UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

ANALYSE EMPIRIQUE DE LA DYNAMIQUE À HAUTE FRÉQUENCE ENTRE LES TAUX DE CHANGE CANADIENS ET L'INFORMATION MACROÉCONOMIQUE

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

ALEXIS MONETTE

JANVIER 2015

REMERCIEMENTS

J'adresse d'abord mes plus cordiaux remerciements à mon directeur de recherche, Monsieur Alain Paquet, professeur au département des sciences économiques de l'UQAM, pour sa remarquable disponibilité et ses judicieux conseils. Je suis également très reconnaissant à mes parents, pour leur soutien toujours bienveillant et leurs encouragements à poursuivre mon aventure académique. Finalement, je tiens à saluer mes collègues et amis, de même que tout le personnel du département des sciences économiques de l'UQAM, en compagnie desquels ce fut un plaisir de passer ces deux années.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES vi

LISTE DES TABLEAUX viii

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES x

RÉSUMÉ xi

INTRODUCTION 1

CHAPITRE I
FONDEMENTS THÉORIQUES ET EMPIRIQUES 6

1.1 Hypothèse des anticipations rationnelles 6

1.2 Hypothèse d'efficience des marchés 8

1.3 Théories de détermination des taux de change 9

1.3.1 Les théories standard 9

1.3.2 Parité relative des pouvoirs d'achat 10

1.3.3 Effet de l'inflation 11

1.3.4 Rôle de la banque centrale 12

CHAPITRE II
REVUE DE LA LITTÉRATURE 13

2.1 Contexte historique 13

2.2 Contributions récentes 15

2.2.1 Une étude bilatérale à fréquence quotidienne : Ehrmann et Fratzscher (2004) 15

2.2.2 Une étude bilatérale à haute fréquence : Andersen *et al.* (2003) . . . 19

2.2.3 Une étude comparant différentes fréquences d'observation : Pearce et Solakoglu (2007) 23

2.2.4 Une étude européenne à haute fréquence : Evans et Speight (2010) . 25

2.3 Dynamique entre l'information macroéconomique et les prix des actifs au Canada 27

2.4 Faits stylisés 30

CHAPITRE III
DONNÉES UTILISÉES 31

3.1 Données sur les taux de change 31

3.2 Données sur les indicateurs macroéconomiques 32

3.3 Données sur les anticipations *ex ante* 35

CHAPITRE IV
MODÈLES EMPIRIQUES ET MÉTHODOLOGIE ÉCONOMÉTRIQUE 37

4.1 Hétéroscédasticité et autocorrélation des données 37

4.2 Modèle de base 38

4.3 Considérations supplémentaires 41

4.3.1 Asymétrie des réactions 41

4.3.2 Méthode SUR 42

4.3.3 Fuite d'information et activité précédant les annonces 44

4.3.4 Approche événementielle 46

CHAPITRE V
RÉSULTATS 48

5.1 Tests économétriques préliminaires 48

5.2 Réactions du taux USD/CAD 49

5.2.1 Analyse de base 50

5.2.1.1 Analyse à court terme 50

5.2.1.2 Analyse à moyen terme 56

5.2.2 Asymétrie des réactions 61

5.2.2.1 Analyse à court terme 61

5.2.2.2 Analyse à moyen terme 67

5.2.3 Activité précédant les annonces 72

5.3 Réactions du taux EUR/CAD 74

5.3.1 Analyse de base 74

5.3.1.1 Analyse à court terme 75

5.3.1.2 Analyse à moyen terme 80

5.3.2 Asymétrie des réactions 84

5.3.2.1 Analyse à court terme 84
5.3.2.2 Analyse à moyen terme 89
5.3.3 Activité précédant les annonces 95
5.4 Comparaison des résultats 97
CONCLUSION 99
APPENDICE A
PRÉSENTATION ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES INDICATEURS MACROÉCONOMIQUES UTILISÉS 102
APPENDICE B
RÉSULTATS DES TESTS ÉCONOMÉTRIQUES 109
APPENDICE C
RÉSULTATS ADDITIONNELS 115
RÉFÉRENCES 124

LISTE DES FIGURES

Figure Page

5.1 Fonctions de réponse de court terme du taux USD/CAD à certains indicateurs macroéconomiques canadiens 52

5.2 Fonctions de réponse de court terme du taux USD/CAD à certains indicateurs macroéconomiques américains 54

5.3 Fonctions de réponse de moyen terme du taux USD/CAD à certains indicateurs macroéconomiques canadiens 58

5.4 Fonctions de réponse de moyen terme du taux USD/CAD à certains indicateurs macroéconomiques américains 60

5.5 Fonctions de réponse à court terme du taux USD/CAD à certains indicateurs macroéconomiques canadiens en fonction du signe des surprises 64

5.6 Fonctions de réponse à court terme du taux USD/CAD à certains indicateurs macroéconomiques américains en fonction du signe des surprises 66

5.7 Fonctions de réponse à moyen terme du taux USD/CAD à certains indicateurs macroéconomiques canadiens en fonction du signe des surprises 70

5.8 Fonctions de réponse à court terme du taux USD/CAD à certains indicateurs macroéconomiques américains en fonction du signe des surprises 71

5.9 Fonctions de réponse de court terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques canadiens 77

5.10 Fonctions de réponse de court terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques américains 78

5.11 Fonctions de réponse de court terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques européens 79

5.12 Fonctions de réponse de moyen terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques canadiens 82

5.13 Fonctions de réponse de moyen terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques américains 83

5.14 Fonctions de réponse de moyen terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques européens 84

5.15 Fonctions de réponse à court terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques canadiens en fonction du signe des surprises 87

5.16 Fonctions de réponse à court terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques américains en fonction du signe des surprises 88

5.17 Fonctions de réponse à court terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques européens en fonction du signe des surprises 89

5.18 Fonctions de réponse à moyen terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques canadiens en fonction du signe des surprises 90

5.19 Fonctions de réponse à moyen terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques américains en fonction du signe des surprises 93

5.20 Fonctions de réponse à moyen terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques européens en fonction du signe des surprises 94

LISTE DES TABLEAUX

Tableau Page

2.1 Validité des résultats selon différents horizons temporels 25

3.1 Noms d'usage des indicateurs macroéconomiques utilisés 35

5.1 Réactions à court terme du taux USD/CAD 51

5.2 Réactions à moyen terme du taux USD/CAD 57

5.3 Réactions à court terme du taux USD/CAD en fonction du signe des surprises 63

5.4 Réactions à moyen terme du taux USD/CAD en fonction du signe des surprises 68

5.5 Réactions du taux USD/CAD dans les minutes précédant les annonces macroéconomiques 73

5.6 Réactions à court terme du taux EUR/CAD 76

5.7 Réactions à moyen terme du taux EUR/CAD 81

5.8 Réactions à court terme du taux EUR/CAD en fonction du signe des surprises 86

5.9 Réactions à moyen terme du taux EUR/CAD en fonction du signe des surprises 91

5.10 Réactions du taux EUR/CAD dans les minutes précédant les annonces macroéconomiques 96

A.1 Indicateurs canadiens — présentation 103

A.2 Indicateurs canadiens — statistiques descriptives 104

A.3 Indicateurs américains — présentation 105

A.4 Indicateurs américains — statistiques descriptives 106

A.5 Indicateurs européens — présentation 107

A.6 Indicateurs européens — statistiques descriptives 108

B.1 Résultats des tests économétriques concernant l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des données 110

B.2 Résultats des tests de Wald concernant l'asymétrie des réactions à court terme du taux USD/CAD 111

B.3 Résultats des tests de Wald concernant l'asymétrie des réactions à moyen terme du taux USD/CAD 112

B.4 Résultats des tests de Wald concernant l'asymétrie des réactions à court terme du taux EUR/CAD 113

B.5 Résultats des tests de Wald concernant l'asymétrie des réactions à moyen terme du taux EUR/CAD 114

C.1 Réactions à court terme du taux USD/CAD — indicateurs macroéconomiques non significatifs 116

C.2 Réactions à moyen terme du taux USD/CAD — indicateurs macroéconomiques non significatifs 117

C.3 Réactions à court terme du taux USD/CAD en fonction du signe des surprises — indicateurs macroéconomiques peu significatifs 118

C.4 Réactions à moyen terme du taux USD/CAD en fonction du signe des surprises — indicateurs macroéconomiques peu significatifs 119

C.5 Réactions à court terme du taux EUR/CAD — indicateurs macroéconomiques non significatifs 120

C.6 Réactions à moyen terme du taux EUR/CAD — indicateurs macroéconomiques non significatifs 121

C.7 Réactions à court terme du taux EUR/CAD en fonction du signe des surprises — indicateurs macroéconomiques peu significatifs 122

C.8 Réactions à moyen terme du taux EUR/CAD en fonction du signe des surprises — indicateurs macroéconomiques peu significatifs 123

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

CAD	Dollar canadien
DEM	Deutschmark allemand
EUR	Euro
GARCH	*Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*
GBP	Livre sterling britannique
GMT	*Greenwich Mean Time*
HAC	*Heteroskedasticity and autocorrelation consistent*
IPC	Indice des prix à la consommation
IPP	Indice des prix des producteurs
JPY	Yen japonais
OLS	*Ordinary least squares*
PIB	Produit intérieur brut
PMI	*Purchasing Managers Index*
PRPA	Parité relative des pouvoirs d'achat
SCHL	Société canadienne d'hypothèques et de logement
SUR	*Seemingly unrelated regressions*
USD	Dollar américain
WLS	*Weighted least squares*

RÉSUMÉ

Cette recherche s'intéresse à la dynamique à haute fréquence entre la valeur du dollar canadien par rapport à deux devises (le dollar américain et l'euro) et l'arrivée d'informations macroéconomiques en provenance du Canada, des États-Unis et d'Europe. En utilisant un échantillon couvrant trois ans de données mesurées à chaque minute pour les taux de change EUR/CAD et USD/CAD (janvier 2010 à décembre 2012), nous mesurons l'effet de la portion non anticipée de chocs macroéconomiques, tels qu'annoncés par les principaux indicateurs statistiques, sur la moyenne conditionnelle des taux de change. Nous examinons par ailleurs si ces réactions affichent un caractère persistant et/ou asymétrique en fonction de leur signe et de leur provenance. Nous vérifions comment se comportent empiriquement les théories classiques de détermination des taux de change et d'efficience des marchés financiers.

Les principales conclusions indiquent que l'essentiel de la réaction des taux de change aux indicateurs macroéconomiques s'effectue en moins d'une minute ; que les indicateurs mesurant le niveau d'emploi sont ceux qui induisent les effets les plus prononcés ; que les chocs négatifs induisent souvent une réponse proportionnellement plus marquée ; que les nouvelles suggérant une situation économique favorable aux États-Unis tendent singulièrement à apprécier la valeur du dollar canadien par rapport au dollar américain ; et que les indicateurs économiques en provenance de la zone euro sont nettement moins déterminants que ceux du Canada et des États-Unis dans la détermination des taux de change EUR/CAD et USD/CAD.

MOTS-CLÉS : Canada, taux de change, haute fréquence, indicateurs macroéconomiques, nouvelles économiques.

INTRODUCTION

L'importance du marché des changes dans le monde économique et financier est capitale. Par leur influence directe sur le commerce extérieur, les décisions d'investissement et les flux internationaux de capitaux, les taux de change sont des variables économiques critiques pour les décideurs politiques, financiers et commerciaux, en plus d'être attentivement suivis par les banques centrales. Le marché des devises est le plus liquide au monde : il s'y transige quotidiennement l'équivalent de plus de cinq billions de dollars américains (Reuters, 2013), dont 5,3 % des transactions impliquent le dollar canadien (Bank for International Settlements, 2010). À chaque instant, des profits et des pertes sont réalisés, à petite comme à grande échelle : il semble donc intéressant de chercher à expliquer ce qui peut sous-tendre les mouvements des taux de change, notamment dans les instants qui suivent la révélation de nouvelles informations.

Les petites économies ouvertes comme le Canada s'avèrent particulièrement sensibles aux fluctuations des conditions macroéconomiques survenant chez leurs principaux partenaires commerciaux. Sachant qu'une portion significative de l'activité industrielle canadienne est dédiée au marché de l'exportation, cette réalité n'en est que plus concrète. Compte tenu la forte intégration des marchés financiers de nos jours, l'activité économique domestique du Canada est donc intrinsèquement conditionnée par la santé économique du reste du monde industrialisé. Or, mesurer adéquatement cette dernière ne relève pas de la science exacte, l'économie fondamentale étant une sphère complexe en constante évolution. À défaut d'observations parfaites en temps réel, une variété d'indicateurs — fournis par différents organismes et mis à jour à diverses fréquences — font office de variables de doublure (« *proxy* »).

À ce chapitre, les autorités des États industrialisés annoncent périodiquement des mises à jour statistiques qui fournissent un aperçu d'une situation globale impossible à

constater *de visu*. Ces indicateurs apportent de l'information sur les derniers développements économiques et financiers, principalement en matière de croissance économique, d'emploi, du niveau des prix et du degré de confiance des agents économiques — et ces informations peuvent à leur tour suggérer les directions que pourraient prendre les politiques monétaire et budgétaire. Bien qu'imparfaitement mesurés, annoncés avec retard, et souvent revus et corrigés entre l'annonce initiale et la statistique finale, ces indicateurs dressent tout de même un portrait révélateur des conditions économiques prévalentes dans un pays, ce qui permet aux observateurs de par le monde de constituer ou réviser leurs anticipations quant à la conjoncture. Si les publications économiques et financières y portent naturellement une attention particulière, les principaux indicateurs macroéconomiques, de par leur influence significative sur les perceptions et les décisions d'investissement de toutes les catégories d'agents, attirent également l'attention des principaux médias généralistes de par le monde. Cette grande visibilité confère à ces nouvelles une importance considérable sur les marchés financiers : dès leur annonce, une activité accrue se fait généralement sentir sur le marché des changes, des titres à revenu fixe et des produits dérivés, tout comme sur les principales places boursières. Sachant que parmi toutes les informations rendues publiques, les nouvelles les plus souvent significatives sont celles qui découlent de l'économie réelle et fondamentale (Pearce et Solakoglu, 2007), il semble particulièrement intéressant de s'y intéresser, afin de mieux comprendre l'interaction dynamique entre les sphères économique et financière.

L'hypothèse d'efficience des marchés, un concept fort répandu en finance, pose que toute nouvelle information est escomptée en totalité et quasi-instantanément dans le prix des actifs. Or, depuis quelques années, de nombreux chercheurs ont établi que cette conception stricte d'efficience des marchés semble être contredite empiriquement. L'utilisation toujours plus extensive de données à haute fréquence — mesurées à des horizons calculés en heures, en minutes, ou même en secondes — et l'avènement de techniques économétriques plus perfectionnées ont permis d'observer que le comportement des actifs financiers, particulièrement à très court terme, semble afficher certaines tendances identifiables affichant potentiellement un caractère persistant.

L'interaction entre le prix des actifs financiers et l'arrivée d'information macroéconomique est un sujet de recherche qui a reçu une attention considérable au cours des dernières années. Spécifiquement, plusieurs études académiques ont montré que la composante inattendue (ou « surprise ») de diverses nouvelles macroéconomiques — soit l'écart entre l'information réalisée et le consensus des anticipations *ex ante* — induirait une dynamique significative à haute fréquence dans le prix de différents actifs financiers. Ainsi, l'arrivée d'information en temps réel pourrait donc expliquer une part de la dynamique dans la valeur des devises. Pour analyser cette question, le marché des changes s'avère être une plateforme d'observation de choix puisque le chevauchement des heures d'opération des principaux centres financiers mondiaux fait en sorte qu'il est constamment en opération du lundi au vendredi. Ainsi, il est possible d'observer en temps réel la réaction des taux de change aux nombreuses nouvelles macroéconomiques qui sont annoncées avant ou après les heures ouvrables des places boursières ou des marchés de produits dérivés.

Au cours des dernières années, la disponibilité accrue de données financières à haute fréquence a permis à plusieurs chercheurs de montrer, par le biais de diverses méthodes économétriques, que certains indicateurs concernant la situation macroéconomique américaine ont effectivement une influence significative à haute fréquence sur les principaux taux de change mondiaux. À titre d'exemple révélateur, Andersen *et al.* (2003) trouvent qu'une annonce sur le nombre d'emplois aux États-Unis qui serait supérieure (inférieure) aux attentes par un écart-type entraîne typiquement une appréciation (dépréciation) immédiate du dollar américain par rapport à la livre sterling de 0,09 %, puis de 0,04 % et −0,01 % respectivement, dans les cinq et dix minutes suivant la nouvelle. La dynamique entre les surprises macroéconomiques et les taux de change est donc un phénomène non négligeable, et ses subtilités occupent toujours les chercheurs aujourd'hui. Évidemment, une multitude de facteurs peuvent en tout temps affecter la valeur des devises, sans compter le bruit qui prévaut au sein des marchés financiers ; par conséquent, l'objectif de notre étude n'est pas d'expliquer toutes les variations des taux de change. Nous cherchons spécifiquement s'il est possible de discerner un contenu informationnel propre

aux annonces macroéconomiques officielles qui se traduise par une dynamique identifiable dans les taux de change.

Notre problématique découle du fait que la plupart des études existantes au sujet des interactions entre l'arrivée d'information sur le marché et le cours des taux de change se sont attardées uniquement aux effets des nouvelles macroéconomiques provenant des États-Unis ou d'Europe. D'autre part, peu d'études ont considéré le dollar canadien dans leur analyse. Or, pour étudier le cas du Canada, il nous semble fondamental d'intégrer dans le modèle l'élément surprise des nouvelles canadiennes, afin de procéder à des analyses bilatérales exhaustives. Un taux de change étant le prix d'une devise exprimé par rapport à une autre, une recherche sur ses déterminants devrait logiquement tenir compte des informations provenant de part et d'autre. Le présent travail tentera donc d'estimer si des relations dynamiques significatives peuvent être identifiées entre (i) l'information macroéconomique ponctuelle [1] provenant du Canada, des États-Unis et d'Europe, et (ii) les paires de devises USD/CAD et EUR/CAD.

En utilisant des données sur les taux de change à haute fréquence, nous nous intéresserons à la réaction immédiate des taux, et chercherons à voir si des phénomènes de persistance et de surréaction (« *overshooting* ») peuvent être observés à court terme. Cette recherche fournira l'occasion de voir quels types de nouvelles exercent l'influence la plus forte sur les taux de change canadiens, en plus d'évaluer si le signe de la composante surprise s'avère conditionnel aux réactions qui s'ensuivent. Il sera également possible d'estimer lesquelles des nouvelles, domestiques ou étrangères, exercent le plus d'influence sur les taux de change canadiens. Les données recueillies permettront aussi d'observer si une même information canadienne fait réagir plus fortement la paire EUR/CAD ou la paire USD/CAD. Au meilleur de notre connaissance, ces questions spécifiques au dollar canadien n'ont jamais été étudiées à haute fréquence dans la littérature existante. Si des dynamiques significatives sont identifiées, elles pourraient s'avérer utiles aux observateurs du marché des changes et aux cambistes, et permettre de raffiner la compréhension des

1. Les nouvelles ponctuelles sont celles dont le moment d'annonce est connu d'avance ; les nouvelles spontanées sont publiées inopinément.

déterminants des principaux taux de change canadiens à court terme.

Le présent travail est organisé comme suit : le premier chapitre pose les fondations théoriques des éléments étudiés ; le second chapitre procède à une revue de la littérature ; les données sont présentées au troisième chapitre ; les modèles empiriques et la méthodologie économétrique sont définis dans le quatrième chapitre ; et les résultats obtenus sont détaillés dans le cinquième chapitre. Les remarques d'intérêt sont résumées en conclusion, au terme de laquelle certaines avenues de recherche future sont suggérées.

CHAPITRE I

FONDEMENTS THÉORIQUES ET EMPIRIQUES

Le présent travail aborde plusieurs aspects de la théorie économique. Afin d'établir le contexte, nous passons d'abord en revue deux concepts étroitement liés qui sont largement utilisés par les chercheurs : l'hypothèse des anticipations rationnelles et l'hypothèse d'efficience des marchés. Nous survolons ensuite les principales théories économiques de détermination des taux de change, et évaluons leurs implications dans le contexte qui nous occupe.

1.1 Hypothèse des anticipations rationnelles

L'hypothèse des anticipations rationnelles, popularisée par Robert Lucas dans les années 1970, pose que les agents économiques font le meilleur usage de toute l'information à leur disposition afin d'éviter de commettre de coûteuses erreurs systématiques d'anticipation. Spécifiquement, deux aspects abordés dans la présente étude se rapportent de près à cette question.

D'abord, l'expérience empirique montre que les agents économiques n'accordent pas tous le même degré d'attention aux nouvelles informations, et certains agents auraient tendance à systématiquement mal interpréter (« *misperceive* ») l'information. Par exemple, l'importance des nouvelles économiques serait systématiquement surestimée en période de grande volatilité, et sous-estimée dans le cas contraire (Manzan et Westerhoff, 2005) : la subjectivité des jugements ferait donc partie des composantes de la dynamique du prix

des actifs. Dans le même ordre d'idées, Galati et Ho (2001) rapportent qu'à amplitude égale, certaines nouvelles considérées comme défavorables induisent systématiquement des réactions plus fortes dans les taux de change que leur équivalent favorable. De plus, Evans et Speight (2010) trouvent que, toutes proportions gardées, les nouvelles induisant l'effet le plus marqué sur la valeur des devises sont celles qui détonnent par rapport aux annonces précédentes — par exemple, lorsqu'une série d'annonces s'étant avérées plus défavorables qu'anticipé est contrastée par une annonce qui se révèle plus favorable que prévu, et vice versa. Finalement, Ehrmann et Fratzscher (2004) concluent pour leur part que l'effet provoqué par certaines nouvelles est amplifié lorsqu'un sentiment d'incertitude prévaut sur les marchés (« *market uncertainty* »). En somme, il semble donc que diverses formes d'asymétrie caractériseraient la réponse du prix des actifs aux nouvelles informations.

Une version forte de l'hypothèse des anticipations rationnelles impliquerait que tous les agents connaissent la structure de l'économie et ont accès à la même information, ce qui se traduirait par des attentes parfaitement homogènes quant aux taux de change et aux indicateurs macroéconomiques. Or, une telle hypothèse ne permettrait pas d'expliquer le fort volume transactionnel observé sur le marché des changes aux alentours des annonces macroéconomiques, ni l'hétérogénéité des attentes. On peut néanmoins penser qu'en termes agrégés, les agents agissent *globalement* en conformité avec une version semi-forte de l'hypothèse des anticipations rationnelles, où des erreurs d'anticipation existent, sans être systématiques. À ce titre, Andersen *et al.* (2003) montrent qu'à travers leur échantillon couvrant les années 1992 à 1998, les nouvelles macroéconomiques qui comportaient une composante surprise — soit un écart entre la valeur annoncée et les anticipations *ex ante* — exerçaient une influence significative sur les taux de change, alors que celles qui s'avéraient conformes aux attentes *ex ante* n'induisaient généralement pas de réaction significative. Chose certaine, la question de la rationalité des agents économiques est vaste, et ne fait pas tout à fait consensus auprès des chercheurs qui s'y sont attardés.

D'autre part, il semble légitime de demander si les sondages professionnels qui sont utilisés pour dégager une valeur consensuelle des anticipations *ex ante* — souvent résumée

par la médiane d'une série d'anticipations individuelles provenant de plusieurs sources réputées fiables — sont biaisés. Il n'est pas le but du présent travail d'explorer cette question, mais la littérature existante nous informe qu'en général, les valeurs fournies par ces sondages sont sans biais (Gravelle et Moessner, 2001 ; Galati et Ho, 2001) ou, à la lumière de tests économétriques, comprennent un biais négligeable (Pearce et Solakoglu, 2007). Quoi qu'il en soit, les données de sondage provenant des principaux fournisseurs du domaine (Reuters et Money Market Services) sont largement répandues et utilisées extensivement par les opérateurs de marché et les chercheurs ; on peut donc penser qu'elle constituent la meilleure estimation agrégée disponible des anticipations des agents.

1.2 Hypothèse d'efficience des marchés

Bien connue dans l'univers financier, l'hypothèse d'efficience des marchés — qui peut être perçue comme corollaire à l'hypothèse des anticipations rationnelles — stipule que la valeur des actifs varie et converge vers le « juste prix » lorsqu'une information pertinente devient connue. En théorie, cette variation conditionnelle induite par une nouvelle information devrait être intégrée quasi instantanément et en totalité par les agents. Or, empiriquement, cette hypothèse n'est pas toujours vérifiée [1]. Même si les recherches sur le sujet arrivent généralement à la conclusion que l'effet des nouvelles macroéconomiques est escompté rapidement dans le prix des actifs, des effets résiduels peuvent tout de même perdurer, étirant considérablement l'étendue temporelle de l'effet total.

Les fluctuations du prix des actifs suite à l'arrivée de nouvelles informations peut également s'expliquer par le fait que les agents forment différentes interprétations sur l'effet concret que ces nouvelles induiront dans les conditions économiques et la valeur des actifs. À ce sujet, Evans et Lyons (2008), notamment, confirment par des analyses désagrégées que les nouvelles macroéconomiques déclenchent des transactions

1. Voir notamment Andersen *et al.* (2003 et 2008), Ehrmann et Fratzscher (2004), Pearce et Solakoglu (2007), Faust *et al.* (2007), et Evans et Speight (2010).

sous-tendues par une large gamme d'interprétations potentiellement différentes au sein des divers participants au marché : fonds de couverture, fonds mutuels, corporations non-financières, *traders*, spéculateurs, etc.

Par ailleurs, des transactions motivées par une nouvelle information peuvent toujours survenir jusqu'à des heures et même des jours après l'annonce, expliquant potentiellement une partie de la persistance observée dans les prix — à titre d'exemple, certains gestionnaires de fonds ne révisent leur portefeuille qu'une seule fois par jour ou par semaine. Cet état de fait est corroboré par Andersen *et al.* (2003), qui trouvent que suite à une annonce, même si le plus clair de l'effet sur le prix des actifs est réalisé rapidement, la volatilité va généralement croissante, et n'atteint son paroxysme parfois jusqu'à plus d'une heure après la nouvelle. Evans et Lyons (2005) montrent pour leur part que le même phénomène s'observe également sur le marché des devises. Ainsi, le consensus chez les chercheurs veut que les marchés financiers mettent un certain temps à intégrer complètement les nouvelles informations, posant un bémol sur l'hypothèse stricte d'efficience des marchés.

1.3 Théories de détermination des taux de change

Différentes conceptions théoriques coexistent pour expliquer les fluctuations des taux de change. Bien que les approches diffèrent, elles ont toutes en commun de souligner le rôle des principales variables macroéconomiques agrégées que sont la production, l'emploi, le niveau des prix, le degré de confiance des agents et la balance commerciale comme déterminants fondamentaux des taux de change.

1.3.1 Les théories standard

Premièrement, l'approche dite « monétaire » postule en somme que la valeur d'une monnaie est déterminée avant tout par son offre et sa demande. Suivant une autre approche, le modèle Mundell-Fleming pour les économies ouvertes — une extension simple du cadre IS-LM — utilise les taux d'intérêts, le niveau de production et la balance

commerciale d'un pays pour expliquer son taux de change nominal. Selon cette approche, une hausse inattendue dans n'importe laquelle de ces variables entraînerait l'appréciation de la devise considérée. Ce modèle s'inscrit en cohérence avec la théorie de balance du portefeuille, qui pose que les investisseurs choisiront de placer leurs fonds là où les rendements espérés sont les meilleurs — les flux de capitaux ainsi générés engendrant à leur tour des variations dans les taux de change.

Dans leurs travaux respectifs, les auteurs recensés au prochain chapitre obtiennent tous des résultats généralement conformes aux théories standards. En effet, la littérature montre que des surprises favorables aux États-Unis quant à la production industrielle, la confiance des consommateurs, les commandes de biens durables, les ventes au détail et les emplois non-agricoles — toutes indicatives d'une économie américaine plus vigoureuse — se traduisent souvent par une appréciation de la valeur internationale du dollar américain. Également en cohérence avec le modèle Mundell-Fleming, il est documenté qu'un déficit commercial américain plus important qu'anticipé tend à déprécier le dollar américain. La théorie de balance du portefeuille est aussi vérifiée empiriquement : par exemple, Simpson *et al.* (2005) trouvent qu'un déficit du Trésor américain plus important qu'anticipé — qui, selon les conceptions traditionnelles, peut laisser croire que les taux d'intérêt sont appelés à diminuer — entraîne effectivement une dépréciation du dollar américain. Ces constats empiriques suggèrent donc que les agents économiques voient avant tout dans une croissance économique forte aux États-Unis l'indication de meilleurs rendements sur les actifs américains à l'avenir. Il semble pertinent de vérifier si ces constats s'appliquent autant en ce qui a trait au dollar canadien.

1.3.2 Parité relative des pouvoirs d'achat

Offrant une perspective alternative, la théorie de la parité relative des pouvoirs d'achat (PRPA) suggère que la détermination des taux de change repose avant tout sur le rapport entre l'inflation attendue au sein de deux zones monétaires considérées. Selon cette approche, une baisse du pouvoir d'achat aux États-Unis — causée, par exemple, par une inflation plus forte que prévue — devrait se traduire par une dépréciation du

dollar américain de sorte qu'à terme, en tenant compte du taux de change, les prix relatifs avec un pays comparatif se trouveraient ainsi rééquilibrés. Par ailleurs, il est plausible de croire que des changements anticipés dans le taux de change réel (c'est-à-dire une déviation de la PRPA) pourraient également être déclenchés par des nouvelles inattendues. Pourtant, empiriquement, cette théorie de parité relative des pouvoirs d'achat ne se vérifie généralement pas — particulièrement à haute fréquence — tel que montré notamment par Simpson *et al.* (2005) dans une étude portant sur les États-Unis. Pour expliquer les failles du modèle, ces auteurs pointent vers le comportement de la banque centrale : en effet, comme les autorités monétaires américaines ont réussi à maintenir un environnement d'inflation basse et relativement stable depuis un quart de siècle, les investisseurs pourraient croire que cette stabilité est appelée à se poursuivre. Dans cette optique, si des nouvelles macroéconomiques annoncent, par exemple, une hausse du niveau des prix aux États-Unis, les agents économiques pourraient être enclins à penser que la Réserve fédérale sera prompte à adapter la politique monétaire en conséquence. Ainsi, l'augmentation de l'inflation serait rapidement compensée par des taux d'intérêts plus élevés, neutralisant l'effet nominal initial. À ce sujet, Simpson *et al.* (2005) notent que la PRPA serait un modèle qui tient davantage la route à long terme qu'à court terme ; or, nous nous intéressons ici uniquement à la dynamique à haute fréquence.

1.3.3 Effet de l'inflation

Tel que discuté ci-haut, il appert que l'effet de l'inflation sur les taux de change en général est une question qui ne fait pas toujours consensus parmi les chercheurs. D'un côté, une inflation plus élevée que prévu aux États-Unis devrait induire une dépréciation du dollar américain par le canal de la PRPA, mais de l'autre, cette même augmentation de l'inflation pourrait entraîner les taux d'intérêt américains à la hausse, rendant du même coup certains actifs libellés en dollars américains plus intéressants. Ces deux effets contraires font en sorte qu'il n'est pas possible de tirer une conclusion claire sur l'effet d'une hausse de l'indice des prix à la consommation sur les taux de change. À preuve, Faust *et al.* (2007), Ehrmann et Fratzcher (2004) et Evans et Lyons (2005) trouvent

qu'un choc positif à l'indice des prix à la consommation aux États-Unis induit une dépréciation du dollar américain, tandis qu'Andersen *et al.* (2003) trouvent précisément le contraire. Confirmant que l'inflation induit des effets difficiles à prédire, Pearce et Solakoglu (2007) trouvent quant à eux que le signe — négatif ou positif — de la réaction induite sur les taux de change par un choc à l'indice des prix à la consommation varie selon l'état — défavorable, neutre ou favorable — dans lequel se trouve l'économie des zones monétaires considérées. Notons que ces résultats, bien qu'utiles pour développer une certaine intuition, ne sont pas toujours statistiquement significatifs.

1.3.4 Rôle de la banque centrale

Haldane et Read (2000) montrent que plus la fonction de réaction d'une banque centrale est bien connue et comprise par les agents, moins ces derniers sont susceptibles d'être surpris par des ajustements à la politique monétaire, car plus grandes sont les chances qu'ils les anticipaient déjà. Ainsi, dans un pays où la fonction de réaction qui conditionne les actions de la banque centrale est particulièrement transparente, on pourrait vraisemblablement prévoir que les agents réagiront avant tout aux surprises provenant des indicateurs macroéconomiques — particulièrement ceux qui concernent des variables intégrées dans la fonction de réaction de la banque centrale. Conséquemment, dans des zones économiques étudiées dans le présent travail (le Canada, les États-Unis et la zone euro), où les banques centrales sont jugées comme étant plutôt crédibles et adoptent un comportement généralement conforme aux attentes [2], on devrait être en mesure d'observer que les marchés réagissent autant — sinon davantage — aux fluctuations macroéconomiques qu'aux annonces de la banque centrale.

---

2. La conjoncture macroéconomique internationale n'était pas pour autant au beau fixe au cours de notre échantillon (2010-2012). La tortueuse reprise suivant la Grande récession, de même que la crise de la dette qui sévissait alors au sein de certains pays membres de la zone euro, ont certes pu exacerber ou inhiber l'effet de certains signaux en provenance des banques centrales.

CHAPITRE II

REVUE DE LA LITTÉRATURE

La dynamique du prix des actifs suivant l'arrivée d'information sur les marchés intéresse la communauté des chercheurs depuis longtemps. Dans un premier temps, nous cadrons le sujet dans son contexte historique, et présentons par la suite les articles récents sur la question et leurs principales conclusions. Nous ne prétendons pas à une revue de la littérature exhaustive, mais souhaitons décrire les contributions académiques qui sont le plus en lien avec les visées du présent travail.

2.1 Contexte historique

Jusqu'au tournant du millénaire, la thèse de Meese et Rogoff (1983) selon laquelle les modèles économiques de détermination des taux de change ne performent guère mieux hors échantillon qu'une marche aléatoire est demeurée largement incontestée. Douze ans plus tard, dans un autre article ayant fait école, Chinn et Meese (1995) démontraient quant à eux que les principaux modèles structurels de taux de change échouaient à produire des prévisions statistiquement satisfaisantes pour des horizons inférieurs à deux ans.

À la lumière des études les plus récentes, il appert que la performance décevante des modèles des années 1980 et 1990 pourrait notamment s'expliquer par des fréquences d'observation trop basses. En tentant de modéliser l'impact de chocs dont la majeure partie de l'effet se fait généralement sentir en moins d'une heure (Rosa, 2011) à l'aide

d'une fréquence d'observation quotidienne — ou même davantage étendue — les résultats des études du siècle dernier étaient entravés par une quantité considérable de bruit. Citons en exemple à cet effet les travaux de Tanner (1997), qui, tentant d'évaluer l'effet des nouvelles macroéconomiques sur les taux de change avec des observations quotidiennes, n'obtint au mieux que des R^2 de 0,02. La faiblesse de ces coefficients de détermination est certainement attribuable en partie à une plage d'observation trop large, qui laisse le temps à une variété d'autres chocs d'affecter les taux de change durant la période considérée.

Déjà, dans les années 1980, Hakkio et Pearce (1985) innovaient en faisant usage de données intrajournalières (« *intraday* ») sur les taux de change, soit trois observations par jour : à 9 h, 12 h et 16 h 30. Malgré cette fréquence légèrement plus serrée, ces auteurs n'arrivaient pas davantage à conclure que les nouvelles macroéconomiques exerçaient une influence significative sur les taux de change, et les effets de persistance dont ils font mention s'avéraient largement non significatifs. Une quinzaine d'années plus tard, également confrontées à des résultats peu concluants avec des données à fréquence quotidienne, deux chercheuses notaient à leur tout qu'une analyse de l'impact intrajournalier des nouvelles était une avenue de recherche évidente pour les futures études sur le sujet, puisque « *any relationship that may exist between news and the exchange rate may be short-term at best* » (Galati et Ho, 2001). Plus récemment, Hashimoto et Ito (2010), en utilisant des observations à la minute du taux USD/JPY et certains indicateurs macroéconomiques japonais, arrivent à des résultats qui militent en faveur de l'utilisation de données à haute fréquence pour examiner la dynamique du phénomène :

> *[T]he R-squared of 1-min window is 0.336 ; 0.175 for 5-min ; 0.113 for 15-min ; and 0.050 for 30-min [...] the fact that the estimated coefficient is more or less similar for 1-, 5-, 15-, and 30-min windows suggests that most of the return reaction occurs within a minute and this new level continues for at least 30 min.* (Hashimoto et Ito, 2010).

Notons par ailleurs que la performance équivoque des modèles empiriques de prévision des taux de change à court terme ne peut certainement pas être attribuée en totalité à la fréquence des données utilisées. En effet, des phénomènes intrinsèquement humains

comme l'irrationalité potentielle des agents, les bulles spéculatives, ou le comportement de troupeau (« *herd behavior* ») constituent autant de facteurs explicatifs qu'il s'avère hasardeux de mesurer économétriquement (Ehrmann et Fratzscher, 2004). Malgré tout, des avancées considérables sur le sujet ont été réalisées au cours des dernières années.

2.2 Contributions récentes

Dans une récente étude recensant les principales méthodes de prévision à long terme des taux de change à l'aide de variables provenant de l'économie réelle, Rossi (2013) entérine la plupart des conclusions de Meese et Rogoff (1983), selon lesquelles les modèles économiques ne parviennent généralement pas à produire de prévisions satisfaisantes à des horizons semestriels ou annuels. Toutefois, depuis le tournant du millénaire, nombre de chercheurs se sont intéressés à la question de la dynamique *à haute fréquence* entre l'arrivée d'information et la variation conditionnelle des taux de change, obtenant souvent des résultats révélateurs. Nous procédons ici à une recension des articles les plus pertinents compte tenu de l'expérience que nous souhaitons mener. Nous reproduisons les spécifications des équations telles qu'elle apparaissent dans les textes originaux, d'où certaines divergences dans la notation.

2.2.1 Une étude bilatérale à fréquence quotidienne : Ehrmann et Fratzscher (2004)

Utilisant un échantillon à fréquence quotidienne s'étendant de janvier 1993 à février 2003, Ehrmann et Fratzscher (2004) mesurent la dynamique bilatérale entre le taux DEM/USD (qui devient EUR/USD en cours d'échantillon), et 23 indicateurs macroéconomiques provenant des États-Unis et d'Allemagne. Ces auteurs choisissent sciemment de ne pas utiliser de données intrajournalières pour deux raisons : (i) on remarquerait des fuites d'information dans les instants précédant l'heure officielle de tombée des annonces en provenance d'Allemagne, et (ii) les taux de change pourraient

afficher une surréaction dans les premiers instants suivant l'arrivée de nouvelles [1]. Ehrmann et Fratzscher reconnaissent du même coup qu'une fréquence d'observation quotidienne peut contenir une quantité significative de bruit, et que cela pourra se traduire par un degré de significativité statistique moindre pour les coefficients estimés.

Comme c'est le cas dans toutes les autres études considérées ici, la méthode utilisée pour dégager la composante surprise (s) d'une annonce macroéconomique i est donnée par l'équation suivante :

$$s_{i,\,t} = \frac{A_{i,\,t} - E_{i,\,t}}{\hat{\sigma}_i} \ , \tag{2.1}$$

où A (« *actual* ») représente la valeur annoncée de l'indicateur i au temps t, E (« *expected* ») représente la valeur du consensus des attentes *ex ante*, et $\hat{\sigma}_i$ représente l'écart-type de la différence entre les séries A_t et E_t, pour chaque indicateur i. Ce procédé permet de normaliser les chocs, et de les exprimer sous forme d'un facteur de surprise, où, par exemple, $s = 1$ représente une surprise positive d'une valeur équivalente à un écart-type.

