

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

ANALYSE EMPIRIQUE DES FLUCTUATIONS DE LA STRUCTURE À TERME  
CANADIENNE SUITE À DES CHOCS MONÉTAIRES ET  
MACROÉCONOMIQUES

MÉMOIRE  
PRÉSENTÉ  
COMME EXIGENCE PARTIELLE  
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIE

PAR  
ALEXANDRE MARTIAL-THÉROUX

MAI 2016

## TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES.....	iv
LISTE DES TABLEAUX.....	iv
RÉSUMÉ .....	v
INTRODUCTION .....	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LA LITTÉRATURE.....	5
1.1 Les modèles de base .....	5
1.2 Les modèles économétriques plus récents.....	7
1.2.1 Modèle d'équilibre.....	7
1.2.1.1 Vasicek .....	8
1.2.1.2 Cox, Ingersoll et Ross (CIR) .....	10
1.2.2 Modèle de non-arbitrage.....	12
1.2.2.1 Heath, Jarrow et Morton (HJM).....	12
1.2.3 Nelson Siegel (NS) .....	13
1.2.4 Diebold et Li (DNS) .....	14
1.3 Résultats empiriques .....	16
CHAPITRE II	
PRÉSENTATION DES DONNÉES UTILISÉES .....	21
2.1 Données sur les principaux indicateurs macroéconomiques.....	21
2.2 Les anticipations <i>ex ante</i> de chaque indicateur macroéconomique.....	24
2.3 Les taux à terme .....	24
CHAPITRE III	
MÉTHODOLOGIE ÉCONOMÉTRIQUE ET MODÈLE EMPIRIQUE.....	27
3.1 Variables surprises .....	27
3.2 Variable <i>ex ante</i> .....	28
3.3 Construction du modèle .....	31

CHAPITRE IV	
RÉSULTATS .....	32
CONCLUSION .....	39
APPENDICE A	
NOTATION MATHÉMATIQUE ET LA STRUCTURE À TERME .....	41
APPENDICE B	
TAUX À TERME .....	43
APPENDICE C	
VARIABLES MACROÉCONOMIQUES .....	45
APPENDICE D	
RÉSULTATS TIRÉS DES RÉGRESSIONS MULTIPLES .....	46
BIBLIOGRAPHIE .....	48

## LISTE DES FIGURES

Figure		Page
2.1	Graphique de la structure à terme du Canada .....	25

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau		Page
2.1	Nom d'usage des indicateurs macroéconomiques utilisés .....	23
3.1	L'écart quadratique moyen des différentes méthodes .....	30
4.1	Réponses des taux à terme suite aux surprises macroéconomiques (Niveau).....	34
4.2	Réponses des taux à terme suite aux surprises macroéconomiques (1 <sup>re</sup> différence).....	35
AC.1	Présentation sommaire des variables macroéconomiques .....	45
AD.1	Réponses des taux à terme suite aux surprises macroéconomiques (Niveau/Multiple).....	46
AD.2	Réponses des taux à terme suite aux surprises macroéconomiques (1 <sup>re</sup> différence/Multiple).....	47

## RÉSUMÉ

À ce jour, la littérature s'intéressant à la structure à terme des taux d'intérêt s'attarde essentiellement à l'économie américaine. La présente étude s'intéresse donc spécifiquement aux fluctuations de la structure à terme canadienne. À l'aide d'indicateurs macroéconomiques canadiens et d'un indicateur américain, ainsi que des taux à terme canadiens, nous nous attardons aux effets de la portion non anticipée des annonces macroéconomiques sur les variations des taux à terme canadiens (pour un échantillon de douze ans s'étendant de 2002 à 2014). Étant alors en mesure d'identifier l'influence de certains chocs macroéconomiques sur différentes maturités des taux à terme canadiens, nous trouvons cinq surprises qui influencent la structure à terme canadienne. De plus, nos résultats sont mis en parallèle avec les résultats de recherches portées sur la structure à terme américaine.

Mots-clés : taux d'intérêt, taux à terme, indicateurs macroéconomiques, structure à terme canadienne, structure à terme américaine.

## INTRODUCTION

On se questionne de plus en plus sur les effets qu'ont différents signaux de l'environnement économique sur les segments de la courbe de rendement. Certaines études empiriques ont montré que « les taux [d'intérêt] de court terme sont fortement influencés par la politique monétaire » dans une petite économie ouverte (Clinton, 1994). On pourrait maintenant se demander si, dans un contexte similaire, certaines nouvelles macroéconomiques (par exemple : de la politique monétaire) produisent des signaux ayant des effets sur les taux d'intérêt de long terme. Le cas échéant, quelle serait l'influence marginale laissée à l'impact des nouvelles émanant spécifiquement des signaux de la politique monétaire canadienne?

Dans la littérature, la structure à terme est communément définie comme la relation entre un taux zéro coupon et sa période de maturité. Pour l'analyser, il est d'abord important d'utiliser des modèles capables de capter la dynamique particulière de la structure à terme du pays étudié. Les modèles utilisés doivent donc tenir compte de sa composante temporelle et être aptes à représenter la relation entre des facteurs <sup>1</sup> (ou des variables états) et la structure à terme.

Dans les travaux s'intéressant à la structure à terme, les méthodes analytiques varient selon les objectifs. Ceux qui s'intéressent seulement à la structure à terme des taux d'intérêt semblent utiliser un processus d'analyse en trois étapes : 1) à l'aide d'un

---

<sup>1</sup> L'analyse à facteur est une méthode statistique très utilisée, qui vise à extraire de plusieurs variables les composantes principales (en nombre plus petit) reflétant le contenu informationnel sous-jacent. De plus, par hypothèse, celle-ci impose une condition de non-arbitrage.

modèle qui est généralement néo-keynésien <sup>2</sup>, les variables d'études sont construites (taux d'intérêt, inflation, produit intérieur brut, taux à terme); 2) les variables surprises <sup>3</sup> sont construites; 3) les variables d'études (les taux d'intérêt) sont régressées sur les différents chocs-surprises. En revanche, ceux qui désirent analyser la structure à terme des taux d'intérêt en considérant la composante temporelle privilégient le modèle affine. <sup>4</sup> À ce jour, le modèle affine le plus efficace est le modèle AFNS. <sup>5</sup> Ce dernier explique 95 % des variations à l'aide de trois facteurs sous-jacents à la courbe de rendement des obligations : le niveau, la pente et la courbure. Ainsi, il permet d'associer ces facteurs à certaines variables macroéconomiques (par exemple, le facteur *niveau* peut être attribué à l'inflation et le facteur *pente* à différentes phases du cycle économique).

La grande majorité des études traitant de la structure à terme des taux d'intérêt s'intéressent au marché américain. Comme nous voulons étudier la structure à terme des taux d'intérêts canadiens <sup>6</sup>, il sera d'abord important d'identifier les surprises propres à l'économie canadienne. La comparaison avec les études utilisant des données américaines permettra de relever certaines similitudes par rapport à la significativité et la persistance des effets des annonces sur les variations des taux d'intérêt dans les deux économies. De plus, nous pourrions vérifier si une surprise macroéconomique ou monétaire américaine peut influencer significativement les variations des taux d'intérêt du marché canadien. En effet, il est plausible qu'un choc

---

<sup>2</sup> Gürkaynak *et al.* (2005).

<sup>3</sup> Une variable surprise peut être associée à un agrégat économique quantitatif ou à une donnée financière. La variable surprise est l'écart entre la valeur annoncée d'une donnée et la valeur anticipée par les agents.

<sup>4</sup> Le modèle affine de la structure à terme postule que le taux d'intérêt zéro coupon pour tout point donné dans le temps est une fonction linéaire invariable dans le temps de facteurs ou d'un groupe de variables états.

<sup>5</sup> Diebold et Rudebusch (2013).

<sup>6</sup> La structure à terme du Canada peut répondre différemment qu'aux États-Unis par le fait que l'inflation anticipée peut varier entre ces pays.

émanant d'une économie plus grande et dont les marchés financiers et de biens et services sont intégrés puisse influencer la variation des taux d'intérêt au Canada.

Je chercherai donc à documenter de manière empirique l'influence des surprises de la politique monétaire et d'autres nouvelles macroéconomiques sur les taux à terme <sup>7</sup> de l'économie canadienne. Pour bien cerner le comportement de la structure à terme, il sera important d'évaluer la persistance des chocs sur les taux à terme. <sup>8</sup> Une meilleure documentation des régularités empiriques des effets des différents signaux sur certains segments de la courbe de rendement pourrait permettre la construction de modèles qui reproduiraient plus fidèlement la réalité. Par le fait même, une banque centrale ou un gouvernement pourrait, par exemple, avoir à leur portée de l'information utile pour déterminer les variables ayant le plus d'effets sur la structure à terme des taux d'intérêt et, ainsi, établir des politiques plus efficaces pour contrôler l'inflation ou mitiger les fluctuations économiques indues. De plus, une meilleure connaissance des fluctuations de la structure à terme pourrait contribuer à améliorer les modèles d'évaluation d'actifs financiers. <sup>9</sup> L'approche utilisée ne vise pas à expliquer de façon structurelle. De fait, elle permet tout de même de documenter s'il y a lieu des régularités empiriques qui pourraient s'avérer intéressantes pour des décideurs publics.

La méthode que j'utiliserai pour étudier la structure à terme canadienne est inspirée des travaux de Gürkaynak *et al.* (2005). J'analyserai ainsi des données mensuelles et trimestrielles s'échelonnant sur une période de douze années, soit de 2002 à 2014.

---

<sup>7</sup> Le taux à terme est : « le taux d'emprunt ou de placement, pour une période future, implicite dans les taux d'intérêt en vigueur aujourd'hui » (Hull, 2011, p 849).

<sup>8</sup> Les taux à terme permettent de représenter la courbe de rendement.

<sup>9</sup> Bernanke et Kuttner (2005).



Ce mémoire est divisé en cinq sections. La première discute des travaux de la littérature s'intéressant aux variations des taux d'intérêt face à des surprises macroéconomiques. La deuxième décrit les données servant à construire les variables utilisées. La troisième présente les spécifications qui seront employées. La quatrième soumet les résultats empiriques. La dernière résume nos conclusions et mentionne des avenues possibles de recherches futures.

## CHAPITRE I

### REVUE DE LA LITTÉRATURE

Cette section est divisée en trois parties. Après avoir présenté les modèles de base de la structure à terme des taux d'intérêt, nous abordons les modèles économétriques développés depuis une quarantaine d'années. Finalement, nous discutons des principaux résultats empiriques obtenus.

#### 1.1 Les modèles de base

Pour expliquer le comportement de la structure à terme, le modèle qui fut jadis fortement utilisé est le modèle des hypothèses relatives aux attentes (HRA). Celui-ci a succédé à sa version embryonnaire (« le modèle basé purement sur les hypothèses relatives aux attentes ») et le modèle fondé sur la préférence de la liquidité.<sup>10</sup>

Premièrement, il faut définir la variable  $H_{t+1}^{(n)}$ , qui représente le rendement obtenu en détenant un titre à revenu fixe sur une période, étant donné le prix de l'actif financier  $P_t^{(n)}$  et le versement sur coupon  $C_t$  :

---

<sup>10</sup> Cuthbertson et Nitzsche, 2004, p.496.

$$H_{t+1}^{(n)} = \frac{P_{t+1}^{(n-1)} - P_t^{(n)} + C_t}{P_t^{(n)}}. \quad (s1)$$

En appliquant l'opérateur d'espérance mathématique conditionnelle à l'information connue à la période courante,  $E_t$ , et en définissant  $r_t$  comme le taux de rendement sans risque, alors l'expression ci-dessous représente le modèle purement basé sur les hypothèses relatives aux attentes :

$$E_t H_{t+1}^{(n)} - r_t = 0. \quad (s2)$$

Celui-ci suppose que les agents sont neutres aux risques et que le rendement obtenu pour détenir un actif financier sur une période est équivalent au rendement sans risque. Le fait que le modèle uniquement relatif aux attentes fasse fi de la prime de risque peut être expliqué comme suit. On détient une obligation à échéance de trois ans à  $H_{t+1}^{(n)}$  supérieur à une obligation qui a une échéance de deux ans. Puisque le  $H_{t+1}^{(n)}$  de l'obligation de trois ans est supérieur, les agents vont vendre l'obligation de deux ans et acheter l'obligation de trois ans. Cela occasionne une augmentation du prix de l'obligation de trois ans et une diminution de son  $H_{t+1}^{(n)}$ , ce qui finit par égaliser le  $H_{t+1}^{(n)}$  des deux obligations.

