



CIRANO

*Allier savoir et décision*

# SCÉNARIOS DE RISQUE ET PRÉVISIONS MACROÉCONOMIQUES

KEVIN MORAN  
DALIBOR STEVANOVIC  
STÉPHANE SURPRENANT



RP

2024RP-02  
RAPPORT DE PROJET

**Les rapports de projet** sont destinés plus spécifiquement aux partenaires et à un public informé. Ils ne sont ni écrits à des fins de publication dans des revues scientifiques ni destinés à un public spécialisé, mais constituent un médium d'échange entre le monde de la recherche et le monde de la pratique.

*Project Reports are specifically targeted to our partners and an informed readership. They are not destined for publication in academic journals nor aimed at a specialized readership, but are rather conceived as a medium of exchange between the research and practice worlds.*

*Le CIRANO est un organisme sans but lucratif constitué en vertu de la Loi des compagnies du Québec. Le financement de son infrastructure et de ses activités de recherche provient des cotisations de ses organisations-membres, d'une subvention d'infrastructure du gouvernement du Québec, de même que des subventions et mandats obtenus par ses équipes de recherche.*

*CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Quebec Companies Act. Its infrastructure and research activities are funded through fees paid by member organizations, an infrastructure grant from the government of Quebec, and grants and research mandates obtained by its research teams.*

#### *Les partenaires du CIRANO – CIRANO Partners*

##### *Partenaires corporatifs – Corporate Partners*

*Autorité des marchés financiers  
Banque de développement du Canada  
Banque du Canada  
Banque nationale du Canada  
Bell Canada  
BMO Groupe financier  
Caisse de dépôt et placement du Québec  
Énergir  
Hydro-Québec  
Innovation, Sciences et Développement économique Canada  
Intact Corporation Financière  
Investissements PSP  
Manuvie Canada  
Ministère de l'Économie, de l'Innovation et de l'Énergie  
Ministère des finances du Québec  
Mouvement Desjardins  
Power Corporation du Canada  
Ville de Montréal*

##### *Partenaires universitaires – Academic Partners*

*École de technologie supérieure  
École nationale d'administration publique  
HEC Montréal  
Institut national de la recherche scientifique  
Polytechnique Montréal  
Université Concordia  
Université de Montréal  
Université de Sherbrooke  
Université du Québec  
Université du Québec à Montréal  
Université Laval  
Université McGill*

Le CIRANO collabore avec de nombreux centres et chaires de recherche universitaires dont on peut consulter la liste sur son site web. CIRANO collaborates with many centers and university research chairs; list available on its website.

© Février 2024. Kevin Moran, Dalibor Stevanovic et Stéphane Surprenant. Tous droits réservés. *All rights reserved. Reproduction partielle permise avec citation du document source, incluant la notice ©. Short sections may be quoted without explicit permission, if full credit, including © notice, is given to the source.*

*Les idées et les opinions émises dans cette publication sont sous l'unique responsabilité des auteurs et ne représentent pas les positions du CIRANO ou de ses partenaires. The observations and viewpoints expressed in this publication are the sole responsibility of the authors; they do not represent the positions of CIRANO or its partners.*

**ISSN 1499-8629 (version en ligne)**

# Scénarios de risque et prévisions macroéconomiques

*Kevin Moran*<sup>\*</sup>, *Dalibor Stevanovic*<sup>†</sup>, *Stéphane Surprenant*<sup>‡</sup>

## Résumé/Abstract

Nous utilisons une approche par vecteurs autorégressifs (VAR) pour produire des prévisions macroéconomiques conditionnelles à quatre scénarios de risque : un prix du pétrole élevé, une récession américaine, un marché d'emploi tendu et une politique monétaire restrictive. Les résultats montrent que ces scénarios représentent des facteurs de risque importants pour l'évolution de l'économie canadienne. En particulier, le scénario de prix de pétrole élevé est plutôt bénéfique pour l'économie canadienne tandis qu'une récession américaine nous plonge dans une récession. Un marché d'emploi très tendu se reflète dans des hausses de prix supplémentaires, tandis que le scénario sur la politique monétaire très restrictive est associé à une légère hausse du taux de chômage et un taux d'inflation plus bas.