Comme point de départ de l'estimation d'un modèle par moindre carrés pondérés (WLS), les auteurs établissent une équation qui sera d'abord estimée par moindres carrés ordinaires (OLS) :

$$\begin{aligned}\Delta(\ln e_t) = \alpha + \sum_{\ell 1=1}^{L1} \gamma_{\ell 1} \Delta(\ln e_{t-\ell 1}) + \sum_{i=1}^{I} \beta_i^{EA} s_{i,\,t}^{EA} \\ + \sum_{j=1}^{J} \beta_j^{US} s_{j,\,t}^{US} + \delta^M MON + \delta^F FRI + \epsilon_t \ ,\end{aligned} \tag{2.2}$$

où α est une constante ; $\Delta(\ln e_t)$ représente la variation du taux de change DEM/USD au temps t ; la variable s correspond à la composante surprise de la nouvelle i en Allemagne (EA) ou j aux États-Unis (US) ; δ^M et δ^F sont des variables dichotomiques qui prennent la valeur 1 si la nouvelle survient un lundi (MON) ou un vendredi (FRI), respectivement,

1. Dans notre modèle, explicité au Chapitre IV, nous proposons une méthode pour étudier le premier élément ; quant au deuxième, il nous intéresse précisément d'y voir de plus près.

et zéro autrement, pour tenir compte d'un potentiel effet « jour de la semaine » ; et ϵ_t représente le terme d'erreur. Une quantité $L1$ de valeurs retardées de la variable expliquée est intégrée au modèle pour tenir compte d'une possible autocorrélation des termes d'erreur — les tests économétriques subséquents indiquent qu'une seule valeur retardée suffit dans la plupart des cas, et celle-ci n'est pas systématiquement significative. Les termes d'erreur de la régression OLS estimée s'avérant effectivement hétéroscédastiques et leptokurtiques, les auteurs procèdent alors à l'estimation d'une équation décrivant le carré des termes d'erreur initialement obtenus, à l'aide de laquelle une mesure de la volatilité estimée est construite. Cette mesure est ensuite utilisée pour déterminer les pondérations d'une réestimation de l'équation (2.2) par moindre carrés pondérés (WLS). L'opération est répétée de façon itérative jusqu'à ce que la convergence soit atteinte.

Les résultats d'Ehrmann et Fratzscher indiquent que six indicateurs en provenance des États-Unis induisent une réaction significative sur le taux DEM/USD sur l'entièreté de l'échantillon — l'indice des prix des producteurs (IPP), le nombre d'emplois non-agricoles, l'annonce préliminaire du PIB, l'indice de confiance des consommateurs, le taux de chômage, et la durée moyenne de la semaine de travail. Trois indicateurs américains supplémentaires sont également significatifs, mais de façon intermittente à travers l'échantillon. Quant aux nouvelles provenant d'Allemagne, seul l'indicateur du climat d'affaires (« *IFO Business Climate Index* », publié par l'organisme de recherche allemand *IFO Institute for Economic Research*) s'avère statistiquement significatif [2], bien que les autres coefficients estimés affichent tous le signe attendu selon les théories standard. La disparité observée parmi l'effet des nouvelles d'après leur provenance, avancent les chercheurs, pourrait être expliquée par deux facteurs : (i) le poids relativement supérieur de l'économie américaine par rapport à l'économie allemande, et/ou (ii) le fait que dans un mois typique, les annonces américaines sont généralement rendues publiques plus tôt que les nouvelles analogues en provenance d'Allemagne, conférant aux premières possiblement davantage de contenu informatif. Dans ce cas précis, il s'avère que l'indicateur allemand

2. Une analyse à plus haute fréquence pourrait peut-être permettre de trouver davantage de coefficients significatifs pour des variables non américaines.

Ifo est effectivement l'un des premiers à être publié dans un mois typique, et pourrait donc constituer aux yeux de certains agents une bonne approximation de la teneur d'autres indicateurs internationaux à venir.

Les tests économétriques effectués ensuite sur l'ensemble des variables pour déterminer plus généralement si le délai entre la publication d'un indicateur et la période couverte par celui-ci peut conditionner le poids des réactions qui en découlent sont mitigés : la longueur du délai n'induirait pas d'effet considérable sur l'amplitude des coefficients estimés, mais s'avérerait toutefois inversement proportionnel au niveau de significativité statistique des résultats. Il n'en demeure pas moins que le contenu informatif de la nouvelle — représenté par l'ampleur de la composante surprise — est souvent décisif dans l'envergure des coefficients.

Pour vérifier si l'idée répandue selon laquelle les nouvelles négatives exercent davantage d'influence sur le prix des actifs que les nouvelles positives se vérifie dans leur échantillon, Ehrmann et Fratzscher intègrent à leur équation initiale des variables dichotomiques modélisant les surprises macroéconomiques individuelles en fonction de leur signe, en plus d'ajouter des indicateurs compisites représentant pour chaque journée ouvrable le comportement des marchés financiers (haussier, neutre ou baisser) au sein des deux pays. Les résultats obtenus montrent que parmi les nouvelles en provenance d'Allemagne, seules les surprises négatives induisent des réactions statistiquement significatives dans le taux de change ; les nouvelles américaines, quant à elles, s'avèrent significatives peu importe leur signe.

Dans le même ordre d'idées, pour mesurer si les surprises macroéconomiques de forte amplitude causent des réponses plus significatives dans le taux DEM/USD, les auteurs modifient à nouveau les spécifications de l'équation (2.2) et départagent la distribution des surprises en quartiles. Les résultats indiquent qu'en ce qui concerne les nouvelles provenant d'Allemagne, seules certaines surprises importantes — comprises dans le premier ou le quatrième quartile —exercent une influence significative sur le taux de change ; les nouvelles provenant des États-Unis sont généralement significatives dans

les tous les cas de figure.

Pour évaluer si les nouvelles exercent une influence plus forte sur les taux de change en présence d'incertitude sur les marchés, les auteurs proposent trois façons de détecter une conjoncture indéterminée : (i) lorsque la volatilité récente est supérieure à sa moyenne échantillonale ; (ii) lorsque les surprises précédentes les plus récentes n'indiquaient pas de direction claire ; (iii) lorsque les surprises précédentes, peu importe leur signe, étaient d'amplitude importante. D'abord, (i) les coefficients s'avèrent plus significatifs si la volatilité du taux de change était plus élevée que sa moyenne durant la semaine précédant l'annonce. Ensuite, (ii) les coefficients allemands sont significatifs seulement si l'historique des surprises des trois derniers moins est mixte, alors que les coefficients américains sont significatifs en toutes circonstances. Finalement, (iii) le taux de change réagit davantage aux nouvelles lorsque les récentes surprises domestiques étaient supérieures à leur moyenne, tant aux États-Unis qu'en Allemagne. Différents éléments mènent donc à la conclusion que le taux de change réagit généralement davantage aux nouvelles en présence d'incertitude sur les marchés [3].

Finalement, Ehrmann et Fratzscher démontrent que leur modèle performe mieux lorsqu'ils utilisent les valeurs initiales des indicateurs macroéconomiques (« *real-time data* ») — soit les données telles qu'elles arrivent en temps réel sur les marchés, avant toute révision — que lorsqu'ils retiennent les valeurs ultérieurement mises à jour (« *vintage data* ») [4].

2.2.2 Une étude bilatérale à haute fréquence : Andersen *et al.* (2003)

Dans une recherche phare sur le sujet, Andersen, Bollerslev, Diebold et Vega (2003) étudient la dynamique à haute fréquence entre cinq taux de change américains (contre le franc suisse, le deutschmark allemand, l'euro, la livre sterling britannique et le yen

3. Cet aspect ne sera pas exploré dans le présent travail, mais il semble pertinent de rapporter les conclusions de la littérature afin de dégager certains faits stylisés.

4. Nous suivrons donc cette approche.

japonais) mesurés à chaque cinq minutes et la composante surprise de 28 indicateurs économiques américains et 13 indicateurs allemands. Dans cette étude, le taux de change R à la toute fin de chaque période de cinq minutes t est d'abord modélisé comme une fonction linéaire de I valeurs retardées de lui-même et de J valeurs retardées de chaque composante surprise S des K nouvelles considérées selon l'équation suivante :

$$R_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{I} \beta_i R_{t-i} + \sum_{k=1}^{K} \sum_{j=1}^{J} \beta_{kj} S_{k,\,t-j} + \epsilon_t \ , \tag{2.3}$$

où β_0 est une constante ; β_i et β_j sont les coefficients à estimer ; et ϵ_t représente le terme d'erreur. Les critères d'information de Schwarz et Akaike indiquent que les valeurs optimales à privilégier sont $I = 5$ et $J = 2$. De la même manière qu'Ehrmann et Fratzscher (2004), Andersen *et al.* font appel à une méthode WLS pour intégrer la dynamique de la volatilité dans une estimation subséquente. Toutefois, ils notent au passage que l'utilisation d'une méthode économétrique moins complexe — qui aurait simplement corrigé l'estimation OLS de l'équation (2.3) pour l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation — n'affecterait pas la teneur qualitative des résultats obtenus, mais pourrait potentiellement réduire le niveau de significativité statistique des coefficients estimés.

D'entrée de jeu, les résultats de cette étude indiquent que plusieurs nouvelles macroéconomiques américaines exercent une influence significative à haute fréquence — tant au plan statistique qu'au plan économique — sur toutes les paires de devises considérées : nombre d'emplois non agricoles, commandes de biens durables, balance commerciale, nouvelles demandes d'assurance emploi (« *initial unemployment claims* »), indice des prix des producteurs, ventes au détail, confiance des consommateurs, et mesure préliminaire du PIB. En conformité avec les modèles standard de détermination des taux de change, les nouvelles favorables pour l'économie américaine tendent généralement à apprécier la valeur internationale du dollar américain.

Les résultats de cette analyse préliminaire révèlent par ailleurs que les effets

des surprises macroéconomiques se font sentir très rapidement suivant les annonces — généralement durant la première tranche de cinq minutes, et très peu par la suite. Afin d'y voir de plus près, les auteurs estiment un nouveau modèle, en ne tenant compte cette fois que de la première tranche de cinq minutes suivant l'annonce :

$$R_t = \beta_k S_{t-k} + \epsilon_t \ , \tag{2.4}$$

et trouvent alors des résultats nettement plus probants, avec des coefficients de détermination (R^2) allant parfois jusqu'à 0,60 — alors que l'équation (2.3), qui considérait toutes les périodes du jour et de la nuit (dont la vaste majorité ne contient pas de nouvelles) donnait des R^2 oscillant généralement autour de 0,02 [5].

Les résultats obtenus par Andersen *et al.* (2003) montrent que sept indicateurs américains affectent significativement le taux DEM/USD, alors que seuls deux indicateurs allemands en font autant : la quantité de monnaie M3 et les données sur la production industrielle [6]. Ces résultats vont dans le même sens que ceux obtenus par Almeida *et al.* (1998), qui avaient trouvé que les nouvelles allemandes n'exerçaient globalement qu'un faible effet sur la paire DEM/USD. Andersen *et al.* postulent que cette disparité pourrait être attribuée au fait que leur période échantillonale (1992-1998) couvre une époque où les annonces macroéconomiques allemandes n'étaient pas systématiquement publiées à des heures fixes et connues d'avance, faisant peut-être en sorte que les opérateurs de marché étaient moins préparés à transiger sur la base de ces nouvelles. Par ailleurs, les auteurs avancent que certains éléments portent à croire que le contenu de certaines nouvelles allemandes pourrait avoir été l'objet de fuites avant l'annonce officielle (« *leakage* »), ce qui impliquerait que leur effet sur les taux de change pourrait être déjà escompté dans la valeur des taux de change au moment précis de l'annonce.

---

5. Ceci conforte les motivations de la présente recherche d'analyser le phénomène à plus haute fréquence encore, là où le plus clair des variations peut survenir.

6. Ehrmann et Fratzscher (2004) avaient pour leur part trouvé que seul l'indice IFO s'avérait significatif. Il y a donc toujours place à des recherches sur cette question.

L'analyse à haute fréquence permet à Andersen *et al.* de détecter la présence d'un phénomène de surréaction. À titre d'exemple révélateur, ils trouvent qu'une annonce concernant la balance commerciale américaine qui s'avère supérieure (inférieure) aux attentes par un écart-type entraînerait une appréciation (dépréciation) du dollar américain par rapport au deutschmark de 0,15 %, 0,01 % et −0,02 % respectivement, dans les cinq, dix et quinze minutes suivant la nouvelle. Ainsi, même si le plus clair de l'effet est réalisé dans les cinq premières minutes, il peut s'avérer intéressant de considérer également les périodes subséquentes pour voir si la réaction initiale est ensuite ajustée, et pour mieux comprendre l'effet total, dont la dynamique peut s'avérer persistante.

Pour mesurer si les effets observés affichent un caractère asymétrique en fonction du signe des surprises, les auteurs estiment ensuite le modèle suivant :

$$R_t = \begin{cases} \beta_{0k} S_{kt} + \beta_{1k} S_{kt}^2 + \epsilon_t & \text{si } S_t \leq 0 \\ \beta_{2k} S_{kt} + \beta_{3k} S_{kt}^2 + \epsilon_t & \text{si } S_t > 0 \end{cases}, \tag{2.5}$$

et trouvent que les nouvelles dont la composante surprise est négative (estimées par β_0 et β_1), ont un impact généralement plus prononcé que leurs contreparties positives (estimées par β_2 et β_3). Fait à noter, les auteurs remarquent que les asymétries ne s'observent pas uniformément à travers les indicateurs et les devises : par exemple, la réaction des taux est effectivement plus forte suite aux nouvelles américaines négatives sur le nombre d'emplois et la balance commerciale, mais seulement pour le yen, le deutschmark et le franc suisse — le phénomène ne se vérifie par dans le cas de la livre sterling et de l'euro.

En regroupant les indicateurs en cinq catégories principales, les auteurs trouvent également que les nouvelles qui sont annoncées le plus tôt suivant la période qu'ils couvrent s'avèrent avoir davantage d'impact sur les devises, rendant les annonces subséquentes au sein de la même catégorie quelque peu caduques. Ce constat pourrait contribuer à expliquer le fait que seulement sept des 40 indicateurs considérés dans cette étude affectent significativement les taux de change. Par ailleurs, remarquons que certains indicateurs sont interreliés, voire redondants. À titre d'exemple, comme l'IPC et l'IPP

mesurent une réalité comparable, on peut penser que le premier à faire surface pourrait s'avérer plus révélateur pour les agents que le second. Toutefois, les auteurs avancent que malgré une quelconque redondance parmi certains indicateurs — par exemple, l'indice de production industrielle et celui d'utilisation des capacités sont annoncées en même temps et affichent un coefficient de corrélation de 0,64 — la corrélation entre certaines nouvelles ne serait pas pour autant la source d'un problème sérieux de multicollinéarité.

2.2.3 Une étude comparant différentes fréquences d'observation : Pearce et Solakoglu (2007)

En utilisant des intervalles temporels allant de cinq minutes à douze heures, Pearce et Solakoglu (2007) observent la dynamique entre les nouvelles macroéconomiques américaines et les taux de change DEM/USD et JPY/USD, pour un échantillon s'étendant de 1986 à 1996. Leur hypothèse initiale veut que si le marché des devises est efficient, une réponse significative des taux de change devrait être observée dans la première tranche de cinq minutes, et à toutes fins pratiques, aucune persistance ne devrait être observée au cours des périodes subséquentes.

Pearce et Solakoglu estiment d'abord le rendement logarithmique d'un taux de change (ex) entre les périodes t et $t + k$ pour les quatre premières tranches de cinq minutes suivant les annonces ($k = 5$, 10, 15, 20 minutes) à l'aide du modèle suivant :

$$ex_{t,\,k} = \beta_0 + \beta_1 N_{it} + \sum \delta_j N_{jt} + \epsilon_t \ , \tag{2.6}$$

où β_0 est une constante ; N_{it} est la composante surprise standardisée de la nouvelle macroéconomique i annoncée au temps t ; δ_j représente le coefficient de toute autre nouvelle macroéconomique N_j qui serait annoncée au même moment t et prend une valeur nulle le cas échéant ; et ϵ_t représente le terme d'erreur.

Les résultats obtenus indiquent que six indicateurs américains exercent une influence significative sur le taux USD/DEM dans les cinq premières minutes suivant l'annonce : la

balance commerciale, le niveau de production industrielle, la quantité de monnaie M2, l'indice de confiance des consommateurs, les commandes de biens durables et le nombre emplois non agricoles (tous au seuil de 1 %), et les ventes au détail (au seuil de 5 %). Parmi ces six indicateurs, un seul semble induire une réaction persistante au-delà de la première période de cinq minutes ; les cinq autres n'affichent plus de réponse significative au-delà du premier intervalle. Par ailleurs, les coefficients obtenus s'inscrivent généralement en cohérence avec les théories standard — à titre d'exemple, une surprise positive dans les données concernant les ventes au détail aux États-Unis est typiquement suivie d'une appréciation du dollar américain. D'autre part, l'étude de l'impact des mêmes nouvelles sur deux taux de change distincts permet de remarquer que le deutschmark s'avère plus sensible aux nouvelles américaines que le yen : une différence statistiquement significative est détectée dans le cas de cinq indicateurs.

Pearce et Solakoglu réestiment ensuite leur modèle en considérant des intervalles temporels plus longs (k = 15, 30, 60, 120, 360, 720 minutes) et concluent que plus l'intervalle est grand, moins les coefficients estimés s'avèrent significatifs. Par exemple, avec une fenêtre d'observation de 15 minutes, quatre coefficients demeurent significatifs au seuil de 1 %, un au seuil de 5 %, et un au seuil de 10 % ; or, avec une fenêtre temporelle de 12 heures, plus aucun coefficient n'est significatif, pas même au seuil de 10 % [7]. Pour illustrer cet état de fait qui détermine les visées de notre travail, nous présentons synthétiquement dans le Tableau (2.1) le nombre de coefficients estimés qui s'avèrent significatifs selon différents horizons temporels, tel qu'obtenu par Pearce et Solakoglu.

Les auteurs tentent ensuite d'évaluer si la dynamique observée est asymétrique selon le signe de la composante surprise en estimant le modèle suivant :

$$ex_{t,\,k} = \beta_0 + \beta_1(N_{it} \times PS_{it}) + \beta_2(N_{it} \times (1 - PS_{it})) + \sum \delta_j N_{jt} + \epsilon_t \ , \qquad (2.7)$$

7. Ceci illustre probablement la raison pour laquelle les chercheurs des décennies passées n'arrivaient pas à tirer de conclusions significatives en utilisant des observations quotidiennes, et pourquoi les recherches récentes se concentrent principalement sur les observations à haute fréquence.

Tableau 2.1 Validité des résultats selon différents horizons temporels

	Coefficients significatifs au seuil de...		
Horizon	**10 %**	**5 %**	**1 %**
5 minutes	7	7	6
15 minutes	6	5	4
30 minutes	5	5	2
2 heures	3	3	2
6 heures	1	0	0
12 heures	0	0	0

Notes: Sont présentés ci-haut le nombre de coefficients significatifs obtenus en fonction de différents horizons temporels considérés, tels que trouvés par Pearce et Solakoglu (2007), qui étudient les réponses du taux DEM/USD à onze indicateurs économiques américains.

où PS_{it} est une variable dichotomique qui prend la valeur 1 si la composante surprise de la nouvelle i au temps t est positive, et zéro autrement. Un test de Wald est ensuite effectué, avec comme hypothèse nulle que $\beta_1 = \beta_2$. Contrairement aux résultats obtenus par Andersen *et al.* (2003), Pearce et Solakoglu ne peuvent pas conclure que la moyenne conditionnelle du rendement des taux de change étudiés réagit asymétriquement aux surprises d'amplitude égale mais de signes contraires.

2.2.4 Une étude européenne à haute fréquence : Evans et Speight (2010)

Pour pallier au peu d'attention accordée aux taux de change qui n'impliquent pas le dollar américain dans la littérature, Evans et Speight (2010) mènent leur recherche sur la dynamique à haute fréquence entre l'information macroéconomique en provenance des États-Unis et d'Europe et les taux de change EUR/USD, EUR/GBP et EUR/JPY. Suivant la méthodologie la plus répandue, ces chercheurs retiennent le dernier prix *spot* auquel une transaction a été réalisée au cours de chacune des périodes de cinq minutes comprises entre janvier 2002 et juin 2003. Le rendement logarithmique R d'une paire de devises t à la période n est ainsi modélisé en tant que fonction linéaire de I valeurs retardées de lui-même et J valeurs retardées de chaque composante surprise standardisée

S provenant de la zone considérée c :

$$R_{t,\,n} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{I} \beta_{i^c} R_{t,\,n-i} + \sum_{k^c=1}^{K^c} \sum_{j=-3}^{J} \beta_{k^c,\,j} S_{k^c\,t\,n-j} + \epsilon_{c,\,t,\,n} \ , \tag{2.8}$$

où les critères d'information d'Akaike et Schwarz proposent d'utiliser la valeur $I = 3$. Les auteurs définissent ensuite arbitrairement une fenêtre d'observation relativement serrée ($j = -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3$), motivée par la grande quantité d'exemples empiriques montrant que les taux de change ont tendance à réagir rapidement aux annonces. Par ailleurs, cette plage temporelle permet d'estimer une réaction des taux de change dans les trois périodes *précédant* l'annonce, pour tenir compte d'une possible fuite du contenu des nouvelles avant leur annonce officielle [8]. Pour tenir compte de la présence potentielle d'hétéroscédasticité, les auteurs suivent la méthode d'Andersen *et al.* (2003) et adoptent une estimation WLS en deux temps.

Tout comme dans les autres articles revus ici, Evans et Speight trouvent que la réaction des taux de change aux nouvelles se réalise généralement dans les cinq premières minutes, et que peu de réaction est observable au-delà des 15 minutes suivant l'annonce. Les taux de change non américains seraient donc, eux aussi, particulièrement conditionnés par les variables de l'économie fondamentale dans une optique de haute fréquence. Qui plus est, la méthode d'Evans et Speight permet de mettre en lumière un phénomène peu étudié ailleurs dans la littérature. En effet, les résultats de ces auteurs indiquent que certains coefficients β_j s'avèrent significatifs lorsque $j = -1$ et $j = -2$; parfois même au seuil de 1 % — autrement dit, il semble que des réponses significatives dans les taux de change peuvent être détectées dans certains cas jusqu'à 10 minutes avant l'annonce. Bien que ces résultats ne soient généralement pas aussi forts que leur contrepartie mesurant les réactions *suivant* les annonces, ceci pourrait potentiellement indiquer (i) l'existence de transactions basées sur des rumeurs ou des fuites, ou encore (ii) que l'heure de publication des nouvelles non américaines ne soit pas toujours scrupuleusement observée. Les auteurs ne s'aventurent toutefois pas à déterminer l'origine du phénomène.

---

8. Tel que suggéré notamment par Andersen *et al.* (2003).

Si les indicateurs américains qui exercent la plus forte influence sur les taux correspondent globalement à ceux identifiés dans les autres études de la littérature, Evans et Speight trouvent que l'indice préliminaire des coûts de main-d'œuvre et le niveau des ventes au détail constituent les nouvelles européennes les plus significatives lorsque $j = 0$. Quand $j = 1$, l'indicateur des ventes au détail demeure significatif alors que l'indicateur préliminaire du PIB le devient également ; lorsque $j = -1$, seul l'IPP s'avère significatif. La plupart des coefficients obtenus sont conformes aux théories standard de détermination des taux de change.

Evans et Speight remarquent par ailleurs un phénomène intéressant : les nouvelles favorables pour les États-Unis génèrent généralement une dépréciation de l'euro par rapport aux deux autres devises étudiées (le yen japonais et la livre sterling britannique). En guise d'explication, les auteurs font l'hypothèse que les pays membres de la zone euro serait possiblement considérés comme étant de plus importants compétiteurs des États-Unis que ne le sont le Japon et la Grande-Bretagne, de sorte que des nouvelles favorables en provenance des États-Unis serait interprétées comme un mauvais augure pour les états membres de la zone euro en matière de compétitivité commerciale.

2.3 Dynamique entre l'information macroéconomique et les prix des actifs au Canada

Si de nombreuses études ont été consacrées à la dynamique entre les principaux taux de change internationaux et l'arrivée d'information macroéconomique, il semble qu'au meilleur de notre connaissance, aucune étude ne se soit attardée spécifiquement à mesurer la dynamique à haute fréquence entre les taux de change canadiens et les indicateurs macroéconomiques en tenant compte les nouvelles en provenance du Canada dans le modèle. Par contre, des travaux sur l'interaction entre les nouvelles canado-américaines et (i) les taux d'intérêt, (ii) les contrats à terme sur le dollar canadien existent, ainsi qu'une étude sur (iii) le taux de change USD/CAD, mais à fréquence quotidienne seulement. Ces travaux s'avèrent utiles pour développer des intuitions de recherche et identifier les questions qui méritent attention.

D'abord, dans une analyse de la dynamique à haute fréquence entre les nouvelles du Canada et des États-Unis et les contrats à terme sur le dollar canadien, Doukas et Switzer (2004) démontrent que certaines nouvelles canadiennes (taux interbancaire, taux de chômage et nouveaux permis de construction résidentielle) exercent effectivement une influence significative sur le prix de cet actif. Cette constatation nous incite à vérifier si le même phénomène pourrait être observé au sein des taux de change.

Dans une étude portant sur l'interaction entre les nouvelles macroéconomiques du Canada et des États-Unis et les taux d'intérêt des deux pays, Gravelle and Moessner (2001) citent un document de la Banque du Canada selon lequel certaines informations, bien que non vérifiées scientifiquement (« *anecdotal evidence* ») indiquent que les agents économiques canadiens accorderaient nettement plus de poids aux nouvelles américaines qu'aux nouvelles canadiennes dans leurs décisions d'investissement. Les résultats empiriques de Gravelle et Moessner tendent à confirmer cette hypothèse : au cours des années 1990, les taux d'intérêt canadiens réagissaient clairement davantage aux nouvelles américaines que canadiennes. Qui plus est, en ajoutant les nouvelles canadiennes comme variables explicatives à une équation décrivant les taux d'intérêt canadiens en fonction des nouvelles américaines, ils gagnent « *very little, in terms of explanatory power* ». À titre d'illustration, les auteurs font remarquer que les mises à jour sur le nombre d'emplois non-agricoles aux États-Unis affectent plus significativement les taux d'intérêt canadiens que même la plus significative des surprises macroéconomiques canadiennes. Pour expliquer cette asymétrie, les auteurs proposent comme hypothèse la faible divergence entre les cycles économiques du Canada et des États-Unis dans l'échantillon étudié, soit de 1995 à 2000 — cette hypothèse est également soulevée par Hayo et Neuenkirch (2009). Pour donner suite aux travaux de Gravelle et Moessner, Parent (2003) réplique l'analyse de ces derniers en étirant l'échantillon considéré jusqu'à septembre 2002, pour inclure le début de la période où la Banque du Canada a adopté une politique d'annonces à dates fixes [9]. Parent conclut que sous ce nouveau régime, le nombre d'indicateurs américains

9. Suivant l'hypothèse de Haldane et Read (2000), on pourrait croire qu'à partir la mise en place de la politique d'annonces à dates fixes en novembre 2000, la communication de la Banque du Canada

ayant un impact significatif sur les taux d'intérêt canadiens a diminué, bien que plusieurs demeurent significatifs.

Dans une étude portant principalement sur les actions, les obligations et les taux d'intérêts canadiens, Hayo et Neuenkirch (2009) consacrent une courte section de leur article aux taux de change, mais observés à fréquence quotidienne seulement. À ce titre, ils trouvent que les nouvelles canadiennes concernant le compte courant, les nouvelles positives sur l'emploi, et les surprises négatives au sujet de l'indice des prix à la consommation exercent toutes une influence significative sur le cours de la paire USD/CAD. Parallèlement, les nouvelles canadiennes positives sur les ventes au détail et les annonces négatives quant au niveau d'emploi ont pour leur part une influence significative sur la paire EUR/CAD. Dans le cas des nouvelles en provenance des États-Unis, Hayo et Neuenkirch notent que certaines annonces positives (négatives) pour les États-Unis se trouvent à apprécier (déprécier) le dollar canadien par rapport à l'euro, à travers un effet de débordement (« *spillover effect* ») [10]. Les auteurs notent également que l'importance des nouvelles canadiennes sur le rendement des obligations canadiennes évolue de façon croissante au cours de leur échantillon allant de 1998 à 2006 [11]. Finalement, au contraire de Parent (2003), Hayo et Neuenkirch trouvent que la mise en place d'une politique de communication à dates fixes à la Banque du Canada ne correspond pas à un bris structurel dans leur échantillon, et concluent donc que les agents économiques canadiens n'auraient pas tangiblement modifié leur réactions aux nouvelles macroéconomiques suite à l'établissement de ce nouveau mode de communication de la banque centrale.

---

serait devenue plus transparents aux yeux des agents. Si tel est le cas, ces derniers peuvent alors accorder davantage de poids aux indicateurs macroéconomiques, et moins aux messages de la banque centrale.

10. Notre recherche, en observant à la fois les paires USD/CAD et EUR/CAD, permettra de vérifier si ce phénomène peut être corroboré à plus haute fréquence.

11. S'il s'avère que cet état de fait a continué d'évoluer dans le même sens après 2006, nous serons peut-être en mesure d'observer des réactions encore plus marquées aux nouvelles en provenance du Canada au sein de notre échantillon allant de 2010 à 2012.

2.4 Faits stylisés

Certains faits stylisés généraux ressortent à la lumière du survol de la littérature étudiant la dynamique entre la valeur des taux de change et les informations macroéconomiques. D'abord, les taux de change ont tendance à réagir très rapidement aux nouvelles — le plus clair de l'effet est souvent réalisé au terme des cinq premières minutes suivant les annonces. Corollairement, plus une analyse considère une fréquence élevée, plus il est possible d'observer des réactions significatives. De plus, des réponses asymétriques prévalent parfois selon le niveau d'incertitude qui prévaut sur les marchés (les réactions seraient plus fortes lorsque l'incertitude est élevée), le pays d'où provient de la nouvelle (les indicateurs américains exerceraient des effets considérablement plus importants que les indicateurs en provenance de tout autre pays), et le signe de la surprise (les chocs négatifs induiraient des réactions plus marquées que les chocs positifs équivalents). Généralement, les nouvelles qui indiquent une conjoncture favorable pour un pays ont tendance à faire apprécier la devise de l'État en question ; toutefois, les indicateurs révélant les différentes mesures de niveau des prix causent des réactions mitigées.

La présente étude tentera donc de vérifier si certains de ces faits stylisés peuvent être corroborés dans le cadre d'une analyse à haute fréquence de la dynamique entre les taux USD/CAD et EUR/CAD et un certain nombre d'indicateurs macroéconomiques en provenance du Canada, des États-Unis et d'Europe.

CHAPITRE III

DONNÉES UTILISÉES

Pour les fins de la présente recherche, nous avons recueilli trois types de données : (i) les taux de change USD/CAD et EUR/CAD, (ii) les principaux indicateurs macroéconomiques du Canada, des États-Unis et d'Europe, et (iii) les anticipations *ex ante* correspondantes pour chaque observation des indicateurs.

3.1 Données sur les taux de change

Comme même les terminaux Bloomberg ne fournissent pas, à ce jour, de données historiques à la minute suffisamment étendues pour couvrir notre période échantillonale, nos données sur les taux de change proviennent du courtier FXDD [1]. Après une comparaison sommaire de ces données avec celles provenant d'autres fournisseurs, nous n'avons décelé aucune divergence notable.

Pour les besoins de cette recherche, nous avons retenu le dernier prix où une transaction a été réalisée (« *close* ») à chaque minute, pour les deux paires USD/CAD et EUR/CAD, du 1er janvier 2010 au 31 décembre 2012 inclusivement, pour un total de 2 246 400 observations (60 minutes × 24 heures × 5 jours × 52 semaines × 3 ans × 2 paires).

---

1. Ce courtier est autorisé à opérer dans tous les États membres de l'Union européenne, et est dûment enregistré notamment au FSA au Royaume-Uni, à l'AMF en France, et au BaFin en Allemagne. Par ailleurs, ce courtier observe la Directive concernant les marchés d'instruments financiers (Markets in Financial Instruments Directive, MIFID) de l'Union européenne. Voir <http://www.fxdd.com>.

3.2 Données sur les indicateurs macroéconomiques

Nous nous intéressons uniquement aux annonces ponctuelles — celles qui ont lieu à des moments précis et connus d'avance. Une multitude d'entre elles existe, mais nous avons choisi de ne retenir que celles qui exercent typiquement le plus d'influence sur les taux de change, en nous basant sur les conclusions des textes de la littérature existante. Dans la mesure du possible, nous avons choisi des indicateurs mesurant des réalités comparables pour chacune des trois régions considérées.

Nous ne retenons pas d'indicateurs relatifs aux signaux en provenance des banques centrales pour deux raisons. D'une part, au cours de notre échantillon, les taux directeurs annoncés périodiquement par les autorités monétaires du Canada, des États-Unis et d'Europe et les anticipations relatives à ceux-ci ont relativement peu varié : en conséquence, il semble peu pertinent d'intégrer à notre modèle des séries de surprises dont les valeurs sont majoritairement nulles. D'autre part, le contenu informationnel provenant des banques centrales réside non seulement dans les valeurs numériques annoncées, mais également dans des facteurs comme le champ lexical utilisé, les sous-entendus quant à la conduite future de la politique monétaire pouvant être interprétés à partir de la déclaration, l'effet de surprise constitué par une déclaration impromptue, etc. Ce faisant, une analyse rigoureuse des effets induits par les signaux en provenance des banques centrales commande une approche et des méthodologies différentes de celles utilisées pour analyser des indicateurs à valeur numérique annoncées à date fixe par voie de communiqué. Certes pertinent, et exploré par ailleurs par certains chercheurs [2], cet aspect ne sera toutefois pas abordé dans la présente étude.

La sélection des indicateurs fut d'autre part limitée par une contrainte élémentaire : des données fiables sur les anticipations *ex ante* devaient être disponibles pour chaque indicateur choisi, afin de pouvoir construire une mesure de surprise. Nous avons généralement pu satisfaire cette contrainte pour les plus importants indicateurs, sauf dans

2. Voir notamment Rosa (2011).

quelques cas. Par exemple, nous n'avons pas pu trouver, à ce jour, d'indice de confiance des consommateurs au Canada qui soit complété par une mesure des anticipations *ex ante* fiable. De plus, bien qu'il existe une mesure qui agrège les données concernant la balance commerciale en provenance des 18 États ayant l'euro comme devise officielle, nos recherches n'ont pas permis de la jumeler à des données relatives aux anticipations agrégées. En outre, certaines séries statistiques retenues ne sont pas exactement du même type d'une région à l'autre. Par exemple, alors que nous retenons des indicateurs concernant le niveau d'emploi en provenance du Canada et des États-Unis, seules des données complètes sur le taux de chômage nous sont disponibles en provenance d'Europe : bien que ces deux types de nouvelles mesurent une réalité comparable, nous ne serons toutefois pas en mesure de les comparer directement. Finalement, même si certaines études existantes ont montré que des indicateurs économiques nationaux figuraient parfois parmi les nouvelles les plus déterminantes en provenance d'Europe, nous avons choisi de circonscrire l'étendue de la présente étude aux indicateurs économiques cernant la situation économique de la zone euro en entier uniquement.

D'autre part, les annonces auxquelles nous nous intéressons donnent des valeurs inexactes, dans la mesure où elles ne révèlent pas la mesure finale des indicateurs : elles ne sont souvent que des versions préliminaires, et sont appelées à être révisées ultérieurement. Toutefois, comme elles constituent le tout premier aperçu de la situation à être transmis aux agents, ce sont typiquement ces versions préliminaires qui font réagir le plus fortement les marchés financiers (Ehrmann et Fratzscher, 2004). Nous utiliserons donc les premières publications en temps réel des données (versus les données ultérieurement révisées) pour effectuer nos mesures. Par exemple, dans la zone euro, les données sur la confiance des consommateurs et l'indice des prix à la consommation sont annoncées deux fois par mois, la deuxième statistique (« *final* ») étant une révision de la première (« *preliminary* ») — nous retenons la première. Une présentation sommaire et des statistiques descriptives pour chacun des indicateurs utilisés sont présentées en annexe à l'Appendice A.

Nous retenons huit indicateurs canadiens : la balance commerciale de biens, le nombre de mises en chantier mises en chantier, le compte courant, l'enquête sur la

population active (qui recèle les données sur le niveau d'emploi), l'indice des prix à la consommation, le nombre de permis de bâtir émis, le produit intérieur brut et la valeur des ventes au détail. Les données proviennent de Statistique Canada et de la Société canadienne d'habitation et de logement (SCHL), et sont toutes relayées par le site FX360[3]. Le Tableau (A.1) détaille les informations relatives aux indicateurs canadiens, et le Tableau (A.2) en présente les statistiques descriptives élémentaires.

Nous retenons huit indicateurs américains : la balance commerciale, les mises en chantier résidentielles, l'indice de confiance des consommateurs, le nombre d'emplois non agricoles, l'indice des prix à la consommation, l'indice des prix des producteurs (un indice mesurant la variation du niveau des prix du point de vue des producteurs), le produit intérieur brut et les ventes au détail. Ces indicateurs proviennent du US Bureau of Labor Statistics et du US Census Bureau, et sont tous relayées par le site FX360[4]. Le Tableau (A.3) détaille les informations relatives aux indicateurs américains, et le Tableau (A.4) en présente les statistiques descriptives élémentaires.

Nous retenons huit indicateurs européens : l'indice de confiance des consommateurs, le taux de chômage, l'indice des prix à la consommation, l'indice des prix des producteurs, le produit intérieur brut et les ventes au détail. Ces indicateurs proviennent d'Eurostat, de la Commission européenne et de la firme de recherche Markit[5], et sont tous relayés par le site FX360[6]. Le Tableau (A.5) détaille les informations relatives aux indicateurs européens, et le Tableau (A.6) en présente les statistiques descriptives élémentaires.

Afin d'alléger le texte de notre analyse du Chapitre V, nous avons établi des noms d'usage pour désigner les différents indicateurs macroéconomiques étudiés. Ces noms d'usage sont listés dans le Tableau (3.1).

---

3. En ligne. <http://www.fx360.com/calendar>.

4. *Idem.*

5. Voir <http://www.markit.com>.

6. En ligne. <http://www.fx360.com/calendar>.

Tableau 3.1 Noms d'usage des indicateurs macroéconomiques utilisés

Indicateurs canadiens (i)	**Nom d'usage**
Balance commerciale de biens	CA-Balance
Mises en chantier	CA-Chantiers
Compte courant	CA-Compte
Enquête sur la population active	CA-Emploi
Indice des prix à la consommation	CA-IPC
Permis de bâtir	CA-Permis
Produit intérieur brut	CA-PIB
Ventes au détail	CA-Ventes
Indicateurs américains (j)	
Balance commerciale	US-Balance
Mises en chantier résidentielles	US-Chantiers
Indice de confiance des consommateurs	US-Confiance
Emplois non-agricoles	US-Emploi
Indice des prix à la consommation	US-IPC
Indice des prix des producteurs	US-IPP
Produit intérieur brut	US-PIB
Ventes au détail	US-Ventes
Indicateurs européens (k)	
Taux de chômage	EU-Chômage
Indice de confiance des consommateurs	EU-Confiance
Indice des prix à la consommation	EU-IPC
Indice des prix des producteurs	EU-IPP
Produit intérieur brut	EU-PIB
Indice des directeurs d'achat	EU-PMI
Production industrielle	EU-Production
Ventes au détail	EU-Ventes

3.3 Données sur les anticipations *ex ante*

Les données sur les anticipations *ex ante* proviennent de Thomson-Reuters [7], qui fournit une valeur médiane découlant de l'agrégation d'anticipations individuelles recensées auprès de différents gestionnaires provenant des milieux économiques et financiers. Tel que

7. Voir <http://www.thomsonreuters.com>.

relaté dans les Chapitres I et II, ce type de mesure est celui étant le plus souvent utilisée par les chercheurs, et fournit des valeurs réputées globalement sans biais (Andersen *et al.*, 2003). Ces données ont également été recensées sur le site FX360[8], qui relaie les estimations publiés par Thomson-Reuters. Les statistiques descriptives des données sur les anticipations *ex ante* sont explicitées dans les Tableaux (A.2), (A.4) et (A.6), à l'Appendice A.

8. En ligne. <http://www.fx360.com/calendar>.

CHAPITRE IV

MODÈLES EMPIRIQUES ET MÉTHODOLOGIE ÉCONOMÉTRIQUE

Pour les fins de cette étude, nous faisons appel à différentes méthodes pour mettre en relation trois types de données : les taux de change USD/CAD et EUR/CAD ; des indicateurs macroéconomiques en provenance du Canada, des États-Unis et d'Europe ; et les anticipations *ex ante* de ces derniers.