Par contre, si les titres obligataires détenus sur des intervalles différents pour la même date d'échéance ne sont pas parfaitement substituables pour un investisseur, l'équation (s2) peut être amendée en y insérant une prime de risque à terme  $T$ , qui pourrait, par exemple, être constante dans le temps et indépendante de l'échéance des titres. L'équation (s3) représente alors le modèle HRA :

$$E_t H_{t+1}^{(n)} - r_t = T. \quad (s3)$$

Enfin, on peut généraliser davantage la formulation précédente, en permettant que la prime de risque à terme puisse varier selon la maturité du titre, mais qu'elle soit invariante pour une échéance donnée. On obtient ainsi le modèle de la préférence selon la liquidité :

$$E_t H_{t+1}^{(n)} - r_t = T^{(n)}. \quad (\text{s4})$$

Les analyses basées sur des régressions employant ces trois modèles ne sont pas empiriquement satisfaisantes. En effet, les résultats empiriques de Fama et Bliss (1987) et Campbell et Shiller (1991) révèlent que la prime de risque n'est pas constante, peu importe la maturité de l'obligation. C'est pourquoi d'autres modèles ont été développés.

## 1.2 Les modèles économétriques plus récents

Dans la littérature économique récente s'intéressant à la structure à terme des taux d'intérêt, nous retrouvons deux modèles phares desquels découlent les autres modèles permettant d'étudier les fluctuations des taux d'intérêt. La première catégorie de modèles comprend les modèles dynamiques de la structure à terme des taux d'intérêt (DTSM) caractérisés par la propriété de non-arbitrage, qui peut elle-même être subdivisée en deux sous-catégories : les modèles d'équilibre et les modèles de non-arbitrage. La seconde catégorie comprend les modèles qui découlent du modèle non dynamique de Nelson et Siegel.

### 1.2.1 Modèle d'équilibre

Un modèle d'équilibre « débute par une description de l'économie, incluant les fonctions d'utilités des investisseurs et dérive la structure à terme des taux d'intérêt, la prime de risque et le prix d'autres actifs financiers d'une façon endogène, le tout en

supposant que l'économie soit à l'équilibre ». <sup>11</sup> Ce faisant, ces modèles doivent être caractérisés par la propriété de non-arbitrage et sont généralement construits à l'aide de taux instantanés. <sup>12</sup> Deux des premiers modèles DTSM sont les modèles d'équilibre développés par Vasicek (1977) et par Cox *et al.* (1985).

### 1.2.1.1 Vasicek

Le modèle de Vasicek est un modèle à un seul facteur qui dicte son comportement, soit le taux d'intérêt instantané. Vasicek utilise ainsi le processus d'équation différentielle Ornstein-Uhlenbeck qui est un processus de retour à la moyenne : <sup>13</sup>

$$dr_t = \theta(\mu - r_t)dt + \sigma dW_t \quad (1)$$

Il est supposé que les paramètres  $\theta, \mu, \sigma > 0$  et que  $W_t$  est un processus gaussien dont la variance des accroissements est égale au temps écoulé, alors que les accroissements sont indépendants les uns des autres. Dans l'équation (1), le paramètre  $\mu$  désigne la moyenne qui influence la fluctuation du taux d'intérêt et  $\theta$  est le paramètre qui détermine la vitesse de changement du comportement. De plus, le paramètre  $\mu$  peut désigner le taux long, c'est-à-dire le taux vers lequel  $r_t$  doit converger à long terme. Le paramètre  $\sigma$  détermine le caractère aléatoire du taux d'intérêt instantané  $r_t$ . Ainsi, si  $r_t < \mu$  ( $r_t > \mu$ ), la variation de  $r_t$  est positive (négative). Enfin, par l'introduction du prix du risque de marché  $\lambda t$ , l'équation (1) devient :

$$dr_t = \theta(\mu - r_t)dt + \sigma d(W_t - \lambda t), \quad (2)$$

---

<sup>11</sup> Gibson *et al.*, 2001, p.13.

<sup>12</sup> Le taux instantané est synonyme de taux de court terme ou taux à un jour.

<sup>13</sup> Un processus de retour à la moyenne est un processus qui tend à descendre lorsqu'on atteint un maximum ou à augmenter lorsqu'on atteint un minimum. Par exemple, les taux d'intérêt futurs ont tendance à augmenter lorsque les taux d'intérêt actuels sont bas alors qu'ils ont tendance à diminuer lorsque les taux actuels sont hauts.

Si on postule que les investisseurs sont neutres à l'égard du risque, alors  $\lambda = 0$ .<sup>14</sup>  
L'équation (2) devient alors :

$$dr_t = \theta \left( \left[ \mu - \frac{\lambda\sigma}{\theta} \right] - r_t \right) dt + \sigma dW_t . \quad (3)$$

En se référant aux éléments de notation exposés à l'Appendice A, on peut montrer que la courbe de rendement est déterminée par le taux d'intérêt de court terme et les paramètres introduits ci-haut :

$$P(t, T) = \exp \left( - \left[ \left( \mu - \frac{\sigma^2}{2\theta^2} \right) (T - t) + \left( r_t - \mu + \frac{\sigma^2}{\theta^2} \right) \frac{1 - e^{-\theta(T-t)}}{\theta} - \frac{\sigma^2}{2\theta^2} \frac{1 - e^{-2\theta(T-t)}}{2\theta} \right] \right). \quad (4)$$

Pour représenter la courbe de rendement en fonction du taux d'intérêt et de  $t$ , il suffit de substituer l'équation (4) dans l'équation (a4) de sorte que :

$$R(t, T) = \left( \mu - \frac{\sigma^2}{2\theta^2} \right) + \left( r_t - \mu + \frac{\sigma^2}{\theta^2} \right) \frac{1 - e^{-\theta(T-t)}}{\theta(T-t)} - \frac{\sigma^2}{2\theta^2} \frac{1 - e^{-2\theta(T-t)}}{2\theta(T-t)} . \quad (5)$$

Différentes formes de la courbe de rendement peuvent être représentées selon les valeurs imposées pour les paramètres de cette équation ( $r_t, \mu, \theta, \sigma, \lambda$ ).

Initialement, en utilisant un processus Ornstein-Uhlenbeck<sup>15</sup>, le modèle de Vasicek est devenu populaire probablement à cause de sa capacité à représenter différentes formes de la structure à terme analogues à celles observées. Or, la plus grande critique à l'égard de ce modèle était liée au fait que celui-ci permet d'obtenir un taux d'intérêt nominal négatif, ce qui n'était pas concevable en ces années.<sup>16</sup>

---

<sup>14</sup> Pour une dérivation plus détaillée, le lecteur peut se référer à la section *Notation mathématique de la structure à terme* de l'Appendice A.

<sup>15</sup> Processus de retour à la moyenne qui permet de décrire l'évolution de la dynamique des taux d'intérêt.

<sup>16</sup> En 2015, la Riskbank, la Banque centrale de la Suède, a établi un taux repos (taux des fonds à un jour) négatif.

### 1.2.1.2 Cox, Ingersoll et Ross (CIR)

Le second modèle d'équilibre est le modèle popularisé par Cox *et al.* (1985) qui est une extension du modèle de Vasicek. Contrairement à ce dernier, le modèle CIR exclut la possibilité d'une valeur négative pour le taux d'intérêt nominal. Il est représenté par l'équation ci-dessous :

$$dr_t = \theta(\mu - r_t)dt + \sigma\sqrt{r_t}dW_t . \quad (6)$$

Les paramètres de l'équation (6) ont la même signification que les paramètres de l'équation (1), mais l'ajout du terme  $\sqrt{r_t}$  fait en sorte que le taux d'intérêt nominal ne peut pas être négatif. Lorsque  $r_t$  tend vers zéro, le comportement du taux d'intérêt est dicté par le terme de dérive, c'est-à-dire les paramètres  $\theta$  et  $\mu$ . Cox, Ingersoll et Ross ont ainsi démontré que le taux d'intérêt est plus grand que zéro lorsque  $2\theta\mu > \sigma^2$ . Pour intégrer le risque du marché à ce modèle, il suffit d'utiliser la méthode qui a permis de trouver l'équation (3), pour obtenir :

$$dr_t = \theta \left( \left[ \mu - \frac{\lambda\sigma}{\theta} \right] - r_t \right) dt + \sigma\sqrt{r_t}dW_t . \quad (7)$$

À l'aide de l'équation (8), le modèle CIR peut être représenté en fonction du prix d'une obligation à zéro coupon :

$$P(t, T) = A(t, T)e^{-B(t, T)r_t} . \quad (8)$$

où :

$$A(t, T) = \left[ \frac{2\eta \exp\left\{\frac{1}{2}(\theta + \eta)(T - t)\right\}}{2\eta + (\theta + \eta) * (\exp\{(T - t)\eta\} - 1)} \right]^{\frac{2\theta\mu}{\sigma^2}} , \quad (9)$$

$$B(t, T) = \frac{2(\exp\{(T-t)\eta\}-1)}{2\eta+(0+\eta)*(\exp\{(T-t)\eta\}-1)} , \quad (10)$$

et

$$\eta = \sqrt{\theta^2 + 2\sigma^2} . \quad (11)$$

Pour représenter la courbe de rendement en fonction du taux d'intérêt et de  $t$ , il suffit de substituer l'équation (8) dans l'équation (a4). Ainsi :

$$R(t, T) = \frac{1}{T-t} [(B(t, T) * r_t) - \log(A(t, T))] . \quad (12)$$

À l'aide de l'équation (12), on peut démontrer que le modèle CIR arrive à représenter la courbe de rendement de trois façons différentes, tout comme le modèle de Vasicek.

Les modèles de CIR et de Vasicek sont des modèles à un facteur qui ne tiennent compte que d'une seule source de variations : le taux d'intérêt de court terme. Étant donné la complexité de la structure à terme, il n'est pas étonnant que considérer un élément de variation ne suffise pas. Les études empiriques ont d'ailleurs bien démontré que l'utilisation d'un seul facteur ne permet pas d'étudier adéquatement le comportement de la structure à terme, d'où leur critique et la recherche de modèles alternatifs.



## 1.2.2 Modèle de non-arbitrage

Contrairement au modèle d'équilibre, le modèle de non-arbitrage pose l'hypothèse que les comportements des taux d'intérêt et du prix spécifique du marché sont stochastiques, le prix des titres obligataires est déterminé par l'absence d'opportunité d'arbitrage sur le marché.<sup>17</sup> Faisant, suite aux nombreuses citriques développées au sujet des modèles d'équilibre, des modèles de non-arbitrage, comme ceux de Hull et White (1990) et Heath *et al.* (1992), émergent et gagnent en popularité.

### 1.2.2.1 Heath, Jarrow et Morton (HJM)

Le modèle HJM est un des premiers modèles à utiliser des taux à terme pour analyser la structure à terme. Les auteurs présentent ainsi un modèle dynamique de la structure à terme des taux d'intérêt qui tient compte de la condition de non-arbitrage. Ce modèle est aussi précurseur dans la mesure où il est le premier à imposer une structure stochastique à l'évolution des taux d'intérêt à terme instantanés.