We use a vector autoregression (VAR) approach to produce macroeconomic forecasts conditional on four risk scenarios: a high oil price, a U.S. recession, a tight labor market and restrictive monetary policy. The results show that these scenarios represent important risk factors for the evolution of the Canadian economy. In particular, the scenario of high oil prices is rather positive for the Canadian economy, while an American recession could lead us into a recession. A very tight labor market results in additional price increases, while the very restrictive monetary policy scenario is associated with a slight rise in the unemployment rate and a lower inflation rate.

**Mots-clés/Keywords :** Prévisions économiques, scénarios de risque, VAR, fluctuations macroéconomiques, prévisions conditionnelles / Economic forecasts, risk scenarios, VAR, macroeconomic fluctuations, conditional forecasts

**Codes JEL/JEL Codes :** E32, F41, F44

## Pour citer ce document / To quote this document

Moran, K., Stevanovic, D., & Surprenant, S. (2024). Scénarios de risque et prévisions macroéconomiques (2024RP-02, Rapports de projets, CIRANO.)  
<https://doi.org/10.54932/LSOY2617>

---

\* Université Laval

† UQAM

‡ UQAM

# Table des matières

<b>1</b>	<b>Introduction</b>	<b>2</b>
<b>2</b>	<b>Méthodologie</b>	<b>5</b>
2.1	Modèles vectoriels autorégressifs (VARs) . . . . .	5
2.2	Prévisions : scénario de base . . . . .	6
2.3	Prévisions conditionnelles . . . . .	7
2.3.1	Méthode de Waggoner et Zha (1999) . . . . .	7
2.3.2	Méthode de Baumeister et Killian (2014) . . . . .	8
2.4	Décomposition de variances . . . . .	9
<b>3</b>	<b>Spécification du modèle et données utilisées</b>	<b>10</b>
<b>4</b>	<b>Scénarios</b>	<b>12</b>
<b>5</b>	<b>Résultats</b>	<b>13</b>
<b>6</b>	<b>Robustesse des chocs de politique monétaire</b>	<b>19</b>
<b>7</b>	<b>Analyse utilisant des données québécoises</b>	<b>21</b>
<b>8</b>	<b>Conclusion</b>	<b>23</b>
	<b>Références bibliographiques</b>	<b>24</b>
<b>A</b>	<b>Annexe 1</b>	<b>27</b>
<b>B</b>	<b>Annexe 2</b>	<b>29</b>

# 1 Introduction

La politique économique et les décisions prises dans les banques centrales ou les différents ministères d'un gouvernement s'appuient généralement sur des prévisions économiques à propos du futur. Ces prévisions représentent les meilleures estimations de la trajectoire future des variables économiques d'intérêt que les analystes peuvent établir en utilisant les données disponibles. Ces analyses mettent souvent l'accent sur un *cas de base* (ou de *référence*), lequel correspond généralement à l'espérance des valeurs futures des variables, en raison des propriétés statistiques attrayantes de celle-ci <sup>1</sup>.

Une gestion prudente suggère toutefois de prendre en compte les risques associés aux prévisions, c'est-à-dire l'éventualité que l'évolution future de l'économie s'écarte de la tendance centrale identifiée par le cas de base. Dans ce contexte, les autorités monétaires et gouvernementales sont également intéressées par des prévisions liées à différents *scénarios de risque*, qui explorent la sensibilité des prévisions à des aléas spécifiques.

Par exemple, la Banque du Canada s'est récemment penchée sur la sensibilité de ses prévisions en posant la question suivante : “Bien qu'un ralentissement économique mondial marqué ne soit pas l'éventualité la plus probable dans les prochains mois, quelles conséquences aurait ce ralentissement sur l'économie canadienne et le taux d'inflation, s'il devait tout de même survenir ?” Ce scénario est analysé dans la publication d'avril 2023 du Rapport sur la politique monétaire et reflète la gestion de risque de l'institution, engagée depuis plusieurs mois dans une politique de resserrement monétaire (<https://www.banqueducanada.ca/publication/rpm/>)<sup>2</sup>. Le plus récent budget du gouvernement du Québec, élaboré par le ministère des finances, analyse un scénario similaire, en posant la question suivante : “Bien qu'une récession ne soit pas l'éventualité la plus probable pour l'économie du Québec dans la prochaine année, quelles conséquences aurait-elle sur la situation budgétaire du gouvernement si elle devait tout de même survenir ?”<sup>3</sup> Finalement, une récente parution d'*Études Économiques Desjardins* calcule comment les prix immobiliers et l'abordabilité dans la grande région de Toronto réagiraient à une grave récession en Ontario, bien qu'une telle éventualité ne soit pas le cas de base des prévisions actuelles de l'institution<sup>4</sup>.