4.1 Hétéroscédasticité et autocorrélation des données

Afin de tenir compte de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrélation qui caractérisent typiquement les séries temporelles financières — nous nous intéressons au rendement à haute fréquence des taux de change — nous procéderons aux tests économétriques d'usage pour assurer la robustesse de nos résultats. D'abord, un test de White (1980) pour détecter la présence d'hétéroscédasticité sera effectué. Ensuite, un test de Breusch (1978) et Godfrey (1978) nous permettra de mettre en lumière la potentielle autocorrélation dans les rendements des taux de change. Advenant que la présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation soit confirmée, les résultats de toutes les équations estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires (OLS) dans la présente étude seront corrigés pour l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation (HAC) à l'aide de la méthode développée par Newey et West (1987), qui repose sur un estimateur asymptotiquement convergent de la matrice de variance-covariance des coefficients en présence d'hétéroscédasticité et

de dépendance temporelle. Cette procédure est courante dans la littérature [1].

4.2 Modèle de base

Toutes les études recensées dans le présent travail partagent la même façon d'évaluer la composante surprise (s) des indicateurs macroéconomiques, mesurée de la façon suivante :

$$s_{z,\,t} = \frac{A_{z,\,t} - E_{z,\,t}}{\hat{\sigma}_z} \ , \tag{4.1}$$

où $A_{z,\,t}$ (« *actual* ») représente la valeur réalisée de l'indicateur z au temps t, $E_{z,\,t}$ (« *expected* ») représente la valeur du consensus des attentes *ex ante* pour l'indicateur z au temps t, et $\hat{\sigma}_z$ représente l'écart-type de la différence entre les séries $A_{z,\,t}$ et $E_{z,\,t}$, pour chaque indicateur z. En posant $D_{z,\,t} \equiv A_{z,\,t} - E_{z,\,t}$, l'écart-type est calculé selon la procédure habituelle sur l'échantillon comportant T éléments : $\hat{\sigma}_z = \sqrt{\frac{1}{T-1}\sum_{t=1}^{T}\left(D_{z,\,t} - \overline{D_z}\right)^2}$.

La composante surprise $s_{z,\,t}$ ainsi définie est réputée orthogonale à l'information connue *ex ante* (Evans et Lyons, 2005). Cette méthode fait en sorte que les coefficients estimés des régressions linéaires représenteront l'impact sur le taux de change d'une surprise positive d'un écart-type [2] à chaque indicateur. Nous adoptons telle quelle cette méthode largement répandue dans la littérature.

Plusieurs études sur la dynamique entre le prix des actifs et les annonces macroéconomiques ont montré que puisque l'écart-type $\hat{\sigma}_z$ obtenu à partir des séries de surprises est constant à travers l'échantillon, la standardisation effectuée dans l'équation (4.1) n'affecte ni le niveau de significativité statistique de la réponse du taux de change, ni

---

1. Andersen *et al.* (2003) et Gravelle et Moesner (2001) procèdent de la sorte. D'autres auteurs, notamment Pearce et Solakoglu (2007), Hashimoto et Ito (2010), et Faust *et al.* (2007), utilisent seulement la correction de White pour l'hétéroscédasticité. La méthode HAC nous semble plus robuste compte tenu de la fréquence très élevée de nos données.

2. Tout au long de notre étude, une surprise positive (négative) est définie comme étant une valeur numérique plus élevée (faible) que prévu — cela ne correspond pas nécessairement à une donnée favorable (défavorable) au sens économique.

l'ajustement (« *fit* ») des régressions [3]. Cette approche implique tout de même de poser l'hypothèse que la distribution des mesures de surprises n'a pas notablement varié en cours d'échantillon. Par ailleurs, tel que discuté dans le Chapitre II, plusieurs chercheurs ont montré que la valeur médiane retenue pour approximer les anticipations *ex ante* s'avère être sans biais, en plus d'être la donnée disponible fournissant l'approximation la plus vraisemblable de la valeur réelle des anticipations.

Tout au long de notre étude, la réaction r d'un taux de change donné entre le moment d'une annonce macroéconomique au temps t et un certain nombre n de minutes plus tard est définie comme suit :

$$r_{t,\,t+n} \equiv 100 \times \log\left(\frac{close_{t+n-1}}{close_{t-1}}\right) \ , \tag{4.2}$$

où la variable *close* représente la toute dernière valeur du taux de change considéré à laquelle une transaction a été réalisée au cours d'une minute t. Par définition, lorsqu'un instant t ne correspond pas à un moment d'annonce pour un indicateur i, j ou k donné, le régresseur s_t correspondant prend une valeur nulle. Nous utilisons $close_{t+n-1}$ au numérateur et $close_{t-1}$ au dénominateur de l'équation (4.2) en tenant pour acquis que les nouvelles macroéconomiques, dont le moment d'annonce est présumé ponctuel, arrivent au tout début d'une minute t, et que nous cherchons à mesurer la réaction induite par ces nouvelles dans une fenêtre temporelle aussi étroite que possible.

Cette définition log-linéarisée de la réaction des taux de change nous permet d'obtenir une approximation fiable de la variation en pourcentage de la valeur d'un taux de change, nonobstant sa valeur en niveau. La constante n, qui représente l'horizon temporel considéré, prendra successivement différentes valeurs au cours de notre analyse : 1, 2, 3, 4, 5, 15, 30, 60, 120 et 240 minutes. Pour les fins de notre étude, nous regroupons les fenêtres temporelles en deux catégories : court terme (1 à 5 minutes) et moyen terme (15, 30, 60, 120 et 240 minutes).

---

3. Voir notamment Andersen *et al.* (2003) et Egert et Kocenda (2014).

Pour mesurer l'effet des surprises provenant d'indicateurs macroéconomiques sur les taux de change, notre équation de base est la suivante :

$$r_{t,\,t+n} = \sum_{i=1}^{8} \beta_{n,\,i}\, s_{i,\,t} + \sum_{j=9}^{16} \beta_{n,\,j}\, s_{j,\,t} + \sum_{k=17}^{24} \beta_{n,\,k}\, s_{k,\,t} + \varepsilon_t \ , \tag{4.3}$$

où $\beta_{n,\,i}$ représente le coefficient à estimer à l'horizon temporel n pour la composante surprise $s_{i,\,t}$ de chacun des huit indicateurs canadiens i annoncés au temps t, $\beta_{n,\,j}$ est le coefficient à estimer à l'horizon n pour la composante surprise $s_{j,\,t}$ de chacun des huit indicateurs américains j annoncés au temps t, $\beta_{n,\,k}$ représente le coefficient à estimer à l'horizon n pour la composante surprise $s_{k,\,t}$ de chacun des huit indicateurs européens k annoncés au temps t, et ε_t représente le terme d'erreur. La variable r considérera dans un premier temps les réactions du taux de change USD/CAD, puis représentera les réponses du taux EUR/CAD dans la seconde portion de l'analyse. Nous n'incluons pas de constante dans la régression de base puisque plusieurs auteurs de la littérature n'en utilisent pas non plus, et d'ailleurs, ceux qui en utilisent une concluent qu'elle n'est jamais significative — ou ne la rapportent carrément pas dans leurs résultats.

Notre modèle de base incorpore des nouvelles en provenance de trois zones monétaires pour expliquer des taux de change qui n'en concernent théoriquement que deux [4] ; par conséquent, nous anticipons que les informations en provenance de la zone étrangère au taux de change étudié — c'est-à-dire (i) les nouvelles européennes pour l'analyse du taux USD/CAD, et (ii) les nouvelles américaines pour l'analyse du taux EUR/CAD — exerceront possiblement une influence moins prononcée et/ou moins statistiquement significative. Nous les incluons tout de même, puisqu'il est documenté dans la littérature que les nouvelles provenant de grandes économies ouvertes peuvent causer un effet de débordement (« *spillover effect* ») sur les variables économiques et financières de plus petits États [5]. Plus spécifiquement, Gravelle et Moesner (2001) et Hayo et Neuenkirch

4. Par transitivité dans des marchés efficients, le taux de change EUR/USD ne devrait pas contenir ou refléter ni plus, ni moins d'information que les deux autres taux de change USD/CAD et EUR/CAD.

5. Voir notamment Faust *et al.* (2007), Hayo et Neuenkirch (2010).

(2010) ont conclu que certaines informations macroéconomiques américaines, de par leur importance pour l'économie canadienne, exerçaient souvent une influence relativement plus importante sur la valeur des actifs canadiens que les nouvelles domestiques. Par conséquent, nous n'excluons pas la possibilité qu'il en soit ainsi dans le cas qui nous occupe, et notre modèle permettra de déceler si, par exemple, les nouvelles américaines exercent un impact sur le taux EUR/CAD en plus du taux USD/CAD.

4.3 Considérations supplémentaires

4.3.1 Asymétrie des réactions

Pour évaluer si la réaction des taux de change est conditionnelle au signe de la composante surprise des différents indicateurs, nous nous inspirons de la méthode proposée par Andersen *et al.* (2003), et modifions l'équation de base (4.3) en y ajoutant la spécification suivante :

$$\beta_{n,\,z} = \begin{cases} \beta^{-}_{n,\,z} & \text{si } s_{z,\,t} < 0 \\ \beta^{+}_{n,\,z} & \text{si } s_{z,\,t} > 0 \end{cases} \qquad \forall\ z = i,\ j,\ k, \tag{4.4}$$

où $\beta^{-}_{n,\,z}$ représente le coefficient à l'horizon temporel n des surprises négatives provenant de l'indicateur z, et $\beta^{+}_{n,\,z}$ représente le coefficient des surprises positives. Pour obtenir un premier aperçu de l'asymétrie potentielle des réactions, nous réestimerons donc l'équation de base (4.3) en applicant la spécification (4.4). Afin de vérifier si les coefficients estimés $\beta^{-}_{n,\,z}$ et $\beta^{+}_{n,\,z}$ s'avèrent significativement différents dans chaque cas de figure, nous effectuerons des tests de Wald dont les hypothèses seront spécifiées comme suit :

$$\begin{aligned} \mathrm{H}_0 :&\quad \beta^{-}_{n,\,z} = \beta^{+}_{n,\,z} \\ \mathrm{H}_1 :&\quad \beta^{-}_{n,\,z} \neq \beta^{+}_{n,\,z} \end{aligned} \qquad \forall\ z = i,\ j,\ k. \tag{4.5}$$

Ce test sera répété pour chaque horizon temporel n considéré dans le présent travail : nous obtiendrons donc 480 statistiques de test individuelles (24 indicateurs $\times$ 10 horizons

temporels × 2 taux de change). Afin d'avoir une vision d'ensemble plus générale sur la question de l'asymétrie des réactions, nous proposons de faire appel à une approche économétrique alternative.

4.3.2 Méthode SUR

Comme toutes nos équations individuelles (mesurant les réactions $r_{t,\ t+n}$ des taux de change pour des horizons temporels n de 1, 2, 3, 4, 5, 15, 30, 60, 120 et 240 minutes) font appel aux mêmes régresseurs ($s_{z,\,t}$), il peut s'avérer pertinent de les considérer conjointement (Greene, 2003). La méthode SUR (« *seemingly unrelated regressions* »), une variante du modèle linéaire multivarié, constitue un modèle où plusieurs équations individuelles ayant des variables dépendantes différentes mais partageant les mêmes régresseurs peuvent être estimées conjointement, et où les résultats obtenus sont ajustés pour tenir compte de la potentielle corrélation entre les termes d'erreurs des équations individuelles [6]. Autrement dit, cette approche permettrait ici de construire un modèle à équations multiples au sein duquel les variables endogènes à gauche de l'égalité varieraient (les rendements d'un taux de change à divers horizons temporels), alors que les variables exogènes à droite de l'égalité demeureraient les mêmes (les surprises macroéconomiques annoncées au temps t). Suivant cette approche, notre modèle de base prendrait alors la forme générique suivante :

$$\begin{cases} r_{t,\,t+1} &= \sum_{i=1}^{8} \beta_{1,\,i}\, s_{i,\,t} + \sum_{j=9}^{16} \beta_{1,\,j}\, s_{j,\,t} + \sum_{k=17}^{24} \beta_{1,\,k}\, s_{k,\,t} + \varepsilon_t \\ r_{t,\,t+2} &= \sum_{i=1}^{8} \beta_{2,\,i}\, s_{i,\,t} + \sum_{j=9}^{16} \beta_{2,\,j}\, s_{j,\,t} + \sum_{k=17}^{24} \beta_{2,\,k}\, s_{k,\,t} + \varepsilon_t \\ \ldots &= \ldots \\ r_{t,\,t+n} &= \sum_{i=1}^{8} \beta_{n,\,i}\, s_{i,\,t} + \sum_{j=9}^{16} \beta_{n,\,j}\, s_{j,\,t} + \sum_{k=17}^{24} \beta_{n,\,k}\, s_{k,\,t} + \varepsilon_t\ . \end{cases}$$

Des contraintes de nature informatique nous empêchent toutefois de mettre en

6. Notons toutefois que des estimations de modèles par la méthode SUR dans le logiciel EViews ne permettent pas d'appliquer la matrice de variance-covariance de White, qui ajusterait les résultats pour tenir compte de la présence d'hétéroscédasticité.

application la méthode SUR sur le modèle de base décrit par l'équation (4.3) [7]. Malgré ces limites, il est tout de même possible de tirer profit des caractéristiques de la méthode SUR en établissant une modélisation moins volumineuse qui explique le rendement d'un taux de change en fonction d'un seul indicateur à la fois, d'après la forme générique suivante :

$$r_{t,\,t+n} = \beta_{n,\,z}\, s_{z,\,t} + \varepsilon_t \qquad \forall\ z = i,\, j,\, k.$$

En décomposant ainsi l'analyse pour chaque indicateur considéré individuellement, il devient possible d'estimer par la méthode SUR des systèmes multi-équations regroupant les réactions d'un taux de change à un ensemble d'horizons temporels en fonction des surprises à chaque indicateur individuel. Pour les fins de la présente étude, cette méthodologie s'avérera particulièrement utile pour mener certains tests économétriques. Par exemple, afin de contempler *globalement* si les réponses d'un taux de change à un certain indicateur z s'avèrent effectivement asymétriques en fonction du signe négatif $(s^-_{z,\,t})$ ou positif $(s^+_{z,\,t})$ des surprises survenant au temps t, nous définissons des modèles SUR prenant la forme suivante :

$$\begin{cases} r_{t,\,t+1} &= \beta^-_{1,\,z}\, s^-_{z,\,t} + \beta^+_{1,\,z}\, s^+_{z,\,t} + \varepsilon_t \\ r_{t,\,t+2} &= \beta^-_{2,\,z}\, s^-_{z,\,t} + \beta^+_{2,\,z}\, s^+_{z,\,t} + \varepsilon_t \\ \quad\ldots &= \qquad\qquad \ldots \\ r_{t,\,t+n} &= \beta^-_{n,\,z}\, s^-_{z,\,t} + \beta^+_{n,\,z}\, s^+_{z,\,t} + \varepsilon_t \end{cases} \qquad \forall\ z = i,\, j,\, k\,, \tag{4.6}$$

avec lesquels nous serons en mesure procéder à des tests de Wald conjoints ayant pour objectif d'évaluer, pour un ensemble donné d'horizons temporels n, si les réactions aux chocs positifs sont significativement différentes des réactions aux chocs négatifs.

Nous départageons les plages temporelles considérées dans cette étude en deux blocs distincts : court terme (CT) pour les périodes de 1 à 5 minutes, et moyen terme

---

7. Vu l'ampleur de notre base de données, il s'avère que le logiciel EViews n'est pas en mesure de traiter des matrices ayant la taille de celles nécessaires à l'estimation par la méthode SUR de l'équation (4.3), qui considère simultanément l'effet de 24 indicateurs (dont le fractionnement en fonction du signe des surprises porte à 48 le nombre de variables explicatives).

(MT) pour les plages de 15 à 240 minutes. Suivant cette catégorisation, nous estimerons avec la méthode SUR des systèmes d'équations de court terme prenant la forme (4.6) avec $n = 1, 2, 3, 4, 5$, sur lesquels nous pourrons effectuer des tests de Wald définis par les restrictions conjointes suivantes :

$$\begin{cases} \beta^-_{1,\,z} &= \beta^+_{1,\,z}\,, \\ \beta^-_{2,\,z} &= \beta^+_{2,\,z}\,, \\ \beta^-_{3,\,z} &= \beta^+_{3,\,z}\,, \\ \beta^-_{4,\,z} &= \beta^+_{4,\,z}\,, \\ \beta^-_{5,\,z} &= \beta^+_{5,\,z} \end{cases} \qquad \forall\ z = i,\, j,\, k. \tag{4.7}$$

Nous procéderons de façon analogue pour les horizons de moyen terme, en imposant cette fois $n = 15, 30, 60, 120, 240$ dans la définition des restrictions conjointes.

4.3.3 Fuite d'information et activité précédant les annonces

La question de l'existence de fuites d'information — c'est à dire que le contenu de certaines annonces macroéconomiques serait parfois disponible à certains agents dans les instants qui précèdent l'heure d'annonce officielle prévue — ne fait pas consensus dans la littérature. Almeida *et al.* (1998) ont investigué cette question et conclu à un « *lack of information leakeage* ». Faust *et al.* (2007), pour leur part, avancent qu'en ce qui concerne les nouvelles américaines, « *the timing of the 8:30 am announcements is extremely precise* ».

En contradiction avec ce qui précède, d'autres études [8] soulignent qu'il existe possiblement des fuites au sein de certains indicateurs macroéconomiques en provenance des États-Unis et d'Europe. À titre d'exemple,

> *[t]here are very few significant reactions to returns in the intervals just prior to US announcements. The most notable returns are preceding announcements of Chicago PMI, Consumer Confidence, GDP Final and Initial Claims for EUR–USD ; Capacity Utilisation, Chicago PMI, Consumer Confidence,*

8. Voir notamment Andersen *et al.* (2003), Evans et Speight (2010), et Rosa (2011).

> *Factory Orders and Housing Starts for EUR–GBP ; and Export Prices, Non-Farm Payrolls for EUR–JPY. These movements may indicate the release of information slightly earlier than scheduled or trading behaviour based on information leakage, rumours, private information or anticipation of the announcement, but it seems a daunting task to attempt to separate the effects of each of these assertions. In the vast majority of cases, coefficients that are significant prior to announcements have the same sign as the coefficients measuring the initial news response, suggesting that these returns movements prior to data releases are in some way related to the information surprise delivered.* (Evans et Speight, 2010).

Rien ne nous permet de penser *a priori* que les indicateurs utilisés dans la présente étude (provenant d'organisations réputées crédibles comme Statistique Canada, la Société canadienne d'hypothèque et de logement, le US Census Bureau, le US Bureau of Labor Statistics, Eurostat, la firme Markit et la Commission européenne) seraient sujets à des fuites d'information au sens strict du terme. Toutefois, différents phénomènes pourraient tout de même prévaloir au cours des derniers instants précédant l'annonce d'une nouvelle — rumeurs, spéculation de dernière minute, couverture, effet d'entraînement, etc. — et générer des variations potentiellement identifiables dans les taux de change. Au meilleur de notre connaissance, aucune étude existante n'a exploré la possibilité de fuites d'information ou de telles réactions hâtives pour les nouvelles en provenance du Canada spécifiquement. Pour s'attaquer à cette question, nous proposons de suivre la méthode employée par Evans et Speight (2010). Pour une information dont l'instant d'annonce théorique est $t = 0$, ces auteurs estiment une équation modélisant le rendement des taux de change entre les périodes $t - i$ et $t - i + 1$ (où $i = 1, 2, 3$) en fonction des surprises macroéconomiques du temps t. En utilisant une méthode comparable, nous pourrons déceler si des réactions statistiquement significatives peuvent être observées dans les taux de change au cours des minutes qui précèdent les annonces en estimant l'équation suivante :

$$r_{t-n,\ t-n+1} = \sum_{i=1}^{8} \beta_{-n,\,i}\, s_{i,\,t} + \sum_{j=9}^{16} \beta_{-n,\,j}\, s_{j,\,t} + \sum_{k=17}^{24} \beta_{-n,\,k}\, s_{k,\,t} + \varepsilon_t \ , \tag{4.8}$$

où n prendra successivement les valeurs 1, 2, 3, 4 et 5. Nous estimerons les coefficients

pour chacun des indicateurs en provenance du Canada, des États-Unis et d'Europe, et rapporterons les résultats sous forme de tableaux.

4.3.4 Approche événementielle

Jusqu'à maintenant, notre modèle s'est inscrit dans un cadre de séries chronologiques (« *time series approach* »), c'est à dire que nous observons le comportement des taux de change à chaque minute en fonction de séries continues de nouvelles dont la valeur est nulle dans l'immense majorité des cas (puisque les indicateurs utilisés sont typiquement annoncés une seule fois par mois) alors que nous avons des données pour les taux de change à chaque minute ouvrable. Par conséquent, les coefficients de détermination (R^2) de notre modèle de base s'avèrent très faibles — par exemple, avec un horizon temporel d'une minute, le R^2 de l'équation (4.3) pour le taux USD/CAD s'élève à 0,0053, et les coefficients de détermination des équations estimées pour les horizons temporels subséquents décroissent progressivement, au point où le R^2 ne dépasse pas 0,0001 dans le cas d'un horizon de 240 minutes. Bien que ces faibles résultats s'inscrivent en cohérence avec la méthode utilisée, il nous semble intéressant de procéder également à une analyse complémentaire, en utilisant cette fois une approche événementielle (« *event study approach* »), afin de pouvoir apprécier plus exactement le poids relatif dans la variation des taux de change de chacun des indicateurs, considéré individuellement.

Pour ce faire, nous modifions la composition des séries de surprises provenant des indicateurs macroéconomiques : plutôt que d'utiliser des séries chronologiques continues dont la valeur est nulle à chaque minute sauf lorsqu'une nouvelle est effectivement annoncée (dénotées par s jusqu'ici), nous construisons des séries non continues qui retiennent une valeur seulement pour les périodes d'une minute au cours desquelles une nouvelle devient publique (s^p). Nous sommes alors en mesure d'estimer des équations qui évaluent, pour chaque indicateur individuel, la variation du taux de change en fonction seulement des instants où une annonce a lieu :

$$r_{t,\ t+n} = \beta_0 + \beta_{n,\,z}\, s^p_{z,\,t} + \varepsilon_t \qquad \forall\ z = i,\ j,\ k, \tag{4.9}$$

où β_0 est une constante qui élimine la possibilité d'obtenir des R^2 négatifs, et où n prendra à nouveau successivement les valeurs 1, 2, 3, 4, 5, 15, 30, 60, 120 et 240. Concrètement, cette approche nous permettra d'estimer une équation qui repose sur 36 observations ponctuelles (12 mois $\times$ 3 ans, puisque la majorité de nos indicateurs sont annoncés mensuellement) plutôt que sur une série continue dont le nombre d'observations dépasse le million. La même approche sera utilisée dans le cadre de l'analyse de l'asymétrie des réactions d'un taux de change en fonction du signe négatif (s^{p-}) ou positif (s^{p+}) des séries événementielles de surprises en provenance des indicateurs z annoncés au temps t :

$$\begin{aligned} r_{t,\ t+n} &= \beta_0 + \beta^{-}_{n,\,z}\, s^{p-}_{z,\,t} + \varepsilon_t \\ r_{t,\ t+n} &= \beta_0 + \beta^{+}_{n,\,z}\, s^{p+}_{z,\,t} + \varepsilon_t \end{aligned} \qquad \forall\ z = i,\ j,\ k, \tag{4.10}$$

L'intérêt de cette méthode réside dans les R^2 obtenus, qui, selon toute vraisemblance, devraient s'avérer plus révélateurs dans certains cas particuliers. L'approche événementielle ne modifie pas la substance des résultats initiaux, mais fournit, par le biais des R^2 individuels pour chaque indicateur, plus d'information sur l'importance de l'effet des nouvelles qui s'avéraient déjà significatives avec la méthode initiale par série chronologiques. Dans les tableaux du Chapitre V, nous rapporterons les R^2 obtenus avec l'approche événementielle sous les coefficients estimés par le modèle de base. Naturellement, comme il arrive que certains indicateurs en provenance de différentes zones soient annoncés exactement en même temps, de légères disparités existent parfois entre les coefficients estimés par les équations (4.3) et (4.9), puisque la première tient compte de l'ensemble des nouvelles alors que la seconde les considère individuellement. Comme les occasionnelles différences observées dans les résultats en fonction de la méthode employée s'avèrent négligeables, tant en niveau que dans le degré de significativité statistique en découlant, nous choisissons de présenter les R^2 de l'approche événementielle conjointement aux coefficients estimés de l'approche par séries chronologiques, pour ajouter une dimension intuitive aux résultats autant que pour éviter d'alourdir la présentation des tableaux.

CHAPITRE V

RÉSULTATS

Sont détaillés dans cette section les résultats basés sur les modèles définis au Chapitre IV. Après avoir présenté les conclusions des tests économétriques préliminaires, nous procédons à l'analyse des réactions du taux USD/CAD aux nouvelles macroéconomiques, puis, dans un deuxième temps, nous étudions les réponses du taux EUR/CAD aux mêmes nouvelles. Tout comme les articles recensés dans le Chapitre II, nous nous intéressons spécifiquement à la révélation d'un contenu informationnel propre aux indicateurs étudiés, mais bien entendu, une multitude d'informations d'autre nature peut arriver à tout moment durant les périodes d'activité du marché des changes.

5.1 Tests économétriques préliminaires

Puisqu'il est bien documenté que les séries chronologiques financières à haute fréquence affichent typiquement un comportement autocorrelé et des termes d'erreur hétéroscédastiques et leptokurtiques, nous soumettons nos équations aux tests économétriques d'usage pour déceler la présence de ces phénomènes avant de procéder à l'analyse des résultats.

Pour déterminer si nos estimations révèlent des termes d'erreur hétéroscédastiques, nous avons effectué des tests de White (1980) sur chacune des spécifications considérées de l'équation (4.3), soit (i) pour les taux USD/CAD et EUR/CAD et (ii) pour chaque horizon temporel étudié (1, 2, 3, 4, 5, 15, 30, 60, 120 et 240 minutes). Les statistiques

déterminantes découlant de ces tests sont rapportées dans le Tableau (B.1) à l'Appendice B. Tel qu'anticipé, les tests concluent systématiquement à la présence d'hétéroscédasticité, et ce, à des niveaux de significativité de 1 % dans tous les cas de figure. Tel que discuté au Chapitre II, cette observation est en phase avec la littérature existante.

Pour évaluer si nos estimations révèlent un comportement autocorrelé, nous avons effectué des tests de Breusch (1978) et Godfrey (1978) sur chacune des spécifications considérées de l'équation (4.3), soit pour les taux USD/CAD et EUR/CAD et pour chaque horizon temporel étudié. Les statistiques déterminantes découlant de ces tests sont également rapportées dans le Tableau (B.1) à l'Appendice B. Tel qu'attendu, les tests révèlent systématiquement la présence d'autocorrélation du premier ordre, et ce, à des niveaux de significativité de 1 % dans tous les cas de figure. Encore ici, ces diagnostics corroborent ce que nous indique la littérature.

Puisqu'il appert clairement que nos données affichent à la fois un comportement autocorrelé et des termes d'erreur hétéroscédastiques, nous utiliserons donc des matrices de variance-covariance issues de la méthode de Newey et West (1987) pour interpréter toutes les équations ci-après estimées. Cette procédure HAC (« *heteroscedasticity and autocorrelation consistent* ») corrige le niveau de significativité statistique des coefficients estimés pour tenir compte de l'hétéroscédasticité et de la dépendance temporelle qui caractérisent nos données.

5.2 Réactions du taux USD/CAD

Dans un premier temps, nous considérons l'effet de l'ensemble des indicateurs macroéconomiques retenus sur le taux de change USD/CAD seulement. Nous présentons d'abord l'analyse de base, puis détaillons les résultats obtenus pour l'asymétrie potentielle des réactions et l'activité précédant les annonces.

5.2.1 Analyse de base

Les résultats de nos analyses sont présentés en deux temps : d'abord pour des horizons de court terme (une à cinq minutes suivant les annonces), puis pour des horizons de moyen terme (15, 30, 60, 120 et 240 minutes après les annonces). Seuls les indicateurs pour lesquels au moins un des cinq coefficients estimés s'avère significatif au seuil minimum de 10 % apparaissent dans les tableaux de cette section ; les résultats restants sont tout de même présentés à l'Appendice C. Afin d'alléger l'aspect visuel des tableaux, nous ne rapportons pas les écart-types, *t-stats* et *p-values* obtenus ; naturellement, ceux-ci ont toutefois été utilisés pour déterminer le niveau de significativité statistique des coefficients estimés, qui est indiqué par la notation étoilée définie dans les notes figurant au bas des tableaux.

5.2.1.1 Analyse à court terme

Le Tableau (5.1) présente les coefficients estimés de l'équation (4.3) aux cinq horizons temporels de court terme. Les valeurs recensées représentent donc la variation en pourcentage du taux de change USD/CAD suite à un choc positif d'un écart-type [1] aux indicateurs macroéconomiques recensés. La Figure (5.1) représente graphiquement les fonctions de réponse à une surprise positive d'un écart-type des indicateurs canadiens dont les coefficients estimés s'avèrent les plus significatifs ; la Figure (5.2) fait de même pour les indicateurs américains révélateurs.

À première vue, quatre indicateurs canadiens semblent exercer un impact significatif sur le taux USD/CAD à court terme, où une valeur annoncée plus (moins) élevée qu'anticipée entraîne une appréciation (dépréciation) du dollar canadien par rapport au dollar américain. L'indicateur CA-Emploi est celui dont l'impact quantitatif est le plus

1. Comme les chocs d'un éacrt-type ne sont pas départagés selon leur signe dans cette partie, et puisque le sens de l'effet (appréciation ou dépréciation) induit par un choc positif et négatif aux indicateurs sera mentionné dans tous les cas, les réactions estimées sont présentées en valeur absolue dans le texte (sauf indication contraire), afin d'alléger la lecture. Par construction, les coefficients listés dans les tableaux et utilisés pour tracer les graphiques considèrent les surprises positives d'un écart-type — les réponses aux chocs négatifs équivalents sont donc obtenues en inversant les signes.

Tableau 5.1 Réactions à court terme du taux USD/CAD

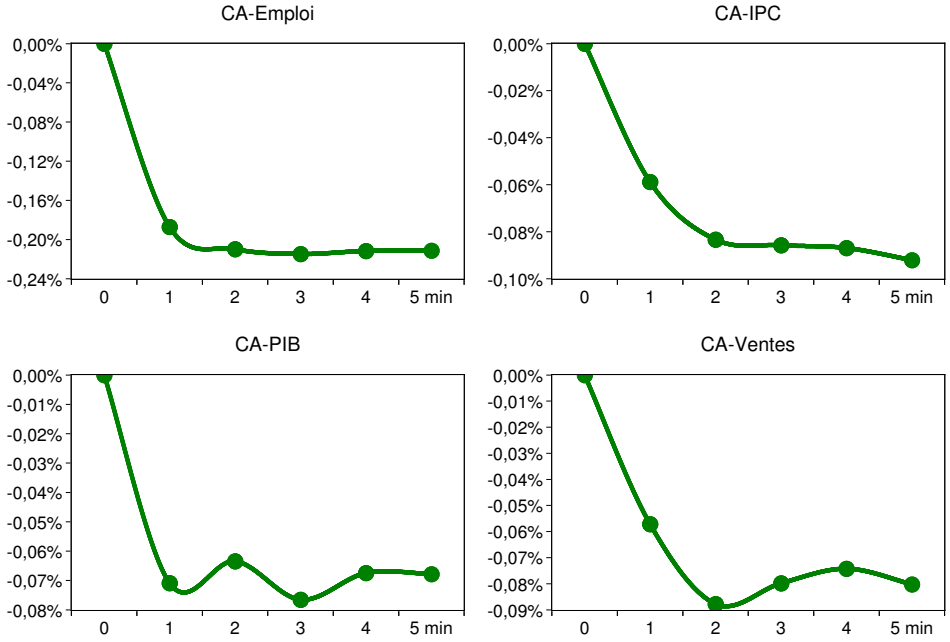
Indicateur	**1 min.**	**2 min.**	**3 min.**	**4 min.**	**5 min.**
CA-Emploi	$-0{,}1870^{***}$	$-0{,}2097^{***}$	$-0{,}2148^{***}$	$-0{,}2118^{***}$	$-0{,}2113^{***}$
R^2	(0,4881)	(0,5691)	(0,5780)	(0,5739)	(0,5517)
CA-IPC	$-0{,}0588^{**}$	$-0{,}0834^{***}$	$-0{,}0858^{***}$	$-0{,}0870^{***}$	$-0{,}0921^{***}$
R^2	(0,1306)	(0,2295)	(0,2713)	(0,2715)	(0,2729)
CA-PIB	$-0{,}0709$	$-0{,}0634^{**}$	$-0{,}0765^{**}$	$-0{,}0674^{**}$	$-0{,}0678^{**}$
R^2	(0,1565)	(0,1201)	(0,1533)	(0,1657)	(0,1648)
CA-Ventes	$-0{,}0571^{***}$	$-0{,}0878^{***}$	$-0{,}0798^{***}$	$-0{,}0742^{**}$	$-0{,}0802^{**}$
R^2	(0,2028)	(0,4411)	(0,3832)	(0,2724)	(0,2913)
US-Chantiers	$-0{,}0224^{**}$	$-0{,}0243^{***}$	$-0{,}0338^{***}$	$-0{,}0305^{***}$	$-0{,}0286^{**}$
R^2	(0,1747)	(0,1524)	(0,2354)	(0,1699)	(0,1206)
US-Confiance	$-0{,}0293^{**}$	$-0{,}0379^{**}$	$-0{,}0329^{**}$	$-0{,}0433^{**}$	$-0{,}0511^{**}$
R^2	(0,1853)	(0,2254)	(0,1597)	(0,1609)	(0,1458)
US-Emploi	$-0{,}0592$	$-0{,}1141^{**}$	$-0{,}1085^{**}$	$-0{,}1040^{**}$	$-0{,}1220^{**}$
R^2	(0,0977)	(0,2599)	(0,2035)	(0,1652)	(0,1913)
US-IPC	$0{,}0277^{***}$	$0{,}0307^{***}$	$0{,}0267^{**}$	$0{,}0192^{*}$	$0{,}0144$
R^2	(0,1528)	(0,1235)	(0,0802)	(0,0411)	(0,0159)
US-IPP	$-0{,}0110$	$-0{,}0174$	$-0{,}0228^{*}$	$-0{,}0169$	$-0{,}0176$
R^2	(0,0013)	(0,0117)	(0,0205)	(0,0072)	(0,0078)
US-Ventes	$-0{,}0316^{***}$	$-0{,}0355^{**}$	$-0{,}0349^{***}$	$-0{,}0375^{**}$	$-0{,}0428^{**}$
R^2	(0,1688)	(0,1588)	(0,1605)	(0,1535)	(0,1791)
EU-IPP	$-0{,}0055^{**}$	$-0{,}0024$	$-0{,}0044$	$-0{,}0024$	$-0{,}0027$
R^2	(0,0943)	(0,0149)	(0,0306)	(0,0036)	(0,0003)
EU-Production	$-0{,}0034$	$-0{,}0125^{***}$	$-0{,}0090^{**}$	$-0{,}0096^{*}$	$-0{,}0064$
R^2	(0,0266)	(0,1727)	(0,0674)	(0,0805)	(0,0382)

Notes : Sont présentés ci-haut les coefficients estimés de l'équation (4.3), qui représentent la variation en pourcentage du taux USD/CAD au terme des différents horizons temporels de court terme suite à une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs macroéconomiques pour lesquels au moins un des cinq coefficients estimés s'avère significatif au seuil minimum de 10 % — les résultats supplémentaires sont répertoriés dans le Tableau (C.1), à l'Appendice C. Les R^2 obtenus avec l'approche événementielle, détaillée à la section (4.3.4), sont présentés entre parenthèses sous les coefficients correspondants. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (*), de 5 % (**), de 1 % (***).

important : un choc positif (négatif) d'un écart-type entraîne une appréciation (dépréciation) du dollar canadien d'environ 0,20 % dès la première minute suivant l'annonce — et le R^2 de 0,49 témoigne du poids considérable de cet indicateur dans la variation observée. Concrètement, nos estimations révèlent donc que lorsque le nombre d'emplois

Figure 5.1 Fonctions de réponse de court terme du taux USD/CAD à certains indicateurs macroéconomiques canadiens



Notes : Les graphiques ci-haut présentent les fonctions de réponse de court terme estimées du taux de change USD/CAD à une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs canadiens dont les coefficients s'avèrent les plus globalement significatifs. Une interpolation spline a été effectuée entre les valeurs des coefficients estimés. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

au Canada (annoncé mensuellement dans les résultats de l'enquête sur la population active de Statistique Canada) s'avère supérieur (inférieur) par une valeur de 34 019 [2] aux anticipations *ex ante*, une appréciation (dépréciation) quasi-immédiate du dollar canadien face au dollar américain de l'ordre de 0,20 % s'ensuit. Parmi les autres indicateurs canadiens, au terme de cinq minutes, les réactions les plus fortes proviennent de CA-IPC (0,09 %, $R^2 = 0{,}27$), CA-Ventes (0,08 %, $R^2 = 0{,}29$) et CA-PIB (0,07 %, $R^2 = 0{,}16$).

Du côté américain, cinq indicateurs exercent un impact significatif sur le taux

2. Ce nombre représente l'écart-type de la série des différences entre la valeur annoncée (A) et les anticipations (E) de l'indicateur CA-Emploi dans notre échantillon allant de janvier 2010 à décembre 2012. Pour la liste complète des valeurs numériques correspondant aux chocs d'un écart-type aux indicateurs, voir les Tableaux (A.2), (A.4) et (A.6) à l'Appendice A.

USD/CAD à court terme, où dans tous les cas sauf un, une valeur plus (moins) élevée qu'anticipé aux données américaines entraîne une *appréciation* (dépréciation) du dollar canadien — l'effet est contraire dans le cas de US-IPC [3], où un choc positif (négatif) entraîne une dépréciation (appréciation) du dollar canadien. Ce résultat *a priori* contre-intuitif peut possiblement s'expliquer en partie par le poids considérable qu'occupe les États-Unis parmi les déterminants du commerce extérieur canadien, et par extension, de la situation économique générale au Canada.

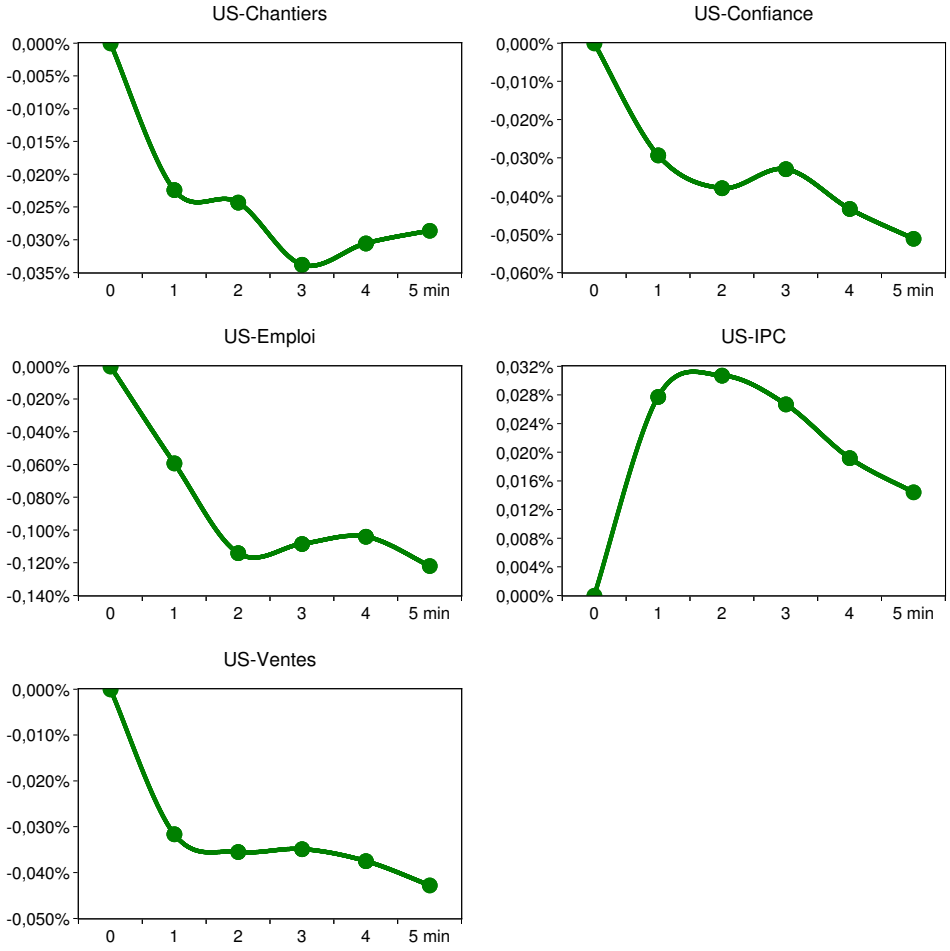
L'indicateur américain affichant l'effet quantitatif le plus prononcé est US-Emploi, tout comme CA-Emploi était la nouvelle la plus importante au sein des annonces canadiennes. Toutefois, la réaction du taux USD/CAD à US-Emploi est moins immédiate que dans le cas de CA-Emploi : l'impact augmente et devient significatif seulement au terme de la deuxième minute suivant l'annonce. Concrètement, lorsque le nombre d'emplois annoncé mensuellement par le US Bureau of Labor Statistics s'avère supérieur (inférieur) par une valeur de 78 323 [4] aux anticipations *ex ante*, une appréciation (dépréciation) du dollar canadien par rapport au dollar américain de l'ordre de 0,11 % s'ensuit au terme de la deuxième minute suivant l'annonce.