Duffie et Kan (1996) ont créé un modèle à structure à terme dynamique, communément appelée modèle affine. Étant données leurs bonnes propriétés théoriques, mais de faibles propriétés empiriques (Duffee, 2002), plusieurs dérivés de ces modèles ont cherché à les améliorer. Par exemple, Rios (2013) propose une nouvelle approche qui permet d'estimer les modèles dynamiques gaussiens de la structure à termes des taux d'intérêt. L'estimateur est ainsi trouvé par la méthode des moindres carrés asymptotiques qui respecte les propriétés de non-arbitrage. Il est alors caractérisé par trois conformités<sup>18</sup> des modèles dynamiques gaussiens sur la

---

<sup>17</sup> Gibson *et al.*, 2001, p.13.

<sup>18</sup> Premièrement, les modèles (GDTMS) ont une forme réduite et peuvent être estimés par un moindre carré ordinaire. Deuxièmement, l'hypothèse de non-arbitrage sur les modèles GDTMS peut être élaborée en émettant des contraintes implicites sur les paramètres de la forme réduite et sur les paramètres des taux d'intérêt. Troisièmement, les contraintes de non-arbitrage sur les paramètres des taux d'intérêt sont des contraintes linéaires.

structure à terme des taux. Ce nouvel estimateur simplifie grandement le processus d'estimation, ce qui en fait un outil optimal qui peut être utilisé dans de nombreuses situations qui seraient plus difficilement abordables, autrement.

### 1.2.3 Nelson Siegel (NS)

Un second modèle phare est le modèle non dynamique de Nelson et Siegel (1987) qui est couramment utilisé par les banques centrales occidentales (Banks For International Settlements, 2005). Au premier coup d'œil, ce dernier diffère grandement des modèles classiques de la structure à terme par la manière dont il représente la courbe de rendement :

$$R(\tau) \text{ ou } (y(\tau)) = \beta_1 + \beta_2 \left( \frac{1 - e^{-\kappa\tau}}{\kappa\tau} \right) + \beta_3 \left( \frac{1 - e^{-\kappa\tau}}{\kappa\tau} - e^{-\kappa\tau} \right), \quad (13)$$

où  $R_t(\tau)$  est le taux d'intérêt à maturité sur une obligation alors que  $\beta_1, \beta_2, \beta_3$  et  $\kappa$  sont des paramètres.<sup>19</sup> Le modèle NS possède plusieurs propriétés désirables qui rendent son interprétation conforme à l'intuition et à la logique économique. En particulier, en vertu de l'équation suivante,

$$P(0) = 1 \text{ et } \lim_{\tau \rightarrow \infty} P(\tau) = 0, \quad (14)$$

la valeur  $P$  aujourd'hui, d'une obligation qui promettrait un dollar à l'instant  $t = 0$  est bien un dollar, alors que la même promesse d'un dollar qui serait versé dans l'éternité ( $t = \infty$ ) ne vaut rien.

---

<sup>19</sup>  $\beta_1 > 0$ ,  $\beta_1 + \beta_2 > 0$  et  $\beta_3 > 0$ . Pour résoudre le modèle NS, il faut estimer les paramètres  $\beta_1, \beta_2, \beta_3$  et  $\kappa$  par la méthode des moindres carrés non linéaire ou pour un  $\kappa$  choisi, on estime les paramètres  $\beta_1, \beta_2, \beta_3$  par la méthode des moindres carrés ordinaire.

De plus, le taux d'intérêt d'une obligation à maturité zéro est égale au taux instantané de court terme : <sup>20</sup>

$$\lim_{\tau \rightarrow 0} y(\tau) = f(0) = r \text{ et } \lim_{\tau \rightarrow \infty} y(\tau) = \beta_1. \quad (15)$$

Le modèle permet d'obtenir une estimation impliquant relativement peu de paramètres et est assez flexible pour reproduire différentes apparences de la courbe de rendement (par exemple, des pentes différentes, des degrés de courbure différents et des formes en u). Il possède aussi d'autres propriétés mathématiques intéressantes. <sup>21</sup>

#### 1.2.4 Diebold et Li (DNS)

Diebold et Li (2006) incorporent une structure dynamique au modèle de Nelson-Siegel et proposent le modèle DNS (Diebold et Li, 2006). La forme du modèle DNS <sup>22</sup> est une extension du modèle NS en permettant aux paramètres de varier dans le temps :

$$R_t(\tau) \text{ ou } (y_t(\tau)) = \beta_{1,t} + \beta_{2,t} \left( \frac{1-e^{-\kappa\tau}}{\kappa\tau} \right) + \beta_{3,t} \left( \frac{1-e^{-\kappa\tau}}{\kappa\tau} - e^{-\kappa\tau} \right). \quad (16)$$

Or, la dynamisation des paramètres de l'équation fonctionnelle NS donne une tout autre interprétation à ce modèle dans la mesure où, ce faisant, le modèle DNS distille la courbe de rendement à travers la dynamique de trois facteurs latents ( $\beta_{1,t}$ ,  $\beta_{2,t}$  et  $\beta_{3,t}$ ). L'évolution de ces coefficients permet de capter la dynamique entière de  $y_t$  pour tout  $\tau$  et les coefficients de saturation qui déterminent entièrement la valeur transversale de  $y(\tau)$  pour tout  $t$ . Les modèles à facteurs dynamiques permettent d'extraire l'information contenue dans un grand nombre de variables et de la

---

<sup>20</sup> Ici,  $\beta_1$  est une constante. Diebold et Rudebusch, 2013, p.24.

<sup>21</sup> Diebold et Rudebusch, 2013, p.25.

<sup>22</sup> Diebold et Rudebusch, 2013, p.26.

reproduire pour l'essentiel par un nombre limité de facteurs principaux non directement observables, mais qui peuvent être estimés<sup>23</sup>. Le modèle DNS comporte trois facteurs ( $\beta_{1,t}$ ,  $\beta_{2,t}$  et  $\beta_{3,t}$ ) et trois coefficients :  $1, \left(\frac{1-e^{-\kappa\tau}}{\kappa\tau}\right)$  et  $\left(\frac{1-e^{-\kappa\tau}}{\kappa\tau} - e^{-\kappa\tau}\right)$ . Le coefficient 1 est une constante, ce qui signifie que cette fonction reste stable. Ainsi, le facteur  $\beta_{1,t}$  affecte la partie de long terme de la courbe de rendement. Le coefficient  $\left(\frac{1-e^{-\kappa\tau}}{\kappa\tau}\right)$  est une fonction qui débute à 1 et qui décline monotonement et rapidement à zéro. Par ce fait, le facteur  $\beta_{2,t}$  peut être interprété comme étant un facteur de court terme. Finalement, le coefficient  $\left(\frac{1-e^{-\kappa\tau}}{\kappa\tau} - e^{-\kappa\tau}\right)$  est une fonction qui débute à zéro avant d'augmenter et de décliner à nouveau vers zéro. Ainsi, contrairement aux deux autres facteurs, le facteur  $\beta_{3,t}$  peut être interprété comme étant le facteur de moyen terme.

Il est aussi possible d'identifier les facteurs selon les effets qu'ils ont sur l'ensemble de la forme générale de la courbe de rendement.<sup>24</sup> Par exemple, le facteur  $\beta_{1,t}$  gouverne le niveau de la courbe de rendement. Une augmentation de  $\beta_{1,t}$  fait donc fluctuer la courbe de rendement de façon parallèle ce qui a pour effet d'augmenter tous les rendements de manière égale, si le coefficient est le même pour chaque maturité. Le facteur  $\beta_{2,t}$  affecte la pente sur l'ensemble de la forme générale de la courbe de rendement. Une augmentation de  $\beta_{2,t}$  entraîne donc une augmentation des rendements de court terme, mais n'affecte pas les rendements de long terme. Finalement, le facteur  $\beta_{3,t}$  affecte le degré de courbure de la courbe de rendement. Une augmentation de  $\beta_{3,t}$  ne fait donc pas varier grandement les rendements de court terme et n'a aucune influence sur les rendements de long terme. Par contre, une

---

<sup>23</sup> Le fondement de l'analyse factorielle est de décrire, si possible, les relations de covariances entre de nombreuses variables en terme de quelques facteurs sous-jacents non directement observables.

<sup>24</sup> Diebold et Rudebusch, 2013, p.29.

augmentation de  $\beta_{3,t}$  affecte les rendements de moyen terme. Ainsi, on peut réécrire l'équation (19) comme :

$$R_t(\tau) \text{ ou } (y(\tau)) = l_t + s_t \left( \frac{1-e^{-\kappa\tau}}{\kappa\tau} \right) + c_t \left( \frac{1-e^{-\kappa\tau}}{\kappa\tau} - e^{-\kappa\tau} \right) , \quad (17)$$

où  $l_t$ ,  $s_t$  et  $c_t$  représentent respectivement le niveau, la pente et le degré de courbure de la courbe de rendement.

L'engouement pour le modèle DNS peut s'expliquer par la simplicité et la facilité qu'on a à l'estimer, par le fait qu'il permette l'interprétation économique de ses facteurs (le niveau, la pente et la courbure) et, finalement, par sa capacité prédictive intéressante dénotée dans les études empiriques. Bien qu'abondamment utilisé dans le milieu financier et économique en raison de ses bonnes propriétés empiriques et techniques, ce modèle néglige d'imposer des restrictions qui permettraient d'exclure des possibilités d'arbitrage. C'est pourquoi Christensen *et al.* (2011) développent un modèle affine, sans arbitrage (AFNS), qui s'inspire du modèle de la structure terme de Nelson et Siegel (1987) et qui constitue la dernière évolution du modèle DNS élaboré par Diebold et Li (2006). Le modèle AFNS arrive à prédire adéquatement les variables d'intérêt tout en ayant de bonnes propriétés théoriques et empiriques, ce qui explique son attrait.

### 1.3 Résultats empiriques

Les études empiriques récentes ont été influencées par l'évolution fulgurante des techniques économétriques de modélisation.

Un des premiers textes à marquer la littérature est celui de Kuttner (2001). Dans cet article, l'auteur étudie les effets des changements de la politique monétaire américaine sur les taux d'intérêt pour la période s'échelonnant de 1989 à 2000. Pour ce faire, il utilise les contrats à terme qui portent sur le taux directeur de la banque

centrale américaine. Ces contrats, qu'on retrouve sur le Chicago Board of Trade, sont des outils qui permettent de capturer les anticipations du marché sur le taux directeur de la banque centrale américaine. Kuttner en arrive donc à la conclusion qu'une surprise non anticipée de la politique monétaire a un effet important sur les variations des taux d'intérêt.<sup>25</sup>

De leur côté, Balduzzi *et al.* (2001) s'intéressent aux variations des bons du Trésor américain suite aux annonces macroéconomiques pour la période s'étendant du premier juin 1991 au 29 septembre 1995 à l'aide de données intrajournalières. Pour ce faire, les auteurs utilisent les banques de données GOVPX et MMS forecast survey data. Ils cherchent à montrer les effets de ces annonces sur les prix des bons du Trésor et, par le fait même, à déterminer la vitesse de la fluctuation des prix des bons suite aux annonces. Identifiant dix-sept annonces qui pourraient éventuellement affecter les prix des bons du Trésor, les auteurs étudient la variation du prix des titres obligataires à des intervalles de trois mois, de deux ans, de dix ans et de trente ans. Cela leur permet de vérifier empiriquement si les surprises macroéconomiques sont significatives ou non, selon l'échéance du bon du Trésor. Ils trouvent neuf surprises macroéconomiques qui influencent le bon de trois mois comparativement à seize qui influencent le bon de dix ans. De plus, ils remarquent que l'effet de la surprise macroéconomique est incorporé en moyenne en une minute dans le prix des bons du Trésor et que, suite à une annonce macroéconomique, le volume de titres obligataires échangés augmente et la volatilité des prix s'accroît pendant soixante minutes avant de se stabiliser. Ils découvrent aussi que les écarts entre les cours acheteurs et les cours vendeurs suite à une annonce macroéconomique augmentent généralement pendant quinze minutes avant de revenir à la normale.