Ces trois exemples montrent que les décideurs publics ont un intérêt marqué pour des scénarios

---

1. Lorsque l'objectif est de minimiser l'erreur moyenne quadratique des prévisions, l'espérance des valeurs futures –considérant l'information disponible dans le présent– donne les meilleurs prévisions.

2. Le Rapport sur la politique monétaire, publié trimestriellement, reflète l'avis de la Banque du Canada à propos de l'évolution présente et future probable de l'économie canadienne et du taux d'inflation.

3. Section J du plan budgétaire 2023-2024 [http://www.finances.gouv.qc.ca/Budget\\_et\\_mise\\_a\\_jour/budget/documents/Budget2324\\_PlanBudgetaire.pdf](http://www.finances.gouv.qc.ca/Budget_et_mise_a_jour/budget/documents/Budget2324_PlanBudgetaire.pdf)

4. <https://www.desjardins.com/content/dam/pdf/fr/particuliers/epargne-placements/etudes-economiques/toronto-logements-5-sept-2023.pdf>

rios explorant la sensibilité des prévisions à propos d'éventualités spécifiques qui, sans être les plus probables, demeurent possibles. De plus, un scénario pourrait également s'intéresser à la trajectoire future de l'économie dans l'éventualité où c'est la politique publique elle-même qui fait l'objet de changements marqués dans le futur, reflétant le désir des décideurs publics d'explorer les conséquences de modifications dans leurs politiques.

La formulation de telles prévisions conditionnelles doit idéalement utiliser un cadre méthodologique systématique pour produire des prévisions qui sont réalistes mais également cohérentes entre variables. En effet l'évolution historique observée des différentes variables reflète à la fois l'importance des différents chocs affectant l'économie et les effets d'interaction (d'équilibre général) liant les variables les unes avec les autres. Un scénario à propos de la trajectoire future d'une variable doit donc être construit et analysé en tenant compte de ce contexte. Le présent rapport développe un tel cadre d'analyse, décrivant comment de tels scénarios de prévision peuvent être mis en place de manière systématique pour les économies québécoise ou canadienne. Compte tenu de l'ouverture importante de ces économies sur les États-Unis et l'importance de l'énergie dans nos exportations, les deux premiers scénarios portent naturellement sur ces enjeux et décrivent comment modifier une prévision de base en la rendant conditionnelle (1) à la possibilité que le prix du pétrole demeure élevé dans les prochains mois et (2) à celle que l'économie américaine entre en récession prochainement. Le troisième scénario envisagé reflète des enjeux importants sur le marché de l'emploi et montre comment les prévisions sont modifiées si la résilience récente de ce marché –probablement causée par des pénuries importantes de main d'oeuvre dans certains secteurs– se poursuivait. Finalement notre quatrième scénario reflète l'incertitude des analystes à propos de la conduite future de la Banque du Canada et l'ampleur ainsi que la persistance probable du resserrement monétaire en cours : pour ce faire, ce scénario calcule comment des prévisions sont modifiées dans l'éventualité où les autorités monétaires canadiennes resserrent davantage leur politique au cours des prochains trimestres.

La cadre d'analyse utilisé est celui des modèles vectoriels autorégressifs (VARs), un outil statistique couramment utilisé pour produire des prévisions. Deux contributions méthodologiques importantes examinent la meilleure manière de modifier ces prévisions pour les rendre compatibles avec des scénarios de risque (Waggoner et Zha, 1999; Baumeister et Kilian, 2014) et plusieurs travaux empiriques montrent l'intérêt de ces méthodes en rapportant des prévisions modifiées pour les rendre compatibles avec ces scénarios (Jarociński, 2010; Giannone et collab., 2014; Bańbura et collab., 2015; McCracken et McGillicuddy, 2019). L'utilisation de ce cadre méthodologique aide également à mettre l'accent sur la relation étroite liant le scénario envisagé et l'approche statistique utilisée : le scénario, ses sources et ses conséquences sont analysés à travers le prisme de

l'approche statistique choisie. Une méthodologie différente appliquée au même scénario pourrait donner des résultats différents.