Outre les données sur l'emploi, les résultats indiquent qu'au terme de cinq minutes, les nouvelles américaines les plus révélatrices sont US-Confiance (effet de 0,05 % sur le taux USD/CAD), US-Ventes (0,04 %), US-Chantiers (0,03 %) et US-IPC (0,02 % au terme de quatre minutes ; non significatif après cinq minutes). Fait singulier, l'indicateur US-IPC induit une réponse qui s'estompe rapidement : les coefficients estimés déclinent en niveau et en significativité au cours des cinq premières minutes, et les R^2 passent de 0,15 à 0,02 — or, de telles chutes ne s'observent pas au sein des autres indicateurs

3. Tel que discuté à la section 1.3.4, les résultats concernant les différents indices de niveau des prix suggèrent plus particulièrement une interprétation à deux volets. En effet, les réponses observées des taux de change à ces indicateurs peuvent être attribuées à la fois au contenu numérique de la nouvelle en tant que tel et/ou aux réactions subséquentes anticipées des autorités monétaires. Par conséquent, diverses interprétations concurrentes ne découlant pas d'une seule théorie macroéconomique peuvent se refléter dans les réactions observées.

4. Voir Tableau (A.4) à l'Appendice A.

Figure 5.2 Fonctions de réponse de court terme du taux USD/CAD à certains indicateurs macroéconomiques américains



Notes : Les graphiques ci-haut présentent les fonctions de réponse de court terme estimées du taux de change USD/CAD à une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs américains dont les coefficients s'avèrent les plus globalement significatifs. Une interpolation spline a été effectuée entre les valeurs des coefficients estimés. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

américains globalement significatifs. Ainsi, abstraction faite de US-IPC, on peut conclure en somme que lorsque les nouvelles en provenance des États-Unis pointent vers une économie américaine plus (moins) vigoureuse, le dollar canadien a tendance à s'apprécier (se déprécier) par rapport au dollar américain.

Par ailleurs, tel qu'anticipé, il ne semble pas que les indicateurs européens exercent une influence significative sur le taux USD/CAD : seulement quatre des 40 coefficients estimés (8 indicateurs $\times$ 5 horizons temporels) s'avèrent significatifs, et leur valeur absolue ne dépasse guère 0,0125. Par contre, trois de ces quatre coefficients significatifs proviennent de l'indicateur EU-Production, pour lequel un choc positif (négatif) d'un écart-type entraîne une appréciation (dépréciation) du dollar canadien face au dollar américain oscillant autour de 0,01 % au cours des deux à quatre minutes suivant les annonces — il semble toutefois hasardeux d'accorder un sens économique clair à ces résultats.

Somme toute, l'ajustement du taux USD/CAD aux surprises macroéconomiques en provenance du Canada et des États-Unis s'effectue donc très rapidement, et le plus clair de l'effet se fait généralement sentir au cours des deux premières minutes suivant les annonces, ce qui corrobore les résultats provenant des plus récentes études à haute fréquence sur le sujet. Les nouvelles concernant le niveau d'emploi, tant au Canada qu'aux États-Unis, sont celles qui induisent l'effet le plus fort à court terme sur le taux de change entre les deux pays. Par ailleurs, non seulement les surprises positives (négatives) aux variables canadiennes entraînent une appréciation (dépréciation) du dollar canadien, mais les surprises aux variables *américaines* en font autant (exception faite de US-IPC). Remarquons au passage que les réponses du taux USD/CAD ne sont pas toujours les plus fortes au terme de la première minute ; elles augmentent parfois progressivement au cours des deux à cinq minutes suivant le choc (et les R^2 correspondants évoluent généralement dans le même sens). Par exemple, un choc d'un écart-type à CA-Ventes entraîne sur la valeur du dollar canadien un effet de 0,06 % ($R^2 = 0{,}20$) au terme de la première minute suivant l'annonce, et la réponse augmente à 0,09 % ($R^2 = 0{,}44$) au terme de la seconde minute — un phénomène similaire s'observe notamment pour US-Emploi. Notons également qu'une légère surréaction du taux de change semble se manifester dans le cas de certains indicateurs, particulièrement CA-PIB et CA-Ventes, où la réponse initiale la plus forte est ensuite tempérée.

Fait notable, on constate qu'à court terme, les nouvelles macroéconomiques en

provenance du Canada semblent occasionner un effet quantitativement plus élevé (compris entre 0,06 et 0,21 %) que leur équivalent provenant des États-Unis (dont le niveau oscille entre 0,02 et 0,12 %) — et les R^2 indiquent que les surprises canadiennes expliquent généralement une plus grande part des fluctuations du taux de change. Cette constatation diverge des conclusions de certains chercheurs voulant que les agents économiques canadiens n'accorderaient que peu d'importance aux nouvelles domestiques relativement aux nouvelles américaines (Gravelle et Moessner, 2001) ; néanmoins, elle va dans le sens du fait relevé par Hayo et Neuenkirch (2009) selon lequel le poids accordé aux informations domestiques par les Canadiens aurait été en croissance depuis 1998.

5.2.1.2 Analyse à moyen terme

Le Tableau (5.2) présente les résultats obtenus à des horizons de moyen terme. Les Figures (5.3) et (5.4) représentent graphiquement certaines fonctions de réponse révélatrices des mouvements du taux USD/CAD suite aux nouvelles en provenance du Canada et des États-Unis, respectivement. Notons que comme le niveau de significativité statistique des coefficients estimés s'avère plus variable parmi les horizons de moyen terme qu'il ne l'était à court terme, il arrive parfois que certains coefficients utilisés pour présenter graphiquement les fonctions de réponse de moyen terme ne soient pas systématiquement significatifs entre 15 et 240 minutes.

Dans l'ensemble, les indicateurs économiques qui induisaient une réponse significative à court terme conservent généralement un impact statistiquement significatif à moyen terme, et le sens des effets (appréciation ou dépréciation) demeure le même. À moyen terme, les nouvelles canadiennes concernant le niveau d'emploi sont toujours celles qui induisent les effets les plus prononcés, qui oscillent entre 0,16 et 0,25 % au cours des 15 à 240 minutes suivant les chocs — et les R^2 correspondants diminuent progressivement de 0,47 au terme de 15 minutes à 0,11 après 240 minutes. Outre les données concernant l'emploi, CA-Ventes et CA-IPC sont les indicateurs canadiens dont l'effet induit s'avère le plus durable : les réponses estimés pour ces deux indicateurs au terme de 240 minutes (respectivement 0,17 et 0,11 %) s'avèrent toujours statistiquement significatives, et sont

Tableau 5.2 Réactions à moyen terme du taux USD/CAD

Indicateur	**15 min.**	**30 min.**	**60 min.**	**120 min.**	**240 min.**
CA-Compte	$-0{,}0287^{**}$	$-0{,}0402^{**}$	$-0{,}0797^{***}$	$-0{,}0686^{**}$	$-0{,}0366$
R^2	(0,0001)	(0,2328)	(0,2278)	(0,0795)	(0,0031)
CA-Emploi	$-0{,}2109^{***}$	$-0{,}2036^{***}$	$-0{,}2134^{***}$	$-0{,}2586^{***}$	$-0{,}1559^{*}$
R^2	(0,4746)	(0,4128)	(0,3115)	(0,3004)	(0,1115)
CA-IPC	$-0{,}0828^{***}$	$-0{,}0928^{***}$	$-0{,}1002^{***}$	$-0{,}1278^{***}$	$-0{,}1081^{*}$
R^2	(0,2122)	(0,1903)	(0,1707)	(0,1716)	(0,0845)
CA-PIB	$-0{,}0383$	$0{,}0006$	$-0{,}0317$	$-0{,}0971^{**}$	$-0{,}1804^{***}$
R^2	(0,0612)	(0,0040)	(0,0704)	(0,4056)	(0,4673)
CA-Ventes	$-0{,}0987^{***}$	$-0{,}1154^{***}$	$-0{,}1058^{**}$	$-0{,}1513^{**}$	$-0{,}1698^{**}$
R^2	(0,3070)	(0,3393)	(0,1311)	(0,0966)	(0,1067)
US-Balance	$-0{,}0058$	$-0{,}0134$	$-0{,}0367$	$-0{,}0942^{*}$	$-0{,}0796$
R^2	(0,0031)	(0,0097)	(0,0288)	(0,0934)	(0,0520)
US-Confiance	$-0{,}0494^{**}$	$-0{,}0628^{***}$	$-0{,}0644^{***}$	$-0{,}0477$	$-0{,}0393$
R^2	(0,1851)	(0,1842)	(0,1289)	(0,0318)	(0,0237)
US-Emploi	$-0{,}1452^{**}$	$-0{,}1836^{***}$	$-0{,}1434^{*}$	$-0{,}0908$	$-0{,}0860$
R^2	(0,2047)	(0,2420)	(0,1425)	(0,0519)	(0,0337)
US-IPC	$0{,}0296^{*}$	$0{,}0447^{*}$	$0{,}0304$	$0{,}0374$	$0{,}1444^{*}$
R^2	(0,0506)	(0,0529)	(0,0167)	(0,0075)	(0,1014)
US-PIB	$-0{,}0260$	$-0{,}0176$	$-0{,}0574^{*}$	$-0{,}1310^{***}$	$-0{,}1343^{***}$
R^2	0,0149	(0,0052)	(0,0732)	(0,2060)	(0,1342)
EU-Chômage	$-0{,}0159$	$-0{,}0187$	$-0{,}0510^{***}$	$-0{,}0222$	$0{,}0253$
R^2	(0,0116)	(0,0035)	(0,0713)	(0,0191)	(0,0027)
EU-IPC	$0{,}0112$	$0{,}0197^{**}$	$0{,}0380^{*}$	$0{,}0068$	$-0{,}0482$
R^2	(0,0182)	(0,0581)	(0,0696)	(0,0000)	(0,0130)
EU-Production	$-0{,}0088$	$-0{,}0121$	$-0{,}0374$	$-0{,}0700$	$-0{,}1184^{***}$
R^2	(0,0218)	(0,0170)	(0,0696)	(0,1032)	(0,1984)

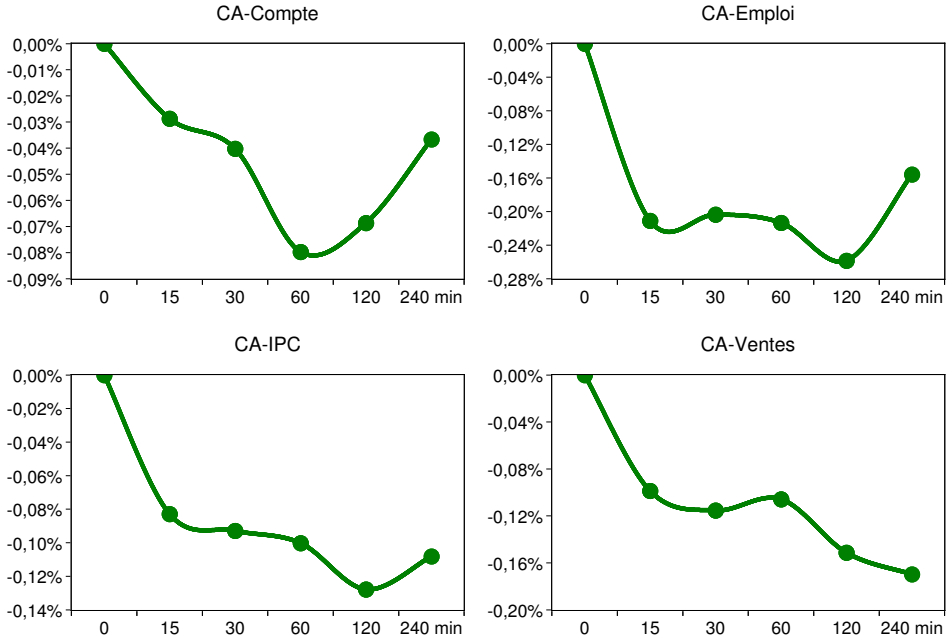
Notes : Sont présentés ci-haut les coefficients estimés de l'équation (4.3), qui représentent la variation en pourcentage du taux USD/CAD au terme des différents horizons temporels de moyen terme suite à une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs macroéconomiques pour lesquels au moins un des cinq coefficients estimés s'avère significatif au seuil minimum de 10 % — les résultats supplémentaires sont répertoriés dans le Tableau (C.2), à l'Appendice C. Les R^2 obtenus avec l'approche événementielle, détaillée à la section (4.3.4), sont présentés entre parenthèses sous les coefficients correspondants. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (*) ; de 5 % (**) ; de 1 % (***).

même plus élevées que les réponses obtenues à court terme.

Dans le même ordre d'idées, l'analyse à moyen terme révèle d'autres indicateurs canadiens dont les réponses induites sur le taux USD/CAD affichent une progression en

Figure 5.3 Fonctions de réponse de moyen terme du taux USD/CAD à certains indicateurs macroéconomiques canadiens



Notes : Les graphiques ci-haut présentent les fonctions de réponse de moyen terme estimées du taux de change USD/CAD à une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs canadiens dont les coefficients s'avèrent les plus globalement significatifs. Une interpolation spline a été effectuée entre les valeurs des coefficients estimés. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

amplitude entre 15 et 240 minutes. Par exemple, si la valeur annoncée de CA-Ventes s'avère supérieure (inférieure) aux anticipations par 0,75 points de pourcentage [5], on observe typiquement une appréciation (dépréciation) du dollar canadien par rapport au dollar américain de l'ordre de 0,10 % au terme de 15 minutes, qui culmine à 0,15 % après 120 minutes — alors que l'effet estimé était de 0,06 % au terme d'une minute et 0,08 % après cinq minutes. À ce chapitre, notons également que les effets induits par les indicateurs canadiens semblent globalement plus durables à moyen terme que leur contreparties américaines, qui s'estompent plus rapidement. En effet, alors que cinq indicateurs américains et quatre indicateurs canadiens influencent significativement le

5. Voir le Tableau (A.2), à l'Appendice A.

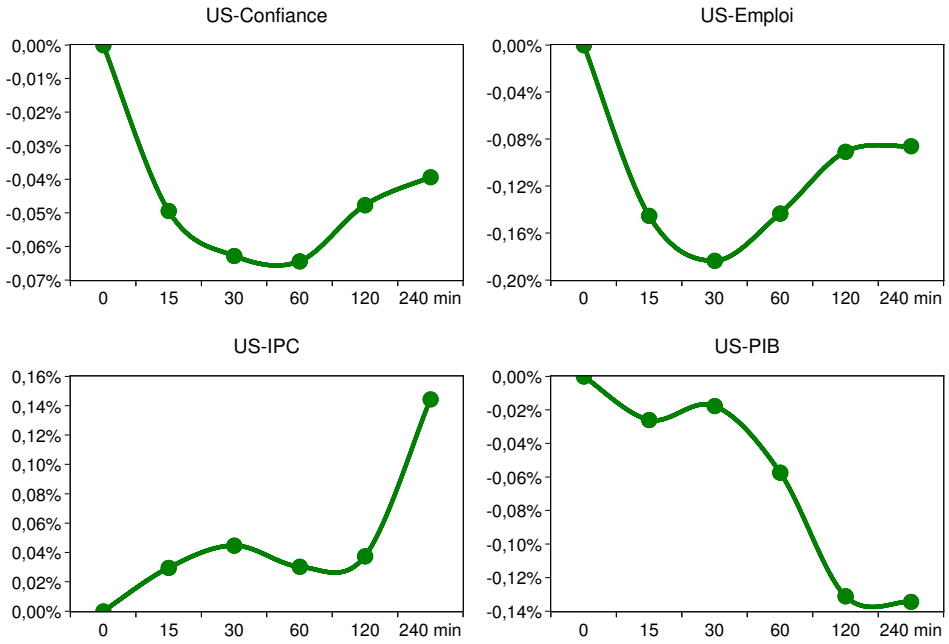
taux USD/CAD à court terme, la tendance semble s'inverser à moyen terme, où les coefficients significatifs proviennent en majorité des indicateurs canadiens. Fait à noter, l'indicateur CA-Compte, qui n'exerçait pas d'impact révélateur à court terme [6], induit des réactions qui deviennent significatives à moyen terme : par exemple, l'effet observé suite à un choc culmine au terme de 60 minutes, où il s'élève à 0,08 %. Quant à CA-PIB, les réactions estimées ne sont pas significatives entre 15 et 60 minutes, mais le deviennent ultérieurement, augmentant même de 0,10 à 0,18 % entre 120 et 240 minutes. En guise de pistes explicatives possibles aux variations tardives induites par ces deux indicateurs, nous soumettons deux hypothèses : (i) les agents économiques mettraient davantage de temps à pleinement intégrer le contenu informatif de ces indicateurs, résultant en des transactions moins instantanées, ou encore (ii) d'autres informations révélées préalablement par la performance de certaines entreprises ou certains secteurs économiques auraient fait office de précurseurs du PIB et/ou du compte courant, et seraient donc déjà partiellement escomptées dans le taux de change.

Du côté américain, les réactions induites par un choc à US-Emploi sont toujours les plus fortes à moyen terme, et varient entre 0,14 et 0,18 % au cours des 60 premières minutes, après quoi elles ne s'avèrent plus significatives. En outre, certains indicateurs induisent des réponses dont l'amplitude augmente avec le temps. Par exemple, l'effet d'un choc à US-Confiance passe de 0,05 à 0,06 % entre 15 et 60 minutes, et les réponses à US-Emploi vont de 0,15 à 0,18 % entre 15 et 30 minutes — et dans ces deux cas, les effets observés au cours de la première heure s'avèrent plus importants que ceux observés durant les cinq premières minutes. Par ailleurs, tel qu'observé avec CA-PIB, il semble que l'effet induit par un choc à US-PIB devienne plus élevé et plus révélateur à partir de 120 minutes seulement. De plus, l'indicateur US-Ventes, qui causait des réactions significatives à court terme, n'est plus significatif à moyen terme. Finalement, l'indicateur US-IPC, dont le niveau de significativité statistique des coefficients estimés s'estompait déjà à court terme, ne révèle plus d'information concluante après 30 minutes (sauf au terme de 240 minutes). En somme, il appert donc que la durée et l'ampleur des effets induits par

6. Tel que relaté dans le Tableau (C.1) à l'Appendice C.

les différents indicateurs américains sur le taux USD/CAD varie considérablement d'un cas à l'autre.

Figure 5.4 Fonctions de réponse de moyen terme du taux USD/CAD à certains indicateurs macroéconomiques américains



Notes : Les graphiques ci-haut présentent les fonctions de réponse de moyen terme estimées du taux de change USD/CAD à une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs américains dont les coefficients s'avèrent les plus globalement significatifs. Une interpolation spline a été effectuée entre les valeurs des coefficients estimés. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

À moyen terme, une quantité légèrement inférieure d'indicateurs européens induisent des réponses significatives dans le taux USD/CAD qu'à court terme, mais celles-ci s'avèrent néanmoins plus fortes. Spécifiquement, un choc positif (négatif) d'un écart-type à EU-Chômage cause une appréciation (dépréciation) du dollar canadien face au dollar américain de 0,05 % après 60 minutes, alors qu'une surprise positive (négative) à EU-IPC induit une dépréciation (appréciation) de 0,04 % au même horizon temporel. La réaction la plus surprenante provient de EU-Production, où une surprise positive (négative) cause une appréciation (dépréciation) du dollar canadien face au dollar américain de 0,12 % au terme de 240 minutes. Il importe toutefois de souligner que dans ces trois cas, les

réactions mentionnés sont les seules à être statistiquement significatives au sein des cinq horizons de moyen terme pour chaque indicateur, en plus d'être souvent substantiellement plus élevés que les réponses observées aux autres horizons de moyen terme — il serait donc audacieux de leur attribuer un sens économique formel.

5.2.2 Asymétrie des réactions

Dans cette section, nous cherchons à voir si les réactions présentées dans la section précédente varient en amplitude et en significativité en fonction du signe — négatif ou positif — de la composante surprise provenant des différents indicateurs. Seuls les indicateurs pour lesquels au moins deux des dix coefficients estimés s'avèrent significatifs sont présentés dans les tableaux de cette section ; les indicateurs supplémentaires sont tout de même répertoriés à l'Appendice C.

5.2.2.1 Analyse à court terme

Le Tableau (5.3) présente les coefficients estimés de l'équation (4.3) ajustée par la spécification (4.4), mesurant la réaction aux horizons temporels de court terme du taux USD/CAD en fonction du signe des surprises aux indicateurs économiques. La Figure (5.5) montre les fonctions du réponse du taux USD/CAD aux nouvelles canadiennes les plus significatives en fonction de leur signe, et la Figure (5.6) fait de même pour les nouvelles en provenance des États-Unis. Le Tableau (B.2), qui recense les résultats des tests économétriques vérifiant si la différence entre les réactions aux surprises négatives et positives s'avère statistiquement significative à court terme pour chaque indicateur, est présenté à l'Appendice B.

Dans certains cas, la décomposition des surprises en fonction de leur signe permet effectivement de révéler des informations supplémentaires. Avant d'y voir de plus près, notons que les tests économétriques visant à vérifier si les réponses diffèrent effectivement en fonction du signe des surprises donnent des résultats mitigés. D'une part, les tests effectués individuellement pour chaque indicateur et chaque horizon temporel ne per-

mettent que rarement de conclure à une réponse asymétrique, même si un coup d'oeil aux fonctions de réponse conditionnelles au signe des surprises semble suggérer l'existence d'une différence [7]. D'un autre côté, tel qu'explicité à la section 4.3.2, des tests de Wald conjoints effectués sur des systèmes d'équations regroupant les cinq horizons temporels considérés et étudiant séparément chaque indicateur révèlent pour leur part l'existence d'asymétrie dans la majorité des cas. Ainsi, s'il s'avère souvent hasardeux de conclure à une réaction asymétrique en considérant individuellement chaque indicateur, une analyse plus générale indique régulièrement que lorsque considérés globalement au sein d'une même équation, les coefficients estimés diffèrent.

Parmi les indicateurs canadiens [8], la décomposition des surprises révèle que le signe associé à un choc d'un écart-type s'avère parfois déterminant pour la réaction qui s'ensuit dans le taux de change. En guise d'exemple concret, si la variation annualisée (annoncée mensuellement) de l'IPC canadien s'avère inférieure aux attentes par un écart-type (0,24 points de pourcentage), l'appréciation subséquente du dollar canadien varie entre 0,09 et 0,11 % au cours des cinq minutes suivant l'annonce, et les coefficients sont toujours significatifs au seuil de 1 %. Or, si la surprise à CA-IPC s'avère supérieure aux attentes par la même valeur, les dépréciations estimées oscillent entre 0,01 et 0,08 % à court terme, et ne sont pas significatives, même au seuil de 10 %. Il en va de même au sein des autres indicateurs canadiens, où les réponses de court terme aux chocs négatifs sont souvent plus fortes et plus significatives que leur contrepartie positive. Au terme de cinq minutes, les asymétries les plus remarquables s'observent au sein de CA-Ventes

---

7. Cet état de fait est également rapporté par Pearce et Solakoglu (2007). Notons par ailleurs qu'Andersen *et al* (2003), qui consacrent une section de leur étude à la décomposition des surprises en fonction du signe, présentent plusieurs graphiques étayant une asymétrie dans les réponses des taux de change, sans toutefois faire mention de tests statistiques relatifs.

8. Le cas de l'indicateur CA-Compte mérite une attention particulière. Puisque le solde du compte courant canadien était négatif tout au long de notre échantillon, une surprise positive (négative) représente alors un solde moins (plus) fortement négatif qu'anticipé, qui peut donc s'interpréter comme une nouvelle favorable (défavorable) pour l'économie canadienne. Toutefois, puisque cet indicateur est annoncé trimestriellement, nous ne disposons que de 12 observations ; par ailleurs, la composante surprise s'est avérée positive seulement deux fois au cours de notre échantillon — les données sont donc trop limitées pour tirer des interprétations concluantes dans ce cas. Pour la même raison, les R^2 rapportés pour les surprises positives à CA-Compte ne peuvent pas être interprétés normalement.

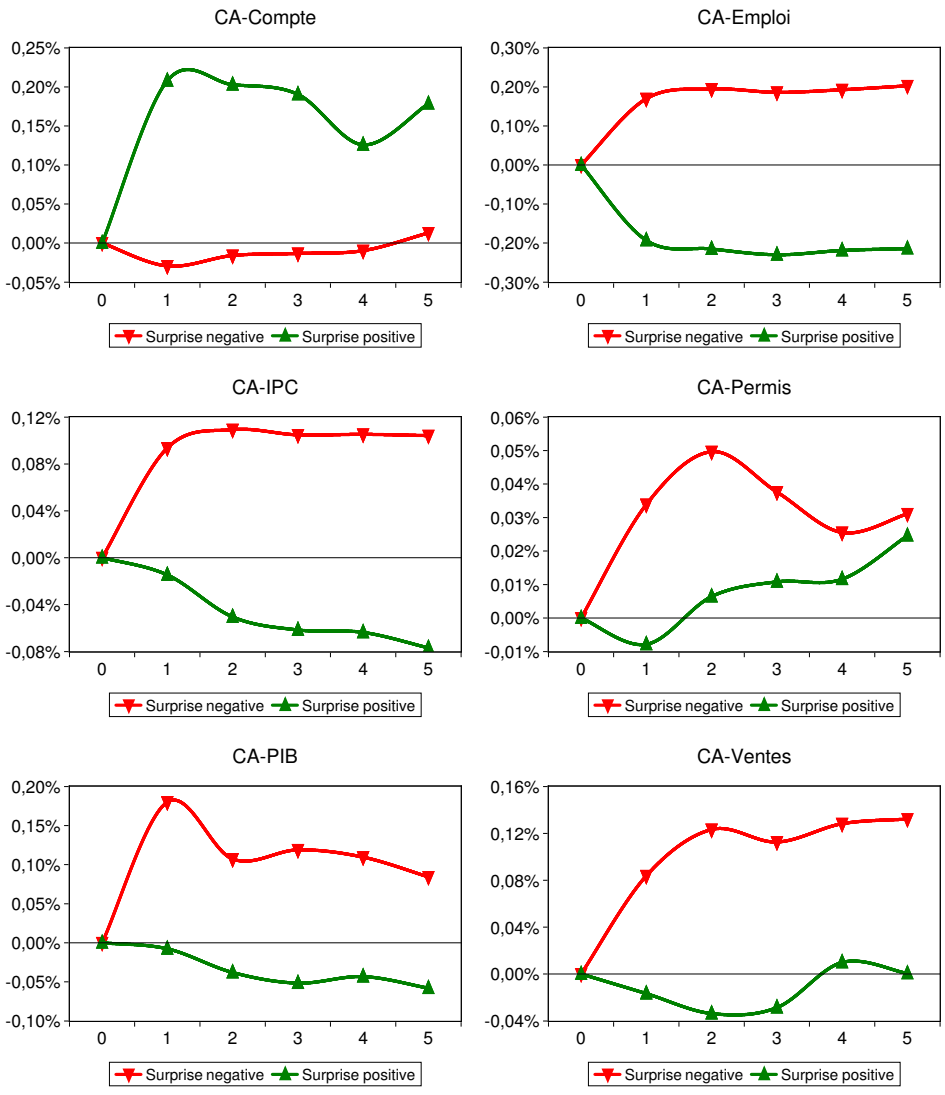
Tableau 5.3 Réactions à court terme du taux USD/CAD en fonction du signe des surprises

Indicateur	1 min.		2 min.		3 min.		4 min.		5 min.	
	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+
CA-Chantiers	−0,0044	0,0036	−0,0026	0,0045	0,0090	0,0074**	0,0022	0,0110**	−0,0059	0,0110
R^2	(0,0221)	(0,0136)	(0,0007)	(0,0804)	(0,0181)	(0,0749)	(0,0172)	(0,0823)	(0,0013)	(0,1040)
CA-Compte	0,0294	0,2078***	0,0160	0,2029***	0,0133	0,1903**	0,0098	0,1259	−0,0130	0,1783
R^2	(0,0053)	(1,0000)	(0,0413)	(1,0000)	(0,0401)	(1,0000)	(0,0001)	(1,0000)	(0,0195)	(1,0000)
CA-Emploi	−0,1698***	−0,1930***	−0,1945***	−0,2151***	−0,1861***	−0,2298***	−0,1929***	−0,2189***	−0,2026***	−0,2144***
R^2	(0,2023)	(0,3138)	(0,2008)	(0,4143)	(0,2143)	(0,4341)	(0,2162)	(0,4258)	(0,2130)	(0,3740)
CA-IPC	−0,0937***	−0,0136	−0,1093***	−0,0498	−0,1048***	−0,0610	−0,1053***	−0,0638	−0,1041***	−0,0765
R^2	(0,1063)	(0,0024)	(0,0943)	(0,0942)	(0,1222)	(0,1328)	(0,0904)	(0,1795)	(0,1169)	(0,1846)
CA-Permis	−0,0339*	−0,0078	−0,0496***	0,0064	−0,0376***	0,0108	−0,0255**	0,0116	−0,0311**	0,0246
R^2	(0,0025)	(0,0108)	(0,0499)	(0,0022)	(0,1104)	(0,0014)	(0,2066)	(0,0005)	(0,1254)	(0,0090)
CA-PIB	−0,1802***	−0,0076	−0,1072***	−0,0381	−0,1189***	−0,0516*	−0,1097***	−0,0434*	−0,0842**	−0,0581
R^2	(0,0111)	(0,0356)	(0,0784)	(0,0044)	(0,0440)	(0,0001)	(0,0068)	(0,0000)	(0,0267)	(0,0028)
CA-Ventes	−0,0838***	−0,0167	−0,1233***	−0,0338	−0,1126***	−0,0286	−0,1282***	0,0099	−0,1323***	0,0006
R^2	(0,0151)	(0,0021)	(0,2206)	(0,0374)	(0,2391)	(0,0348)	(0,3422)	(0,0337)	(0,3681)	(0,0124)
US-Chantiers	−0,0238	−0,0194**	−0,0169	−0,0241**	−0,0195	−0,0359***	−0,0212	−0,0316**	−0,0139	−0,0320**
R^2	(0,1101)	(0,0099)	(0,0019)	(0,1721)	(0,0190)	(0,1901)	(0,0025)	(0,2222)	(0,0002)	(0,2565)
US-Confiance	−0,0594**	−0,0067	−0,0615**	−0,0202**	−0,0543*	−0,0168**	−0,0758**	−0,0189	−0,0940**	−0,0188
R^2	(0,2339)	(0,2132)	(0,1290)	(0,0187)	(0,1057)	(0,0642)	(0,1288)	(0,0299)	(0,1506)	(0,0278)
US-Emploi	−0,0309	−0,1051*	−0,0894	−0,1576**	−0,0947	−0,1318**	−0,0782	−0,1485*	−0,1079**	−0,1492*
R^2	(0,1083)	(0,1519)	(0,0158)	(0,2268)	(0,0047)	(0,1061)	(0,0042)	(0,0799)	(0,0002)	(0,0802)
US-IPC	0,0278*	0,0301***	0,0336*	0,0314***	0,0141	0,0378***	0,0066	0,0319**	0,0080	0,0230
R^2	(0,0103)	(0,3350)	(0,0065)	(0,2192)	(0,0080)	(0,2436)	(0,0093)	(0,1743)	(0,0137)	(0,1204)
US-PIB	0,0012	0,0221**	−0,0110	0,0293***	−0,0099	0,0278***	−0,0150	0,0269***	−0,0061	0,0146
R^2	(0,0001)	(0,3133)	(0,0003)	(0,3541)	(0,0015)	(0,3523)	(0,0030)	(0,4462)	(0,0004)	(0,1684)
US-Ventes	−0,0225	−0,0474**	−0,0369*	−0,0328	−0,0271**	−0,0464**	−0,0236	−0,0603**	−0,0316	−0,0609**
R^2	(0,5524)	(0,0004)	(0,3289)	(0,0010)	(0,2251)	(0,0185)	(0,2491)	(0,0656)	(0,2704)	(0,0387)
EU-IPP	−0,0030	−0,0059**	0,0005	−0,0025	0,0011	−0,0051	0,0066*	−0,0038	0,0169**	−0,0062
R^2	(0,1368)	(0,2685)	(0,0375)	(0,1479)	(0,1367)	(0,0643)	(0,1518)	(0,0420)	(0,8167)	(0,1438)
EU-PMI	−0,0083	0,0101**	−0,0126	0,0137**	−0,0102	0,0143	−0,0114	0,0078	−0,0167**	0,0090
R^2	(0,0137)	(0,0927)	(0,0091)	(0,1531)	(0,0219)	(0,2281)	(0,0253)	(0,2260)	(0,2299)	(0,0369)
EU-Production	−0,0134*	−0,0003	−0,0233***	−0,0099*	−0,0114*	−0,0095*	−0,0267***	−0,0043	−0,0162*	−0,0034
R^2	(0,0017)	(0,0610)	(0,0979)	(0,0423)	(0,0106)	(0,0358)	(0,0000)	(0,0065)	(0,0004)	(0,0090)

Notes : Sont présentés ci-haut les coefficients estimés de l'équation (4.3) augmentée par la spécification (4.4) suite à une surprise négative d'un écart-type (β^-) et positive d'un écart-type (β^+) aux indicateurs macroéconomiques pour lesquels au moins deux des dix coefficients estimés s'avèrent significatifs au seuil minimum de 10 % — les résultats supplémentaires sont répertoriés dans le Tableau (C.3), à l'Appendice C. Pour les colonnes β^-, une valeur négative (positive) représente une dépréciation (appréciation) du dollar canadien ; pour les colonnes β^+, une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien. Les R^2 obtenus avec l'approche événementielle, détaillée à la section (4.3.4), sont présentés entre parenthèses sous les coefficients correspondants. Les résultats des tests de Wald vérifiant la significativité de la différence observée au sein de chaque paire de coefficients sont présentés dans le Tableau (B.2), à l'Appendice B.

Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (*), de 5 % (**), de 1 % (***).

Figure 5.5 Fonctions de réponse à court terme du taux USD/CAD à certains indicateurs macroéconomiques canadiens en fonction du signe des surprises



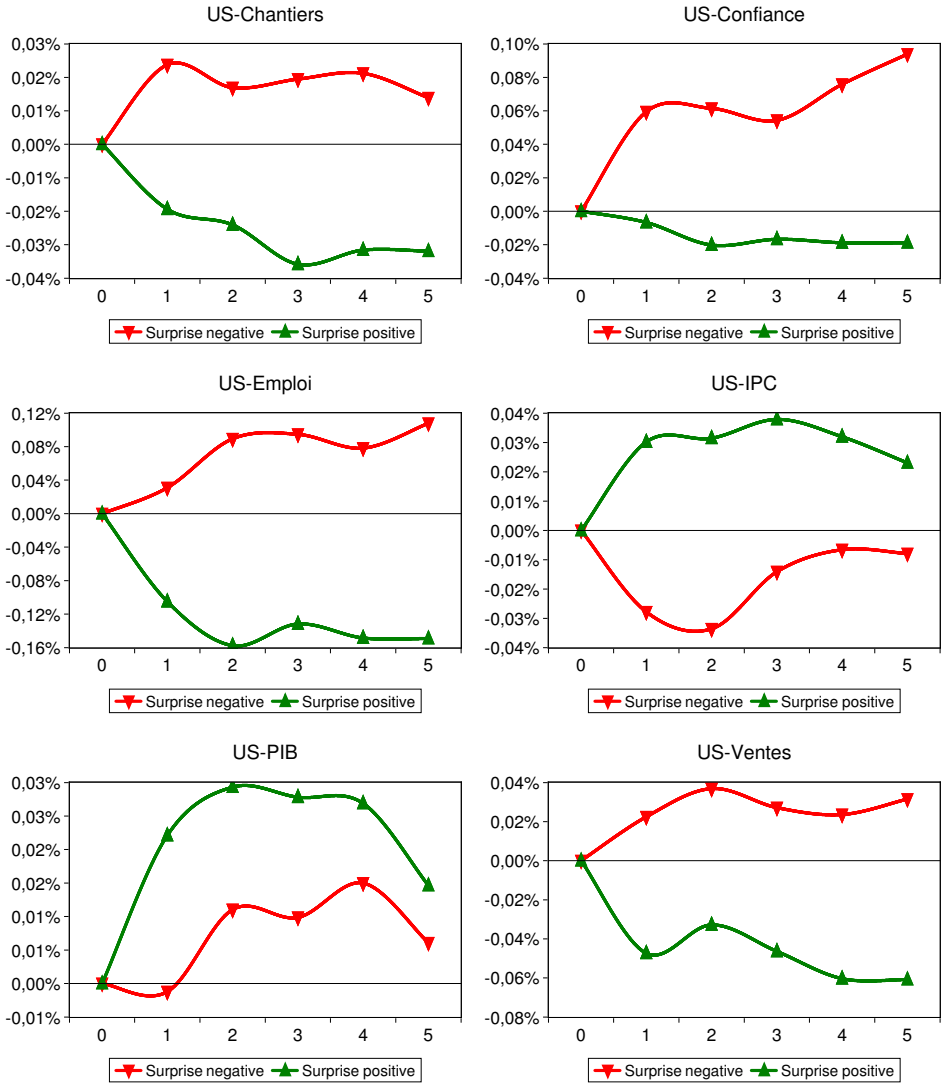
Notes : Les graphiques ci-haut présentent les fonctions de réponse estimées du taux USD/CAD suivant une surprise négative d'un écart-type et une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs macroéconomiques canadiens les plus significatifs. Les coefficients β^{-} recensés dans le Tableau (5.3) ont été multipliés par -1 pour générer les courbes de réponse aux chocs négatifs. Une interpolation spline a été effectuée entre les valeurs des coefficients estimés. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

(dépréciation du dollar canadien de 0,13 % versus réaction nulle lors des chocs positifs), CA-PIB (−0,08 % versus +0,06 %) et CA-Permis (−0,03 % versus +0,02 %). Exception notable, seul CA-Emploi affiche une réponse globalement symétrique et très significative peu importe le signe (−0,20 % pour les chocs négatifs et +0,21 % pour les chocs positifs au terme de cinq minutes). Abstraction faite de CA-Emploi et CA-Compte, il semble donc que les réactions de court terme du taux USD/CAD soient proportionnellement plus marquées lorsque les nouvelles canadiennes concernant la vigueur de l'économie et l'évolution du niveau des prix déçoivent les attentes que lorsqu'elles les surpassent.

Le portrait de l'asymétrie des réponses du taux USD/CAD aux nouvelles américaines est plus bigarré. D'un côté, des chocs positifs (négatifs) à US-Chantiers, US-Confiance, US-Emploi et US-Ventes causent une appréciation (dépréciation) du dollar canadien, alors que des chocs positifs (négatifs) à US-IPC et US-PIB induisent pour leur part une dépréciation (appréciation) du dollar canadien. Plus en détail, la variation de la valeur du dollar canadien au terme de cinq minutes est moins importante lors des surprises négatives que lors des surprises positives dans le cas de US-Chantiers (−0,01 versus +0,03 %), US-Emploi (−0,11 versus +0,15 %) et US-Ventes (−0,03 versus +0,06 %), et les coefficients associés aux surprises positives sont souvent plus fortement significatifs que les coefficients associés aux surprises négatives. Inversement, les réactions aux surprises négatives dominent en amplitude et en significativité pour US-Confiance (−0,09 versus +0,02 %). En somme, on peut donc conclure que *ceteris paribus*, le dollar canadien s'avère plus sensible à court terme lorsque l'indice de confiance des consommateurs aux États-Unis déçoit les attentes ; par contre, le dollar canadien réagit plus fortement quand les nouvelles américaines concernant les mises en chantiers, l'emploi, et les ventes au détail pointent vers une situation économique plus forte aux États-Unis.