---

<sup>25</sup> Contrairement à une politique monétaire qui est anticipée et qui n'a pas d'effets sur le marché des taux d'intérêt.

Kearney et Lombra (2003) tentent de déterminer si les variations des contrats à terme portant sur le taux directeur de la banque centrale américaine dans les années 1990 sont causées par les nouvelles macroéconomiques et l'inflation. Les auteurs remarquent alors que, contrairement aux nouvelles non anticipées sur l'emploi qui ont un impact significatif sur l'ensemble de la période échantillonnale (1988-2002), l'indice de la production industrielle américaine n'a pas d'impact sur les contrats à terme portant sur le taux directeur de la banque centrale. De plus, la réponse des contrats à terme de trois mois est plus forte que celle d'un mois. Ils divisent donc leurs données en deux segments. Le premier segment comprend les données pour les mois d'octobre 1988 à janvier 1994 et le second, pour les mois de février 1994 à janvier 2002. Ils en arrivent ainsi à la conclusion que l'impact non anticipé des nouvelles sur l'emploi est moins important dans le deuxième segment. Cette diminution de l'impact s'explique selon eux par une révision à la baisse des ajustements de la politique monétaire face à un choc non anticipé de l'emploi.

Bernanke et Kuttner (2005) cherchent à examiner les effets de la politique monétaire sur la variation des prix des actions financières. Ainsi, ils remarquent qu'une diminution non anticipée de vingt-cinq points de base du taux directeur est suivie d'une augmentation d'un pour cent des prix des actions de l'indice CRSP.<sup>26</sup> Ils trouvent aussi que les impacts des chocs de la politique monétaire varient selon le secteur économique auquel se rapportent les titres boursiers. Par exemple, un choc de la politique monétaire n'a pas d'impact significatif sur un ensemble d'actions attirées au secteur de l'énergie. De plus, les chocs non anticipés de la politique monétaire ont un impact deux fois moins fort sur les prix des actions reliées aux domaines des technologies et des télécommunications que sur l'indice CRSP. Les auteurs examinent si les réponses des industries suite à un choc correspondent aux projections du modèle MÉDAF. Cela leur permet de montrer que la volatilité des prix des actions

---

<sup>26</sup> Les indices CRSP sont des indices d'investissements américains regroupant plusieurs marchés.

boursières est attribuable en petite partie aux surprises de la politique monétaire. Bernanke et Kuttner se sont demandé pourquoi le prix des actions réagit aux fluctuations de la politique monétaire. Pour répondre à cette question, ceux-ci ont posé que la politique monétaire puisse faire fluctuer le prix des actions grâce à ses effets sur le taux d'intérêt réel, sur les dividendes attendus ou sur les rendements futurs attendus des actions. Ils trouvent qu'un choc non anticipé de la politique monétaire qui est corrélé avec les prix des actions n'est pas attribuable à une politique qui a un effet sur les taux d'intérêt réels. Finalement, la méthode de Campbell et Ammer (1993) leur suggère qu'un choc non anticipé de la politique monétaire pourrait être la plus grande source de variation du marché boursier.

Bartolini *et al.* (2008) identifient treize indicateurs économiques qui influencent les prix des obligations, des actions et du marché de change. Le tout est analysé sur une période de dix ans se terminant en 2007. Selon cette étude, le prix des actifs financiers est influencé par l'effet-surprise.<sup>27</sup> Les auteurs remarquent que les données sur l'emploi, sur le produit intérieur brut et sur le rapport de l'ISM<sup>28</sup> manufacturier affectent significativement les prix des actifs financiers, tandis que les autres surprises n'ont pas d'impact significatif.

Bauer et Rios (2012) utilisent un nouveau modèle pour étudier la détermination des taux d'intérêt de long terme. Ils montrent ainsi que les variations du taux de long terme dépendent de deux éléments : l'anticipation des agents face aux taux futurs de court terme et d'une prime de risque lorsqu'un investisseur détient un actif risqué. Ils trouvent que la prime de risque dépend fortement de l'environnement macroéconomique : lorsque l'économie est en pleine croissance, les primes de risques

---

<sup>27</sup> L'effet-surprise est la différence entre la valeur réelle et la valeur anticipée.

<sup>28</sup> L'ISM est un indice manufacturier américain qui surveille l'emploi, les stocks de productions, les nouvelles commandes et les livraisons des fournisseurs.



diminuent alors que lorsque l'économie est en récession, les primes de risques augmentent. À cet effet, la banque centrale doit considérer les effets de l'usage<sup>29</sup> du taux d'intérêt de court terme comme instrument de stabilisation économique, dans la mesure où celui-ci influence les taux de long terme.<sup>30</sup>

---

<sup>29</sup> Pour stabiliser l'économie, on suppose que la banque centrale va augmenter son taux directeur durant une période d'expansion et diminuer ce dernier lorsque l'économie est en ralentissement.

<sup>30</sup> Leurs résultats suggèrent qu'une augmentation du taux directeur entraîne une diminution des taux de long terme alors qu'une diminution du taux directeur cause une augmentation des taux de long terme.

## CHAPITRE II

### PRÉSENTATION DES DONNÉES UTILISÉES

Aux fins de la recherche, trois types de variables ont été employés sur une période qui s'échelonne sur douze ans (2002-2014). L'intérêt pour cette période échantillonnale tient notamment au fait qu'elle est caractérisée par des fluctuations économiques variées, notamment marquées par une forte croissance suivie d'un dérèglement financier économique majeur, puis d'une reprise économique modérée. De plus, ce contexte est aussi particulier étant donné le recours par la Banque du Canada à des moyens non traditionnels de conduite de la politique monétaire. Les variables utilisées sont constituées : (1) d'indicateurs macroéconomiques clés du Canada ; (2) de mesures des attentes *ex ante* de chaque indicateur macroéconomique construites à l'aide de techniques économétriques appropriées ; et (3) de taux d'intérêt à terme pour différentes échéances.

#### 2.1 Données sur les principaux indicateurs macroéconomiques

Les principaux indicateurs macroéconomiques ont été sélectionnés selon des critères bien précis. Les données canadiennes étant moins facilement accessibles que les données américaines, la disponibilité des données a eu un impact sur les variables qui ont été retenues. Les indicateurs macroéconomiques du Canada ont été obtenus à partir de la base de données CANSIM.<sup>31</sup> Aux fins de notre étude, il est important de connaître les dates de publications des indicateurs macroéconomiques, afin d'identifier les moments précis où les surprises peuvent prendre effet. Pour ce faire,

---

<sup>31</sup> CANSIM est la principale base de données économique de Statistique Canada.

nous avons recueilli les dates de publications à l'aide du *Quotidien*.<sup>32</sup> Au début de chaque mois, on retrouve généralement à la fin du numéro du *Quotidien*, les dates prévues de publication des indicateurs macroéconomiques pour le mois en cours. Exceptionnellement, il peut arriver que les dates de publications effectives diffèrent des dates de publications.<sup>33</sup> Bien qu'il fasse mention de cette possibilité<sup>34</sup>, Statistique Canada ne tient pas de registre de ces occurrences.

Les variables monétaires proviennent de la Banque du Canada et de la Réserve fédérale des États-Unis. « À partir des années 2000, la Banque du Canada a instauré un régime de huit dates préétablies par an pour l'annonce de ses décisions concernant le taux directeur ». <sup>35</sup> De plus, les dates de publications concernant les données monétaires de la Banque fédérale des États-Unis proviennent des *FOMC statement* qui paraissent aussi environ huit fois par année. La variable monétaire canadienne est le taux d'escompte alors que le taux directeur américain (Fed funds rate) sert de variable monétaire correspondante. Finalement, nous nous inspirons des études antérieures portant sur la structure à terme pour sélectionner les variables macroéconomiques retenues.

Pour alléger le texte, des noms d'usage des variables ont été assignés aux variables et sont répertoriés au Tableau 2.1. Le prochain chapitre expliquera la méthodologie utilisée pour construire les variables macroéconomiques qui sont employées. En Appendice C, se trouve une présentation sommaire de chacune de ces dernières.

---

<sup>32</sup> Le *Quotidien* est une publication quotidienne de Statistique Canada concernant les indicateurs macroéconomiques du Canada.

<sup>33</sup> Nous ne pouvons nier le fait que la non-publication d'une variable macroéconomique à la date prévue dans le premier *Quotidien* du mois puisse causer un choc sur la structure à terme. Or, dans le cadre de cette recherche, nous ne considérerons pas cette éventualité. Il se pourrait que la non-publication puisse être une nouvelle.

<sup>34</sup> Statistique Canada justifie ces écarts par le fait que des événements spéciaux (catastrophe naturelle, attentat terroriste) peuvent repousser les dates de publications.

<sup>35</sup> Banque du Canada, 2000.

**Tableau 2.1** Nom d'usage des indicateurs macroéconomiques utilisés

Variable macroéconomique	Nom d'usage
Exportation de la marchandise (Balance des paiements)	Bexportation
Importation de la marchandise (Balance des paiements)	Bimportation
Commerce de détail	CMDD
Indice des prix à logements	IPLN
Indice des prix à la consommation	IPC
Indice des prix des produits industriels	IPPI
Nouvelle commande reçue de biens durables	Commande durable
Nombre de permis de construction pour structure résidentiel et non résidentiel	NP
Produit intérieur brut par industrie	PIBI
Salaire et traitement	Salaire et traitement
Taux de chômage	Taux de chômage
Vente de biens fabriqués (biens durables et non durables)	VFB
Taux d'utilisation de la capacité industrielle	Taux d'utilisation
Taux d'escompte canadien	TCAD
Taux directeur américain (Fed funds rate)	TUSD

## 2.2 Les anticipations *ex ante* de chaque indicateur macroéconomique

Pour construire nos variables surprises, nous avons besoin des anticipations *ex ante* des indicateurs macroéconomiques. Dans la plupart des recherches concernant la structure à terme, les anticipations *ex ante* des indicateurs proviennent de sondages menés auprès d'analystes financiers et économiques œuvrant au sein de grandes institutions financières. Au Canada, ce type d'enquête statistique est compilé par Bloomberg. Or, les résultats de ces dernières ne sont disponibles, depuis peu, que pour une période de trois ans, ce qui ne convient pas aux critères de notre recherche. C'est pourquoi nous avons plutôt eu recours à une approche économétrique afin de construire, pour chaque variable macroéconomique retenue, une prévision conditionnelle à l'information connue préalablement à chaque annonce. Puis, une mesure de surprise a été construite comme la différence entre les annonces et les valeurs prédites. Cette approche a déjà été employée, notamment par Paquet et Pérez (1995). Nous reviendrons sur des détails de l'approche méthodologique dans le prochain chapitre.