Les résultats de notre analyse confirment que les scénarios ci-haut représentent des facteurs de risque importants pour l'évolution de l'économie canadienne. Le scénario d'un prix du pétrole élevé et celui d'une récession américaine génèrent des sentiers rappelant ceux qui résultent d'une séquence de chocs positifs à la demande (pour le prix du pétrole élevé) et de choc négatifs à la demande (pour la récession américaine). Autrement dit, un scénario dans lequel le prix de pétrole demeure élevé est plutôt bénéfique pour l'économie canadienne tandis qu'une récession américaine nous plonge dans une récession. Le maintien d'un taux de chômage bas génère des sentiers selon lesquels le taux d'inflation et les prix immobiliers sont plus élevés que selon la prévision de base et, en réponse, une politique monétaire plus agressive qui élève le taux d'escompte davantage. Enfin, le scénario d'une politique monétaire plus restrictive que prévu ne modifie pas de manière quantitativement significative les prévisions, bien qu'il résulte en une légère hausse dans le taux de chômage et une légère baisse du taux d'inflation, relativement au cas de base. Lorsque l'analyse est répétée avec les données québécoises, l'importance relative de chacun des scénarios est très similaire à celle du cas canadien.

L'étude de [Guay et collab. \(2020\)](#) est reliée à notre travail. Ils étudient différents scénarios de reprise économique à la suite de la première vague de la Covid-19 en utilisant une approche VAR similaire à la nôtre et les résultats de [Waggoner et Zha \(1999\)](#) pour calculer les prévisions conditionnelles. Ils se concentrent sur l'impact de l'incertitude, mais considèrent également des scénarios sur le taux de chômage, la capacité d'utilisation et la politique monétaire. Dans l'ensemble, leurs résultats et les nôtres sont complémentaires et renforcent la pertinence de l'utilisation d'un VAR conditionnel comme outil permettant d'effectuer des analyses de risque dans un cadre macroéconomique.

Ce rapport est structuré de la manière suivante. La section 2 présente la méthodologie utilisée, en mettant l'accent sur les notions de prévisions inconditionnelles et conditionnelles. La section 3 discute plus spécifiquement de notre contribution, en définissant le modèle VAR utilisé et présentant les données mises à profit pour l'estimation. La section 4 détaille les quatre scénarios envisagés et la section 5 présente ensuite les prévisions conditionnelles issues de ces scénarios. La section 6 contient ensuite une analyse de la robustesse de ces résultats à certaines hypothèses statistiques, tandis que la section 7 présente l'analyse avec les données québécoises. Finalement, la conclusion offre quelques pistes de réflexion quant à de potentielles avenues de recherche future.

## 2 Méthodologie

### 2.1 Modèles vectoriels autorégressifs (VARs)

Le cadre d'analyse mis de l'avant dans ce rapport est celui des modèles vectoriels autorégressifs (VARs). Les VARs sont des outils statistiques couramment utilisés pour synthétiser l'évolution commune d'un ensemble de séries chronologiques, pour identifier les facteurs qui causent les fluctuations dans ces variables et pour effectuer des prévisions économiques.

De manière générale, un VAR est représenté par une équation telle que

$$\mathbf{y}_t = \nu + \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{A}_2 \mathbf{y}_{t-2} + \dots + \mathbf{A}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{u}_t, \quad (1)$$

où  $\mathbf{y}_t$  dénote un vecteur contenant les  $K$  séries chronologiques utilisées dans l'analyse. L'expression (1) constitue donc une autorégression multivariée à  $K$  variables et à  $p$  retards. De plus,  $\nu$  est un vecteur de constantes, les matrices  $\mathbf{A}_1$ ,  $\mathbf{A}_2$ ,  $\mathbf{A}_p$  contiennent les coefficients exprimant comment les différentes variables interagissent et, finalement,  $\mathbf{u}_t$  représente un vecteur d'innovations statistiques (un vecteur de *chocs*) de type bruit blanc faible. Ces innovations sont donc non corrélées dans le temps mais possiblement corrélées entre elles de manière contemporaine. La notation (1) représente la *forme réduite* du VAR, au sens où le vecteur de choc  $\mathbf{u}_t$  représente des innovations dans la valeur des variables de  $\mathbf{y}_t$  qui sont strictement statistiques et donc sans interprétation économique.