Parmi les indicateurs européens, la seule asymétrie significative se révèle au sein de EU-Production, où les chocs négatifs induisent une dépréciation du dollar canadien face au dollar américain plus marquée que l'appréciation qui s'observe lors des chocs positifs. En effet, au cours des cinq premières minutes suivant l'annonce de EU-Production, les réponses associées aux surprises négatives oscillent entre −0,01 et −0,03 % et sont

Figure 5.6 Fonctions de réponse à court terme du taux USD/CAD à certains indicateurs macroéconomiques américains en fonction du signe des surprises



Notes : Les graphiques ci-haut présentent les fonctions de réponse estimées du taux USD/CAD suivant une surprise négative d'un écart-type et une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs macroéconomiques américains les plus significatifs. Les coefficients β^{-} recensés dans le Tableau (5.3) ont été multipliés par -1 pour générer les courbes de réponse aux chocs négatifs. Une interpolation spline a été effectuée entre les valeurs des coefficients estimés. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

toujours significatives au seuil minimum de 10 %, alors que les réactions aux surprises positives s'avèrent peu significatives et ne dépassent pas +0,01 %.

5.2.2.2 Analyse à moyen terme

Le Tableau (5.4) présente les coefficients estimés de l'équation (4.3) ajustée par la spécification (4.4), mesurant la réaction aux horizons temporels de moyen terme du taux USD/CAD en fonction du signe des surprises aux indicateurs économiques. La Figure (5.7) montre les fonctions du réponse du taux USD/CAD aux nouvelles canadiennes les plus révélatrices en fonction de leur signe, et la Figure (5.8) fait de même pour les nouvelles américaines. Le Tableau (B.3), qui recense les résultats des tests économétriques vérifiant si la différence entre les réactions aux surprises négatives et positives s'avère statistiquement significative à moyen terme pour chaque indicateur, est présenté à l'Appendice B.

Parmi les indicateurs canadiens, l'analyse à moyen terme des réactions induites par les surprises en fonction de leur signe révèle que pour CA-Emploi, CA-IPC et CA-Ventes, des chocs négatifs (positifs) causent une dépréciation (appréciation) du dollar canadien face au dollar américain. Quant à CA-Chantiers, il s'avère qu'aussi bien les chocs négatifs que les chocs positifs causent une dépréciation du dollar canadien. D'autre part, les effets induits par CA-PIB varient fortement à travers les horizons de moyen terme et ne permettent pas de conclure à une direction claire des réponses subséquentes. De plus, comme c'était le cas à court terme, les réactions de CA-Compte ne peuvent pas être interprétées normalement vu le nombre trop limité d'occurrences de surprises positives au cours de notre échantillon.

Au sein des indicateurs canadiens les plus révélateurs, l'asymétrie la plus franche s'observe auprès de CA-Ventes, où les chocs négatifs entraînent une dépréciation du dollar canadien oscillant entre 0,13 et 0,20 % entre 15 et 240 minutes, alors que l'appréciation observée suite aux chocs positifs est souvent moins marquée et moins significative. Par ailleurs, comme c'était le cas à court terme, les chocs à CA-Emploi induisent des réactions

Tableau 5.4 Réactions à moyen terme du taux USD/CAD en fonction du signe des surprises

Indicateur	15 min.		30 min.		60 min.		120 min.		240 min.	
	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+
CA-Chantiers	−0,0586**	0,0268**	−0,0919	0,0123	−0,2103**	0,0313	−0,2957**	0,0526**	−0,2630	0,0570*
R^2	(0,0106)	(0,0853)	(0,0274)	(0,0612)	(0,1246)	(0,1003)	(0,1242)	(0,2506)	(0,0883)	(0,2351)
CA-Compte	−0,0287**	0,5241***	−0,0301*	0,0222	−0,0895***	0,1223***	−0,0850***	0,6155**	−0,0590	11,467***
R^2	(0,0084)	(1,0000)	(0,2393)	(1,0000)	(0,2318)	(1,0000)	(0,1451)	(1,0000)	(0,0490)	(1,0000)
CA-Emploi	−0,2457***	−0,1854***	−0,1966**	−0,2060***	−0,1645	−0,2397***	−0,1707*	−0,3104***	−0,1841**	−0,1419
R^2	(0,1682)	(0,4069)	(0,1081)	(0,3763)	(0,0352)	(0,2523)	(0,1094)	(0,3773)	(0,1341)	(0,2305)
CA-IPC	−0,0983***	−0,0632	−0,0805***	−0,1086*	−0,1111***	−0,0864	−0,1096**	−0,1508**	−0,1195	−0,0936
R^2	(0,0286)	(0,1932)	(0,0545)	(0,1521)	(0,1528)	(0,0282)	(0,0028)	(0,1664)	(0,0003)	(0,0945)
CA-PIB	−0,0468	−0,0334	−0,0479	0,0277	0,0373	−0,0736	0,0208	−0,1675***	−0,0470	−0,2580***
R^2	(0,0039)	(0,0771)	(0,0020)	(0,2184)	(0,0533)	(0,0655)	(0,0079)	(0,1581)	(0,0308)	(0,2056)
CA-Ventes	−0,1344***	−0,0431	−0,1311***	−0,0898**	−0,1662***	−0,0071	−0,1957**	−0,0685	−0,1353	−0,1991
R^2	(0,2478)	(0,0693)	(0,2833)	(0,2234)	(0,4849)	(0,0635)	(0,4593)	(0,1918)	(0,1368)	(0,4244)
US-Chantiers	0,0150	−0,0501**	0,0278	−0,0397	0,0271	−0,0419	0,0337	−0,0516*	0,0378	−0,0154
R^2	(0,0002)	(0,1999)	(0,0080)	(0,0868)	(0,0283)	(0,0845)	(0,0395)	(0,0394)	(0,0253)	(0,0088)
US-Confiance	−0,0867***	−0,0213	−0,1014***	−0,0338	−0,0852***	−0,0488	−0,1238*	0,0096	−0,1117	0,0151
R^2	(0,2553)	(0,0012)	(0,1482)	(0,0251)	(0,1869)	(0,0578)	(0,3058)	(0,0397)	(0,2575)	(0,1076)
US-Emploi	−0,1200*	−0,1941*	−0,1730***	−0,2026*	−0,1331	−0,1518	−0,1120*	−0,0355	−0,1104	−0,0522
R^2	(0,0033)	(0,1220)	(0,0040)	(0,0632)	(0,0001)	(0,0284)	(0,0777)	(0,0001)	(0,1065)	(0,0089)
US-IPC	0,0455	0,0221	0,0460	0,0456***	0,0228	0,0392	−0,0150	0,0726	−0,0143	0,2447***
R^2	(0,0503)	(0,0066)	(0,1452)	(0,0652)	(0,3636)	(0,0118)	(0,1567)	(0,0473)	(0,1248)	(0,2470)
US-PIB	−0,0240	−0,0215	0,0006	−0,0310	−0,0197	−0,0935***	−0,0726**	−0,1908***	−0,0540	−0,2211***
R^2	(0,0138)	(0,0016)	(0,0042)	(0,0317)	(0,0075)	(0,3306)	(0,1288)	(0,7510)	(0,1028)	(0,5418)
US-Ventes	−0,0253	−0,0210	−0,0738	−0,0163	−0,0682	0,0061	−0,0562	0,0963*	−0,0212	0,1121**
R^2	(0,2187)	(0,0383)	(0,4311)	(0,0031)	(0,1766)	(0,0058)	(0,0024)	(0,0066)	(0,0018)	(0,1068)
EU-Chômage	−0,0010	−0,0198	0,0298	−0,0345*	−0,0502	−0,0505***	−0,0090	−0,0239	0,2932***	−0,0538
R^2	(0,3507)	(0,0113)	(0,0974)	(0,0044)	(0,0013)	(0,0267)	(0,1835)	(0,1301)	(0,2962)	(0,0033)
EU-IPC	−0,0036	0,0164	0,0283	0,0179	0,0301	0,0402	−0,0699*	0,0333	−0,2796**	0,0382
R^2	(0,1823)	(0,3518)	(0,0081)	(0,2882)	(0,0428)	(0,3901)	(0,3107)	(0,3661)	(0,1143)	(0,0672)
EU-IPP	0,0222*	−0,0133	0,0362**	−0,0217**	0,0921**	−0,0219	0,0399	0,0023	−0,0371	−0,0389
R^2	(0,2121)	(0,0253)	(0,0686)	(0,0628)	(0,0448)	(0,0072)	(0,1065)	(0,0001)	(0,0064)	(0,0633)
EU-PIB	0,0212	−0,0063	0,0031	0,0019	0,0412	0,0093	0,1251**	0,0347	−0,0082	0,0798*
R^2	(0,2598)	(0,0027)	(0,5076)	(0,0991)	(0,0001)	(0,2220)	(0,6186)	(0,0365)	(0,0874)	(0,0872)
EU-Production	−0,0272	−0,0034	−0,0033	−0,0157	−0,0053	−0,0527	0,0185	−0,1122***	−0,0289	−0,1480***
R^2	(0,0133)	(0,0142)	(0,0001)	(0,0320)	(0,0000)	(0,1895)	(0,0256)	(0,5431)	(0,0004)	(0,4060)

Notes : Sont présentés ci-haut les coefficients estimés de l'équation (4.3) augmentée par la spécification (4.4) suite à une surprise négative d'un écart-type (β^-) et positive d'un écart-type (β^+) aux indicateurs macroéconomiques pour lesquels au moins deux des dix coefficients estimés s'avèrent significatifs au seuil minimum de 10 % — les résultats supplémentaires sont répertoriés dans le Tableau (C.4), à l'Appendice C. Pour les colonnes β^-, une valeur négative (positive) représente une dépréciation (appréciation) du dollar canadien ; pour les colonnes β^+, une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien. Les R^2 obtenus avec l'approche événementielle, détaillée à la section (4.3.4), sont présentés entre parenthèses sous les coefficients correspondants. Les résultats des tests de Wald vérifiant la significativité de la différence observée au sein de chaque paire de coefficients sont présentés dans le Tableau (B.3), à l'Appendice B.

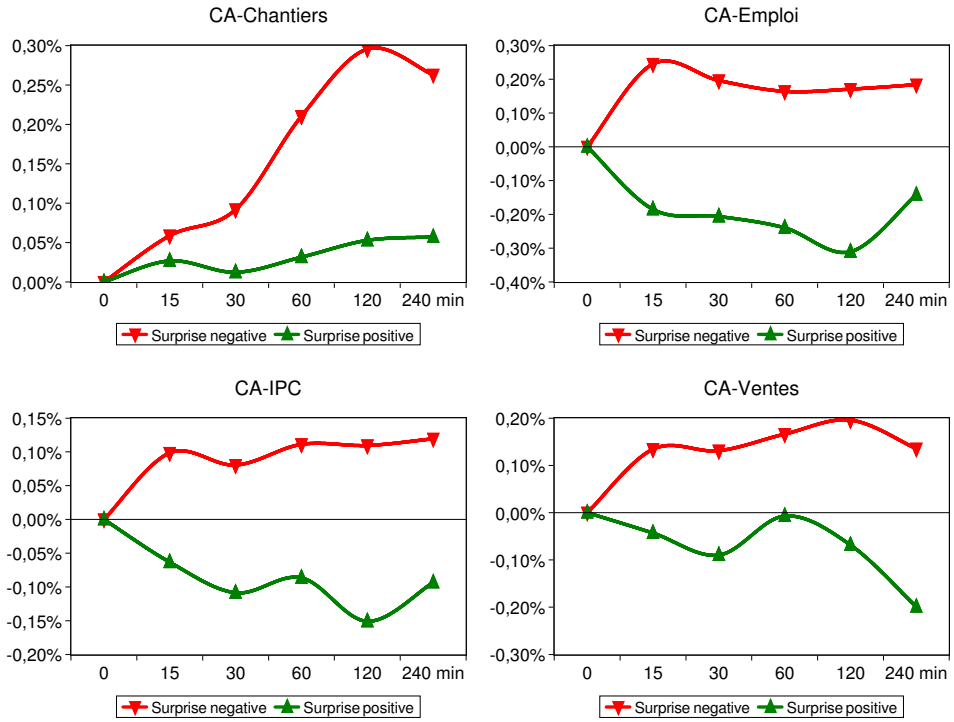
Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (*), de 5 % (**), de 1 % (***).

relativement symétriques ; toutefois, le degré de significativité des coefficients mesurant l'effet des chocs négatifs décline plus rapidement que son équivalent provenant des chocs positifs — et les R^2 associés aux surprises négatives s'avèrent toujours plus élevés. Au sein des nouvelles concernant le PIB canadien, des résultats quelque peu surprenants se manifestent : en effet, tel que discuté dans la section 5.2.1.2, les coefficients estimés ne s'avèrent pas significatifs au terme de 15, 30 et 60 minutes, mais le deviennent ultérieurement — à des horizons temporels de 120 et 240 minutes, seules les surprises positives à CA-PIB entraînent une réaction appréciable du dollar canadien (respectivement +0,17 et +0,26 %). En dépit des irrégularités mentionnées ci-haut, il demeure que l'idée répandue selon laquelle les nouvelles défavorables feraient réagir plus fortement la valeur des devises concernées semble se vérifier à moyen terme parmi la plupart des indicateurs canadiens significatifs.

Parmi les indicateurs américains, la décomposition des surprises en fonction de leur signe met également en lumière certains phénomènes asymétriques à moyen terme, qui s'avèrent aussi hétéroclites qu'ils l'étaient à court terme. D'abord, les chocs positifs (négatifs) à US-Confiance, US-Emploi et US-PIB entraînent tous une appréciation (dépréciation) du dollar canadien par rapport au dollar américain. Les surprises à US-Chantiers, positives comme négatives, causent toujours une appréciation du dollar canadien — rappelons à ce titre que les chocs à CA-Chantiers induisaient pour leur part une *dépréciation* du dollar canadien, peu importe leur signe.

Plus en détail, parmi les réponses concluantes émanant des nouvelles en provenance des États-Unis, il appert que les chocs négatifs à US-Confiance induisent un effet nettement plus fort : une surprise négative d'une valeur d'un écart-type (soit lorsque la valeur annoncée de l'indice s'avère inférieure aux anticipations par 5,1 unités) entraîne une dépréciation du dollar canadien oscillant entre 0,09 et 0,10 % au cours de la première heure suivant l'annonce, alors que les coefficients associés aux surprises positives ne sont pas statistiquement significatifs et suggèrent une appréciation ne dépassant pas 0,05 %. De plus, tout comme c'était le cas avec CA-PIB, les réponses du taux USD/CAD aux chocs à US-PIB deviennent davantage prononcées et significatives à partir d'une heure après

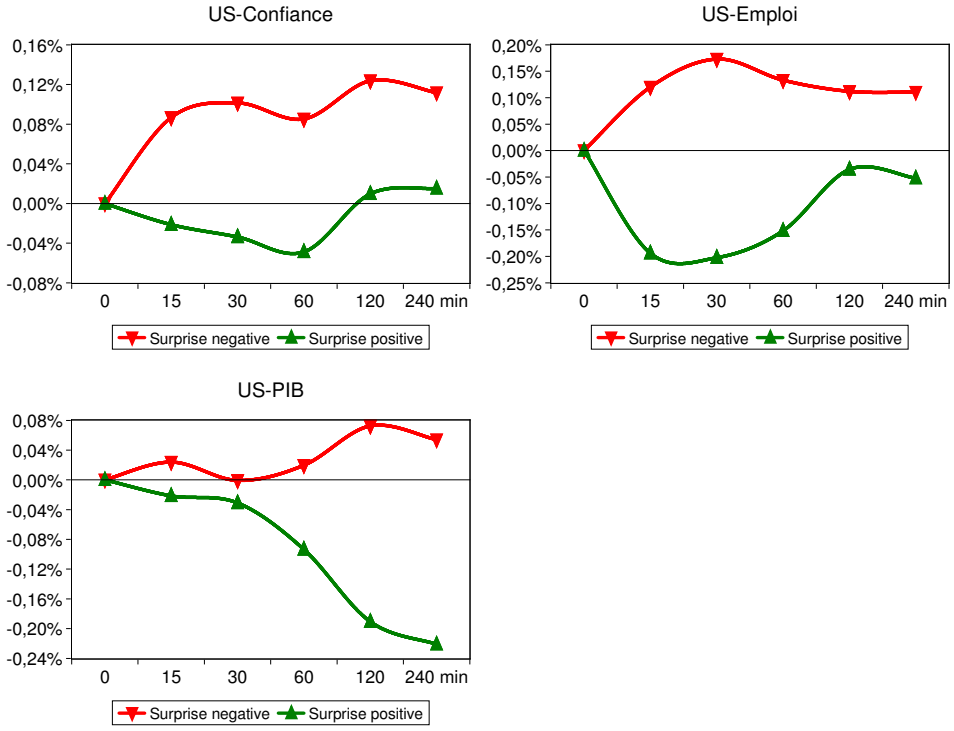
Figure 5.7 Fonctions de réponse à moyen terme du taux USD/CAD à certains indicateurs macroéconomiques canadiens en fonction du signe des surprises



Notes : Les graphiques ci-haut présentent les fonctions de réponse estimées du taux USD/CAD suivant une surprise négative d'un écart-type et une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs macroéconomiques canadiens les plus significatifs. Les coefficients β^- recensés dans le Tableau (5.4) ont été multipliés par -1 pour générer les courbes de réponse aux chocs négatifs. Une interpolation spline a été effectuée entre les valeurs des coefficients estimés. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

l'annonce : en effet, 120 et 240 minutes après la publication des données, les surprises négatives d'un écart-type au PIB américain engendrent respectivement une dépréciation du dollar canadien de 0,07 et 0,05 %, alors que les surprises positives équivalentes tendent respectivement à apprécier le dollar canadien par 0,19 et 0,22 %. Dans le cas de US-Emploi, les surprises positives exercent un effet plus fort sur le taux USD/CAD au cours des 60 premières minutes suivant l'annonce, après quoi un renversement de tendance semble s'opérer, bien que le degré de significativité des résultats au-delà de 60 minutes ne soit pas systématiquement convaincant. En ce qui a trait au reste des indicateurs américains,

Figure 5.8 Fonctions de réponse à court terme du taux USD/CAD à certains indicateurs macroéconomiques américains en fonction du signe des surprises



Notes : Les graphiques ci-haut présentent les fonctions de réponse estimées du taux USD/CAD suivant une surprise négative d'un écart-type et une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs macroéconomiques américains les plus significatifs. Les coefficients β^- recensés dans le Tableau (5.4) ont été multipliés par -1 pour générer les courbes de réponse aux chocs négatifs. Une interpolation spline a été effectuée entre les valeurs des coefficients estimés. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

les réactions observées sont trop variables pour en tirer des conclusions claires.

Ainsi donc, certaines nouvelles suggérant une économie américaine plus vigoureuse (incarnées ici par US-Emploi et US-PIB) induisent des réactions proportionnellement plus fortes que leurs contreparties défavorables, alors que dans d'autres cas, des nouvelles dépeignant une situation défavorable aux États-Unis (représentées ici par US-Confiance) causent quant à elles une réponse plus prononcée du taux USD/CAD que leur contrepartie positive. Notons en terminant que le degré de significativité statistique des coefficients

estimés pour les indicateurs américains à moyen terme décline généralement plus rapidement que dans le cas des indicateurs canadiens : il se peut donc que les réactions induites par les indicateurs américains soient moins durables que celles provenant des indicateurs canadiens.

5.2.3 Activité précédant les annonces

Le Tableau (5.5) présente les coefficients estimés de l'équation (4.8), qui mesure la réaction du taux USD/CAD pour des fenêtres temporelles d'une minute précédant l'heure officielle des annonces macroéconomiques étudiées.

Les résultats listés dans le Tableau (5.5) indiquent qu'une petite fraction des coefficients estimés pour mesurer l'existence de variations considérables du taux USD/CAD dans les instants précédant les annonces canadiennes s'avère significative. Toutefois, ces valeurs, bien que parfois statistiquement significatives, ne semblent pas pour autant révélatrices au sens économique du terme. D'autre part, les niveaux de significativité statistique obtenus demeurent sujets à des erreurs de type I, où un coefficient non-significatif serait erronément déclaré significatif respectivement une fois sur dix, sur vingt ou sur cent, selon les seuils de 10 %, 5 % et 1 %[9]. Seul l'indicateur CA-Chantiers semble faire exception à la règle, puisqu'il s'avère statistiquement significatif dans deux cas sur cinq. Or, tel que montré dans le Tableau (C.1) à l'Appendice C, cet indicateur n'exerce pas d'influence significative sur le taux USD/CAD à court terme — nous pouvons donc douter de l'importance économique à accorder à ces résultats particuliers. D'autre part, le coefficient associé à CA-Ventes deux minutes avant l'annonce est le seul à être significatif au seuil de 1% ; toutefois, sa valeur ($-0{,}01$) est nettement moins forte que celle des coefficients estimés par l'équation (4.3) entre une et cinq minutes *après* la nouvelle, dont la moyenne est de $-0{,}08$. Qui plus est, si une fuite d'information généralisée existait à $t = -2$ avant l'annonce de CA-Ventes, on pourrait penser que la réaction subséquente

9. Naturellement, nos résultats sont également sujets à des erreurs de type II, où des coefficients significatifs ne seraient pas identifiés comme tels.

Tableau 5.5 Réactions du taux USD/CAD dans les minutes précédant les annonces macroéconomiques

Indicateur	**−1 min.**	**−2 min.**	**−3 min.**	**−4 min.**	**−5 min.**
CA-Balance	−0,0016	0,0014	−0,0003	0,0007	0,0065**
CA-Chantiers	−0,0058**	−0,0057*	0,0052*	0,0019	0,0018
CA-Compte	−0,0058	−0,0036*	0,0024	−0,0029	−0,0037
CA-Emploi	0,0012	−0,0022	−0,0009	−0,0012	0,0046
CA-IPC	−0,0020	−0,0014	0,0054	0,0012	−0,0022
CA-Permis	0,0079	0,0003	0,0054	−0,0039	0,0024
CA-PIB	0,0172	0,0017	−0,0025	0,0017	0,0064
CA-Ventes	0,0062	−0,0113***	−0,0013	−0,0037	0,0014
US-Balance	0,0089*	−0,0008	−0,0044*	0,0030	0,0001
US-Chantiers	−0,0088***	−0,0054	−0,0046	0,0012	−0,0001
US-Confiance	0,0071	0,0012	0,0016	−0,0064	0,0015
US-Emploi	−0,0084	0,0023	0,0021	−0,0005	−0,0035
US-IPC	−0,0042	−0,0034	−0,0049**	0,0020	0,0023
US-IPP	0,0034	0,0042	−0,0014	0,0051**	0,0034
US-PIB	0,0025	−0,0085**	−0,0007	0,0035**	0,0053
US-Ventes	−0,0013	−0,0026	0,0006	0,0018	−0,0051**
EU-Chômage	0,0021	−0,0004	−0,0010	−0,0005	0,0010
EU-Confiance	−0,0028	−0,0015	−0,0011	0,0066	0,0038
EU-IPC	−0,0033	−0,0034	0,0019	−0,0052*	−0,0048
EU-IPP	−0,0002	0,0002	−0,0027	−0,0018	0,0011
EU-PIB	0,0015	0,0001	0,0036	0,0029	−0,0055
EU-PMI	0,0031	−0,0021	−0,0053	0,0017	0,0011
EU-Production	0,0046	−0,0038	−0,0026	−0,0046	−0,0044
EU-Ventes	0,0023	−0,0026	0,0028	0,0025	−0,0032

Notes : Sont présentés ci-haut les coefficients estimés de l'équation (4.8), qui représentent la variation en pourcentage du taux USD/CAD au cours des minutes précédant une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs étudiés. Les colonnes « $-n$ min. » représentent une période délimitée par le début et la fin de la $n^{\text{ième}}$ minute prédécant l'instant théorique d'annonce des indicateurs. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (*), de 5 % (**), de 1 % (***).

à $t = -1$ serait élevée et/ou significative, or, ce n'est pas le cas. Bien que nous ne prétendons pas être en mesure d'expliquer le phénomène, nous suggérons deux hypothèses pouvant potentiellement motiver cet état de fait : (i) la valeur du coefficient à $t = -2$, bien que statistiquement significative, n'est pas pour autant économiquement

significative ou (ii) une fuite d'information existe effectivement, mais n'est disponible qu'à un nombre restreint d'opérateurs de marché pouvant transiger sur la base de cette information privilégiée avant le reste des agents. Nonobstant les remarques qui précèdent, nous demeurons dans l'impossiblité de conclure à des fuites d'information généralisées ou à des effets précoces systématiques préalablement aux annonces officielles parmi les indicateurs canadiens.

Les résultats concernant l'activité précédant les annonces américaines et américaines indiquent également que seule une petite fraction des coefficients estimés dans les minutes précédant les annonces s'avère statistiquement significative. Par ailleurs, le coefficient significatif le plus prononcé est inférieur à 0,01 en valeur absolue, soit un niveau nettement plus infime que les résultats généraux obtenus par l'analyse des réactions dans les minutes *suivant* les annonces. Nous ne pouvons donc pas conclure qu'il existe au sein des indicateurs américains et européens des effets précoces systématiques ou des fuites d'information généralisées qui induiraient une réaction claire dans le taux USD/CAD au cours des minutes précédant les annonces macroéconomiques étudiées.

5.3 Réactions du taux EUR/CAD

Dans cette seconde partie des résultats, nous considérons l'effet de l'ensemble des indicateurs macroéconomiques retenus sur le taux de change EUR/CAD. Nous présentons d'abord l'analyse de base, puis détaillons les résultats obtenus pour l'asymétrie potentielle des réactions et l'activité précédant les annonces.

5.3.1 Analyse de base

Seuls les indicateurs pour lesquels au moins un des cinq coefficients estimés s'avère significatif au seuil minimum de 10 % apparaissent dans les tableaux de cette section ; les résultats supplémentaires sont tout de même présentés à l'Appendice C.

5.3.1.1 Analyse à court terme

Le Tableau (5.6) présente les coefficients estimés de l'équation (4.3) pour les cinq horizons temporels de court terme. La Figure (5.9) représente graphiquement les fonctions de réponse à une surprise positive d'un écart-type des indicateurs canadiens dont les coefficients estimés sont globalement significatifs ; les Figures (5.10) et (5.11) font respectivement de même pour les indicateurs américains et européens.

Pour chacun des indicateurs canadiens significatifs, une surprise positive (négative) d'un écart-type se traduit par une appréciation (dépréciation) du dollar canadien par rapport à l'euro. L'indicateur CA-Emploi induit l'effet le plus prononcé (0,21 % au terme de cinq minutes), et les R^2 indiquent qu'entre 47 et 60 % de la variation du taux EUR/CAD au cours des cinq minutes qui suivent les annonces peut s'expliquer par le choc à CA-Emploi. Qui plus est, la réaction induite par cet indicateur est aussi la plus immédiate : le taux de change varie fortement au cours de la première minute, après quoi son niveau demeure plutôt stable — alors que les réactions aux autres indicateurs canadiens semblent se déployer plus progressivement. Parmi les autres nouvelles, les effets les plus marqués au terme de cinq minutes s'observent pour CA-IPC (0,08 %), CA-Ventes (0,08 %), CA-Permis (0,05 %) et CA-Balance (0,03 %). En guise d'exemple concret, les estimations révèlent que lorsque la variation mensuelle du niveau des ventes au détail au Canada s'avère supérieure (inférieure) aux anticipations par 0,75 points de pourcentage [10], une appréciation (dépréciation) du dollar canadien par rapport à l'euro de l'ordre de 0,05 % s'ensuit au cours de la première minute, et la variation de court terme culmine à 0,08 % au bout de trois minutes.

En contradiction avec ce que l'intuition pourrait suggérer, il s'avère que davantage d'indicateurs en provenance des États-Unis que d'Europe exercent un impact significatif sur le taux de change entre le dollar canadien et l'euro — et l'amplitude des réactions attribuables aux nouvelles américaines est souvent supérieure. Les surprises positives

10. Voir le Tableau (A.2) à l'Appendice A.

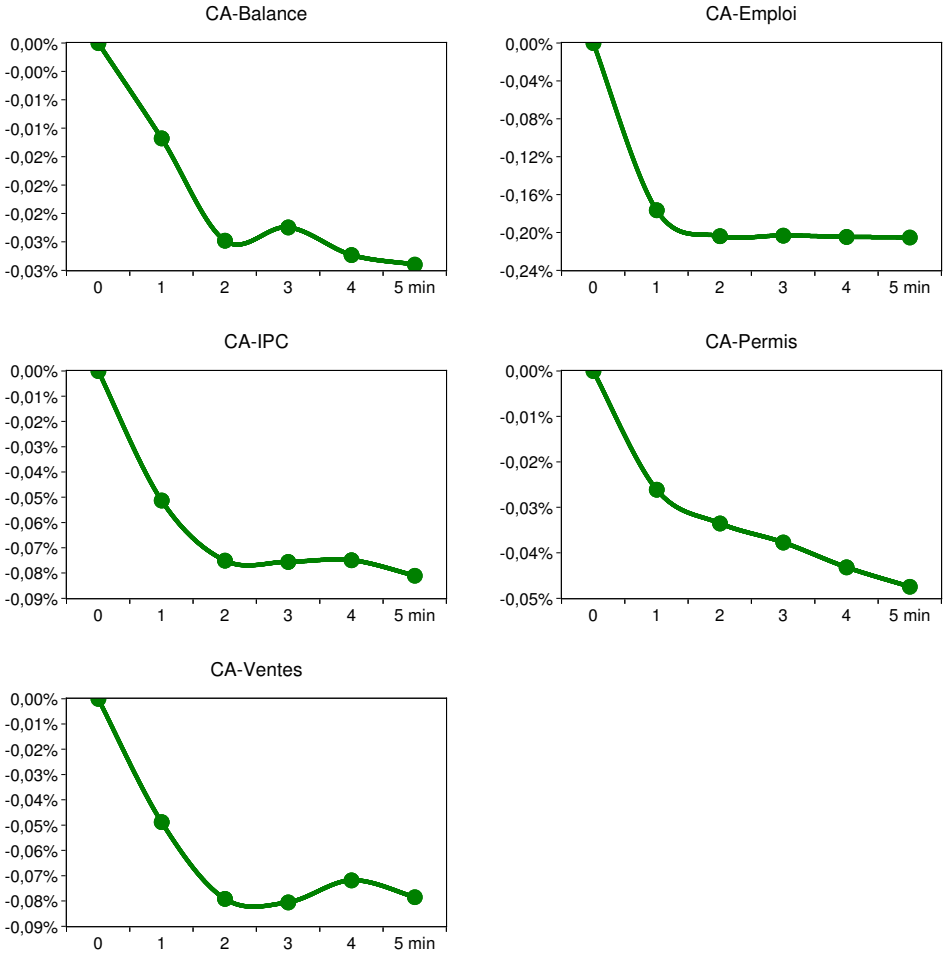
Tableau 5.6 Réactions à court terme du taux EUR/CAD

Indicateur	**1 min.**	**2 min.**	**3 min.**	**4 min.**	**5 min.**
CA-Balance	$-0{,}0134$	$-0{,}0278^{\star\star}$	$-0{,}0259^{\star}$	$-0{,}0298^{\star}$	$-0{,}0312^{\star}$
R^2	(0,0603)	(0,1616)	(0,1255)	(0,1552)	(0,1449)
CA-Emploi	$-0{,}1764^{\star\star\star}$	$-0{,}2039^{\star\star\star}$	$-0{,}2032^{\star\star\star}$	$-0{,}2046^{\star\star\star}$	$-0{,}2053^{\star\star\star}$
R^2	(0,4741)	(0,5781)	(0,5911)	(0,6002)	(0,5896)
CA-IPC	$-0{,}0513^{\star\star}$	$-0{,}0751^{\star\star}$	$-0{,}0756^{\star\star}$	$-0{,}0749^{\star\star\star}$	$-0{,}0810^{\star\star\star}$
R^2	(0,1060)	(0,1993)	(0,2195)	(0,2177)	(0,2181)
CA-Permis	$-0{,}0261$	$-0{,}0335$	$-0{,}0377^{\star}$	$-0{,}0431^{\star}$	$-0{,}0474^{\star}$
R^2	(0,0559)	(0,0966)	(0,1395)	(0,1414)	(0,1304)
CA-Ventes	$-0{,}0487^{\star\star}$	$-0{,}0791^{\star\star\star}$	$-0{,}0805^{\star\star\star}$	$-0{,}0718^{\star\star}$	$-0{,}0784^{\star\star}$
R^2	(0,1717)	(0,3919)	(0,3479)	(0,2358)	(0,2998)
US-Chantiers	$-0{,}0182^{\star\star}$	$-0{,}0254^{\star\star\star}$	$-0{,}0287^{\star\star\star}$	$-0{,}0313^{\star\star\star}$	$-0{,}0319^{\star\star\star}$
R^2	(0,1318)	(0,1481)	(0,1453)	(0,1341)	(0,1283)
US-Confiance	$-0{,}0178$	$-0{,}0400^{\star\star\star}$	$-0{,}0359^{\star\star\star}$	$-0{,}0369^{\star\star}$	$-0{,}0430^{\star\star}$
R^2	(0,1181)	(0,2913)	(0,2429)	(0,1794)	(0,1544)
US-Emploi	$-0{,}0724$	$-0{,}1231^{\star\star\star}$	$-0{,}1394^{\star\star\star}$	$-0{,}1421^{\star\star\star}$	$-0{,}1614^{\star\star\star}$
R^2	(0,1141)	(0,2660)	(0,2670)	(0,2670)	(0,2990)
US-IPP	$-0{,}0100$	$-0{,}0247^{\star}$	$-0{,}0273^{\star}$	$-0{,}0249$	$-0{,}0224$
R^2	(0,0021)	(0,0369)	(0,0438)	(0,0241)	(0,0160)
US-Ventes	$-0{,}0246^{\star\star}$	$-0{,}0285^{\star}$	$-0{,}0335^{\star\star}$	$-0{,}0372^{\star\star}$	$-0{,}0470^{\star\star\star}$
R^2	(0,1244)	(0,1048)	(0,1299)	(0,1520)	(0,2047)
EU-Chômage	0,0025	0,0003	$-0{,}0051$	$-0{,}0061$	$-0{,}0106^{\star}$
R^2	(0,0069)	(0,0087)	(0,0792)	(0,0502)	(0,0897)
EU-Confiance	$-0{,}0105$	$-0{,}0276^{\star\star\star}$	$-0{,}0256^{\star\star}$	$-0{,}0341^{\star\star}$	$-0{,}0348^{\star\star\star}$
R^2	(0,0482)	(0,1898)	(0,1289)	(0,1856)	(0,1832)
EU-IPC	$-0{,}0088^{\star\star\star}$	$-0{,}0060^{\star}$	$-0{,}0082^{\star}$	$-0{,}0063$	$-0{,}0012$
R^2	(0,1252)	(0,0559)	(0,1088)	(0,0498)	(0,0100)
EU-PMI	$0{,}0111^{\star\star}$	0,0074	0,0048	0,0071	0,0071
R^2	(0,1404)	(0,0383)	(0,0157)	(0,0292)	(0,0215)

Notes : Sont présentés ci-haut les coefficients estimés de l'équation (4.3), qui représentent la variation en pourcentage du taux EUR/CAD au terme des différents horizons temporels de court terme suite à une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs macroéconomiques pour lesquels au moins un des cinq coefficients estimés s'avère significatif au seuil minimum de 10 % — les résultats supplémentaires sont répertoriés dans le Tableau (C.5), à l'Appendice C. Les R^2 obtenus avec l'approche événementielle, détaillée à la section (4.3.4), sont présentés entre parenthèses sous les coefficients correspondants. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.
Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (*), de 5 % (**), de 1 % (***).

(négatives) aux indicateurs américains induisent toutes une appréciation (dépréciation) du dollar canadien par rapport à l'euro. Les réponses les plus marquées au terme de la

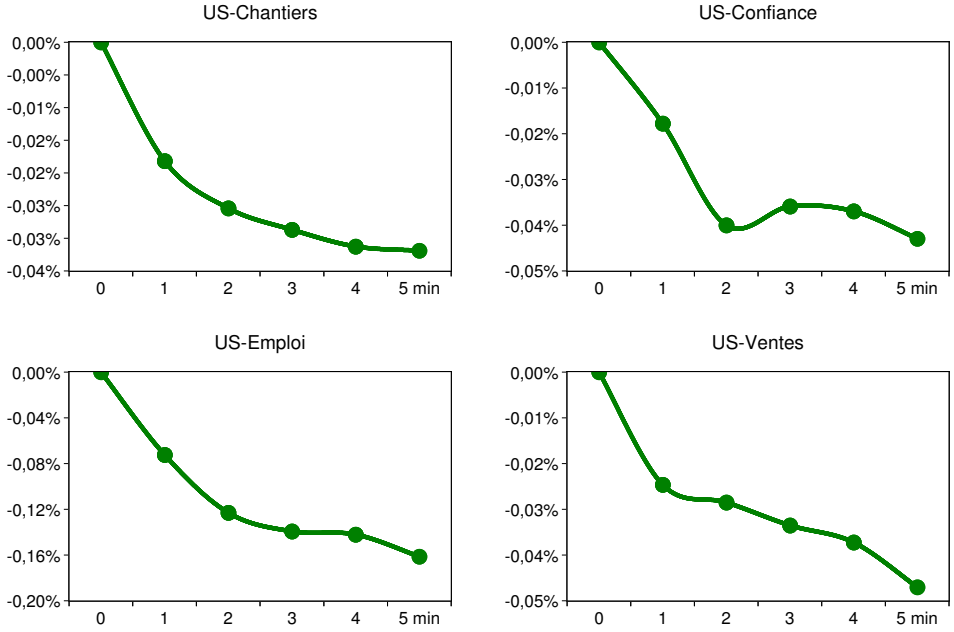
Figure 5.9 Fonctions de réponse de court terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques canadiens



Notes : Les graphiques ci-haut présentent les fonctions de réponse de court terme estimées du taux de change EUR/CAD à une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs canadiens dont les coefficients s'avèrent les plus globalement significatifs. Une interpolation spline a été effectuée entre les valeurs des coefficients estimés. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

cinquième minute viennent de US-Emploi (0,16 %), US-Ventes (0,05 %), US-Confiance (0,04 %) et US-Chantiers (0,03 %). Ainsi, d'une manière générale, lorsque des nouvelles suggèrent une situation économique plus vigoureuse aux États-Unis, le dollar canadien gagne en valeur face à l'euro.

Figure 5.10 Fonctions de réponse de court terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques américains



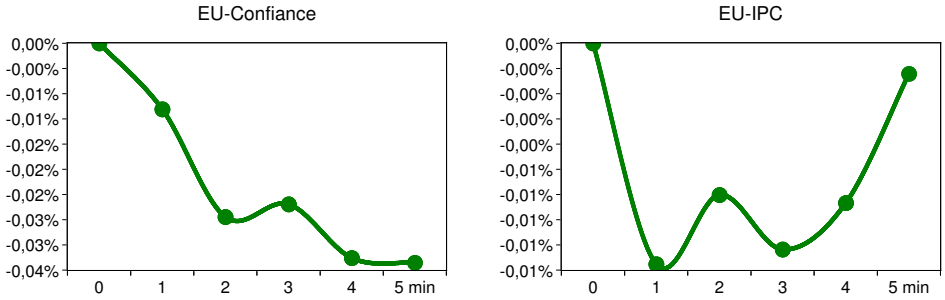
Notes : Les graphiques ci-haut présentent les fonctions de réponse de court terme estimées du taux de change EUR/CAD à une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs américains dont les coefficients s'avèrent les plus globalement significatifs. Une interpolation spline a été effectuée entre les valeurs des coefficients estimés. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

Parmi les indicateurs européens, seuls EU-Confiance et EU-Chômage induisent des réactions qui s'avèrent significatives au terme de cinq minutes. Dans ces deux cas, une surprise positive (négative) entraîne une appréciation (dépréciation) du dollar canadien. Concrètement, lorsque l'indice de confiance des consommateurs en Europe, tel qu'annoncé mensuellement par la Commission européenne, s'avère supérieur (inférieur) aux anticipations par 1,43 unités [11], une appréciation (dépréciation) du dollar canadien par rapport à l'euro de 0,03 % s'observe typiquement au bout de cinq minutes. À plus court terme encore, un choc positif (négatif) à EU-IPC cause une légère appréciation (dépréciation) du dollar canadien face à l'euro (0,01 %) au cours des trois premières minutes, après quoi

11. Voir le Tableau (A.6) à l'Appendice A.

les coefficients diminuent et ne s'avèrent plus statistiquement significatifs. L'indicateur EU-PMI induit quant à lui une réaction du même ordre de grandeur, mais de signe inverse : un valeur plus (moins) élevée qu'anticipé de l'indice des directeurs d'achat en Europe cause une dépréciation (appréciation) du dollar canadien, mais dont la valeur estimée n'est significative qu'au terme de la première minute. Les R^2 pour ces deux derniers indicateurs montrent tout de même qu'ils peuvent expliquer entre 13 et 14 % de la variation dans le taux EUR/CAD au terme de la première minute suivant leur annonce — mais assez peu par la suite.