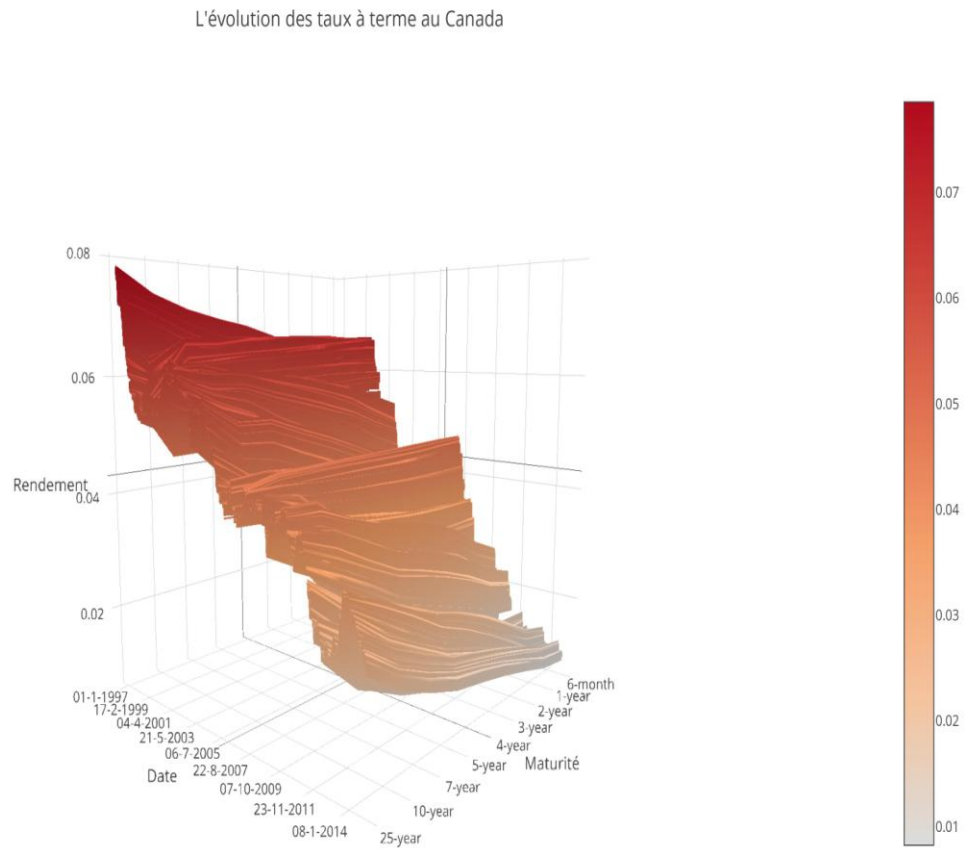
## 2.3 Les taux à terme

Dans la littérature, on retrouve plusieurs méthodes qui permettent de construire les taux à terme. Une des méthodes les plus répandues est celle développée par Svensson (1994). Elle a été notamment employée par Gürkaynak *et al.* (2005). Dans le cadre de ce mémoire, les taux zéro coupon, publiés sur le site de la Banque du Canada et calculés en appliquant la méthode de Bolder *et al.* (2004), sont utilisés pour calculer les taux à terme.<sup>36</sup> Les taux à terme servent donc d'indicateurs (proxy) des attentes des valeurs futures des taux d'intérêt de court terme. À la page suivante, la Figure 2.1 exprime l'évolution des taux à termes du Canada sur une période qui s'échelonne sur dix-sept ans (1997-2014).

---

<sup>36</sup> L'appendice B revoit les notions reliant les taux zéro coupon aux taux à terme.

**Figure 2.1** Graphique de la structure à terme du Canada



Nous constatons que la courbe de rendement construite à l'aide des taux à terme bouge énormément et est assez flexible pour reproduire différentes apparences (par exemple, des niveaux différents, des degrés de courbure différents et des formes en u). La première chose que nous constatons est que les taux à terme ont diminué durant l'ensemble de la période, tout comme l'inflation. Ainsi, si nous voulions construire un modèle à facteur pour étudier la structure à terme, nous pouvons supposer qu'un des facteurs (par exemple, le niveau) va être fortement lié au comportement de l'inflation.<sup>37</sup> De plus, on peut remarquer que la pente de la structure à terme canadienne fut décroissante pendant certaines périodes (quatrième trimestre de 1999 au premier trimestre de 2001, ainsi qu'en 2007). L'inversion de la structure à terme peut s'expliquer par une augmentation de la demande d'actifs à long terme (diminution des rendements à long terme) combinée avec une politique monétaire restrictive (augmentation des rendements de court terme). Cette combinaison peut faire en sorte que les taux de court terme soient supérieurs au taux de long terme. La différence entre les taux longs et courts fut fortement étudiée dans la littérature, notamment pour voir si cette différence peut être un indicateur avancé qui permet de prévoir les crises économiques. Il appert que l'inversion de la structure à terme durant l'année 2007, a en effet précédé la crise économique mondiale de 2008. Par contre, l'inversion en 1999-2001 ne fut pas suivie d'une crise économique au Canada, mais elle a précédé une récession aux États-Unis. Ainsi, l'inversion de la courbe de rendement n'est pas assurément un indicateur précurseur fiable de récession.

---

<sup>37</sup> Diebold et Rudebusch, 2013, p.10.

## CHAPITRE III

### MÉTHODOLOGIE ÉCONOMÉTRIQUE ET MODÈLE EMPIRIQUE

Cette section discute de la construction des mesures de variables surprises associées aux nouvelles macroéconomiques et des équations empiriques types qui sont estimées pour évaluer l'impact des surprises sur différents points de la courbe de rendements.

#### 3.1 Variables surprises

Comme Gürkaynak *et al.* (2005), la plupart des études définissent la variable surprise comme la différence entre la variable réalisée et la variable anticipée. Pour faciliter l'interprétation du coefficient d'une variable  $S_{z,t}$ , dans une équation cherchant à mesurer l'impact sur un taux à terme donné, la majorité des études divisent aussi la surprise par son écart-type. Nous ferons de même. Cette surprise transformée est définie ainsi : <sup>38</sup>

$$S_{z,t} = \frac{A_{z,t} - E_{z,t}}{\hat{\sigma}_{z,t}}, \quad (3.1)$$

$A_{z,t}$  représente ici la valeur réalisée de l'indicateur  $z$  au temps  $t$  alors que  $E_{z,t}$  représente la valeur anticipée *ex ante* par les agents économiques de l'indicateur  $z$  au temps  $t$  et  $\hat{\sigma}_{z,t}$  représente l'écart type de la différence entre les séries  $A_{z,t}$  et  $E_{z,t}$  pour chaque indicateur  $z$ .

---

<sup>38</sup> Les coefficients de régressions représentent les fluctuations des taux à terme suite à une surprise d'un écart-type de chaque indicateur macroéconomique.



### 3.2. Variable *ex ante*

Afin de construire les variables *ex ante* des variables, nous allons procéder à l'estimation de modèles ARMA basée sur les données disponibles préalablement à la date d'une annonce ou de la date publication de la dernière mesure de la variable. Ainsi, notre méthodologie revient à faire comme si les agents économiques dans le marché formaient leurs attentes en se référant à un tel modèle.<sup>39</sup> Pour identifier le meilleur modèle ARMA univarié d'une période à l'avance, nous avons utilisé trois approches différentes.

La première approche utilisée fut la méthode « roulement ». On peut résumer cette dernière en trois étapes. Tout d'abord, à l'aide d'un échantillon observé sur une période de cinq ans (de janvier 1997 à décembre 2001), nous avons identifié le meilleur modèle ARMA à l'aide du critère de Schwarz.<sup>40</sup> Puis, nous avons estimé le modèle pour prédire la donnée du mois de janvier 2002. Par la suite, les mêmes étapes sont répétées pour prédire la donnée de février 2002, après avoir identifié le modèle ARMA selon le critère de Schwarz sur la période observée de février 1997 à janvier 2002. Ainsi, nous avons répété les trois étapes jusqu'à arriver à la donnée *ex ante* recherchée pour la dernière observation de l'échantillon considéré (décembre 2014).

La seconde approche utilisée fut la méthode « récursive ». Cette dernière fonctionne comme la méthode « roulement », mais se base sur une période d'observation différente. Par exemple, dans notre cas, pour prédire la donnée de février 2002, la

---

<sup>39</sup> C'est ce qu'avait fait notamment Paquet et Pérez (1995) pour mesurer la valeur anticipée de croissance de la masse monétaire.

<sup>40</sup> Le critère de Schwarz est un critère d'information qui juge la performance d'un modèle en terme de l'écart quadratique moyen de l'erreur de prévision une période à l'avance, mais en pénalisant des modèles qui incluraient un trop grand nombre de paramètres à estimer relativement à la taille de l'échantillon.

période observée s'étendait de janvier 1997 à janvier 2001 ; pour la donnée de décembre 2014, de janvier 1997 à novembre 2014.

La troisième approche utilisée fut la méthode « fixe et récursive ». Cette dernière fonctionne comme la méthode « récursive », mais elle se caractérise par une seule et unique étape d'identification du modèle ARMA. Pour ce faire, la période d'observation utilisée pour identifier le modèle est d'emblée l'ensemble de l'échantillon observé (c'est-à-dire, dans notre cas, de janvier 1997 à décembre 2014). À l'aide du critère de Schwarz, on identifie ainsi le meilleur modèle ARMA qui sera utilisé tout au long de ce processus. Ce faisant, si on désire prédire la donnée du mois de janvier 2002, on estime le modèle ARMA identifié auparavant sur la période de janvier 1997 à décembre 2001.

Étant donné les structures de ces trois approches, nos résultats suggèrent que la représentation ARMA sous-jacente au modèle statistique considéré est demeurée relativement invariante. Puis, en réestimant les coefficients en conservant toute l'information depuis le début du tout premier échantillon, nous obtenons des prévisions relativement performantes à l'aune du critère de l'écart quadratique moyen. Comme nous le constatons à l'examen du Tableau **3.1**, l'approche possédant la plus petite erreur quadratique moyenne est la méthode fixe et récursive (suivie de près par la méthode récursive).

**Tableau 3.1** L'écart quadratique moyen des différentes méthodes

	Méthode		
	Fixe et Récursive	Récursive	Roulement
<b>Bexportation</b>			
L'écart quadratique moyen	0.03371	0.03514	0.03832
<b>Bimportation</b>			
L'écart quadratique moyen	0.02615	0.02684	0.02936
<b>CMDD</b>			
L'écart quadratique moyen	0.01121	0.01153	0.01195
<b>IPLN</b>			
L'écart quadratique moyen	0.00226	0.00229	0.00250
<b>IPC</b>			
L'écart quadratique moyen	0.00382	0.00386	0.00428
<b>IPPI</b>			
L'écart quadratique moyen	0.00853	0.00892	0.00917
<b>Commande durable</b>			
L'écart quadratique moyen	0.07968	0.08325	0.08791
<b>NP</b>			
L'écart quadratique moyen	0.09369	0.09458	0.09535
<b>PIB</b>			
L'écart quadratique moyen	0.00353	0.00365	0.00368
<b>Salaire et traitement</b>			
L'écart quadratique moyen	0.00390	0.00411	0.00454
<b>Taux de chômage</b>			
L'écart quadratique moyen	0.02149	0.02265	0.02553
<b>VFB</b>			
L'écart quadratique moyen	0.02162	0.02197	0.02566
<b>Taux d'utilisation</b>			
L'écart quadratique moyen	0.01359	0.01509	0.01867
<b>TCAD</b>			
L'écart quadratique moyen	0.07696	0.08921	0.11016
<b>TUSD</b>			
L'écart quadratique moyen	0.18400	0.19050	0.22911

### 3.3 Construction du modèle

Suite à la construction de nos surprises macroéconomiques et de nos taux à terme, nous avons tous les outils nécessaires à l'étude des fluctuations de la structure à terme canadienne. Pour ce faire, il suffit d'opérer une régression sur l'équation suivante :

$$R_{f,p} = a_0 + a_1m_1 + a_2m_2 + \dots + a_pm_p + \varepsilon_p ; p = 1, \dots, n, \quad (3.2)$$

où  $R_{f,p}$  représente sur une échéance de  $p$  périodes les taux à terme alors que  $a_1 \dots a_p$  représentent les coefficients du modèle que nous voulons estimer.  $m_1 \dots m_p$  représentent quant à elle nos surprises macroéconomiques et  $\varepsilon_p$ , notre terme d'erreurs. Par ailleurs, comme ce qui a été fait dans la majeure partie des études dans la littérature, une approche alternative consiste à évaluer l'effet d'une surprise macroéconomique spécifique sur les taux à terme en faisant abstraction de toutes les autres, soit en estimant :

$$R_{f,p} = a_0 + a_1m_1 + \varepsilon_p ; p = 1, \dots, n \quad (3.3)$$

Étant donné l'évidence d'hétéroscédasticité révélée par un test ARCH, les écarts-types estimés des coefficients ont été calculés à l'aide de l'estimateur asymptotiquement convergent de White de la matrice de variance qui est robuste à cette problématique.<sup>41</sup>

---

<sup>41</sup> Il est notoire que les séries financières et leur modélisation sont souvent caractérisées par des variances conditionnelles variables dans le temps.