La 'représentation compagnon' permet de réécrire (1) dans une forme englobant tous les  $p$  retards en un seul. Cette représentation est la suivante :

$$\begin{bmatrix} \mathbf{y}_t \\ \mathbf{y}_{t-1} \\ \vdots \\ \mathbf{y}_{t-p+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \nu \\ \mathbf{0}_{K \times 1} \\ \vdots \\ \mathbf{0}_{K \times 1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{A}_1 & \dots & \mathbf{A}_{p-1} & \mathbf{A}_p \\ \mathbf{I}_K & \dots & \mathbf{0}_K & \mathbf{0}_K \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \mathbf{0}_K & \dots & \mathbf{I}_K & \mathbf{0}_K \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{y}_{t-1} \\ \mathbf{y}_{t-2} \\ \vdots \\ \mathbf{y}_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{u}_t \\ \mathbf{0}_{K \times 1} \\ \vdots \\ \mathbf{0}_{K \times 1} \end{bmatrix},$$

ou encore, de manière concise,

$$\mathbf{Y}_t = \mu + \mathbf{A} \mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{U}_t, \quad (2)$$

où le vecteur  $\mathbf{Y}_t$  (en majuscules) contient maintenant tous les retards du vecteur  $\mathbf{y}_t$  initial, alors que tous les paramètres du système sont contenus dans le vecteur  $\mu$  et la matrice  $\mathbf{A}$ .

Un VAR comme (1) ou (2) a comme objectif de synthétiser l'évolution macroéconomique de l'économie sous étude. Le choix des variables à inclure dans  $\mathbf{y}_t$ , de même que le nombre de va-



riables à utiliser –le paramètre  $K$  dans (1)– devient donc une décision importante, qui cherche un équilibre entre deux effets opposés : inclure davantage de variables permet d’incorporer le maximum d’information et de réduire les problèmes liés aux variables omises, mais cela requiert l’estimation d’un nombre croissant de paramètres (ceux de  $\nu$  et des matrices  $\mathbf{A}_1, \mathbf{A}_2, \dots, \mathbf{A}_p$ ). L’estimation de (1)-(2) s’effectue généralement à l’aide de la méthode des moindres carrés ordinaires et ne pose donc pas de problème technique.

## 2.2 Prévisions : scénario de base

Considérons que l’on se trouve au temps  $t$  et que le VAR a été estimé à l’aide de données couvrant la période entre 1 et  $t$ . Considérons de plus que ce qui nous intéresse est d’utiliser ces résultats d’estimation et les données disponibles pour prévoir les valeurs futures de toutes les variables  $y_{t+h}$ ,  $h = 1, H$ , où  $H$  représente l’horizon maximal d’intérêt.

La première étape consiste à construire les *prévisions de base*, c’est à dire l’espérance conditionnelle des variables pour la séquence d’horizons  $h = 1, \dots, H$ . Pour ce faire, on utilise d’abord la représentation compagnon (2) de manière récursive pour obtenir la valeur de  $\mathbf{Y}_{t+h}$  pour toute valeur de  $h$  :

$$\mathbf{Y}_{t+h} = \left( \sum_{j=0}^{h-1} \mathbf{A}^j \right) \boldsymbol{\mu} + \mathbf{A}^h \mathbf{Y}_t + \sum_{j=0}^{h-1} \mathbf{A}^j \mathbf{U}_{t+h-j}. \quad (3)$$

La prévision de base est ensuite l’espérance du vecteur de variables à la période  $t + h$  étant donné l’information disponible au temps  $t$ , soit  $\mathbb{E}(\mathbf{y}_{t+h} | \{\mathbf{y}_s\}_{s=1}^t)$ . En utilisant (3), on obtient donc

$$\mathbb{E}(\mathbf{y}_{t+h} | \{\mathbf{y}_s\}_{s=1}^t) = \left( \sum_{j=0}^{h-1} \mathbf{J} \mathbf{A}^j \mathbf{J}' \right) \boldsymbol{\nu} + \mathbf{J} \mathbf{A}^h \mathbf{Y}_t, \quad (4)$$

où  $\mathbf{J} := [\mathbf{I}_K \quad \mathbf{0}_K \quad \dots \quad \mathbf{0}_K]$  est une matrice de sélection et les calculs utilisent l’hypothèse selon laquelle l’espérance des valeurs futures du vecteur d’innovation  $\mathbf{u}_{t+h}$  est zéro  $\forall h \geq 1$ , ce qui annule le troisième terme dans (3).  $\mathbb{E}(\mathbf{y}_{t+h} | \{\mathbf{y}_s\}_{s=1}^t)$  représente donc la meilleure prévision, en supposant la fonction de perte quadratique, des valeurs futures de  $\mathbf{y}_{t+h}$  étant donné les données disponibles jusqu’à la période  $t$  et le modèle estimé<sup>5</sup>.