Figure 5.11 Fonctions de réponse de court terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques européens



Notes : Les graphiques ci-haut présentent les fonctions de réponse de court terme estimées du taux de change EUR/CAD à une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs européens dont les coefficients s'avèrent les plus globalement significatifs. Une interpolation spline a été effectuée entre les valeurs des coefficients estimés. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

En somme, il appert donc qu'à court terme, les nouvelles concernant le niveau d'emploi au Canada et aux États-Unis sont celles qui génèrent les variations les plus prononcées au sein du taux EUR/CAD ; or, les données sur le taux de chômage en Europe n'induisent à toutes fins pratiques aucun effet notable. De plus, alors que cinq indicateurs canadiens et quatre indicateurs américains causent un effet significatif (compris entre 0,03 et 0,21 %) au terme de cinq minutes, seulement deux indicateurs européens en font autant. Par surcroît, les variations induites par ces deux indicateurs européens s'avèrent relativement faibles en amplitude (0,03 % pour EU-Confiance et 0,01 % pour EU-IPC), et leur niveau de significativité s'estompe plus rapidement à court terme que celui des

réactions attribuables aux indicateurs canadiens et américains.

5.3.1.2 Analyse à moyen terme

Le Tableau (5.7) présente les coefficients estimés de l'équation (4.3) pour les cinq horizons de moyen terme. La Figure (5.12) représente graphiquement les fonctions de réponse du taux EUR/CAD suite à une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs canadiens dont les coefficients estimés s'avèrent globalement significatifs ; les Figures (5.13) et (5.14) font respectivement de même pour les indicateurs américains et européens. Comme le niveau de significativité statistique des coefficients estimés s'avère plus variable parmi les horizons de moyen terme qu'il ne l'était à court terme, il arrive parfois que certains coefficients estimés utilisés pour présenter les fonctions de réponse de moyen terme ne soient pas systématiquement significatifs entre 15 et 240 minutes.

Tout comme c'était le cas à court terme, les chocs positifs (négatifs) aux indicateurs canadiens significatifs induisent tous une appréciation (dépréciation) du dollar canadien face à l'euro. Encore une fois, les nouvelles concernant le niveau d'emploi sont les plus déterminantes : une surprise d'un écart-type à CA-Emploi génère une réaction considérable et durable oscillant entre 0,19 et 0,28 % au cours des 15 à 240 minutes suivant les annonces. Outre CA-Emploi, les réponses les plus marquées à moyen terme s'observent au sein de CA-Ventes (dont les valeurs estimées varient entre 0,09 et 0,11 %), et CA-IPC (qui oscillent entre 0,07 et 0,10 %). Fait intéressant, alors que les nouvelles concernant le compte courant canadien n'exerçaient aucun impact significatif à court terme [12], il appert que les réponses de CA-Compte deviennent significatives et évoluent entre 0,03 et 0,06 % entre 15 et 60 minutes. D'autre part, les réactions à CA-PIB sont caractérisées par le même phénomène qui était observé lors de l'analyse du taux USD/CAD : alors qu'aucune réaction significative ne pouvait être décelée à court terme, les réponses deviennent nettement plus marquées au terme de 60 et 240 minutes (respectivement 0,17 et 0,16 %).

Parmi les indicateurs américains, les réponses significatives aux chocs positifs

12. Tel que montré dans le Tableau (C.5) à l'Appendice C.

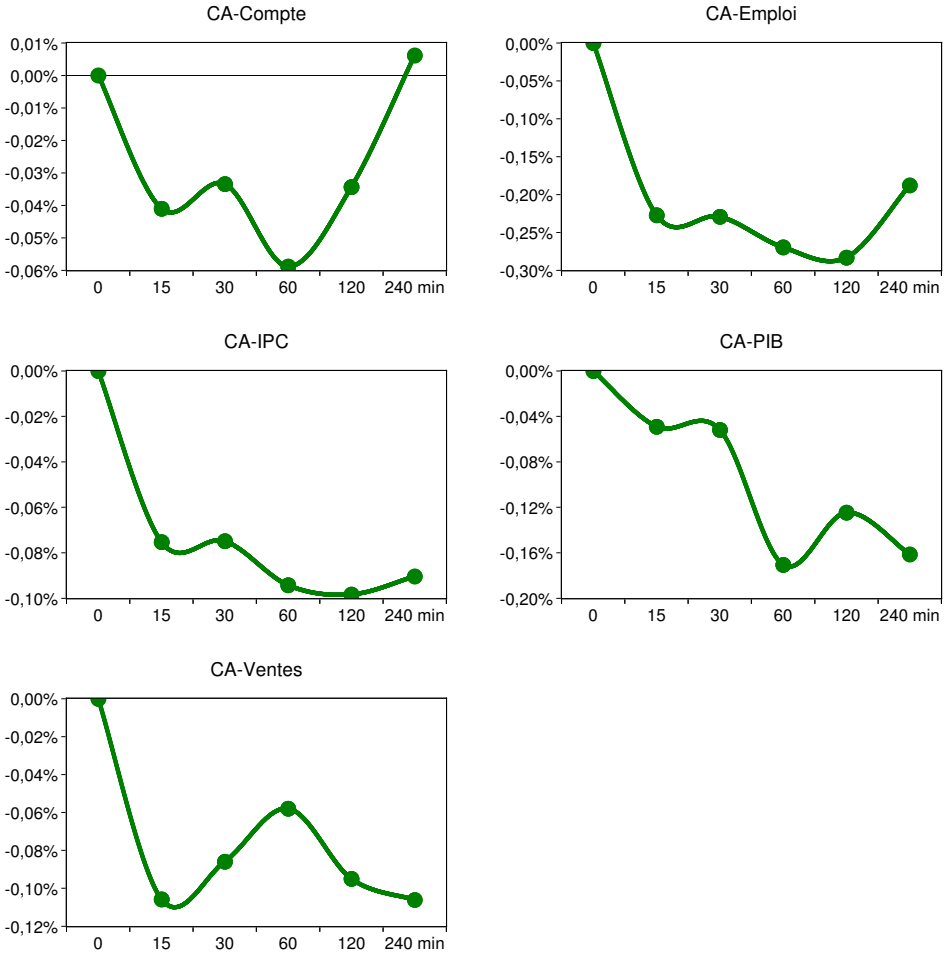
Tableau 5.7 Réactions à moyen terme du taux EUR/CAD

Indicateur	**15 min.**	**30 min.**	**60 min.**	**120 min.**	**240 min.**
CA-Compte	−0,0410*	−0,0334*	−0,0588*	−0,0344	0,0062
R^2	(0,0001)	(0,0785)	(0,3372)	(0,0012)	(0,0404)
CA-Emploi	−0,2272***	−0,2293***	−0,2696***	−0,2832***	−0,1879**
R^2	(0,5532)	(0,5186)	(0,3704)	(0,2295)	(0,0902)
CA-IPC	−0,0752**	−0,0748**	−0,0942***	−0,0984**	−0,0903
R^2	(0,1635)	(0,1230)	(0,1463)	(0,0791)	(0,0473)
CA-PIB	−0,0490	−0,0518	−0,1706***	−0,1246	−0,1613**
R^2	(0,0802)	(0,0661)	(0,2509)	(0,1465)	(0,1582)
CA-Ventes	−0,1058***	−0,0859**	−0,0579	−0,0949**	−0,1060
R^2	(0,3354)	(0,1739)	(0,0311)	(0,0517)	(0,0563)
US-Balance	−0,0406*	−0,0640**	−0,0880*	−0,1183*	−0,1116*
R^2	(0,1109)	(0,1627)	(0,1253)	(0,1466)	(0,0879)
US-Chantiers	−0,0528***	−0,0546**	−0,0509**	−0,0521*	−0,0108
R^2	(0,1603)	(0,1172)	(0,0349)	(0,0242)	(0,0013)
US-Emploi	−0,1738***	−0,1961***	−0,1648**	−0,1298*	−0,1147
R^2	(0,2148)	(0,2033)	(0,1540)	(0,0900)	(0,0590)
US-IPP	−0,0342*	−0,0362	−0,0440	−0,0550	−0,0259
R^2	(0,0188)	(0,0125)	(0,0101)	(0,0078)	(0,0009)
US-PIB	−0,0320	−0,0477	−0,0561	−0,0599	−0,1049**
R^2	(0,0120)	(0,0219)	(0,0220)	(0,0174)	(0,0396)
US-Ventes	−0,0462*	−0,0742**	−0,0443	0,0131	0,0462
R^2	(0,1003)	(0,1356)	(0,0283)	(0,0017)	(0,0176)
EU-Confiance	−0,0281	−0,0160	−0,0671***	−0,0625***	−0,1207**
R^2	(0,0783)	(0,0212)	(0,1572)	(0,0838)	(0,0936)
EU-PIB	−0,0194**	−0,0133	−0,0039	−0,0040	−0,0115
R^2	(0,0724)	(0,0050)	(0,0168)	(0,0047)	(0,0062)
EU-PMI	−0,0018	0,0149	0,0290*	0,0429*	−0,0302
R^2	(0,0001)	(0,0240)	(0,0636)	(0,0689)	(0,0109)
EU-Production	0,0021	0,0170	0,0097	−0,0690	−0,1043**
R^2	(0,0040)	(0,0590)	(0,0099)	(0,0715)	(0,1074)
EU-Ventes	−0,0070	−0,0067	−0,0033	0,0007	−0,0773*
R^2	(0,0127)	(0,0089)	(0,0003)	(0,0003)	(0,0331)

Notes : Sont présentés ci-haut les coefficients estimés de l'équation (4.3), qui représentent la variation en pourcentage du taux EUR/CAD au terme des différents horizons temporels de moyen terme suite à une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs macroéconomiques pour lesquels au moins un des cinq coefficients estimés s'avère significatif au seuil minimum de 10 % — les résultats supplémentaires sont répertoriés dans le Tableau (C.6), à l'Appendice C. Les R^2 obtenus avec l'approche événementielle, détaillée à la section (4.3.4), sont présentés entre parenthèses sous les coefficients correspondants. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (*) ; de 5 % (**) ; de 1 % (***).

Figure 5.12 Fonctions de réponse de moyen terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques canadiens

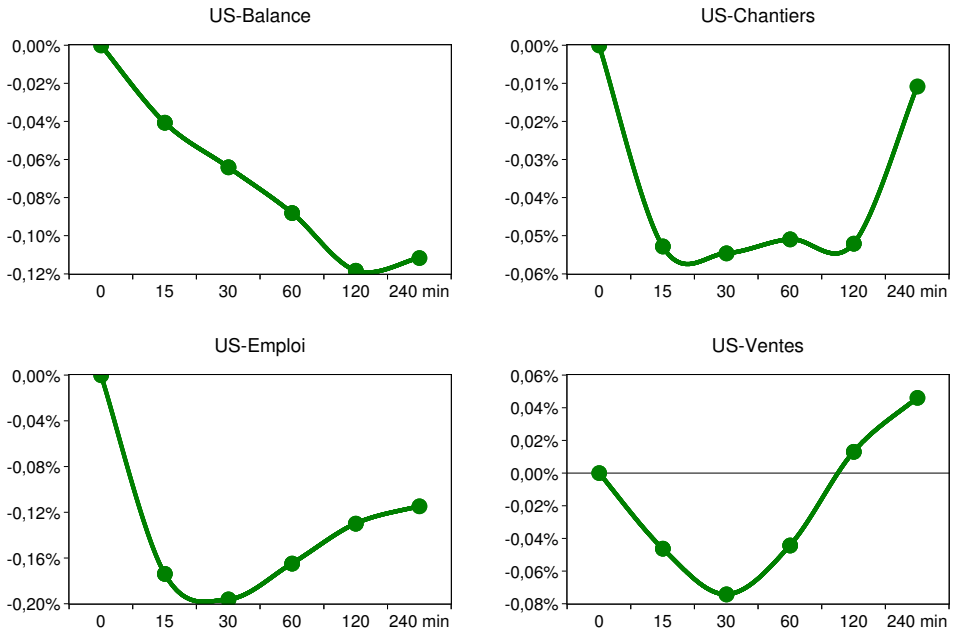


Notes : Les graphiques ci-haut présentent les fonctions de réponse de moyen terme estimées du taux de change EUR/CAD à une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs canadiens dont les coefficients s'avèrent les plus globalement significatifs. Une interpolation spline a été effectuée entre les valeurs des coefficients estimés. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

(négatifs) entraînent toujours une appréciation (dépréciation) du dollar canadien face à l'euro. Les réactions à US-Emploi demeurent les plus fortes à moyen terme, oscillant entre 0,13 et 0,20 %. Au sein des autres nouvelles en provenance des États-Unis, les réactions à US-Balance (comprises entre 0,04 et 0,12 %), US-Ventes (0,05 à 0,07 %) et US-Chantiers (0,05 %) sont celles dont l'effet global à moyen terme est le plus significatif. Encore une

fois, la réaction induite par US-PIB tarde à se faire sentir : le seul coefficient significatif arrive au terme de 240 minutes — mais bien que sa valeur absolue soit relativement élevée (0,10), le R^2 correspondant s'avère plutôt faible (0,04). D'autre part, sauf pour US-PIB et US-Balance, les réponses occasionnées par les indicateurs américains ne s'avèrent plus significatives au terme de 240 minutes — les effets induits à moyen terme par les nouvelles américaines s'estompent donc un peu plus rapidement que ceux découlant des indicateurs canadiens.

Figure 5.13 Fonctions de réponse de moyen terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques américains

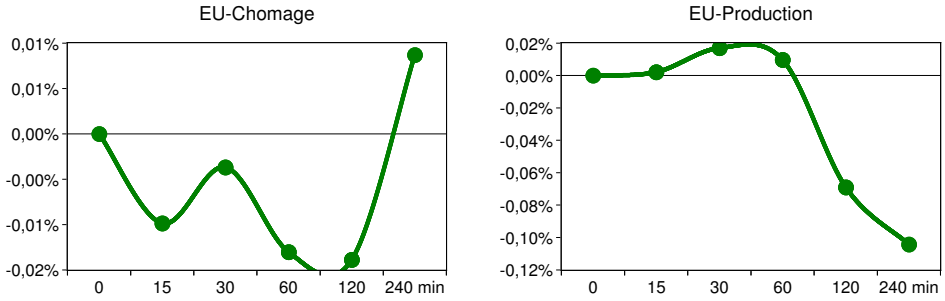


Notes : Les graphiques ci-haut présentent les fonctions de réponse de moyen terme estimées du taux de change EUR/CAD à une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs américains dont les coefficients s'avèrent les plus globalement significatifs. Une interpolation spline a été effectuée entre les valeurs des coefficients estimés. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

En ce qui concerne les indicateurs européens, il semble que certains d'entre eux mettent davantage de temps à faire sentir leur effet sur le taux de change. En effet, deux indicateurs qui n'induisaient aucune réponse significative à court terme [13] affichent des

13. Voir le Tableau (C.5) à l'Appendice C.

Figure 5.14 Fonctions de réponse de moyen terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques européens



Notes : Les graphiques ci-haut présentent les fonctions de réponse de moyen terme estimées du taux de change EUR/CAD à une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs européens dont les coefficients s'avèrent les plus globalement significatifs. Une interpolation spline a été effectuée entre les valeurs des coefficients estimés. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

impacts significatifs au terme de 240 minutes : EU-Production (0,10 %) et EU-Ventes (0,08 %). Une réaction moins fortement délayée s'observe par ailleurs pour les chocs à EU-PIB, dont la seule réponse significative (0,02 %) arrive au terme de 15 minutes — ainsi, les réactions induites par les nouvelles concernant le PIB de la zone euro ne sont donc pas aussi tardives que celles observées pour CA-PIB et US-PIB, où les réponses significatives se font sentir uniquement à partir de 60 minutes. En outre, parmi les indicateurs européens qui causaient des effets significatifs à court terme, seules les réactions causées par EU-Confiance demeurent statistiquement concluantes à moyen terme ; par surcroît, ces réponses deviennent même plus fortes au terme de 60 et 240 minutes (respectivement 0,07 et 0,12 %) qu'elles ne l'étaient à court terme (où elles oscillaient entre 0,01 et 0,03 %).

5.3.2 Asymétrie des réactions

5.3.2.1 Analyse à court terme

Le Tableau (5.8) présente les coefficients estimés de l'équation (4.3) ajustée par la spécification (4.4), mesurant la réaction aux horizons temporels de court terme du taux

EUR/CAD en fonction du signe des surprises aux indicateurs économiques. La Figure (5.15) montre les fonctions du réponse du taux EUR/CAD aux nouvelles canadiennes les plus significatives en fonction de leur signe, et les Figures (5.16) et (5.17) font respectivement de même pour les nouvelles en provenance des États-Unis et d'Europe. Le Tableau (B.4), qui recense les résultats des tests économétriques vérifiant si la différence entre les réactions aux surprises négatives et positives s'avère statistiquement significative à court terme pour chaque indicateur, est présenté à l'Appendice B.

L'analyse des réponses du taux EUR/CAD en fonction du signe des chocs aux indicateurs canadiens met en lumière certains faits. D'abord, la dissymétrie observée pour CA-PIB, CA-IPC, CA-Permis et CA-Ventes indique que seuls les chocs négatifs à ces indicateurs exercent un impact significatif sur le taux de change, soit une dépréciation du dollar canadien par rapport à l'euro. À titre d'exemple, au terme de cinq minutes, les chocs négatifs à CA-Ventes causent une dépréciation du dollar canadien de 0,13 % ($R^2 = 0{,}43$), alors que les chocs positifs n'induisent pratiquement aucun d'effet. Par ailleurs, les surprises négatives et positives à CA-Emploi causent les réactions les plus symétriques — bien que les chocs positifs semblent légèrement plus déterminants au vu de leurs R^2 supérieurs.

Du côté des indicateurs américains, le signe associé aux réponses les plus fortes varie d'un indicateur à l'autre. Dans le cas de US-Balance, US-Confiance et US-Ventes, les coefficients estimant les réactions aux chocs négatifs sont généralement plus élevés (et toujours plus significatifs) que leur contrepartie provenant des chocs positifs. Par exemple, alors que l'analyse de base ne permettait pas d'identifier de réaction claire aux chocs provenant de l'indicateur US-Balance [14], il s'avère que seules les surprises négatives à cet indicateur induisent un effet statistiquement significatif : au terme de cinq minutes, un choc négatif à US-Balance cause une appréciation du dollar canadien par rapport à l'euro de 0,04 %, alors que les chocs positifs ne génèrent pas de réponse claire. De la même manière, les chocs négatifs à US-Confiance déprécient le dollar canadien face à l'euro

14. Tel que montré dans le Tableau (C.5) à l'Appendice C.

Tableau 5.8 Réactions à court terme du taux EUR/CAD en fonction du signe des surprises

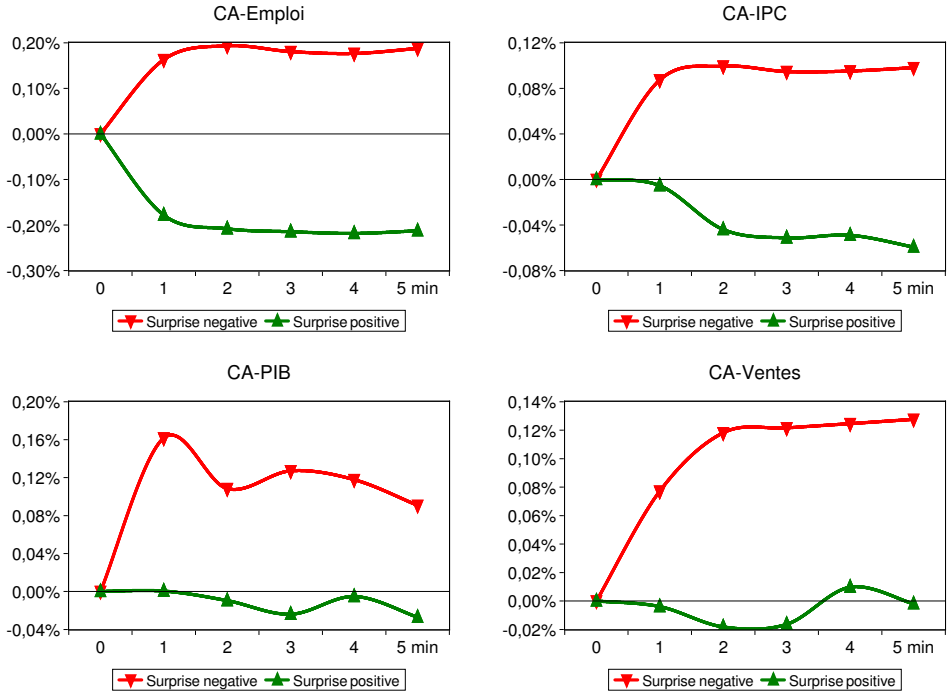
Indicateur	1 min.		2 min.		3 min.		4 min.		5 min.	
	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+
CA-Compte	0,0330*	0,3301***	0,0252*	0,3296***	0,0263**	0,4099***	0,0195	0,4314***	−0,0028	0,4738***
R^2	(0,6583)	(1,0000)	(0,3012)	(1,0000)	(0,0807)	(1,0000)	(0,1179)	(1,0000)	(0,0237)	(1,0000)
CA-Emploi	−0,1629***	−0,1785***	−0,1933***	−0,2082***	−0,1806***	−0,2152***	−0,1766***	−0,2187***	−0,1876***	−0,2129***
R^2	(0,1714)	(0,3093)	(0,1782)	(0,4156)	(0,1585)	(0,4253)	(0,1390)	(0,4767)	(0,1274)	(0,4362)
CA-IPC	−0,0874***	−0,0054	−0,0995***	−0,0441	−0,0946***	−0,0514	−0,0952***	−0,0492	−0,0980***	−0,0594
R^2	(0,0821)	(0,0233)	(0,0760)	(0,0452)	(0,0946)	(0,0508)	(0,0813)	(0,0491)	(0,0797)	(0,0877)
CA-Permis	−0,0271**	−0,0162	−0,0306***	−0,0322	−0,0259***	−0,0422	−0,0271**	−0,0485	−0,0317***	−0,0519
R^2	(0,0053)	(0,0343)	(0,1336)	(0,0915)	(0,1405)	(0,1771)	(0,0815)	(0,1439)	(0,0682)	(0,1380)
CA-PIB	−0,1617***	0,0003	−0,1085***	−0,0097	−0,1272***	−0,0240	−0,1178**	−0,0052	−0,0908**	−0,0272
R^2	(0,0045)	(0,0682)	(0,0078)	(0,1388)	(0,0178)	(0,0557)	(0,0271)	(0,1226)	(0,0559)	(0,0578)
CA-Ventes	−0,0771***	−0,0040	−0,1182***	−0,0183	−0,1216***	−0,0164	−0,1245***	0,0097	−0,1276***	−0,0020
R^2	(0,0272)	(0,0000)	(0,2798)	(0,0129)	(0,3061)	(0,0012)	(0,4315)	(0,0685)	(0,4311)	(0,0159)
US-Balance	−0,0072	0,0138	−0,0437***	0,0224	−0,0469**	0,0265	−0,0332*	0,0076	−0,0390*	0,0051
R^2	(0,0223)	(0,1378)	(0,0581)	(0,2550)	(0,1576)	(0,2367)	(0,0427)	(0,1838)	(0,0620)	(0,1695)
US-Chantiers	−0,0251	−0,0155*	−0,0266	−0,0249**	−0,0211	−0,0327***	−0,0289	−0,0340***	−0,0243	−0,0359***
R^2	(0,0335)	(0,0032)	(0,0027)	(0,1509)	(0,0269)	(0,1403)	(0,0076)	(0,2122)	(0,0050)	(0,2488)
US-Confiance	−0,0566***	0,0115***	−0,0703***	−0,0173	−0,0632***	−0,0153	−0,0651**	−0,0158	−0,0873**	−0,0096
R^2	(0,2257)	(0,1710)	(0,1877)	(0,0111)	(0,1015)	(0,0058)	(0,0407)	(0,0541)	(0,0322)	(0,0090)
US-Emploi	−0,0324	−0,1394*	−0,1096**	−0,1442**	−0,1311**	−0,1497***	−0,1289**	−0,1599**	−0,1447**	−0,1869**
R^2	(0,2101)	(0,1884)	(0,0000)	(0,2124)	(0,0053)	(0,1974)	(0,0036)	(0,1782)	(0,0057)	(0,1721)
US-Ventes	−0,0219**	−0,0296	−0,0290**	−0,0284	−0,0250*	−0,0482	−0,0263*	−0,0548	−0,0346**	−0,0682*
R^2	(0,7048)	(0,0000)	(0,4742)	(0,0078)	(0,3530)	(0,0219)	(0,2912)	(0,0406)	(0,2656)	(0,0557)
EU-Confiance	−0,0071	−0,0192	−0,0230***	−0,0394**	−0,0233*	−0,0313	−0,0309*	−0,0423**	−0,0312*	−0,0441***
R^2	(0,0094)	(0,2309)	(0,0221)	(0,2177)	(0,0007)	(0,1174)	(0,0238)	(0,2239)	(0,0386)	(0,2185)
EU-IPC	−0,0160*	−0,0062**	−0,0083	−0,0054	−0,0149	−0,0061	−0,0154	−0,0033	−0,0077	0,0009
R^2	(0,4442)	(0,6458)	(0,2517)	(0,2870)	(0,3830)	(0,1973)	(0,3518)	(0,0051)	(0,3205)	(0,0335)
EU-PMI	0,0083*	0,0151	0,0068**	0,0082	−0,0036	0,0169	0,0006	0,0166	0,0006	0,0166
R^2	(0,1308)	(0,1454)	(0,0215)	(0,0027)	(0,0182)	(0,0082)	(0,0099)	(0,0010)	(0,0040)	(0,0052)
EU-Ventes	−0,0004	0,0045	0,0010	0,0104	−0,0035	0,0104**	−0,0081	0,0099	−0,0024	0,0145*
R^2	(0,0588)	(0,0198)	(0,1176)	(0,0040)	(0,0924)	(0,0469)	(0,0085)	(0,0153)	(0,0017)	(0,0442)

Notes : Sont présentés ci-haut les coefficients estimés de l'équation (4.3) augmentée par la spécification (4.4) suite à une surprise négative d'un écart-type (β^-) et positive d'un écart-type (β^+) aux indicateurs macroéconomiques pour lesquels au moins deux des dix coefficients estimés s'avèrent significatifs au seuil minimum de 10 % — les résultats supplémentaires sont répertoriés dans le Tableau (C.7), à l'Appendice C. Pour les colonnes β^-, une valeur négative (positive) représente une dépréciation (appréciation) du dollar canadien ; pour les colonnes β^+, une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien. Les R^2 obtenus avec l'approche événementielle, détaillée à la section (4.3.4), sont présentés entre parenthèses sous les coefficients correspondants. Les résultats des tests de Wald vérifiant la significativité de la différence observée au sein de chaque paire de coefficients sont présentés dans le Tableau (B.4), à l'Appendice B.

Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (*), de 5 % (**), de 1 % (***).

par 0,09 % au terme de cinq minutes, alors que l'appréciation relative aux chocs positifs s'avère négligeable. D'un autre côté, pour les indicateurs US-Chantiers et US-Emploi, il

Figure 5.15 Fonctions de réponse à court terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques canadiens en fonction du signe des surprises

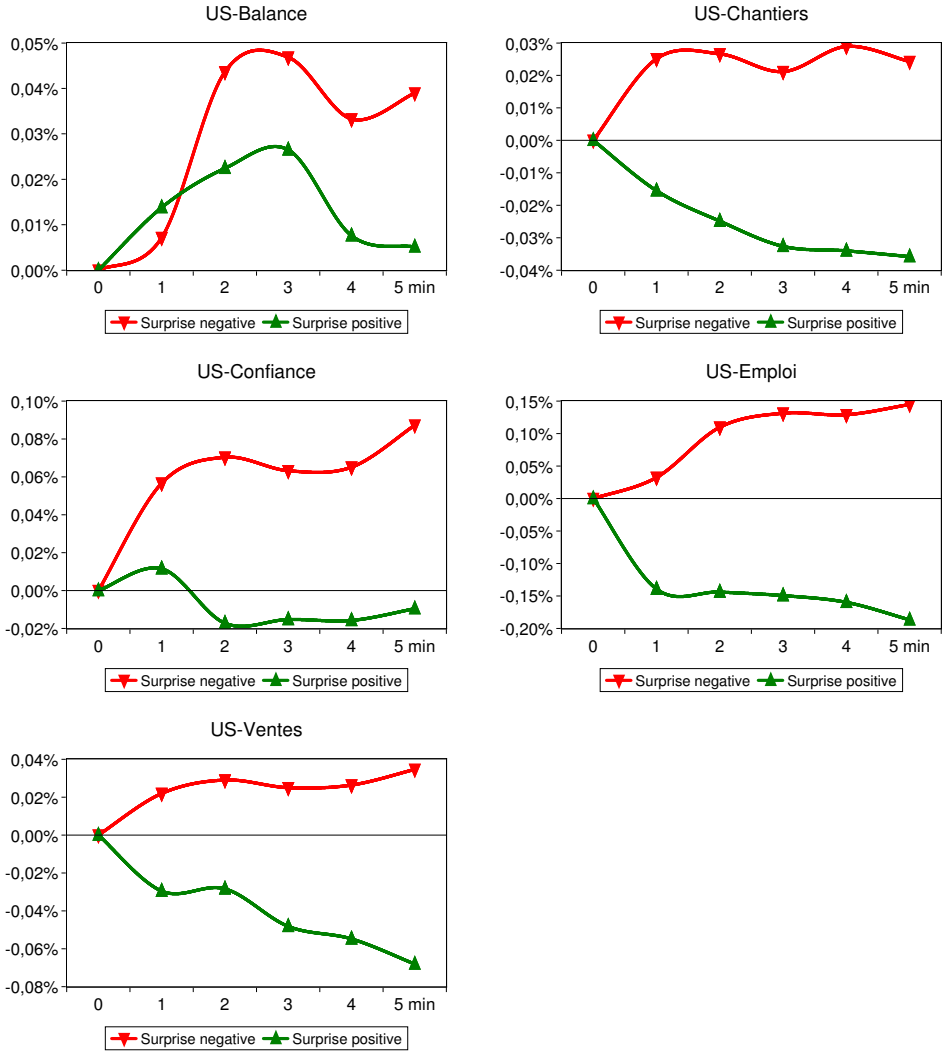


Notes : Les graphiques ci-haut présentent les fonctions de réponse estimées du taux EUR/CAD suivant une surprise négative d'un écart-type et une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs macroéconomiques canadiens les plus significatifs. Les coefficients β^- recensés dans le Tableau (5.8) ont été multipliés par -1 pour générer les courbes de réponse aux chocs négatifs. Une interpolation spline a été effectuée entre les valeurs des coefficients estimés. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

s'avère plutôt que les surprises positives entraînent une appréciation sensiblement plus forte (et nettement plus significative) du taux EUR/CAD que la dépréciation causée par les chocs négatifs équivalents.

Au sein des indicateurs européens, la décomposition des surprises en fonction de leur signe n'apporte que peu d'informations supplémentaires. L'asymétrie la plus claire s'observe auprès de EU-Confiance, où les coefficients associés aux surprises positives s'avèrent davantage significatifs et légèrement plus élevés que leur contrepartie négative. Concrètement, au terme de cinq minutes, si l'indice de confiance des consommateurs

Figure 5.16 Fonctions de réponse à court terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques américains en fonction du signe des surprises

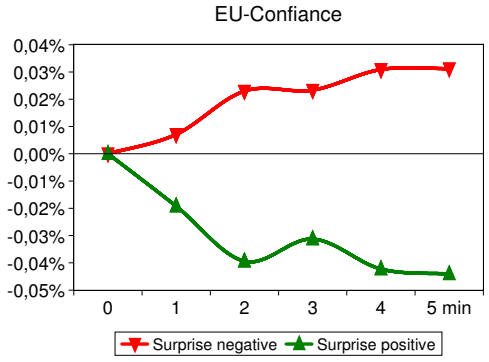


Notes : Les graphiques ci-haut présentent les fonctions de réponse estimées du taux EUR/CAD suivant une surprise négative d'un écart-type et une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs macroéconomiques américains les plus significatifs. Les coefficients β^- recensés dans le Tableau (5.8) ont été multipliés par -1 pour générer les courbes de réponse aux chocs négatifs. Une interpolation spline a été effectuée entre les valeurs des coefficients estimés. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

européens annoncé s'avère plus élevé que prévu par une valeur de 1,43 unités, une appréciation du dollar canadien face à l'euro de 0,04 % s'ensuit ($R^2 = 0{,}22$), alors que

la dépréciation suivant un choc négatif de même ampleur s'élève à 0,03 % ($R^2 = 0{,}04$), en plus d'être moins significative. Quant aux autres indicateurs européens, la valeur des coefficients estimés s'avère globalement faible, et le niveau de significativité statistique obtenu décline rapidement — il est donc hasardeux d'en tirer des conclusions franches. Soulignons tout de même que les chocs négatifs à EU-IPC semblent entraîner une dépréciation du dollar canadien face à l'euro légèrement plus marquée que l'appréciation observée lors des chocs positifs, alors que les chocs positifs à EU-Ventes, qui causent une dépréciation du dollar canadien, sont pour leur part plus déterminants que les chocs négatifs (dont le sens de l'effet estimé varie à travers les horizons temporels).

Figure 5.17 Fonctions de réponse à court terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques européens en fonction du signe des surprises



Notes : Le graphique ci-haut présente les fonctions de réponse estimées du taux EUR/CAD suivant une surprise négative d'un écart-type et une surprise positive d'un écart-type à l'indicateur macroéconomique européen le plus significatif. Les coefficients β^- recensés dans le Tableau (5.8) ont été multipliés par -1 pour générer la courbe de réponse aux chocs négatifs. Une interpolation spline a été effectuée entre les valeurs des coefficients estimés. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

5.3.2.2 Analyse à moyen terme

Le Tableau (5.9) présente les coefficients estimés de l'équation (4.3) ajustée par la spécification (4.4), mesurant la réaction aux horizons temporels de moyen terme du taux EUR/CAD en fonction du signe des surprises aux indicateurs économiques. La Figure (5.18) montre les fonctions du réponse du taux EUR/CAD aux nouvelles

canadiennes les plus significatives en fonction de leur signe, et les Figures (5.19) et (5.20) font respectivement de même pour les nouvelles en provenance des États-Unis et d'Europe. Le Tableau (B.5), qui recense les résultats des tests économétriques vérifiant si la différence entre les réactions aux surprises négatives et positives s'avère statistiquement significative à court terme pour chaque indicateur, est présenté à l'Appendice B.

Figure 5.18 Fonctions de réponse à moyen terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques canadiens en fonction du signe des surprises

Notes : Les graphiques ci-haut présentent les fonctions de réponse estimées du taux EUR/CAD suivant une surprise négative d'un écart-type et une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs macroéconomiques canadiens les plus significatifs. Les coefficients β^- recensés dans le Tableau (5.9) ont été multipliés par -1 pour générer les courbes de réponse aux chocs négatifs. Une interpolation spline a été effectuée entre les valeurs des coefficients estimés. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

Parmi les indicateurs canadiens, la nature des dissymétries observées à moyen terme varie d'un indicateur à l'autre [15]. D'abord, les réactions du taux EUR/CAD suite

15. Nous n'interprétons pas les résultats relatifs à CA-Compte puisque, tel que mentionné plus tôt, seules deux occurrences de chocs positifs ont eu lieu au cours de notre échantillon.

Tableau 5.9 Réactions à moyen terme du taux EUR/CAD en fonction du signe des surprises

Indicateur	15 min.		30 min.		60 min.		120 min.		240 min.	
	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+
CA-Compte	−0,0426	0,3502***	−0,0225	0,3085***	−0,0777**	0,0143	−0,0699	0,2058	−0,0252	0,7396*
R^2	(0,0202)	(1,0000)	(0,1554)	(1,0000)	(0,2044)	(1,0000)	(0,0270)	(1,0000)	(0,0383)	(1,0000)
CA-Emploi	−0,2343**	−0,2200***	−0,2184***	−0,2308***	−0,2382**	−0,2863***	−0,1949*	−0,3423***	−0,0819	−0,2603***
R^2	(0,1379)	(0,5212)	(0,1503)	(0,3803)	(0,0580)	(0,3402)	(0,0489)	(0,1992)	(0,0007)	(0,1072)
CA-IPC	−0,0840**	−0,0641	−0,0864**	−0,0602	−0,1285***	−0,0507	−0,0539	−0,1548*	−0,0888	−0,0923
R^2	(0,0006)	(0,1147)	(0,0125)	(0,1465)	(0,1111)	(0,0842)	(0,0297)	(0,2407)	(0,0001)	(0,1580)
CA-PIB	−0,0516	−0,0467	−0,1193*	−0,0126	−0,0905	−0,2145***	0,0302	−0,2084***	−0,0334	−0,2292**
R^2	(0,0011)	(0,1705)	(0,0243)	(0,1879)	(0,1012)	(0,1401)	(0,4457)	(0,1175)	(0,2603)	(0,0001)
CA-Ventes	−0,1506***	−0,0365	−0,1320***	−0,0127	−0,1117**	0,0307	−0,1181	−0,0505	−0,0918	−0,1154
R^2	(0,4231)	(0,0257)	(0,2647)	(0,0210)	(0,1911)	(0,0001)	(0,1805)	(0,0498)	(0,0312)	(0,1192)
US-Chantiers	−0,0534	−0,0536***	−0,0494	−0,0579**	−0,0393	−0,0589**	−0,0666	−0,0488*	−0,0636	0,0118
R^2	(0,0026)	(0,2288)	(0,0097)	(0,2282)	(0,0331)	(0,0993)	(0,0028)	(0,0098)	(0,0003)	(0,0001)
US-Confiance	−0,0628**	0,0033	−0,0979**	0,0514**	−0,0771**	0,0585***	−0,1112**	0,0322	−0,1244*	0,0550
R^2	(0,0275)	(0,0182)	(0,0353)	(0,2669)	(0,0898)	(0,3904)	(0,2155)	(0,1422)	(0,1724)	(0,2596)
US-Emploi	−0,1645***	−0,1874**	−0,1753**	−0,2255**	−0,1708*	−0,1461	−0,1910***	−0,0088	−0,1751**	0,0035
R^2	(0,0004)	(0,0899)	(0,0018)	(0,0613)	(0,0018)	(0,0404)	(0,0547)	(0,0056)	(0,0534)	(0,0145)
US-IPC	0,0212	0,0274	−0,0054	0,0362*	0,0167	0,0721*	−0,0959	−0,0012	−0,1229	0,0870
R^2	(0,0202)	(0,0222)	(0,0071)	(0,0202)	(0,1125)	(0,0409)	(0,0129)	(0,0133)	(0,0234)	(0,0827)
US-PIB	−0,0361	−0,0246	−0,0505	−0,0408**	−0,0193	−0,1008**	−0,0081	−0,1255*	−0,0794	−0,1379***
R^2	(0,0050)	(0,0005)	(0,0000)	(0,0022)	(0,0013)	(0,0319)	(0,0005)	(0,0487)	(0,0133)	(0,1025)
US-Ventes	−0,0503	−0,0387	−0,0960**	−0,0375	−0,0895*	0,0334	−0,0504	0,1209	−0,0264	0,1651
R^2	(0,1193)	(0,0008)	(0,1776)	(0,0003)	(0,1434)	(0,1041)	(0,0613)	(0,0368)	(0,0649)	(0,0253)
EU-Chômage	−0,0024	−0,0117	0,0577	−0,0229	0,0453	−0,0295	0,0588	−0,0346	0,3614***	−0,0952**
R^2	(0,0019)	(0,0128)	(0,0001)	(0,0537)	(0,1092)	(0,1251)	(0,2774)	(0,2620)	(0,0002)	(0,1863)
EU-Confiance	−0,0256	−0,0348	−0,0281*	0,0151	−0,0628***	−0,0782	−0,0659**	−0,0537	−0,1600**	−0,0196
R^2	(0,0024)	(0,0818)	(0,0631)	(0,0620)	(0,1255)	(0,0013)	(0,0313)	(0,0013)	(0,0465)	(0,0052)
EU-IPC	−0,0156	0,0107	−0,0191	0,0172	−0,0588*	0,0253**	−0,0839	0,0134	−0,3149*	0,0483
R^2	(0,1818)	(0,2103)	(0,0060)	(0,0729)	(0,0146)	(0,2828)	(0,0314)	(0,1056)	(0,0537)	(0,0008)
EU-IPP	0,0337	−0,0007	0,0368**	−0,0076	0,0731**	0,0027	0,0342	−0,0090	0,0390	−0,0659
R^2	(0,1649)	(0,0911)	(0,1348)	(0,0495)	(0,0192)	(0,0419)	(0,0034)	(0,0168)	(0,0593)	(0,0352)
EU-PIB	−0,0066	−0,0265***	0,0054	−0,0240**	0,0608*	−0,0327**	0,0242	−0,0333**	0,0690	−0,0474
R^2	(0,1360)	(0,3849)	(0,1750)	(0,0145)	(0,0902)	(0,0566)	(0,3147)	(0,0383)	(0,2768)	(0,1554)
EU-PMI	−0,0100	0,0102	0,0097	0,0225	0,0404**	0,0125	0,0655**	0,0100	−0,0355	−0,0224
R^2	(0,0212)	(0,0334)	(0,0014)	(0,0010)	(0,0559)	(0,0076)	(0,0487)	(0,0042)	(0,0002)	(0,0015)
EU-Production	0,0432**	−0,0159	0,0788**	−0,0101	0,1116**	−0,0380	0,1536**	−0,1625***	0,0085	−0,1580***
R^2	(0,0159)	(0,0284)	(0,0822)	(0,0288)	(0,0911)	(0,1584)	(0,1235)	(0,4792)	(0,0230)	(0,2990)

Notes : Sont présentés ci-haut les coefficients estimés de l'équation (4.3) augmentée par la spécification (4.4) suite à une surprise négative d'un écart-type (β^-) et positive d'un écart-type (β^+) aux indicateurs macroéconomiques pour lesquels au moins deux des dix coefficients estimés s'avèrent significatifs au seuil minimum de 10 % — les résultats supplémentaires sont répertoriés dans le Tableau (C.8), à l'Appendice C. Pour les colonnes β^-, une valeur négative (positive) représente une dépréciation (appréciation) du dollar canadien ; pour les colonnes β^+, une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien. Les R^2 obtenus avec l'approche événementielle, détaillée à la section (4.3.4), sont présentés entre parenthèses sous les coefficients correspondants. Les résultats des tests de Wald vérifiant la significativité de la différence observée au sein de chaque paire de coefficients sont présentés dans le Tableau (B.5), à l'Appendice B.

Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (*), de 5 % (**), de 1 % (***).

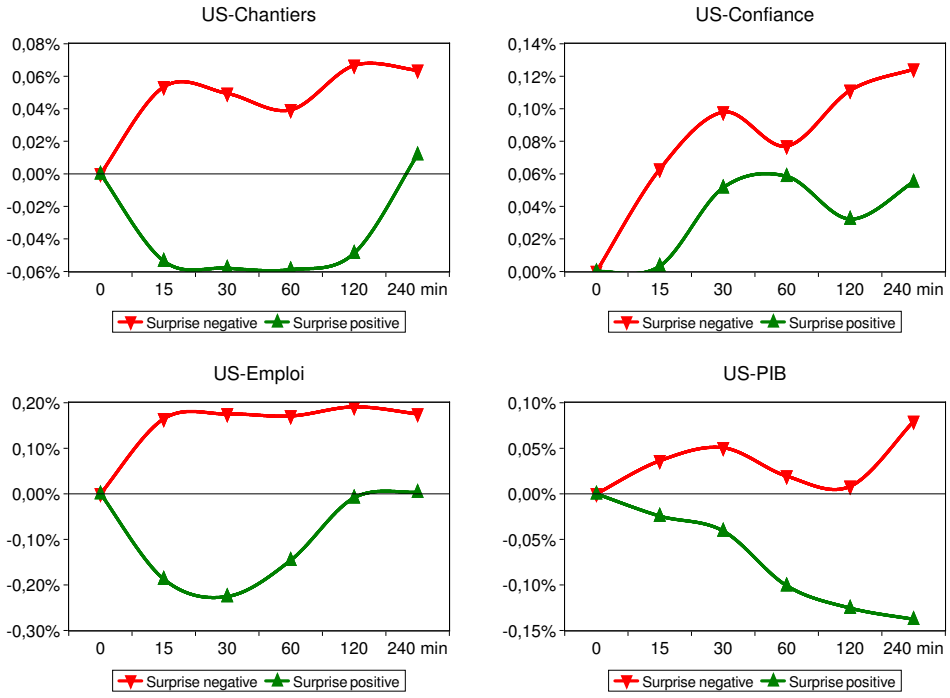
aux chocs positifs à CA-Emploi augmentent généralement amplitude au fil du temps (passant de 0,22 à 0,34 % entre 15 et 120 minutes), tandis que les coefficients estimés pour les chocs négatifs affichent des valeurs inférieures qui diminuent progressivement en significativité. En ce qui a trait à l'indicateur CA-Ventes, les chocs négatifs continuent d'exercer des impacts plus forts que leur contrepartie positive à moyen terme. À titre d'exemple, lorsque la variation mensuelle du niveau des ventes au détail au Canada s'avère inférieure aux anticipations par 0,75 points de pourcentage, une dépréciation du dollar canadien face à l'euro de 0,13 % s'observe généralement au bout de 30 minutes, alors que l'appréciation correspondante lors des chocs positifs ne s'élève qu'à 0,01 % et n'est pas statistiquement significative.

Par ailleurs, alors que les surprises à CA-PIB induisent des réponses mitigées au cours des 30 premières minutes suivant le choc, les réactions aux chocs positifs deviennent par la suite nettement plus importantes (une appréciation du dollar canadien évoluant entre 0,21 et 0,23 % au cours des 60 à 240 minutes suivant les annonces) que les réponses aux chocs négatifs (dont les coefficients, non statistiquement significatifs, suggèrent une dépréciation oscillant entre 0,03 et 0,09 %). Le phénomène inverse s'observe au sein de CA-IPC, où les chocs négatifs induisent une dépréciation du dollar canadien plus forte et plus significative que l'appréciation observée dans le cas contraire jusqu'à 60 minutes, après quoi les chocs négatifs prennent des valeurs plus importantes.

Au sein des indicateurs américains, un phénomène notable s'observe dans les réponses induites par des chocs à US-Confiance, où, bien que les coefficients associés aux surprises négatives soient toujours plus élevés et causent une dépréciation du dollar canadien par rapport à l'euro, les chocs *positifs* génèrent eux aussi une dépréciation du dollar canadien. En guise d'exemple, au terme de 60 minutes, si l'indice de confiance des consommateurs américains annoncé s'est avéré inférieur aux anticipations par 5,1 unités, le dollar canadien se déprécie de 0,08 % face à l'euro, alors que lors d'un choc positif équivalent, une dépréciation de 0,06 % s'observe. En ce qui concerne les autres indicateurs américains, soulignons que les chocs négatifs causent des réactions plus fortes dans le cas de US-Emploi et US-Ventes, alors qu'inversement, les chocs positifs à US-Chantiers et

US-PIB induisent pour leur part une appréciation du dollar canadien face à l'euro plus forte que la dépréciation observée lors des chocs négatifs.

Figure 5.19 Fonctions de réponse à moyen terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques américains en fonction du signe des surprises

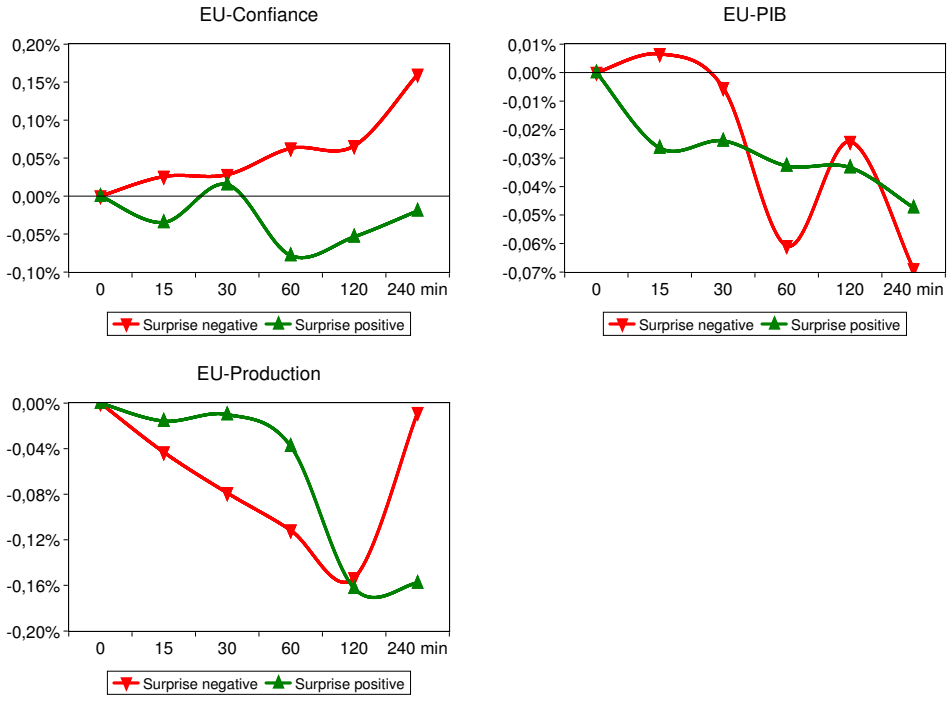


Notes : Les graphiques ci-haut présentent les fonctions de réponse estimées du taux EUR/CAD suivant une surprise négative d'un écart-type et une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs macroéconomiques américains les plus significatifs. Les coefficients β^- recensés dans le Tableau (5.9) ont été multipliés par -1 pour générer les courbes de réponse aux chocs négatifs. Une interpolation spline a été effectuée entre les valeurs des coefficients estimés. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

Du côté des indicateurs européens, l'analyse des horizons temporels de moyen terme révèle un plus grand nombre de réactions asymétriques qu'à court terme. La plus claire d'entre elles s'observe au sein de EU-Confiance, où seuls les chocs négatifs induisent des réactions significatives, à savoir une dépréciation du dollar canadien face à l'euro allant de 0,03 % au terme de 30 minutes à 0,16 % après 240 minutes. Quant à l'indicateur EU-PIB, les résultats indiquent que seuls les chocs positifs causent des réponses significatives, qui se traduisent par une appréciation du dollar canadien oscillant entre 0,02 et 0,03 % au

cours de 15 à 120 minutes suivant les annonces. Par ailleurs, les réactions provenant de EU-Production révèlent un phénomène notable : alors que seuls les chocs négatifs causent une appréciation du dollar canadien jusqu'à 60 minutes, il appert que les chocs positifs supplantent ensuite en amplitude et en significativité leurs équivalents négatifs à partir de 120 minutes, et causent eux aussi une *appréciation* du dollar canadien. Il semble donc qu'au cours de l'échantillon couvrant les années 2010 à 2012, les annonces concernant le niveau de production industrielle en Europe ont systématiquement eu tendance à apprécier le dollar canadien face à l'euro.

Figure 5.20 Fonctions de réponse à moyen terme du taux EUR/CAD à certains indicateurs macroéconomiques européens en fonction du signe des surprises



Notes : Les graphiques ci-haut présentent les fonctions de réponse estimées du taux EUR/CAD suivant une surprise négative d'un écart-type et une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs macroéconomiques européens les plus significatifs. Les coefficients β^{-} recensés dans le Tableau (5.9) ont été multipliés par -1 pour générer les courbes de réponse aux chocs négatifs. Une interpolation spline a été effectuée entre les valeurs des coefficients estimés. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

Curieusement, les nouvelles européennes concernant les différentes mesures de niveau des prix, lorsque significatives, induisent des réponses contraires. À titre d'exemple, au terme de 60 minutes, les chocs négatifs à EU-IPC tendent à déprécier le dollar canadien par 0,06 %, alors que les chocs négatifs à EU-IPP entraînent une *appréciation* du dollar canadien de l'ordre de 0,07 %. Notons néanmoins que les effets mentionnés pour les deux mesures de niveau des prix en Europe ne s'observent pas à travers tous les horizons de moyen terme ; en fait, hormis les coefficients significatifs obtenus au terme de 60 minutes, les valeurs estimées pour les autres plages temporelles s'avèrent rarement significatives.

En somme, les réactions à moyen terme du taux EUR/CAD aux indicateurs européens semblent généralement plus volatiles et variées qu'à court terme, et causent dans certains cas le même effet (hausse ou baisse) sur le taux de change quelque soit leur signe. De plus, comme une plus large gamme d'effets significatifs s'observe à moyen terme, il se peut que les nouvelles européennes mettent davantage de temps à faire sentir leur effet dans la valeur du taux de change EUR/CAD que les nouvelles en provenance du Canada et des États-Unis.

5.3.3 Activité précédant les annonces

Le Tableau (5.10) présente les coefficients estimés de l'équation (4.8), qui mesure la réaction du taux EUR/CAD au cours des fenêtres temporelles d'une minute précédant l'heure officielle des annonces macroéconomiques étudiées.

Tout comme c'était avec le taux USD/CAD à la section 5.2.3, les résultats du Tableau (5.10) indiquent qu'une petite fraction des coefficients estimés pour mesurer l'existence de variations considérables du taux EUR/CAD dans les instants précédant les annonces macroéconomiques s'avère significative, mais cette fois-ci, les coefficients significatifs ne semblent pas répartis plus particulièrement au sein d'un certain indicateur ou d'un certain horizon temporel. Par ailleurs, ces résultats statistiquement significatifs ne semblent pas pour autant révélateurs au sens économique du terme : leur valeur absolue ne dépasse guère 0,0143. D'autre part, les niveaux de significativité statistique

Tableau 5.10 Réactions du taux EUR/CAD dans les minutes précédant les annonces macroéconomiques

Indicateur	**−1 min.**	**−2 min.**	**−3 min.**	**−4 min.**	**−5 min.**
CA-Balance	−0,0058	0,0069	−0,0014	−0,0029	0,0022
CA-Chantiers	−0,0058	−0,0026	0,0040	−0,0025	0,0027
CA-Compte	−0,0074	−0,0025	0,0019	−0,0040	−0,0012
CA-Emploi	−0,0009	−0,0054	0,0020	0,0014	0,0032
CA-IPC	−0,0027	−0,0021	0,0111***	−0,0046	−0,0051
CA-Permis	0,0018	−0,0044	0,0070	0,0018	0,0017
CA-PIB	0,0207	0,0025	−0,0000	0,0066	0,0069
CA-Ventes	0,0075	−0,0012	0,0027	−0,0033	−0,0020
US-Balance	0,0025	0,0012	0,0013	0,0001	0,0038
US-Chantiers	−0,0081*	−0,0060	−0,0035	−0,0011	−0,0014
US-Confiance	0,0143***	0,0059	0,0022	−0,0094	−0,0011
US-Emploi	−0,0043	0,0004	0,0047	0,0002	−0,0036
US-IPC	−0,0033	−0,0050	−0,0013	−0,0041	0,0024
US-IPP	0,0012	0,0038	0,0024	0,0038	0,0011
US-PIB	−0,0008	−0,0041	−0,0019	0,0041	0,0086***
US-Ventes	0,0053	−0,0023	−0,0001	0,0005	−0,0027
EU-Chômage	−0,0001	0,0012	0,0039	−0,0005	−0,0004
EU-Confiance	0,0098*	−0,0053	0,0033	0,0001	0,0022
EU-IPC	0,0001	−0,0022	−0,0011	0,0020	0,0013
EU-IPP	0,0028	0,0012	0,0023	−0,0019	0,0017
EU-PIB	0,0061	−0,0022	0,0031	0,0015	−0,0024
EU-PMI	0,0005	0,0006	0,0041	0,0024	−0,0010
EU-Production	0,0033	−0,0006	−0,0025	−0,0035	−0,0094***
EU-Ventes	0,0012	−0,0012	−0,0040	0,0067***	−0,0043

Notes : Sont présentés ci-haut les coefficients estimés de l'équation (4.8), qui représentent la variation en pourcentage du taux EUR/CAD au cours des minutes précédant une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs étudiés. Les colonnes « $-n$ min. » représentent une période délimitée par le début et la fin de la $n^{\text{ième}}$ minute prédécant l'instant théorique d'annonce des indicateurs. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (*), de 5 % (**), de 1 % (***).

obtenus demeurent sujets à des erreurs de type I, où un coefficient non-significatif serait erronément déclaré significatif respectivement une fois sur dix, sur vingt ou sur cent, selon les seuils de 10 %, 5 % et 1 %[16]. À la lumière de ce qui précède, nous sommes

16. Naturellement, nos résultats sont également sujets à des erreurs de type II, où des coefficients

donc dans l'impossiblité de conclure à des fuites d'information généralisées ou à des effets précoces systématiques qui se feraient sentir dans le taux EUR/CAD aux cours des minutes précédant les moments officielles d'annonce des indicateurs macroéconomiques étudiés.

5.4 Comparaison des résultats

Une comparaison sommaire des résultats obetenus pour les taux de change étudiés fait ressortir certains constats supplémentaires à l'analyse de base.

À court terme, soit au cours des cinq minutes suivant le moment d'annonce des nouvelles étudiées, les mêmes indicateurs canadiens CA-Emploi, CA-IPC et CA-Ventes sont les plus déterminants pour la valeur des deux taux de change — d'ailleurs, l'amplitude et la progression temporelle des effets induits par ces nouvelles sur les taux USD/CAD et EUR/CAD s'avèrent fort similaires. En revanche, les indicateurs CA-Balance et CA-Permis exercent davantage d'effet sur le taux EUR/CAD, alors que les nouvelles sur le PIB canadien n'induisent un effet significatif que sur le taux USD/CAD. Parmi les indicateurs américains, notons que US-Emploi fait réagir plus fortement le taux EUR/CAD, alors que US-IPC est plus déterminant pour le taux USD/CAD. Du côté de l'Europe, hormis le faible effet induit par les surprises à EU-Production, aucun indicateur européen ne cause de variation notable dans le taux USD/CAD.

Aux horizons de moyen terme, soit au cours des 15 à 240 minutes suivant le moment d'annonce des nouvelles étudiées, il appert que CA-Compte entraîne un effet plus durable et plus important sur le taux USD/CAD, alors que la situation inverse prévaut pour CA-IPC et CA-Ventes, dont les réponses induites sont plus fortes et plus longtemps significatives sur le taux EUR/CAD. Du côté américain, les chocs à US-Balance et US-Ventes ont un impact plus considérable sur le taux EUR/CAD, alors que les surprises provenant de US-Confiance et US-PIB font davantage réagir le taux USD/CAD. Parmi les nouvelles européennes, fait singulier, les chocs à EU-IPC et EU-Chômage exercent à

---

significatifs ne seraient pas identifiés comme tels.

moyen terme un effet plus fort et plus significatif sur le taux USD/CAD que sur le taux de change entre le dollar canadien et l'euro.

CONCLUSION

La dynamique entre les taux de change et les nouvelles macroéconomiques est un sujet amplement exploré par les chercheurs, et un survol de l'historique des contributions académiques indique que les études les plus concluantes sont généralement les plus récentes, où des données de haute fréquence sont utilisées. Ces travaux se concentrent souvent sur les nouvelles en provenance des plus grandes économies du monde — zone euro, États-Unis, Royaume-Uni, Allemagne et Japon en tête de lice — et étudient conséquemment les taux de change qui s'y rattachent. La motivation pour la présente recherche réside dans le fait qu'au meilleur de notre connaissance, aucune étude existante n'examine cette question à haute fréquence en tenant compte à la fois des nouvelles en provenance du Canada et des principaux taux de change canadiens. Il nous intéressait également d'explorer une facette des interactions dynamiques entre des données économiques fondamentales et le prix des actifs financiers, sachant la forte interrelation entre les sphères économique et financière.

Tout d'abord, nos résultats indiquent que les effets induits sur les taux de change par les chocs aux indicateurs macroéconomiques se font sentir très rapidement, et dans une majorité des cas, le plus clair de la réaction est déjà réalisé au terme de la toute première minute suivant les annonces — exception remarquable, les nouvelles concernant le PIB canadien, américain et européen causent des réactions nettement moins instantanées. Du reste, les indicateurs mesurant le niveau d'emploi au Canada et aux États-Unis constituent les nouvelles dont les effets sont les plus probants sur les taux de change canadiens. À ce titre, un fait saillant est constaté : alors que, en conformité avec les théories traditionnelles, les nouvelles favorables (défavorables) en provenance du Canada tendent à apprécier (déprécier) la valeur du dollar canadien, il s'avère souvent que les nouvelles *américaines* favorables (défavorables) induisent également une appréciation

(dépréciation) du dollar canadien. De plus, nos résultats montrent que les taux de change répondent parfois de façon asymétrique aux surprises en fonction du signe de ces dernières. Conformément à une idée répandue, dans une majorité des cas, il s'avère que les chocs négatifs induisent des effets plus forts que des chocs positifs de même amplitude, bien que certains contre-exemples soient identifiés.

Par ailleurs, l'importance dominante des indicateurs américains par rapport à ceux provenant du reste du monde, souvent étayée dans la littérature, peut à la fois être nuancée et corroborée à la lumière de nos analyses. D'une part, nos résultats montrent que les nouvelles canadiennes exercent une influence souvent plus déterminante que les nouvelles américaines comparables dans la détermination du taux de change entre les deux pays. D'un autre côté, l'importance des nouvelles américaines se confirme notamment par le fait qu'elles exercent une influence plus marquée sur le taux de change entre l'euro et le dollar canadien que les nouvelles européennes elles-mêmes. En effet, les indicateurs européens étudiés ici s'avèrent considérablement moins décisifs dans les fluctiations observées des deux taux de change étudiés que ceux en provenance du Canada et des États-Unis. Finalement, alors que certaines études existantes font état de possibles fuites d'information dans les instants précédant l'annonce de certains indicateurs macroéconomiques, d'autres montrent précisément le contraire. À ce sujet, nous concluons pour notre part qu'aucune activité systématique dans la valeur des taux de change au cours des instants antérieurs aux annonces ne témoigne de transactions prématurées découlant de potentielles fuites d'information.

Par ailleurs, les limites de la présente étude mettent en lumière certains aspects supplémentaires qui pourraient être incorporés à une recherche future sur le sujet, particulièrement au chapitre des données utilisées. D'abord, l'inclusion de nouvelles économiques en provenance des plus importants États européens pourrait permettre d'apprécier le poids relatif des informations en provenance de la zone euro en entier par rapport aux informations relatives à l'Allemagne ou la France, par exemple. D'autre part, il serait pertinent d'intégrer aux modèles une variable représentant le taux d'intérêt directeur en vigueur dans les zones géographiques étudiées, de même qu'une modélisation

des indications prospectives révélées dans les communications officielles des banques centrales. En outre, il pourrait être intéressant de vérifier si certains événements d'actualité particulièrement marquants sont survenus aux alentours du moment d'annonce des indicateurs économiques utilisés. Une telle revue de presse pourrait potentiellement mettre en perspective certains mouvements ponctuels observés dans les taux de change.

En dernier lieu, nous avons eu recours à ici des observations à haute fréquence représentant la valeur des taux de change observée à la toute fin de chaque minute (« *close* »). Il serait possible d'analyser la question plus en profondeur en recueillant également la valeur observée au tout début de chaque minute (« *open* »), de même que la valeur la plus faible (« *low* ») et la plus élevée (« *high* ») enregistrée au cours d'une même minute. Sachant que des effets substantiels sont souvent réalisés au cours des toutes premières minutes suivant les annonces, ces données supplémentaires pourraient notamment permettre de contempler plus en détail la surréaction potentielle des taux de change aux nouvelles économiques.

APPENDICE A

PRÉSENTATION ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES INDICATEURS MACROÉCONOMIQUES UTILISÉS

Tableau A.1 Indicateurs canadiens — présentation

Indicateur	Nom d'usage	Fréquence de publication	Obs.	Unités	Étendue	Heure (GMT)	Source
Balance commerciale	CA-Balance	Mensuelle	36	Milliards de dollars	12 janvier 2010 - 12 décembre 2012	12 h 30	Statistique Canada
Mises en chantier	CA-Chantiers	Mensuelle	36	Unités	11 janvier 2010 - 10 décembre 2012	13 h 15	SCHL
Compte courant	CA-Compte	Trimestrielle	12	Milliards de dollars	26 février 2010 - 29 novembre 2012	12 h 30	Statistique Canada
Enquête sur la population active	CA-Emploi	Mensuelle	36	Nombre de personnes employées, variation mensuelle	8 janvier 2010 - 7 décembre 2012	12 h 30	Statistique Canada
Indice des prix à la consommation	CA-IPC	Mensuelle	36	Variation annualisée, en pourcentage	20 janvier 2010 - 21 décembre 2012	12 h 30	Statistique Canada
Permis de bâtir	CA-Permis	Mensuelle	36	Variation mensuelle, en pourcentage	11 janvier 2010 - 6 décembre 2012	12 h 30	Statistique Canada
Produit intérieur brut	CA-PIB	Trimestrielle	12	Variation annualisée, en pourcentage	1 mars 2010 - 21 décembre 2012	12 h 30	Statistique Canada
Commerce de détail	CA-Ventes	Mensuelle	36	Variation mensuelle, en pourcentage	22 janvier 2010 - 20 décembre 2012	12 h 30	Statistique Canada

Tableau A.2 Indicateurs canadiens — statistiques descriptives

	Annonce (A)		**Consensus** (E)		**Différence** ($A - E$)		**Surprise** (s)			
Indicateur (i)	*moyenne*	*écart-type*	*moyenne*	*écart-type*	*moyenne*	*écart-type*	*moyenne*	*écart-type*	*skewness*	*kurtosis*
CA-Balance	-0,3914	1,2436	-0,1435	1,2077	-0,1834	1,2004	-0,1528	1,0000	0,0195	1,2587
CA-Chantiers	197 689	16 735	191 977	13 274	5 852	12 447	0,4701	1,0000	0,4252	0,9729
CA-Compte	-12,9391	3,6626	-11,3773	4,2453	-1,8035	2,2491	-0,8019	1,0000	-1,3513	2,3736
CA-Emploi	20 219	32 575	15 934	6 619	4 660	34 019	0,1370	1,0000	0,0016	-0,3307
CA-IPC	0,1611	0,3417	0,1944	0,1941	-0,0333	0,2378	-0,1401	1,0000	0,5071	-0,0416
CA-Permis	0,9889	9,6680	-0,5426	2,9813	1,5191	8,7013	0,1746	1,0000	0,0598	-0,8906
CA-PIB	2,5917	1,7578	2,4545	1,6281	-0,0091	0,4011	-0,0227	1,0000	0,9560	1,8071
CA-Ventes	0,2778	0,7247	0,3857	0,4512	-0,0943	0,7463	-0,1263	1,0000	0,0195	1,2587

Notes : La colonne qui présente l'écart-type des différences révèle la valeur numérique du choc d'un écart-type auquel le texte réfère régulièrement. L'écart-type de la composante surprise est unitaire par construction.

Tableau A.3 Indicateurs américains — présentation

Indicateur	**Nom d'usage**	**Fréquence de publication**	**Obs.**	**Unités**	**Étendue**	**Heure (GMT)**	**Source**
Balance commerciale	US-Balance	Mensuelle	36	Milliards de dollars	12 janvier 2010 - 11 décembre 2012	12 h 30	US Census Bureau
Mises en chantier	US-Chantiers	Mensuelle	36	Unités	20 janvier 2010 - 19 décembre 2012	12 h 30	US Census Bureau
Indice de confiance des consommateurs	US-Confiance	Mensuelle	36	Indice, en niveau	26 janvier 2010 - 27 décembre 2012	14 h 00	The Conference Board
Emplois non agricoles	US-Emploi	Mensuelle	36	Nombre de personnes employées, variation mensuelle	8 janvier 2010 - 7 décembre 2012	12 h 30	US Bureau of Labor Statistics
Indice des prix à la consommation	US-IPC	Mensuelle	36	Variation annualisée, en pourcentage	15 janvier 2010 - 14 décembre 2012	12 h 30	US Bureau of Labor Statistics
Indice des prix des producteurs	US-IPP	Mensuelle	36	Variation annualisée, en pourcentage	20 janvier 2010 - 13 décembre 2012	12 h 30	US Bureau of Labor Statistics
Produit intérieur brut	US-PIB	Mensuelle	36	Variation annualisée, en pourcentage	29 janvier 2010 - 20 décembre 2012	12 h 30	US Bureau of Labor Statistics
Ventes au détail	US-Ventes	Mensuelle	36	Variation mensuelle, en pourcentage	14 janvier 2010 - 13 décembre 2012	12 h 30	US Census Bureau

Tableau A.4 Indicateurs américains — statistiques descriptives

	Annonce (A)		**Consensus** (E)		**Différence** ($A - E$)		**Surprise** (s)			
Indicateur (j)	*moyenne*	*écart-type*	*moyenne*	*écart-type*	*moyenne*	*écart-type*	*moyenne*	*écart-type*	*skewness*	*kurtosis*
US-Balance	-44,3411	4,4767	-44,3794	4,0651	0,1018	3,6380	0,0280	1,0000	-0,0241	-0,2207
US-Chantiers	644 111	97 619	636 139	88 659	7 972	39 439	0,2021	1,0000	0,0430	-0,4713
US-Confiance	59,4778	8,5191	59,3833	8,0786	0,0944	5,0990	0,0185	1,0000	0,3896	-0,3213
US-Emploi	110 750	127 716	114 664	102 315	-3 914	78 323	-0,0500	1,0000	-0,6403	0,8344
US-IPC	2,3194	0,8756	2,3735	0,8222	0,0029	0,1381	0,0213	1,0000	0,7505	0,9740
US-IPP	4,1972	1,9472	4,1833	1,9322	0,0139	0,3563	0,0390	1,0000	0,3530	-0,5315
US-PIB	2,5028	1,2251	2,5639	1,0282	-0,0611	0,4455	-0,1372	1,0000	0,1272	4,1339
US-Ventes	0,3722	0,5322	0,3972	0,3418	-0,0250	0,3945	-0,0634	1,0000	-0,7547	1,1820

Notes : La colonne qui présente l'écart-type des différences révèle la valeur numérique du choc d'un écart-type auquel le texte réfère régulièrement. L'écart-type de la composante surprise est unitaire par construction.

Tableau A.5 Indicateurs européens — présentation

Indicateur	Nom d'usage	Fréquence de publication	Obs.	Unités	Étendue	Heure (GMT)	Source
Taux de chômage	EU-Chômage	Mensuelle	36	Taux, en niveau	8 janvier 2010 - 30 novembre 2012	9 h 00	Eurostat
Indice de confiance des consommateurs	EU-Confiance	Mensuelle	36	Unités, en niveau	28 janvier 2010 - 20 décembre 2012	14 h 00	Commission européenne
Indice des prix à la consommation	EU-IPC	Mensuelle	36	Variation annualisée, en pourcentage	5 janvier 2010 - 30 novembre 2012	9 h 00	Eurostat
Indice des prix des producteurs	EU-IPP	Mensuelle	36	Variation mensuelle, en pourcentage	6 janvier 2010 - 4 décembre 2012	9 h 00	Eurostat
Produit intérieur brut	EU-PIB	Mensuelle	36	Variation annualisée, en pourcentage	8 janvier 2010 - 6 décembre 2012	9 h 00	Eurostat
Indice des directeurs d'achat	EU-PMI	Mensuelle	36	Unités, en niveau	12 janvier 2010 - 14 décembre 2012	8 h 00	Markit®
Production industrielle	EU-Production	Mensuelle	36	Variation mensuelle, en pourcentage	14 janvier 2010 - 12 décembre 2012	9 h 00	Eurostat
Ventes au détail	EU-Ventes	Mensuelle	36	Variation mensuelle, en pourcentage	7 janvier 2010 - 5 décembre 2012	9 h 00	Eurostat

Tableau A.6 Indicateurs européens — statistiques descriptives

	Annonce (A)		**Consensus** (E)		**Différence** ($A - E$)		**Surprise** (s)			
Indicateur (k)	*moyenne*	*écart-type*	*moyenne*	*écart-type*	*moyenne*	*écart-type*	*moyenne*	*écart-type*	*skewness*	*kurtosis*
EU-Chômage	10,3722	0,5775	10,3417	0,5422	0,0306	0,0980	0,3117	1,0000	0,2522	-0,5256
EU-Confiance	-17,0278	5,2843	-16,7403	5,1350	-0,2875	1,4337	-0,2005	1,0000	-0,7460	2,4432
EU-IPC	2,2167	0,6055	2,2000	0,5864	0,0156	0,1526	0,1024	1,0000	1,4034	2,9755
EU-IPP	3,4806	2,6095	3,3543	2,6458	0,0571	0,1378	0,4146	1,0000	0,4145	-0,1484
EU-PIB	0,6906	1,6065	0,6161	1,6182	0,0323	0,1326	0,2432	1,0000	0,5481	-0,0036
EU-PMI	51,2361	4,8032	51,3444	4,6037	-0,1083	1,2025	-0,0901	1,0000	-0,1356	-0,7725
EU-Production	2,6750	4,7341	2,3353	4,8735	0,1500	1,3385	0,1121	1,0000	0,9748	1,2625
EU-Ventes	-0,4528	1,3639	-0,5588	0,9885	0,0559	1,1445	s 0,0488	1,0000	-0,2671	0,0097

Notes : La colonne qui présente l'écart-type des différences révèle la valeur numérique du choc d'un écart-type auquel le texte réfère régulièrement. L'écart-type de la composante surprise est unitaire par construction.

APPENDICE B

RÉSULTATS DES TESTS ÉCONOMÉTRIQUES

Tableau B.1 Résultats des tests économétriques concernant l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des données

USD/CAD	White		Breusch-Godfrey	
	F-stat	*p-value*	*LM-stat*	*p-value*
1 min.	2 186	0,0000	933	0,0000
2 min.	645	0,0000	254 139	0,0000
3 min.	355	0,0000	465 477	0,0000
4 min.	198	0,0000	596 067	0,0000
5 min.	126	0,0000	685 404	0,0000
15 min.	42	0,0000	948 359	0,0000
30 min.	15	0,0000	$> 10^6$	0,0000
60 min.	9	0,0000	$> 10^6$	0,0000
120 min.	6	0,0000	$> 10^6$	0,0000
240 min.	4	0,0000	$> 10^6$	0,0000

EUR/CAD	White		Breusch-Godfrey	
	F-stat	*p-value*	*LM-stat*	*p-value*
1 min.	125	0,0000	7 926	0,0000
2 min.	67	0,0000	217 004	0,0000
3 min.	95	0,0000	419 224	0,0000
4 min.	73	0,0000	546 046	0,0000
5 min.	72	0,0000	636 641	0,0000
15 min.	44	0,0000	924 108	0,0000
30 min.	20	0,0000	$> 10^6$	0,0000
60 min.	12	0,0000	$> 10^6$	0,0000
120 min.	12	0,0000	$> 10^6$	0,0000
240 min.	5	0,0000	$> 10^6$	0,0000

Notes : Le tableau ci-haut présente les statistiques de test et les *p-values* associées découlant des tests de White et Breusch-Godfrey effectués sur les résultats de l'équation (4.3), d'abord pour le taux USD/CAD, puis pour le taux EUR/CAD. Les tests de Breusch-Godfrey ont été effectués pour une autocorrélation du premier ordre. La *LM-stat* est obtenue en multipliant le R^2 par le nombre d'observations (1 109 012 dans chaque cas), d'où les valeurs relativement élevées. Les valeurs obtenues indiquent clairement que les deux taux de change étudiés sont caractérisés par un comportement hétéroscédastique et autocorrelé, et ce, pour tous les horizons temporels considérés.

Tableau B.2 Résultats des tests de Wald concernant l'asymétrie des réactions à court terme du taux USD/CAD

Indicateur	**1 min.**	**2 min.**	**3 min.**	**4 min.**	**5 min.**	**SUR $_{CT}$**
CA-Balance	0,0284**	0,9215	0,8102	0,9042	0,8047	0,0000***
CA-Chantiers	0,6540	0,7878	0,9679	0,8370	0,7400	0,3414
CA-Compte	0,0094***	0,0132**	0,0820*	0,3920	0,2813	0,0014***
CA-Emploi	0,7882	0,8128	0,5865	0,7356	0,8689	0,0000***
CA-IPC	0,1434	0,3548	0,4550	0,4421	0,6545	0,0000***
CA-Permis	0,4351	0,1566	0,1389	0,2761	0,1237	0,0001***
CA-PIB	0,0001***	0,0999*	0,1401	0,1351	0,6047	0,0000***
CA-Ventes	0,0233**	0,0027***	0,0084***	0,0010***	0,0015***	0,0000***
US-Balance	0,8694	0,1126	0,3448	0,6465	0,4731	0,0000***
US-Chantiers	0,6227	0,9616	0,8924	0,9642	0,7749	0,1136
US-Confiance	0,0306**	0,2006	0,2126	0,1392	0,1146	0,0000***
US-Emploi	0,3464	0,4163	0,7041	0,4730	0,6788	0,0000***
US-IPC	0,8262	0,9540	0,1991	0,1472	0,4065	0,0027***
US-IPP	0,8671	0,9383	0,6572	0,8876	0,8212	0,0077***
US-PIB	0,2743	0,1626	0,2346	0,2337	0,5928	0,0000***
US-Ventes	0,3579	0,8964	0,4453	0,3041	0,4348	0,0000***
EU-Chômage	0,3186	0,5695	0,2851	0,5636	0,9252	0,2242
EU-Confiance	0,9344	0,3223	0,6016	0,9746	0,7655	0,0073***
EU-IPC	0,7304	0,1114	0,1978	0,1671	0,5131	0,2704
EU-IPP	0,6844	0,7121	0,3847	0,0616*	0,0176**	0,6267
EU-PIB	0,2861	0,0368**	0,1781	0,1644	0,4702	0,5933
EU-PMI	0,0101**	0,0273**	0,1192	0,2130	0,1109	0,0211**
EU-Production	0,1009	0,1223	0,8303	0,0649*	0,2571	0,0134**
EU-Ventes	0,2032	0,5444	0,7885	0,8093	0,3379	0,1826

Notes : Le tableau ci-haut présente les *p-values* découlant de tests de Wald définis à l'équation (4.5), posant l'hypothèse nulle d'égalité entre les coefficients β^- et β^+ pour chacun des indicateurs étudiés, et pour chaque horizon de court terme. La colonne « SUR $_{CT}$ » présente les *p-values* des tests des Wald conjoints définis à l'équation (4.7) et effectués sur les coefficients obtenus à l'aide de la méthode SUR à l'équation (4.6). Plus les *p-values* obtenues s'avèrent faibles, plus il est justifié de rejeter l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients.

Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (*), de 5 % (**), de 1 % (***).