## CHAPITRE IV

### RÉSULTATS

Sur un total de quinze surprises macroéconomiques pour un échantillon de douze ans s'étendant de 2002 à 2014, nous avons trouvé cinq surprises statistiquement significatives, soit quatre surprises avec un seuil de signification de cinq pour cent et une surprise avec un seuil de signification de dix pour cent. Trois de ces surprises (CMDD, IPC, NP) sont statistiquement significatives lorsque la variable dépendante (le taux à terme) est en première différence et deux (IPLN, TCAD) lorsque celle-ci est en niveau. Nous utilisons deux formulations de la variable dépendante : soit les taux à terme en niveau, soit les taux à terme en première différence. Dans le premier cas, une surprise est interprétée comme ayant un effet de premier ordre. Dans le deuxième cas, on interprète l'effet d'une surprise comme ayant un effet de second ordre. À l'aide de l'équation (4.1), on peut définir la première différence des taux à terme ainsi :

$$\Delta(Rf_{m,t}) = (Rf_{m,t}) - (Rf_{m,t-1}), \quad (4.1)$$

$Rf_{m,t}$  est ici le taux à terme à maturité  $m$  au temps  $t$  alors que  $Rf_{m,t-1}$  est le taux à terme à maturité  $m$  au temps  $t - 1$ . Ainsi, une diminution de  $\Delta(Rf_{m,t})$  peut être engendrée par : <sup>42</sup> 1) une augmentation de  $(Rf_{m,t})$  qui est inférieure à l'augmentation de  $(Rf_{m,t-1})$ , 2) une diminution de  $(Rf_{m,t})$  qui est inférieure à la diminution de  $(Rf_{m,t-1})$ . On remarque donc que  $\Delta(Rf_{m,t})$  diminue tant et aussi longtemps que

---

<sup>42</sup> Pour une augmentation, on inverse simplement ce raisonnement.

$(Rf_{m,t-1})$  est supérieur à  $(Rf_{m,t})$ .<sup>43</sup> La première différence des taux à terme définit ainsi la vitesse de changement des anticipations des taux à terme entre le temps  $t$  et  $t - 1$ . Comparativement aux taux à terme qui ont un effet de premier ordre, les taux à terme en première différence ont donc un effet de second ordre.

Les résultats présentés dans les Tableaux **4.1** et **4.2**, indiquent les surprises qui influencent les taux à terme sur différentes maturités selon l'estimation de régression contenant une seule variable explicative (surprise). Les résultats significatifs concernant les régressions qui comprennent toutes les surprises donnant des résultats similaires aux régressions qui comprennent une surprise se retrouvent quant à elles dans les Tableaux **AD.1** et **AD.2** rapportés à l'Appendice D.

---

<sup>43</sup> Par ailleurs, il est important de constater que  $(Rf_{m,t})$  peut être positif alors que  $\Delta(Rf_{m,t})$  est négatif.

**Tableau 4.1** Réponses des taux à terme suite aux surprises macroéconomiques (Niveau)

Maturité des taux à terme	6mois		1ans		2ans		3ans		4 ans	
	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type
<b>IPLN</b>										
Niveau	0.0017	0.0011	0.0018*	0.0010	0.002**	0.001	0.002**	0.001	0.0020**	0.0009
<b>TCAD</b>										
Niveau	0.0018**	0.0008	0.0018**	0.0008	0.0018**	0.0007	0.0017**	0.001	0.0016**	0.0007

Maturité des taux à terme	5 ans		7 ans		10 ans		25 ans	
	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type
<b>IPLN</b>								
Niveau	0.0020**	0.0009	0.002**	0.0008	0.002**	0.0007	0.0016**	0.0007
<b>TCAD</b>								
Niveau	0.0015**	0.0007	0.0012*	0.0006	0.0006	0.0005	0.0004	0.0005

*Notes* : Correction de la matrice variance-covariance par l'approche de White. Les coefficients estimés indiquent les fluctuations des taux à terme suite à une surprise d'un écart-type sur les indicateurs macroéconomiques pour lesquels au moins un des coefficients des différentes maturités s'avère significatif au seuil minimum de 10 %. *Légende* : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (\*), de 5 % (\*\*), de 1 % (\*\*\*)

**Tableau 4.2** Réponses des taux à terme suite aux surprises macroéconomiques (1<sup>re</sup> différence)

Maturité des taux à terme	6 mois		1 ans		2 ans		3 ans		4 ans	
Surprise	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type
<b>CMDD</b>										
1 <sup>re</sup> différence	0.0002***	3.86E-05	0.0002***	3.73E-05	0.0001***	3.51E-05	0.0001***	3.36E-05	0.0001***	3.25E-05
<b>IPC</b>										
1 <sup>re</sup> différence	-4.83E-05	5.28E-05	-6.54E-05	5.23E-05	-8.38E-05*	4.96E-05	-8.77E-05**	4.63E-05	-8.68E-05**	4.39E-05
<b>NP</b>										
1 <sup>re</sup> différence	0.0001***	5.06E-05	0.0001***	4.61E-05	0.0001**	4.34E-05	9.86E-05**	4.42E-05	0.0001**	4.50E-05

Maturité des taux à terme	5 ans		7 ans		10 ans		25 ans	
Surprise	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type
<b>CMDD</b>								
1 <sup>re</sup> différence	0.0001***	3.23E-05	0.0001***	3.29E-05	0.0001***	2.96E-05	0.0001***	2.57E-05
<b>IPC</b>								
1 <sup>re</sup> différence	-8.53E-05**	4.21E-05	-8.16E-05**	3.87E-05	-6.96E-05**	3.29E-05	-5.01E-05**	2.36E-05
<b>NP</b>								
1 <sup>re</sup> différence	0.0001**	4.48E-05	8.92E-05**	4.26E-05	5.31E-05	3.84E-05	3.75E-05	3.04E-05

Notes : Correction de la matrice variance-covariance par l'approche de White. Les coefficients estimés indiquent les fluctuations des taux à terme suite à une surprise d'un écart-type sur les indicateurs macroéconomiques pour lesquels au moins un des coefficients des différentes maturités s'avère significatif au seuil minimum de 10 %. *Légende* : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (\*), de 5 % (\*\*), de 1 % (\*\*\*).



Tout en reconnaissant que les équations empiriques estimées ne constituent pas des modèles économétriques structurels, nous proposons certaines explications visant simplement à rapprocher les observations documentées quant à l'existence d'un contenu informationnel avec ce que peut suggérer la théorie économique. Pour autant, on ne peut pas conclure que les éléments d'évidence empirique ne constituent ni une validation ni une réfutation de théories économiques.

Tout d'abord, selon le Tableau 4.2, on remarque qu'une surprise de l'indicateur IPC n'a pas d'effet de premier ordre, mais bien un effet de second ordre qui influence négativement les taux à terme. À première vue, il est peu commun de retrouver un indicateur d'inflation (IPC) qui agit négativement sur les taux à terme. Cependant, il faut faire la distinction entre les changements de l'IPC (c'est-à-dire l'inflation) et des fluctuations de prix, car les deux causent des changements de taux. Nous savons qu'à court terme, les attentes inflationnistes sont basées sur la conjoncture économique.<sup>44</sup> Ainsi, en phase de ralentissement, les attentes inflationnistes de court terme sont à la baisse, ce qui pousse les taux d'intérêt vers le bas (alors que l'inverse se produit en phase d'accélération). À long terme, les attentes inflationnistes reposent en grande partie sur la politique monétaire. Les agents sont donc en mesure de prédire adéquatement l'inflation qui fluctuera dans le même sens que les taux d'intérêt. Par ailleurs, la relation négative entre les taux à terme et l'IPC peut s'expliquer intuitivement à l'aide du cadre de l'offre et la demande agrégée. Dans la mesure où nous supposons que l'économie a subi un choc d'offre de court terme négatif, cela va occasionner une diminution du produit intérieur brut (en deçà du PIB potentiel) et une augmentation des prix. Par la suite, si la Banque du Canada vise à ce que le PIB soit égal au PIB potentiel, elle va appliquer une politique monétaire expansionniste pour augmenter l'offre de monnaie (diminution des taux d'intérêt) et donc, occasionner un choc positif de la demande agrégée. Finalement, à long terme, les prix (IPC) vont être supérieurs à ce qu'ils étaient initialement et les taux d'intérêt vont être inférieurs. Il

---

<sup>44</sup> On suppose que la Banque du Canada est crédible dans son contrôle de l'inflation.

peut apparaître surprenant qu'une surprise de l'IPC n'ait pas d'effet significatif sur les taux à terme en première différence de six mois et de un an. On peut aussi souligner la possibilité que la surprise de l'IPC soit corrélée avec une autre variable

Remarquons deuxièmement que la surprise du commerce à détails (CMDD) est corrélée positivement avec les taux à terme en première différence pour l'ensemble des taux étudiés. Ceci serait compatible avec l'idée que dans les cas où la valeur réalisée est supérieure à la valeur prédite, les entreprises interprètent ce signal comme étant un incitatif à produire plus, c'est-à-dire avec une augmentation de leur productivité marginale du capital. Ainsi, ces dernières investiraient tant que le rendement réel net sur l'investissement est supérieur au taux d'intérêt réel. Ce faisant, on peut supposer que, les entreprises devant alors être en moyen de trouver les fonds pour investir, cela occasionnerait une augmentation de la demande des fonds prêtables et toute chose égale par ailleurs une augmentation des taux d'intérêt, des taux à terme.

Par la suite, remarquons que la surprise de l'indice des prix des logements neufs est corrélée positivement avec les taux à terme, ce qui est compatible avec la littérature. On peut expliquer cette concordance par le fait qu'une hausse du prix relatif des maisons entraîne une augmentation du rendement anticipé des investissements résidentiels et donc une augmentation de la demande des fonds prêtables ce qui engendre une hausse du taux d'intérêt réel.

Les résultats démontrent aussi que la surprise NP est corrélée positivement avec les taux à terme en première différence. Celle-ci affecte les taux à terme sur les horizons de six mois à sept ans. L'effet de cette surprise sur les taux à terme peut être compatible avec le fait que les entreprises interprètent ce signal comme une hausse de la demande de construction de bâtiments. Ainsi, la demande d'investissement des fonds prêtables augmenterait et toute chose égale par ailleurs, les taux à terme

feraient de même. De plus, la réponse de la surprise NP peut être en lien avec celle de la variable IPLN. Par exemple : puisque l'IPLN augmente, on peut penser que les entrepreneurs ont un incitatif à construire davantage, ce qui produit nécessairement une hausse des demandes de permis de construction. Or, l'augmentation du nombre de permis ne signifie pas d'emblée une augmentation de bâtiments construits. Cette supposition mériterait donc d'être approfondie.<sup>45</sup>

Finalement, on remarque qu'une surprise monétaire est corrélée positivement avec les taux à terme de court terme et de moyen terme, c'est-à-dire les maturités des taux compris entre six mois et sept ans. À l'aide du Tableau 4.1, nous remarquons que les effets de la surprise monétaire canadienne s'estompent lorsque les maturités des taux à terme augmentent, ce qui est compatible avec la littérature. Il y a plusieurs raisons qui pourraient expliquer que les taux à terme de longues maturités ne sont pas influencés par la surprise monétaire.<sup>46</sup> Par exemple, la prime de risque qui est associée au taux à terme de longues maturités peut avoir un effet qui contrebalance l'effet d'une surprise monétaire.<sup>47</sup> Sans pouvoir conclure sur la raison structurelle, nos résultats indiquent tout de même l'effet informationnel que peut apporter une surprise monétaire canadienne sur les changements des taux à terme.