5. Voir [Hamilton \(1994\)](#) pour une discussion théorique à propos de l’optimalité de l’espérance conditionnelle comme prévision.

## 2.3 Prévisions conditionnelles

Bien que  $\mathbb{E}(\mathbf{y}_{t+h} | \{\mathbf{y}_s\}_{s=1}^t)$  corresponde à la prévision optimale, les institutions publiques cherchent souvent à produire des prévisions compatibles avec des scénarios de risque. Comme mentionné ci-dessus, ces scénarios explorent la sensibilité des prévisions à des éventualités spécifiques qui, sans être les plus probables, demeurent possibles. Les méthodes de Waggoner et Zha (1999) et de Baumeister et Killian (2014) peuvent être utilisées pour modifier les prévisions issues d'un VAR et produire ces scénarios alternatifs.

### 2.3.1 Méthode de Waggoner et Zha (1999)

Cette approche consiste, en premier lieu, à fixer une séquence de valeurs futures pour l'une ou plusieurs variables du modèle, puis à calculer des prévisions pour les autres variables du modèle qui sont conditionnelles à, ou compatibles avec, les trajectoires imposées. Un tel scénario pourrait, par exemple, chercher à calculer la trajectoire future du PIB conditionnellement au fait que le taux d'inflation demeure à son niveau actuel.

Ces prévisions *conditionnelles* seront différentes de celles du cas de base pour la raison suivante : un scénario imposant une trajectoire donnée pour certaines variables dans le vecteur  $\mathbf{y}_t$  équivaut à imposer une évolution future spécifique pour les chocs du modèle. En d'autres mots, la trajectoire différente pour la variable ciblée par le scénario voit le jour parce que des chocs se sont combinés pour la rendre possible, et ces chocs auront une influence sur les prévisions de toutes les variables du modèle.

Afin d'illustrer ceci, utilisons (3) et (4) pour trouver la différence entre les valeurs futures réalisées pour  $\mathbf{y}_{t+h}$  et les prévisions issues du cas de base :

$$\mathbf{y}_{t+h} - \mathbb{E}(\mathbf{y}_{t+h} | \{\mathbf{y}_s\}_{s=1}^t) = \sum_{j=0}^{h-1} \mathbf{J}\mathbf{A}^j \mathbf{J}' \mathbf{u}_{t+h-j}. \quad (5)$$

Cette expression montre qu'imposer que les valeurs futures de certaines variables dans le vecteur  $\mathbf{y}_t$  soient différentes des prévisions du cas de base (côté gauche de l'équation) équivaut à imposer qu'une évolution spécifique des termes d'erreurs s'est matérialisée (côté droit).

Blake et Mumtaz (2017) montrent que cette restriction peut s'écrire sous la forme  $\mathbf{R}\mathbf{u} = \mathbf{r}$ . Le vecteur  $\mathbf{r}$  est  $MH \times 1$  pour  $0 < M < K$  le nombre de variables contraintes sur  $H$  périodes et se construit comme la différence entre les valeurs contraintes et les prévisions de base pour ces  $M$  variables : il correspond donc au côté gauche de (5). La matrice  $\mathbf{R}$  correspond au côté droit de (5) et contient les coefficients de moyennes mobiles, soit les éléments de  $\Phi_h = \mathbf{J}\mathbf{A}^h \mathbf{J}'$  pour les

horizons  $h = 1, \dots, H$ , puisque ceux-ci représentent le changement dans les valeurs relativement à la prévision de base. Finalement le vecteur  $\mathbf{u}$  contient toutes les innovations futures empilées verticalement, soit  $\mathbf{u} := [u_{1,t+1} \dots u_{K,t+1} \dots u_{K,t+H}]'$ . Notons qu'à la fois  $\mathbf{R}$  et  $\mathbf{r}$  sont connus une fois l'estimation effectuée.