Tableau B.3 Résultats des tests de Wald concernant l'asymétrie des réactions à moyen terme du taux USD/CAD

Indicateur	**15 min.**	**30 min.**	**60 min.**	**120 min.**	**240 min.**	**SUR$_{MT}$**
CA-Balance	0,4498	0,4465	0,6101	0,7752	0,9022	0,0127**
CA-Chantiers	0,0014***	0,1212	0,0044***	0,0060***	0,1511	0,0000***
CA-Compte	0,0072***	0,7380	0,0000***	0,0133**	0,0000***	0,0028***
CA-Emploi	0,5406	0,9317	0,5479	0,2685	0,7990	0,0000***
CA-IPC	0,5741	0,6782	0,7478	0,6313	0,8258	0,0041***
CA-Permis	0,3073	0,6477	0,3765	0,0917*	0,8028	0,0038***
CA-PIB	0,8811	0,4525	0,2735	0,0001***	0,0222**	0,0600*
CA-Ventes	0,0367**	0,3712	0,0275**	0,3823	0,7093	0,0000***
US-Balance	0,5948	0,4688	0,2789	0,4962	0,8956	0,0022***
US-Chantiers	0,3111	0,3065	0,3029	0,4695	0,8444	0,1248
US-Confiance	0,0507*	0,1027	0,3760	0,0780*	0,1061	0,0112**
US-Emploi	0,5522	0,8274	0,9215	0,7332	0,7304	0,0001***
US-IPC	0,4867	0,9972	0,8148	0,4722	0,0937*	0,0312**
US-IPP	0,6212	0,5848	0,8234	0,7422	0,7627	0,4731
US-PIB	0,9981	0,5077	0,0438**	0,0042***	0,0040***	0,2492
US-Ventes	0,8891	0,3483	0,3173	0,0163**	0,0905*	0,0895*
EU-Chômage	0,5459	0,0625*	0,9967	0,8826	0,0052***	0,0001***
EU-Confiance	0,6221	0,9320	0,8807	0,4531	0,9284	0,7523
EU-IPC	0,4484	0,6765	0,7926	0,0503*	0,0246**	0,0931*
EU-IPP	0,0194**	0,0028***	0,0106**	0,5211	0,9823	0,2487
EU-PIB	0,4381	0,9829	0,6106	0,2305	0,4109	0,0950*
EU-PMI	0,1612	0,9313	0,7787	0,5516	0,4989	0,7019
EU-Production	0,3368	0,7188	0,4475	0,0406**	0,1655	0,1094
EU-Ventes	0,0722*	0,5021	0,0797*	0,6096	0,7927	0,3693

Notes : Le tableau ci-haut présente les *p-values* découlant de tests de Wald définis à l'équation (4.5), posant l'hypothèse nulle d'égalité entre les coefficients β^- et β^+ pour chacun des indicateurs canadiens et américains, et pour chaque horizon de moyen terme. La colonne « SUR$_{MT}$ » présente les *p-values* des tests des Wald conjoints définis à l'équation (4.7) et effectués sur les coefficients de moyen terme obtenus à l'aide de la méthode SUR à l'équation (4.6). Plus les *p-values* obtenues s'avèrent faibles, plus il est justifié de rejeter l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients.

Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (*), de 5 % (**), de 1 % (***).

Tableau B.4 Résultats des tests de Wald concernant l'asymétrie des réactions à court terme du taux EUR/CAD

Indicateur	**1 min.**	**2 min.**	**3 min.**	**4 min.**	**5 min.**	**SUR $_{CT}$**
CA-Balance	0,4601	0,7070	0,4854	0,9595	0,8002	0,0008***
CA-Chantiers	0,9119	0,9370	0,5999	0,6536	0,7019	0,3834
CA-Compte	0,0001***	0,0037***	0,0010***	0,0020***	0,0059***	0,0000***
CA-Emploi	0,8570	0,8629	0,6527	0,5791	0,7380	0,0000***
CA-IPC	0,0807	0,3862	0,4844	0,4402	0,5577	0,0000***
Ca-Permis	0,7631	0,9599	0,6127	0,5266	0,5886	0,0006***
CA-PIB	0,0001***	0,0329**	0,0396**	0,0233**	0,2095	0,0000***
CA-Ventes	0,0030***	0,0000***	0,0002***	0,0010***	0,0012***	0,0000***
US-Balance	0,3841	0,0015***	0,0024***	0,1845	0,2466	0,0000***
US-Chantiers	0,6209	0,9327	0,5944	0,8600	0,7037	0,0381**
US-Confiance	0,0001***	0,0416**	0,0521*	0,1499	0,0735*	0,0000***
US-Emploi	0,2291	0,6383	0,8256	0,7293	0,6598	0,0000***
US-IPC	0,2139	0,3616	0,4792	0,7175	0,6827	0,0000***
US-IPP	0,9669	0,8941	0,9261	0,5880	0,9171	0,0146**
US-PIB	0,2318	0,2672	0,5468	0,5036	0,6866	0,0003***
US-Ventes	0,8028	0,9863	0,5487	0,4737	0,4171	0,0008***
EU-Chômage	0,4070	0,5036	0,2935	0,8643	0,6537	0,5713
EU-Confiance	0,4650	0,4062	0,7409	0,6479	0,5798	0,3521
EU-IPC	0,3267	0,7886	0,4598	0,4911	0,6746	0,7998
EU-IPP	0,9366	0,5184	0,3360	0,2025	0,3576	0,9128
EU-PIB	0,5476	0,7835	0,3601	0,9174	0,9960	0,1754
EU-PMI	0,5602	0,9184	0,2246	0,3354	0,4006	0,0437**
EU-Production	0,4707	0,1758	0,1354	0,1464	0,2168	0,1543
EU-Ventes	0,4464	0,3672	0,1419	0,0996*	0,2070	0,7966

Notes : Le tableau ci-haut présente les *p-values* découlant de tests de Wald définis à l'équation (4.5), posant l'hypothèse nulle d'égalité entre les coefficients β^- et β^+ pour chacun des indicateurs étudiés, et pour chaque horizon de court terme. La colonne « SUR $_{CT}$ » présente les *p-values* des tests des Wald conjoints définis à l'équation (4.7) et effectués sur les coefficients obtenus à l'aide de la méthode SUR à l'équation (4.6). Plus les *p-values* obtenues s'avèrent faibles, plus il est justifié de rejeter l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients.

Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (*), de 5 % (**), de 1 % (***).

Tableau B.5 Résultats des tests de Wald concernant l'asymétrie des réactions à moyen terme du taux EUR/CAD

Indicateur	**15 min.**	**30 min.**	**60 min.**	**120 min.**	**240 min.**	**SUR $_{\mathbf{MT}}$**
CA-Balance	0,9674	0,3962	0,6842	0,9961	0,4257	0,3118
CA-Chantiers	0,9207	0,4743	0,6085	0,6245	0,5069	0,6146
CA-Compte	0,0002***	0,0000***	0,2476	0,3935	0,0469**	0,1974
CA-Emploi	0,8928	0,9021	0,6852	0,3102	0,2579	0,1770
CA-IPC	0,7939	0,7339	0,2905	0,2847	0,9766	0,0001***
Ca-Permis	0,3052	0,2592	0,2217	0,2959	0,5691	0,0003***
CA-PIB	0,9530	0,1613	0,2601	0,0544*	0,0849*	0,0012***
CA-Ventes	0,0031***	0,0441**	0,0430**	0,5356	0,8690	0,0000***
US-Balance	0,7374	0,4389	0,6189	0,9337	0,7418	0,0900*
US-Chantiers	0,9965	0,8871	0,7260	0,8096	0,5397	0,6582
US-Confiance	0,0704*	0,0018***	0,0010***	0,0134**	0,0149**	0,0001***
US-Emploi	0,8348	0,6855	0,8597	0,2530	0,2724	0,0000***
US-IPC	0,8764	0,2910	0,3934	0,3988	0,1294	0,1360
US-IPP	0,7860	0,9298	0,7574	0,8678	0,8895	0,8808
US-PIB	0,8625	0,8753	0,3041	0,2223	0,4803	0,0536*
US-Ventes	0,8321	0,3995	0,1315	0,1703	0,1601	0,0352**
EU-Chômage	0,7924	0,0723*	0,1793	0,3871	0,0003***	0,0000***
EU-Confiance	0,7900	0,2031	0,8256	0,8237	0,1858	0,0223**
EU-IPC	0,2987	0,2380	0,0211**	0,2601	0,0669*	0,2311
EU-IPP	0,1487	0,0300**	0,0472**	0,5182	0,3591	0,6528
EU-PIB	0,4839	0,3111	0,0128**	0,3086	0,3383	0,2099
EU-PMI	0,3994	0,6698	0,3228	0,2039	0,8798	0,4526
EU-Production	0,0138**	0,0137**	0,0074***	0,0001***	0,1497	0,0000***
EU-Ventes	0,2389	0,1700	0,3984	0,4031	0,0748*	0,2800

Notes : Le tableau ci-haut présente les *p-values* découlant de tests de Wald définis à l'équation (4.5), posant l'hypothèse nulle d'égalité entre les coefficients β^{-} et β^{+} pour chacun des indicateurs étudiés, et pour chaque horizon de moyen terme. La colonne « SUR $_{\mathrm{MT}}$ » présente les *p-values* des tests des Wald conjoints définis à l'équation (4.7) et effectués sur les coefficients de moyen terme obtenus à l'aide de la méthode SUR à l'équation (4.6). Plus les *p-values* obtenues s'avèrent faibles, plus il est justifié de rejeter l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients.

Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (*), de 5 % (**), de 1 % (***).

APPENDICE C

RÉSULTATS ADDITIONNELS

Tableau C.1 Réactions à court terme du taux USD/CAD — indicateurs macroéconomiques non significatifs

Indicateur	**1 min.**	**2 min.**	**3 min.**	**4 min.**	**5 min.**
CA-Balance	−0,0106	−0,0203	−0,0197	−0,0213	−0,0219
R^2	(0,0444)	(0,0785)	(0,0690)	(0,0823)	(0,0812)
CA-Chantiers	0,0023	0,0034	0,0077	0,0096	0,0083
R^2	(0,0034)	(0,0113)	(0,0333)	(0,0269)	(0,0157)
CA-Compte	0,0110	0,0095	0,0070	0,0029	−0,0147
R^2	(0,0275)	(0,0002)	(0,0059)	(0,0010)	(0,0312)
CA-Permis	−0,0228	−0,0200	−0,0116	−0,0083	−0,0006
R^2	(0,0583)	(0,0533)	(0,0393)	(0,0203)	(0,0114)
US-Balance	−0,0019	−0,0077	−0,0090	−0,0017	0,0024
R^2	(0,0022)	(0,0135)	(0,0121)	(0,0007)	(0,0006)
US-PIB	0,0099	0,0056	0,0057	0,0026	0,0013
R^2	(0,0140)	(0,0094)	(0,0058)	(0,0021)	(0,0011)
EU-Chômage	−0,0159	−0,0187	−0,0510	−0,0222	0,0253
R^2	(0,0116)	(0,0035)	(0,0713)	(0,0191)	(0,0027)
EU-Confiance	0,0028	0,0124	−0,0186	−0,0023	−0,0423
R^2	(0,0004)	(0,0078)	(0,0109)	(0,0001)	(0,0077)
EU-IPP	−0,0077	−0,0127	−0,0041	0,0084	−0,0355
R^2	(0,0052)	(0,0066)	(0,0232)	(0,0033)	(0,0225)
EU-PIB	−0,0010	0,0027	0,0189	0,0614	0,0653
R^2	(0,0007)	(0,0007)	(0,0342)	(0,0989)	(0,0307)
EU-PMI	−0,0017	−0,0046	0,0061	0,0152	−0,0167
R^2	(0,0002)	(0,0017)	(0,0030)	(0,0098)	(0,0016)
EU-Ventes	−0,0137	−0,0165	−0,0108	−0,0178	−0,0308
R^2	(0,0452)	(0,0275)	(0,0119)	(0,0159)	(0,0099)

Notes : Sont présentés ci-haut les coefficients estimés de l'équation (4.3), qui représentent la variation en pourcentage du taux USD/CAD au terme des différents horizons temporels de court terme suite à une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs macroéconomiques pour lesquels aucun des cinq coefficients estimés ne s'avère significatif au seuil minimum de 10 % — les résultats supplémentaires sont répertoriés dans le Tableau (5.1). Les R^2 obtenus avec l'approche événementielle, détaillée à la section (4.3.4), sont présentés entre parenthèses sous les coefficients correspondants. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (⋆), de 5 % (⋆⋆), de 1 % (⋆⋆⋆).

Tableau C.2 Réactions à moyen terme du taux USD/CAD — indicateurs macroéconomiques non significatifs

Indicateur	**15 min.**	**30 min.**	**60 min.**	**120 min.**	**240 min.**
CA-Balance	−0,0393	−0,0249	0,0144	−0,0091	−0,0551
R^2	(0,0836)	(0,0273)	(0,0085)	(0,0031)	(0,0332)
CA-Chantiers	0,0132	−0,0043	−0,0071	−0,0027	0,0062
R^2	(0,0003)	(0,0065)	(0,0398)	(0,0196)	(0,0018)
CA-Permis	−0,0102	0,0004	−0,0303	−0,0194	0,0217
R^2	(0,0272)	(0,0077)	(0,0174)	(0,0032)	(0,0004)
US-Chantiers	−0,0324	−0,0195	−0,0214	−0,0327	−0,0008
R^2	(0,0470)	(0,0090)	(0,0021)	(0,0027)	(0,0006)
US-IPP	−0,0206	−0,0098	−0,0141	−0,0603	−0,0280
R^2	(0,0101)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0154)	(0,0025)
US-Ventes	−0,0242	−0,0523	−0,0405	−0,0028	0,0271
R^2	(0,0483)	(0,0930)	(0,0396)	(0,0002)	(0,0144)
EU-IPP	−0,0016	0,0000	0,0024	0,0007	−0,0006
R^2	(0,0027)	(0,0063)	(0,0551)	(0,0172)	(0,0028)
EU-PIB	0,0031	−0,0004	−0,0046	0,0029	−0,0020
R^2	(0,0075)	(0,0018)	(0,0152)	(0,0066)	(0,0026)
EU-Production	0,0020	0,0009	0,0024	0,0055	0,0054
R^2	(0,0126)	(0,0016)	(0,0039)	(0,0235)	(0,0176)
EU-Ventes	0,0022	0,0055	0,0030	0,0006	0,0058
R^2	(0,0091)	(0,0287)	(0,0068)	(0,0000)	(0,0163)

Notes : Sont présentés ci-haut les coefficients estimés de l'équation (4.3), qui représentent la variation en pourcentage du taux USD/CAD au terme des différents horizons temporels de moyen terme suite à une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs macroéconomiques pour lesquels aucun des cinq coefficients estimés ne s'avère significatif au seuil minimum de 10 % — les résultats supplémentaires sont répertoriés dans le Tableau (5.2). Les R^2 obtenus avec l'approche événementielle, détaillée à la section (4.3.4), sont présentés entre parenthèses sous les coefficients correspondants. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (⋆) ; de 5 % (⋆⋆) ; de 1 % (⋆⋆⋆).

Tableau C.3 Réactions à court terme du taux USD/CAD en fonction du signe des surprises — indicateurs macroéconomiques peu significatifs

Indicateur	1 min.		2 min.		3 min.		4 min.		5 min.	
	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+
CA-Balance	−0,0234	0,0042	−0,0229	−0,0099	−0,0174	−0,0181	−0,0232	−0,0222	−0,0242	−0,0247
R^2	(0,1188)	(0,1972)	(0,0513)	(0,0014)	(0,0484)	(0,0003)	(0,0867)	(0,0092)	(0,1248)	(0,0183)
US-Balance	−0,0016	0,0084	−0,0231	0,0183	−0,0190	0,0119	−0,0046	0,0157	−0,0020	−0,0034
R^2	(0,0098)	(0,0247)	(0,0887)	(0,0969)	(0,0211)	(0,1020)	(0,0020)	(0,1156)	(0,0002)	(0,1981)
US-IPP	0,0065	−0,0052	−0,0034	−0,0079	0,0025	−0,0176	0,0046	−0,0095	0,0062	−0,0124
R^2	(0,0074)	(0,0423)	(0,0010)	(0,1025)	(0,0200)	(0,1112)	(0,0251)	(0,2133)	(0,0093)	(0,2720)
EU-Chômage	−0,0048	0,0039	−0,0124	−0,0041	−0,0189	−0,0022	−0,0152	−0,0039	−0,0072	−0,0093
R^2	(0,7584)	(0,0019)	(0,1078)	(0,0171)	(0,4038)	(0,0174)	(0,6200)	(0,0096)	(0,8266)	(0,0013)
EU-Confiance	−0,0051	−0,0034	−0,0048	0,0155	0,0029	0,0176	0,0018	0,0028	0,0027	−0,0060
R^2	(0,0251)	(0,1952)	(0,0003)	(0,1332)	(0,1197)	(0,1215)	(0,0721)	(0,1554)	(0,0200)	(0,1348)
EU-IPC	−0,0037	−0,0073	0,0110	−0,0109	0,0124	−0,0084	0,0151	−0,0050	0,0119	0,0003
R^2	(0,0382)	(0,0706)	(0,0260)	(0,0234)	(0,0568)	(0,0011)	(0,1261)	(0,0221)	(0,1232)	(0,0710)
EU-PIB	0,0090	−0,0039	0,0193**	−0,0053	0,0149	−0,0048	0,0203	−0,0020	0,0116	−0,0004
R^2	(0,0063)	(0,1198)	(0,0020)	(0,1770)	(0,0095)	(0,0597)	(0,0372)	(0,0025)	(0,0739)	(0,0572)
EU-Ventes	−0,0103**	−0,0007	−0,0064	−0,0010	−0,0032	−0,0059	−0,0035	−0,0072	−0,0012	−0,0155
R^2	(0,0052)	(0,0038)	(0,0006)	(0,0004)	(0,0006)	(0,0007)	(0,0030)	(0,0175)	(0,0323)	(0,0756)

Notes : Sont présentés ci-haut les coefficients estimés de l'équation (4.3) augmentée par la spécification (4.4) suite à une surprise négative d'un écart-type (β^-) et positive d'un écart-type (β^+) aux indicateurs macroéconomiques pour lesquels moins de deux des dix coefficients estimés s'avèrent significatifs au seuil minimum de 10 % — les résultats supplémentaires sont répertoriés dans le Tableau (5.3). Pour les colonnes β^-, une valeur négative (positive) représente une dépréciation (appréciation) du dollar canadien ; pour les colonnes β^+, une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien. Les R^2 obtenus avec l'approche événementielle, détaillée à la section (4.3.4), sont présentés entre parenthèses sous les coefficients correspondants. Les résultats des tests de Wald vérifiant la significativité de la différence observée au sein de chaque paire de coefficients sont présentés dans le Tableau (B.2), à l'Appendice B.

Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (*), de 5 % (**), de 1 % (***).

Tableau C.4 Réactions à moyen terme du taux USD/CAD en fonction du signe des surprises — indicateurs macroéconomiques peu significatifs

Indicateur	15 min.		30 min.		60 min.		120 min.		240 min.	
	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+
CA-Balance	−0,0614	−0,0072	−0,0440	0,0148	0,0124	0,0692	0,0417	0,0123	−0,0128	−0,0663
R^2	(0,2565)	(0,0126)	(0,2983)	(0,0001)	(0,1138)	(0,0016)	(0,0411)	(0,1559)	(0,0371)	(0,1400)
CA-Permis	−0,0272*	0,0093	−0,0090	0,0153	0,0113	−0,0440	0,0775	−0,0704	0,0005	0,0317
R^2	(0,0054)	(0,0304)	(0,0591)	(0,0170)	(0,0047)	(0,0008)	(0,0000)	(0,0029)	(0,0150)	(0,0026)
US-Balance	−0,0214	0,0369	−0,0381	0,0250	−0,0969	0,0005	−0,1586	−0,0532	−0,0741	−0,0686
R^2	(0,1016)	(0,0837)	(0,1630)	(0,0525)	(0,0696)	(0,0007)	(0,0566)	(0,0047)	(0,0095)	(0,0132)
US-IPP	0,0088	−0,0207	0,0257	−0,0165	−0,0031	−0,0034	−0,0201	−0,0674	0,0069	−0,0464
R^2	(0,0002)	(0,1872)	(0,0005)	(0,2295)	(0,0000)	(0,0040)	(0,0149)	(0,0547)	(0,0584)	(0,0002)
EU-Confiance	0,0089	−0,0126	0,0138	0,0090	−0,0156	−0,0262	0,0112	−0,0370	−0,0448	−0,0359
R^2	(0,0100)	(0,0696)	(0,0013)	(0,0669)	(0,0363)	(0,0892)	(0,0228)	(0,0689)	(0,0055)	(0,0004)
EU-PMI	−0,0102	0,0107	−0,0054	−0,0033	0,0106	−0,0005	0,0024	0,0337	−0,0423	0,0206
R^2	(0,0517)	(0,2502)	(0,1662)	(0,1764)	(0,0461)	(0,1366)	(0,0280)	(0,0015)	(0,0132)	(0,0344)
EU-Ventes	0,0026	−0,0300**	−0,0077	−0,0263	0,0108	−0,0324	−0,0270	−0,0050	−0,0475	−0,0195
R^2	(0,1247)	(0,1452)	(0,0403)	(0,0161)	(0,0260)	(0,1708)	(0,1166)	(0,0195)	(0,3695)	(0,0919)

Notes : Sont présentés ci-haut les coefficients estimés de l'équation (4.3) augmentée par la spécification (4.4) suite à une surprise négative d'un écart-type (β^-) et positive d'un écart-type (β^+) aux indicateurs macroéconomiques pour lesquels moins de deux des dix coefficients estimés s'avèrent significatifs au seuil minimum de 10 % — les résultats supplémentaires sont répertoriés dans le Tableau (5.4). Pour les colonnes β^-, une valeur négative (positive) représente une dépréciation (appréciation) du dollar canadien ; pour les colonnes β^+, une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien. Les R^2 obtenus avec l'approche événementielle, détaillée à la section (4.3.4), sont présentés entre parenthèses sous les coefficients correspondants. Les résultats des tests de Wald vérifiant la significativité de la différence observée au sein de chaque paire de coefficients sont présentés dans le Tableau (B.3), à l'Appendice B.

Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (*), de 5 % (**), de 1 % (***).

Tableau C.5 Réactions à court terme du taux EUR/CAD — indicateurs macroéconomiques non significatifs

Indicateur	**1 min.**	**2 min.**	**3 min.**	**4 min.**	**5 min.**
CA-Chantiers	0,0031	0,0014	0,0018	0,0032	0,0071
R^2	(0,0033)	(0,0011)	(0,0071)	(0,0088)	(0,0090)
CA-Compte	0,0150	0,0140	0,0158	0,0078	−0,0079
R^2	(0,4003)	(0,2595)	(0,1571)	(0,1539)	(0,0453)
CA-PIB	−0,0585	−0,0457	−0,0621	−0,0467	−0,0509
R^2	(0,1338)	(0,0642)	(0,0846)	(0,0532)	(0,0729)
US-Balance	0,0045	−0,0077	−0,0074	−0,0115	−0,0153
R^2	(0,0052)	(0,0172)	(0,0117)	(0,0243)	(0,0348)
US-IPC	0,0115	0,0088	0,0120	0,0114	0,0137
R^2	(0,0172)	(0,0027)	(0,0075)	(0,0059)	(0,0076)
US-PIB	0,0012	−0,0081	0,0006	−0,0060	−0,0134
R^2	(0,0004)	(0,0012)	(0,0010)	(0,0001)	(0,0027)
EU-IPP	−0,0016	0,0000	0,0024	0,0007	−0,0006
R^2	(0,0027)	(0,0063)	(0,0551)	(0,0172)	(0,0028)
EU-PIB	0,0031	−0,0004	−0,0046	0,0029	−0,0020
R^2	(0,0075)	(0,0018)	(0,0152)	(0,0066)	(0,0026)
EU-Production	0,0020	0,0009	0,0024	0,0055	0,0054
R^2	(0,0126)	(0,0016)	(0,0039)	(0,0235)	(0,0176)
EU-Ventes	0,0022	0,0055	0,0030	0,0006	0,0058
R^2	(0,0091)	(0,0287)	(0,0068)	(0,0000)	(0,0163)

Notes : Sont présentés ci-haut les coefficients estimés de l'équation (4.3), qui représentent la variation en pourcentage du taux EUR/CAD au terme des différents horizons temporels de court terme suite à une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs macroéconomiques pour lesquels aucun des cinq coefficients estimés ne s'avère significatif au seuil minimum de 10 % — les résultats supplémentaires sont répertoriés dans le Tableau (5.6). Les R^2 obtenus avec l'approche événementielle, détaillée à la section (4.3.4), sont présentés entre parenthèses sous les coefficients correspondants. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (⋆), de 5 % (⋆⋆), de 1 % (⋆⋆⋆).

Tableau C.6 Réactions à moyen terme du taux EUR/CAD — indicateurs macroéconomiques non significatifs

Indicateur	**15 min.**	**30 min.**	**60 min.**	**120 min.**	**240 min.**
CA-Balance	−0,0242	−0,0266	0,0167	0,0018	0,0242
R^2	(0,0600)	(0,0488)	(0,0011)	(0,0009)	(0,0005)
CA-Chantiers	−0,0111	−0,0033	0,0182	0,0199	0,0280
R^2	(0,0218)	(0,0042)	(0,0088)	(0,0178)	(0,0203)
CA-Permis	−0,0569	−0,0682	−0,0673	−0,1003	−0,1020
R^2	(0,1054)	(0,0921)	(0,0659)	(0,0725)	(0,0584)
US-Confiance	−0,0251	−0,0127	0,0003	−0,0294	−0,0221
R^2	(0,0814)	(0,0100)	(0,0000)	(0,0215)	(0,0088)
US-IPC	0,0234	0,0181	0,0483	−0,0392	0,0050
R^2	(0,0204)	(0,0058)	(0,0461)	(0,0136)	(0,0000)
EU-Chômage	−0,0099	−0,0037	−0,0130	−0,0139	0,0087
R^2	(0,0128)	(0,0017)	(0,0003)	(0,0013)	(0,0002)
EU-IPC	0,0039	0,0068	0,0029	−0,0127	−0,0509
R^2	(0,0008)	(0,0034)	(0,0004)	(0,0125)	(0,0211)
EU-IPP	0,0047	−0,0005	0,0138	−0,0021	−0,0472
R^2	(0,0327)	(0,0178)	(0,0586)	(0,0015)	(0,0047)

Notes : Sont présentés ci-haut les coefficients estimés de l'équation (4.3), qui représentent la variation en pourcentage du taux EUR/CAD au terme des différents horizons temporels de moyen terme suite à une surprise positive d'un écart-type aux indicateurs macroéconomiques pour lesquels aucun des cinq coefficients estimés ne s'avère significatif au seuil minimum de 10 % — les résultats supplémentaires sont répertoriés dans le Tableau (5.7). Les R^2 obtenus avec l'approche événementielle, détaillée à la section (4.3.4), sont présentés entre parenthèses sous les coefficients correspondants. Une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien.

Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (⋆) ; de 5 % (⋆⋆) ; de 1 % (⋆⋆⋆).

Tableau C.7 Réactions à court terme du taux EUR/CAD en fonction du signe des surprises — indicateurs macroéconomiques peu significatifs

Indicateur	1 min.		2 min.		3 min.		4 min.		5 min.	
	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+
CA-Balance	−0,0153	−0,0025	−0,0138	−0,0216*	−0,0070	−0,0243	−0,0227	−0,0245	−0,0198	−0,0303
R^2	(0,0272)	(0,0405)	(0,0345)	(0,0195)	(0,0358)	(0,0005)	(0,1210)	(0,0003)	(0,0888)	(0,0039)
CA-Chantiers	0,0041	0,0029	0,0006	0,0015	0,0083	0,0006	0,0100	0,0019	0,0012	0,0083
R^2	(0,3198)	(0,0000)	(0,0819)	(0,0085)	(0,2569)	(0,0125)	(0,1450)	(0,0098)	(0,0104)	(0,0064)
US-IPC	−0,0031	0,0228**	−0,0051	0,0202	0,0001	0,0225	0,0064	0,0180	0,0064	0,0217
R^2	(0,1268)	(0,0156)	(0,1992)	(0,0070)	(0,1923)	(0,0303)	(0,1349)	(0,0174)	(0,1390)	(0,0249)
US-IPP	−0,0106	−0,0117	−0,0273	−0,0233	−0,0247	−0,0274	−0,0147	−0,0318	−0,0192	−0,0228
R^2	(0,0000)	(0,0255)	(0,0142)	(0,0486)	(0,0203)	(0,0758)	(0,0077)	(0,1214)	(0,0074)	(0,1131)
US-PIB	−0,0049	0,0120*	−0,0222	0,0125	−0,0070	0,0132	−0,0161	0,0103	−0,0195	−0,0026
R^2	(0,0131)	(0,1854)	(0,0000)	(0,1217)	(0,0030)	(0,1181)	(0,0010)	(0,1082)	(0,0018)	(0,0807)
EU-Chômage	0,0068	0,0013	−0,0042	0,0017	−0,0122*	−0,0027	−0,0074	−0,0055	−0,0155	−0,0090
R^2	(0,2708)	(0,0354)	(0,1575)	(0,0328)	(0,0304)	(0,0290)	(0,0125)	(0,0000)	(0,0021)	(0,0013)
EU-IPP	−0,0021	−0,0016	0,0046	−0,0008	0,0090	0,0012	0,0126	−0,0016	0,0099	−0,0027
R^2	(0,0001)	(0,0048)	(0,0000)	(0,0254)	(0,0000)	(0,0942)	(0,0005)	(0,0086)	(0,0365)	(0,0229)
EU-PIB	−0,0033	0,0045	0,0017	−0,0024	0,0050	−0,0088	0,0029	0,0014	−0,0031	−0,0030
R^2	(0,7815)	(0,0621)	(0,1149)	(0,1009)	(0,4553)	(0,1296)	(0,5047)	(0,0239)	(0,2114)	(0,0055)
EU-Production	0,0085	−0,0000	0,0170	−0,0058	0,0198	−0,0056	0,0258	−0,0028	0,0235	−0,0019
R^2	(0,0585)	(0,0036)	(0,0006)	(0,2278)	(0,0232)	(0,2534)	(0,0144)	(0,1317)	(0,0090)	(0,0847)

Notes : Sont présentés ci-haut les coefficients estimés de l'équation (4.3) augmentée par la spécification (4.4) suite à une surprise négative d'un écart-type (β^-) et positive d'un écart-type (β^+) aux indicateurs macroéconomiques pour lesquels moins de deux des dix coefficients estimés s'avèrent significatifs au seuil minimum de 10 % — les résultats supplémentaires sont répertoriés dans le Tableau (5.8). Pour les colonnes β^-, une valeur négative (positive) représente une dépréciation (appréciation) du dollar canadien ; pour les colonnes β^+, une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien. Les R^2 obtenus avec l'approche événementielle, détaillée à la section (4.3.4), sont présentés entre parenthèses sous les coefficients correspondants. Les résultats des tests de Wald vérifiant la significativité de la différence observée au sein de chaque paire de coefficients sont présentés dans le Tableau (B.4), à l'Appendice B.

Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (*), de 5 % (**), de 1 % (***).

Tableau C.8 Réactions à moyen terme du taux EUR/CAD en fonction du signe des surprises — indicateurs macroéconomiques peu significatifs

Indicateur	15 min.		30 min.		60 min.		120 min.		240 min.	
	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+
CA-Balance	−0,0207	−0,0225	−0,0530	−0,0074	−0,0045	0,0273	0,0000	−0,0005	0,0650	−0,0530
R^2	(0,0171)	(0,0013)	(0,0124)	(0,0092)	(0,0084)	(0,0611)	(0,0001)	(0,0339)	(0,0272)	(0,0389)
CA-Chantiers	−0,0125	−0,0108	−0,0336	0,0024	−0,0306	0,0274	−0,0300	0,0293	−0,0954	0,0514
R^2	(0,2546)	(0,0463)	(0,3641)	(0,0109)	(0,2736)	(0,0016)	(0,2819)	(0,0514)	(0,2110)	(0,2263)
CA-Permis	−0,0175	−0,0763	−0,0100	−0,0946	0,0112	−0,1103	0,0037	−0,1689	−0,0416	−0,1458
R^2	(0,0024)	(0,1463)	(0,0244)	(0,1061)	(0,0663)	(0,0671)	(0,0518)	(0,1830)	(0,0002)	(0,0725)
US-Balance	−0,0496	−0,0322	−0,0395	−0,0848*	−0,0619	−0,1089	−0,1112	−0,1230	−0,0810	−0,1366
R^2	(0,1048)	(0,0003)	(0,1006)	(0,0501)	(0,0145)	(0,0764)	(0,0089)	(0,0895)	(0,0507)	(0,1045)
US-IPP	−0,0268	−0,0393	−0,0320	−0,0378	−0,0275	−0,0528	−0,0464	−0,0674	−0,0485	−0,0276
R^2	(0,0211)	(0,0507)	(0,0236)	(0,0992)	(0,0000)	(0,1191)	(0,0012)	(0,0347)	(0,0009)	(0,0286)
EU-Ventes	−0,0162	0,0033	−0,0184	0,0060	0,0099	−0,0144	0,0194	−0,0183	−0,0153	−0,1421**
R^2	(0,0422)	(0,0001)	(0,0574)	(0,0045)	(0,0362)	(0,0514)	(0,0726)	(0,0546)	(0,0618)	(0,0690)

Notes : Sont présentés ci-haut les coefficients estimés de l'équation (4.3) augmentée par la spécification (4.4) suite à une surprise négative d'un écart-type (β^-) et positive d'un écart-type (β^+) aux indicateurs macroéconomiques pour lesquels moins de deux des dix coefficients estimés s'avèrent significatifs au seuil minimum de 10 % — les résultats supplémentaires sont répertoriés dans le Tableau (5.9). Pour les colonnes β^-, une valeur négative (positive) représente une dépréciation (appréciation) du dollar canadien ; pour les colonnes β^+, une valeur négative (positive) représente une appréciation (dépréciation) du dollar canadien. Les R^2 obtenus avec l'approche événementielle, détaillée à la section (4.3.4), sont présentés entre parenthèses sous les coefficients correspondants. Les résultats des tests de Wald vérifiant la significativité de la différence observée au sein de chaque paire de coefficients sont présentés dans le Tableau (B.5), à l'Appendice B.

Légende : Statistiquement significatif au seuil de 10 % (*), de 5 % (**), de 1 % (***).

RÉFÉRENCES

Almeida, Alvaro, Charles Goodhart et Richard Payne. 1998. « The effects of macroeconomic news on high frequency exchange rate behavior ». *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 33, p. 383-408.

Andersen, Torben G., Tim Bollerslev, Francis X. Diebold et Clara Vega. 2003. « Micro effects of macro announcements : real-time price discovery in foreign exchange ». *American Economic Review*, vol. 93, no 1, p. 38-62.

Bank for International Settlements. 2010. « Triennal central bank survey : Report on global foreign exchange market activity in 2010 ». In *Bank for International Settlements*. En ligne. <http://www.bis.org/publ/rpfxf10t.pdf>. Consulté le 14 mai 2013.

Breusch, Trevor S. 1978. « Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models ». *Australian Economic Papers*, vol. 17, p. 334-355.

Chaboud, Alain P., Jonathan H. Wright et Sergey V. Chernenko. 2008. « Trading activity and macroeconomic announcements in high-frequency exchange rate data ». *Journal of the European Economic Association*, vol. 6, no 2/3, p. 589-596.

Cheung, Yin-Wong et Menzie David Chinn. 2001. « Currency traders and exchange rate dynamics : a survey of the US market ». *Journal of International Money and Finance*, vol. 20, no 4, p. 439-471.

Chinn, Menzie D. et Richard A. Meese. 1995. « Banking on currency forecasts : How predictable is change in money ? ». *Journal of International Economics*, vol. 38, no 1-2, p. 161-178.

Coleman, Andrew et Ozer Karagedikli. 2012. « The relative size of exchange rate and interest rate responses to news : An empirical investigation ». *North American Journal of Economics and Finance*, vol. 23, p. 1-19.

Dominguez, Kathryn M. E. et Freyan Panthaki. 2006. « What defines 'news' in foreign exchange markets ? ». *Journal of International Money and Finance*, vol. 25, p. 168-198.

Doukas, John et Lorne N. Switzer. 2004. « Bi-national news effects and exchange rates futures : the case of Canadian dollar futures contracts ». [Manuscrit non publié]

Egert, Balazs et Evzen Kocenda. 2014. « The impact of macro news and central bank communication on emerging European forex markets ». *Economic Systems*, vol.

38, p. 73-88.

Ehrmann, Michael et Marcel Fratzscher. 2004. « Exchange rates and fundamentals : New evidence from real-time data ». European Central Bank, document de travail no 365.

Engle, Robert F. 1982. « Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation ». *Econometrica*, vol. 50, p. 987-1007.

Evans, Martin D.D. et Richard K. Lyons. 2005. « Do currency markets absorb news quickly ? ». National Bureau of Economic Research, document de travail no 11041.

Evans, Martin D.D. et Richard K. Lyons. 2008. « How is macro news transmitted to exchange rates ? ». *Journal of Financial Economics*, vol. 88, p. 26-50.

Evans, Kevin P. et Alan E. H. Speight. 2010. « Dynamic news effects in high frequency Euro exchange rates ». *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol. 30, no 3, p. 238-258.

Faust, Jon, John H. Rogers, Shing-Yi B. Wang et Jonathan H. Wright. 2007. « The high-frequency response of exchange rates and interest rates to macroeconomic announcements ». *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, p. 1051-1068.

FX360. 2013. « Forex calendar ». En ligne. <http://www.fx360.com/calendar>. Consulté le 30 juin 2013.

FXDD. 2013. « Historical MetaTrader 1-Minute data ». En ligne. <http: //www.fxdd.com/us/en/forex-resources/forex-trading-tools/metatrader-1-minute-data>. Consulté le 21 juin 2013.

Galati, Gabriele et Corrinne Ho. 2001. « Macroeconomic news and the euro/dollar exchange rate ». Bank for International Settlements, document de travail no 105.

Godfrey, Leslie G. 1978. « Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables ». *Econometrica*, vol. 46, p. 1293-1302.

Gradojevic, Nikola et Christopher J. Neely. 2009. « The dynamic interaction of trading flows, macroeconomic announcements and the CAD/USD exchange rate : Evidence from disaggregated data ». Federal Reserve of St-Louis, document de travail 2008-006C.

Gravelle, Toni et Richhild Moessner. 2001. « Reactions of Canadian interest rates to macroeconomic announcements : Implications for monetary policy transparency ». Banque du Canada, document de travail no 2001-5.

Greene, William H. 2003. *Econometric Analysis*. Upper Saddle River : Prentice Hall.

Hakkio, Craig S. et Douglas K. Pearce. 1985. « The reaction of exchange rates to economic news ». *Economic Inquiry*, vol. 23, no 4, p. 621-636.

Hashimoto, Yuko et Takatoshi Ito. 2010. « Effects of Japanese macroeconomic statistic announcements on the dollar/yen exchange rate : High resolution picture ». *Journal of The Japanese and International Economies*, vol. 24, p. 334-354.

Hayo, Bernd et Matthias Neuenkirch. 2012. « Domestic or U.S. news : What drives Canadian financial markets ? ». *Economic Inquiry*, vol. 50, no 3, p.690-706.

Manzan, Sebastiano et Frank Westerhoff. 2005. « Representativeness of news and exchange rate dynamics ». *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol 29, no 4, p. 677-689.

McQueen, Grant et Vance Roley. 1993. « Stock prices, news and business conditions ». *Review of Financial Studies*, vol. 6, p. 683-707.

Meese, Richard A. et Kenneth Rogoff. 1983. « Empirical exchange rate models of the seventies : Do they fit out of sample ? ». *Journal of International Economics*, vol. 14, no 1-2, p. 3-24.

Newey, Whitney K. et Kenneth D. West. 1987. « A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix ». *Econometrica*, vol. 55, no 3, p. 703-708.

Parent, Nicolas. 2003. « Transparency and the response of interest rates to the publication of macroeconomic data ». *Bank of Canada Review*, hiver 2003, p. 29-34

Pearce, Douglas K. et M. Nihat Solakoglu. 2007. « Macroeconomic news and exchange rates ». *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol. 17, p. 307-325.

Reuters. 2013. « FX daily volumes rise 4.9 pct in April - CLS data ». In *Reuters*. En ligne. <http://www.reuters.com/article/2013/05/09/markets-forex-cls-volumes-idUSL6N0DQ2SZ20130509>. Consulté le 14 mai 2013.

Rosa, Carlo. 2011. « The high-frequency response of exchange rates to monetary policy actions and statements ». *Journal of Banking and Finance*, vol. 35, p. 478-489.

Rossi, Barbara. 2013. « Exchange Rate Predictability ». *Journal of Economic Literature*, vol. 51, no 4, p. 1063-1119.

Simpson, Mark W., Sanjay Ramchander et Mukesh Chaudhry. 2005. « The impact of macroeconomic surprises on spot and forward foreign exchange markets ». *Journal of International Money and Finance*, vol. 24, p. 693-718.

Tanner, Glenn. 1997. « A note on economic news and intraday exchange rates ». *Journal of Banking and Finance*, vol. 21, p. 573-585.