---

<sup>45</sup> Il est aussi important de constater que la surprise NP affecte seulement les taux à terme en première différence de court terme et de moyen terme alors que l'IPLN influence les taux à terme sur toutes les échéances excepté celle de six mois.

<sup>46</sup> Gürkaynak *et al.* (2005) et Bauer et Rios (2012).

<sup>47</sup> Bauer et Rios (2012).

## CONCLUSION

La dynamique entre la structure à terme des taux d'intérêt et les chocs macroéconomiques est un sujet très prisé par les chercheurs. Considérant la puissance et l'influence mondiale de l'économie américaine, il est normal que les travaux sur la structure à terme des taux d'intérêt s'attardent majoritairement à cette dernière. Or, le motif premier de notre recherche était justement de mener une étude démontrant les effets spécifiques qu'ont certaines variables macroéconomiques canadiennes sur la structure à terme de ce pays.

À l'inverse de ce que démontrent les résultats obtenus par plusieurs études portant sur la structure à terme américaine, on remarque que plusieurs surprises canadiennes n'affectent pas la structure à terme canadienne (notamment les surprises du taux de chômage et du produit intérieur brut par industrie). Malgré le fait que les variables macroéconomiques américaines et canadiennes aient sensiblement les mêmes tendances et les mêmes méthodes de construction, le fait que les méthodes de construction des surprises soient différentes pourrait expliquer cette divergence. Il est d'ailleurs fort possible que moins de surprises affectent la structure à terme dans une petite économie ouverte. De plus, il aurait été possible que les surprises de la politique monétaire américaine affectent la structure à terme canadienne, car les États-Unis sont le plus grand partenaire commercial du Canada. Or, les résultats de notre recherche ne supportent pas cette hypothèse.

Des recherches subséquentes pourraient considérer aussi les points suivants. Premièrement, nous avons utilisé les données calculées par la Banque du Canada. Malgré l'importance et la crédibilité de cette institution, la méthode utilisée pour calculer les taux zéro coupon, remonte à 2004. Il existe des modèles alternatifs comportant de meilleures propriétés empiriques et théoriques qui ont été conçus

depuis. Deuxièmement, l'accès limité aux indicateurs macroéconomiques canadiens nous a obligés à omettre certains indicateurs qui n'étaient pas disponibles pour notre période d'étude (par exemple : la rémunération des salariés non agricole et l'indice avancé).

Pour optimiser une telle étude, il serait donc envisageable d'utiliser un de ces nouveaux modèles économétriques unifiant la théorie économique et financière. Par exemple, un modèle affine (AFNS) pourrait construire les courbes de rendements canadiennes et serait peut-être plus à même de constater si certaines surprises macroéconomiques peuvent être interprétées comme des facteurs influençant la courbe de rendement canadienne.

## APPENDICE A

### NOTATION MATHÉMATIQUE ET LA STRUCTURE À TERME

Cet appendice présente certaines des notations les plus utilisées dans les modèles de la structure à terme des taux d'intérêt. Ces dernières sont requises pour comprendre les modèles analysés dans le chapitre I<sup>48</sup>. Le taux d'intérêt instantané peut être exprimé comme :

$$r_t = \lim_{T \rightarrow 0} R(t, T), \quad (\text{a1})$$

où  $t$  dénote le moment dans le temps,  $T$  définit le temps de la maturité et  $R(t, T)$  le taux d'intérêt sur la période  $t$  à  $T$ . Par ailleurs, la valeur d'une obligation à zéro coupon au temps  $t$  qui paie seulement une fois un montant d'un dollar à la maturité  $T$ ,  $P(t, T)$ , est donc :

$$P(t, T) = e^{-R(t, T)(T-t)}. \quad (\text{a2})$$

Le prix d'une obligation à zéro coupon de  $\tau$  période(s) qui paie un dollar à l'atteinte de sa maturité,  $P(\tau)$ , est donné par :

$$P(\tau) = e^{-\tau y(\tau)}, \quad (\text{a3})$$

où  $y(\tau)$  est le taux d'intérêt sur la période.

---

<sup>48</sup> *Nota bene* les notions présentées sont exprimées en temps continu. L'utilisation d'une structure continue pour étudier le comportement temporel de la structure à terme produit une solution théorique plus précise que l'approche discrète, ce qui permet de formuler des hypothèses plus raffinées au niveau empirique.

En remaniant les équations (a2) et (a3), on peut montrer que les taux d'intérêt en fonction de la valeur des obligations à zéro coupon sont donnés par :

$$R(t, T) = -\frac{\ln P(t, T)}{T-t} , \quad (\text{a4})$$

$$\psi(\tau) = \frac{1}{\tau} \int_0^1 f(\mu) d\mu . \quad (\text{a5})$$

À partir des équations (a2) et (a3), en découlent les équations des taux à terme :

$$f(t, T_1 T_2) = \frac{\ln P(t, T_1) - \ln P(t, T_2)}{T_1 T_2} , \quad (\text{a6})$$

$$f(\tau) = \frac{-P'(\tau)}{P(\tau)} . \quad (\text{a7})$$

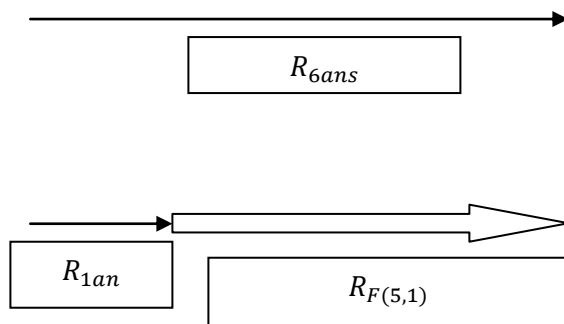
## APPENDICE B

### TAUX À TERME

Soit deux taux zéro-coupon, dénotés par  $R_1$  et  $R_2$ , associés respectivement à des maturités  $T_1$  et  $T_2$ , le taux à terme pour la période séparant  $T_1$  et  $T_2$  est défini par <sup>49</sup> :

$$R_F = \frac{R_2 T_2 - R_1 T_1}{T_2 - T_1} . \quad (a9)$$

Par exemple, pour calculer le taux à terme qui va débiter dans un an et qui va durer cinq années, il faut recourir au zéro coupon pour six ans et un an :



Par la suite, on transforme  $R_{6ans}$  et  $R_{1an}$  en temps continu :

---

<sup>49</sup> Hull, 2011, p 84.



$$R_{6ans} \text{ continu} = e^{(R_{6ans} * 6)},$$

$$R_{1an} \text{ continue} = e^{(R_{1an} * 1)},$$

Finalement, on applique la formule générale et on obtient :

$$R_{F(5,1)} = \frac{\ln(e^{(R_{6ans} * 6)} / e^{(R_{1an} * 1)})}{5} . \quad (\text{a10})$$

Le même raisonnement est appliqué pour la construction des différents taux à terme utilisés dans le mémoire.

## APPENDICE C

### VARIABLES MACROÉCONOMIQUES

**Tableau AC.1** Présentation sommaire des variables macroéconomiques

Variable macroéconomique	Nom d'usage	Fréquence de publication	Nombre d'observations	Caractéristique de la variable	Étendue	Source
Exportation de la marchandise (Balance des paiements)	Bexportation	Mensuelle	216	1 dollar*1 000 000	Janvier 1997-décembre 2014	Statistique Canada
Importation de la marchandise (Balance des paiements)	Bimportation	Mensuelle	216	1 dollar*1 000 000	Janvier 1997-décembre 2014	Statistique Canada
Commerce de détail	CMDD	Mensuelle	216	1 dollar*1 000 000	Janvier 1997-décembre 2014	Statistique Canada
Indice des prix à logements	IPLN	Mensuelle	216	Année de référence (2007=100)	Janvier 1997-décembre 2014	Statistique Canada
Indice des prix à la consommation	IPC	Mensuelle	216	Année de référence (2002 = 100)	Janvier 1997-décembre 2014	Statistique Canada
Indice des prix des produits industriels	IPPI	Mensuelle	216	Année de référence (2010=100)	Janvier 1997-décembre 2014	Statistique Canada
Nouvelle commande reçue de biens durables	Commande durable	Mensuelle	216	1 dollar *1000	Janvier 1997-décembre 2014	Statistique Canada
Nombre de permis de construction pour structure résidentiel et non résidentiel	NP	Mensuelle	216	1 dollar *1000	Janvier 1997-décembre 2014	Statistique Canada
Produit intérieur brut par industrie	PIBI	Mensuelle	216	1 dollar*1 000 000	Janvier 1997-décembre 2014	Statistique Canada
Salaire et traitement	Salaire et traitement	Mensuelle	216	1 dollar*1000	Janvier 1997-décembre 2014	Statistique Canada
Taux de chômage	Taux de chômage	Mensuelle	216	Pourcentage	Janvier 1997-décembre 2014	Statistique Canada
Vente de biens fabriqués (biens durables et non durables)	VFB	Mensuelle	216	1 dollar *1000	Janvier 1997-décembre 2014	Statistique Canada
Taux d'utilisation de la capacité industrielle	Taux d'utilisation	Trimestrielle	72	Pourcentage	1997q1 à 2014q4	Statistique Canada
Taux d'escompte canadien	TCAD	Mensuelle	216	Pourcentage	Janvier 1997-décembre 2014	Banque centrale canadienne
Taux directeur américain	TUSD	Mensuelle	216	Pourcentage	Janvier 1997-décembre 2014	Banque centrale américaine
Taux à terme canadien	Taux à terme	Quotidien	3392	Pourcentage	Février 2002 – décembre 2014	Banque centrale canadienne

## APPENDICE D

### RÉSULTATS TIRÉS DES RÉGRESSIONS MULTIPLES

#### AD.1 Réponses des taux à terme suite aux surprises macroéconomiques (Niveau/Multiple)

Maturité des taux à terme	6mois		1ans		2ans		3ans		4 ans	
	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type
<b>IPLN</b>										
Niveau	0.0017	0.0011	0.0018*	0.0010	0.0020**	0.001	0.002**	0.0009	0.0021**	0.0009
<b>TCAD</b>										
Niveau	0.0018**	0.0008	0.0018**	0.0008	0.0018**	0.0007	0.0017**	0.0007	0.0016**	0.0007

Maturité des taux à terme	5 ans		7 ans		10 ans		25 ans	
	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type
<b>IPLN</b>								
Niveau	0.0020**	0.0009	0.0020**	0.0008	0.0018**	0.0007	0.0017**	0.0007
<b>TCAD</b>								
Niveau	0.0015**	0.0007	0.0012*	0.0006	0.0006	0.0005	0.0005	0.0005

*Notes :* Correction de la matrice variance-covariance par l'approche de White. Les coefficients estimés indiquent les fluctuations des taux à terme suite à une surprise d'un écart-type sur les indicateurs macroéconomiques pour lesquels au moins un des coefficients des différentes maturités s'avère significatif au seuil minimum de 10 %. *Légende :* Statistiquement significatif au seuil de 10 % (\*), de 5 % (\*\*), de 1 % (\*\*\*).

