The Sovereignty Option: The Quebec Referendum and Market Views on the Canadian Dollar », International Finance Discussion Paper n° 555, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Levin, A. (1988). « Modification of Newton's and the Secant's Methods and Their Applications for Regularization Algorithms », *U.S.S.R. Computational Mathematics and Mathematical Statistics*, vol. 28, n° 4, p. 107-114.
- (1989). « Regularization of Criterial Problems of the Method of Least Squares », *U.S.S.R. Computational Mathematics and Mathematical Statistics*, vol. 29, n° 5, p. 105-110.
- (1998). « Recovering Implied Volatility and Distribution for CAD/USD Foreign Exchange Rate Using Regularization Method », Banque de Montréal (en cours de préparation).
- Levin, A. et G. Filatova (1995). « Direct Methods of Minimization in the Problem of Estimating the Measure of Incompatibility of Operator Equations », *U.S.S.R. Computational Mathematics and Mathematical Statistics*, vol. 35, n° 2, p. 227-235.
- Little, B. (1998). « Analysts unfazed by sinking dollar », *Globe and Mail Report on Business*, 2 février, p. B1.
- Malz, A. (1996). « Using Option Prices to Estimate Realignment Probabilities in the European Monetary System: The Case of Sterling-Mark », *Journal of International Money and Finance*, vol. 15, octobre, p. 717-748.
- (1997). « Estimating the Probability Distribution of the Future Exchange Rate From Option Prices », *Journal of Derivatives*, vol. 5, hiver, p. 18-36.
- Melick, W. et C. Thomas (1996). « Recovering an Asset's Implied PDF from Option Prices: An Application to Crude Oil during the Gulf Crisis », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 32, mars, p. 91-115.
- (1998). « Probabilités extraites du prix des options — Intervalles de confiance et séries à échéance constante ». In : *La valeur informative des prix des actifs financiers*, Actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, mai, Ottawa, Banque du Canada.
- Merton, R. (1973). « Theory of Rational Option Pricing », *Bell Journal of Economics and Management Science*, vol. 4, printemps, p. 141-183.
- Milner, B. et M. Drohan (1998). « Currency Watchers Stunned by Weakening Dollar », *Globe and Mail Report on Business*, 23 janvier, p. B1.
- Miville, M. (1995-1996). « Enquête sur l'activité des marchés des changes et de produits dérivés au Canada », *Revue de la Banque du Canada*, hiver, p. 45-72.
- Mizrach, B. (1996). « Did Option Prices Predict the ERM Crises? », document de travail n° 96-10, département de sciences économiques, Université Rutgers.
- Murray, J., M. Zelmer et D. Mc Manus (1997). « L'effet des interventions sur la volatilité du dollar canadien ». In : *Les taux de change et la politique monétaire*, Actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, octobre, Ottawa, Banque du Canada, p. 341-390.
- Noël, T. (1995-1996). « Les opérations de la Banque du Canada sur les marchés financiers », *Revue de la Banque du Canada*, hiver. Également reproduit dans *La transmission de la politique monétaire au Canada*, 1996, Ottawa, Banque du Canada.
- Ritchey, R. (1990). « Call Option Valuation for Discrete Normal Mixtures », *Journal of Financial Research*, vol. 13, hiver, p. 285-296.
- Rubinstein, M. (1994). « Implied Binomial Trees », *Journal of Finance*, vol. 49, juillet, p. 771-818.
- Shimko, D. (1993). « Bounds of Probability », *Risk*, vol. 6, avril, p. 33-37.

- Söderlind, P. et L. Svensson (1997). « New Techniques to Extract Market Expectations from Financial Instruments », *Journal of Monetary Economics*, vol. 40, octobre, p. 383-429.
- Söderlind, P. (1997). « Extracting Expectations about U.K. Monetary Policy from Options Prices », polycopie.
- Stinson, M. (1995a). « Rise in bank rate looms », *Globe and Mail Report on Business*, 17 janvier, p. B1.
- (1995b). « Central bank defends dollar », *Globe and Mail Report on Business*, 11 janvier, p. B1.
- (1995c). « Bank's prime rate soars to 9.5% », *Globe and Mail Report on Business*, 18 janvier, p. B1.
- (1995d). « Credit review shocks market », *Globe and Mail Report on Business*, 17 février, p. B1.
- Tikhonov, A. et V. Arsenin (1977). *Solutions of Ill-Posed Problems*, New York, John Wiley and Sons.
- Wilmott, P., J. Dewynne et S. Howison (1993). *Option Pricing, Mathematical Models and Computation*, Oxford, Oxford Financial Press.
- Zelmer, M. (1996). « Stratégie et tactique dans la conduite de la politique monétaire ». In : *Les marchés monétaires et les opérations de la banque centrale*, Actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, novembre 1995, Ottawa, Banque du Canada, p. 243-297.