## AD.2 Réponses des taux à terme suite aux surprises macroéconomiques (1<sup>re</sup> différence/Multiple)

Maturité des taux à terme	6 mois		1 ans		2 ans		3 ans		4 ans	
	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type
<b>CMDD</b>										
1 <sup>re</sup> différence	0.0002***	3.86E-05	0.0002***	3.73E-05	0.0001***	3.51E-05	0.0001***	3.36E-05	0.0001***	3.25E-05
<b>IPC</b>										
1 <sup>re</sup> différence	-4.83E-05	5.28E-05	-6.54E-05	5.23E-05	-8.38E-05*	4.96E-05	-8.77E-05**	4.63E-05	-8.68E-05**	4.39E-05
<b>NP</b>										
1 <sup>re</sup> différence	0.0001***	5.06E-05	0.0001***	4.61E-05	0.0001**	4.34E-05	9.86E-05**	4.42E-05	0.0001**	4.50E-05

Maturité des taux à terme	5 ans		7 ans		10 ans		25 ans	
	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type	Coef	Écart-type
<b>CMDD</b>								
1 <sup>re</sup> différence	0.0001***	3.23E-05	0.0001***	3.29E-05	0.0001***	2.96E-05	0.0001***	2.57E-05
<b>IPC</b>								
1 <sup>re</sup> différence	-8.53E-05**	4.21E-05	-8.16E-05**	3.87E-05	-6.96E-05**	3.29E-05	-5.01E-05**	2.36E-05
<b>NP</b>								
1 <sup>re</sup> différence	0.0001**	4.48E-05	8.92E-05**	4.26E-05	5.31E-05	3.84E-05	3.75E-05	3.04E-05

Notes : Correction de la matrice variance-covariance par l'approche de White. Les coefficients estimés indiquent les fluctuations des taux à terme suite à une surprise d'un écart-type sur les indicateurs macroéconomiques pour lesquels au moins un des coefficients des différentes maturités s'avère significatif au seuil minimum de 10 %. Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (\*), de 5 % (\*\*), de 1 % (\*\*\*).

## BIBLIOGRAPHIE

- Balduzzi, P., Elton, E. J. et Green, T. C. (2001). Economic News and Bond Prices: Evidence From the U.S. Treasury Market. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36(4), 523. doi:10.2307/2676223
- Bank for International Settlements. (2005). Zero-Coupon Yield Curves : Technical Documentation . *BIS Papers* , 25. Récupéré de <http://www.bis.org/publ/bppdf/bispap25.pdf>
- Banque du Canada. (1985-). *Courbe de rendement coupon zéro*. [Base de données]. Récupéré de [http://www.banqueducanada.ca/taux/taux-dinteret/courbes-de-rendement-coupon-zero/?\\_\\_utma=1.120014945.1399477618.1441644021.1441651479.25&\\_\\_utmb=1.1.10.1441651479&\\_\\_utmc=1&\\_\\_utmz=-](http://www.banqueducanada.ca/taux/taux-dinteret/courbes-de-rendement-coupon-zero/?__utma=1.120014945.1399477618.1441644021.1441651479.25&__utmb=1.1.10.1441651479&__utmc=1&__utmz=-)
- Banque du Canada. (2012). *Fonctionnement de la politique monétaire : le mécanisme de transmission*. Récupéré de [http://www.banqueducanada.ca/wp-content/uploads/2010/11/fonctionnement\\_politique\\_monetaire.pdf](http://www.banqueducanada.ca/wp-content/uploads/2010/11/fonctionnement_politique_monetaire.pdf)
- Banque du Canada. (2000). *Taux Directeur : Instauration du régime de dates d'annonce préétablies*. Récupéré de <http://www.banqueducanada.ca/grandes-fonctions/politique-monetaire/taux-directeur/>
- Bartolini, L., Goldberg, L. et Sacarny, A. (2008). How Economic News Moves Markets. *Current Issues In Economics And Finance*, 14(6), 1-7. Récupéré de [http://www.newyorkfed.org/research/current\\_issues/ci14-6.pdf](http://www.newyorkfed.org/research/current_issues/ci14-6.pdf)
- Bauer, G. H. et Rios, A. (2012). Global Risk Premiums and the Transmission of Monetary Policy, *Bank of Canada Review*, 12–20. Récupéré de <http://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2012/08/boc-review-summer12-bauer.pdf>
- Bernanke, B. S. et Kuttner, K. N. (2005). What Explains the Stock Market ' s Reaction to Federal Reserve Policy ? *The Journal of Finance*, 60(3), 1221–1257.
- Bolder, D J, Johnson, G. et Metzler, A. (2004). An Empirical Analysis of the Canadian Term Structure of Zero-Coupon Interest Rates. *Bank of Canada working paper*. Récupéré de : <http://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/02/wp04-48>.

- Bourdon, M C. (2011). Le Canada est-il à l'abri d'une crise financière ? *Magazine de l'Université du Québec à Montréal (INTER)*, 09(1), printemps. Récupéré de <http://www.uqam.ca/entrevues/entrevue.php?id=893?hebdo>
- Campbell, J. et Ammer, J. (1993). What Moves the Stock and Bond Market? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns. *Journal of Political Economy*, 107, 205-251.
- Campbell, J. et Shiller, R.J. (1991). Yield Spreads and Interest Rate Movements: Bird's Eye View. *Review of Economic Studies*, 58, 495–514
- Center for Research in Security Prices. (2015). *About CRSP*. Récupéré le 20 avril 2015.
- Christensen, J. H. E., Diebold, F. X. et Rudebusch, G. D. (2011). The Affine Arbitrage Free Class of Nelson-Siegel Term Structure Models. *Journal of Econometrics*, 164(1),4
- Clarida, R., Galí, J. et Gertler, M. (2000). Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. *The Quarterly Journal of Economics*, 115, 147–180. doi:10.1162/003355300554692
- Clinton, K. (1994). The Term Structure of Interest Rates as a Leading Indicator of Economic activity: A technical note. *Bank of Canada Review*, 23-40. Récupéré de <http://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/06/r951a.pdf>
- Cox, J. C., Ingersoll, J. E. et Ross, S. A. (1985). A Theory of the Term Structure of Interest Rates. *Econometrica*, 53, 385–407.
- Cuthbertson, K. et Nitzsche, D. (2004). *Quantitative Financial Economics: Stocks, Bonds And Foreign Exchange*, (2<sup>e</sup> éd.). Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- Diebold, F. X. et Li, C. (2006). Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields. *Journal of Econometrics*, 130(2), 337–364. doi:10.1016/j.jeconom.2005.03.005
- Diebold, F. X. et Rudebusch, G. D. (2013). *Yield Curve Modeling And Forecasting: The Dynamic Nelson-Siegel Approach*, Princeton: Princeton University Press

- Duffee, G. (2002). Term Premia and Interest Rate Forecasts in Affine Models. *The Journal of Finance*, 57, 405–443. Récupéré de <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/1540-6261.00426/abstract>
- Duffie, D. et Kan, R. (1996). A Yield Factor Model of Interest Rates. *Mathematical Finance*, 6(4). Récupéré de <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1467-9965.1996.tb00123.x/abstract>
- Elen, E., (2010). *Term Structure Forecasting: Does a Good Fit Imply Reasonable Simulation Results ?* (Thèse de Baccalauréat). Tilburg University. Récupéré de <http://arno.uvt.nl/show.cgi?fid=112924>
- Fama, E. et Bliss, R. (1987). The Information in Long Maturity Forward Rates. *American Economic Review*, 77, 680–92.
- Fournier, M. (2007-2008). *Econométrie II, Chapitre III, Hétéroscédasticité*. Université Lyon 2, Groupe d'analyse et de la théorie économique. Récupéré de [https://www.perso.gate.cnrs.fr/fournier/Notes\\_de\\_cours/Econometrie/3\\_Heteroscedasticite.pdf](https://www.perso.gate.cnrs.fr/fournier/Notes_de_cours/Econometrie/3_Heteroscedasticite.pdf)
- Gibson, R., Lhabitant, F. et Talay, D. (2001). *Modeling the Term Structure of Interest Rates: A Review of the Literature*. Social Science Research Network. Récupéré de <http://ssrn.com/abstract=275076>
- Gürkaynak, R. S., Sack, B. et Swanson, E. (2005). The Sensitivity of Long-Term Interest Rates to Economic News: Evidence and Implications for Macroeconomic Models. *American Economic Review*, 95, 425-436. doi:10.1257/0002828053828446
- Heath, D., Jarrow, R. et Morton, A. (1992). Bond Pricing and the Term Structure of Interest-Rates - a New Methodology for Contingent Claims Valuation. *Econometrica*, 60, 77–105.
- Hull, J. (2011). *Options, futures et autres actifs dérivés* (8<sup>e</sup> éd.). adaptation française par C. Hénot, L.Déville et P. Roger, France: Pearson Education France.
- Hull, J. et White, A. (1990). Pricing Interest-Rate-Derivative Securities. *Review of Financial Studies*, 3, 573–592. doi:10.2307/2962116
- Kearney, A. A., et Lombrà, R. E. (2003). Fed Funds Futures and the News. *Atlantic Economic Journal*, 31, 330–337. Récupéré de <http://link.springer.com.proxy.bibliotheques.uqam.ca:2048/article/10.1007%2FBF02298491>

- Kuttner, K. (2001). Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market. *Journal of Monetary Economics*, 47, 523–544. Récupéré de <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304393201000551>
- Nelson, C. et Siegel, A. (1987). Parsimonious Modeling of Yield Curves. *Journal of Business*, 60, 473–489. Récupéré de <ftp://meria.idc.ac.il/Faculty/Kobi/DebtInstruments/nelsonsiegel.pdf>
- Ohnishi, M., et Sim, D. (2011). A Modified Arbitrage-Free Nelson Siegel Model: An Alternative Affine Term Structure Model of Interest Rates. *Kurims.kyoto-u.ac.jp*, (2010), 1–26. Récupéré de <http://www.kurims.kyoto-u.ac.jp/~kyodo/kokyuroku/contents/pdf/1818-10.pdf>
- Paquet, A. et Pérez, T. (1995). The Financial Market's Reaction To Different Signals of Monetary Policy in Canada. *The Canadian Journal of Economics*, vol 28, no 4a, p 808-821.
- Riksbank. (2015). *Monetary Policy, New Repo Rate*. Récupéré de <http://www.riksbank.se/en/Monetary-policy/>
- Rios, A. D. D. L. (2013). A New Linear Estimator for Gaussian Dynamic Term Structure Models. *Bank of Canada Working Paper*. Récupéré de [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=2254859](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2254859)
- Rudebusch, G. D. (2001). Is the Fed Too Timid? Monetary Policy in an Uncertain World. *Review of Economics and Statistics*. doi:10.1162/00346530151143752
- Rudebusch, G. D. (2002). Term Structure Evidence on Interest Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia. *Journal of Monetary Economics*, 49, 1161–1187. doi:10.1016/S0304-3932(02)00149-6
- Statistique Canada [s. d.]. *CANSIM - Répertoire des tableaux*. CANSIM (base de données). Version mise à jour le 17 février 2015. Récupéré le 17 février 2015 de <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/a29?lang=fra&p2=17>
- Statistique Canada [10 septembre 2015.]. *Le Quotidien; Indicateurs*. Récupéré de <http://www.statcan.gc.ca/dai-quo/ind1-fra.htm>
- Svensson, L. E. O. (1994). Estimating and Interpreting Forward Interest Rates. *IMF Working Paper*, 94, 1–29. Récupéré de [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=883856](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=883856)



Vasicek, O. (1977). An Equilibrium Characterization of the Term Structure. *Journal of Financial Economics*, 5, 177-188. doi:10.1016/0304-405X(77)90016-2

White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48, 817-838.