Il n'y a pas de solution unique de chocs respectant la contrainte  $\mathbf{R}\mathbf{u} = \mathbf{r}$  : intuitivement, il existe plusieurs combinaisons possibles des chocs qui auraient pu générer une trajectoire compatible avec le scénario postulé. Toutefois, en faisant appel à [Doan et collab. \(1984\)](#), on peut trouver le sentier de chocs qui, tout en respectant la contrainte, minimise la somme des carrés pour cette équation, de sorte que  $\hat{\mathbf{u}} = \mathbf{R}'(\mathbf{R}'\mathbf{R})^{-1}\mathbf{r}$ ,  $\hat{\mathbf{u}}$  représentant la combinaison de chocs la plus probable qui aurait pu générer la trajectoire postulée par le scénario. Une fois identifié, ce sentier de chocs  $\hat{\mathbf{u}}$  peut ensuite être rajouté à l'expression (5) pour créer les prévisions conditionnelles.

### 2.3.2 Méthode de Baumeister et Killian (2014)

Cette approche diffère de celle de Waggoner et Zha de deux manières importantes. Premièrement, la représentation *structurelle* du VAR est utilisée. Une forme structurelle requiert qu'une interprétation structurelle ou économique soit donnée aux chocs affectant le VAR, si bien que (1) est réécrit :

$$\mathbf{y}_t = \nu + \mathbf{A}_1\mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{A}_2\mathbf{y}_{t-2} + \dots + \mathbf{A}_p\mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{D}\epsilon_t, \quad (6)$$

où l'on a remplacé les innovations statistiques  $\mathbf{u}_t$  par le terme  $\mathbf{D}\epsilon_t$  et où le vecteur  $\epsilon_t$  représente des chocs structurels, qui en plus d'être des bruits blancs comme  $\mathbf{u}_t$  sont aussi supposés non corrélés. La matrice  $\mathbf{D}$ , qui devra être identifiée, montre comment les innovations statistiques  $\mathbf{u}_t$  dans (1) sont en fait des sommes pondérées des chocs structurels ( $\mathbf{u}_t = \mathbf{D}\epsilon_t$ ).

La deuxième différence amenée par Baumeister et Killian est que la prévision conditionnelle est obtenue en faisant des hypothèses –ou scénarios– à propos des séquences de chocs structurels futurs  $\epsilon_t$ , plutôt que les hypothèses faites à propos des valeurs futures des variables  $\mathbf{y}_t$  elles-mêmes, comme chez Waggoner et Zha.

Comme c'était le cas ci-dessus, la méthode a comme point de départ la prévision de base  $\mathbb{E}(\mathbf{y}_{t+h} | \{\mathbf{y}_s\}_{s=1}^t)$ . Toutefois, on va maintenant calculer la modification pertinente à cette prévision lorsqu'un scénario spécifique pour la trajectoire future de certains chocs structurels futurs est analysé. On aura donc

$$\begin{aligned} & \mathbb{E} \left( \mathbf{y}_{t+h} \mid \left\{ \epsilon_{t+h-j} = \epsilon_{t+h-j}^{\text{scénario}} \right\}_{j=0}^{h-1}, \{\mathbf{y}_s\}_{s=1}^t \right) = \\ & \mathbb{E} \left( \mathbf{y}_{t+h} \mid \{\mathbf{y}_s\}_{s=1}^t \right) + \left[ \mathbb{E} \left( \mathbf{y}_{t+h} \mid \left\{ \epsilon_{t+h-j} = \epsilon_{t+h-j}^{\text{scénario}} \right\}_{j=0}^{h-1}, \{\mathbf{y}_s\}_{s=1}^t \right) - \mathbb{E} \left( \mathbf{y}_{t+h} \mid \{\mathbf{y}_s\}_{s=1}^t \right) \right]. \end{aligned}$$

Une solution pour le premier terme de cette expression a déjà été dérivée à l'aide de (4) ci-dessus et il reste donc à obtenir une expression pour le second terme. En inspectant les équations (3) et (4) et en utilisant l'équivalence  $\mathbf{u}_t = \mathbf{D}\epsilon_t$ , on montre que la soustraction du second terme est égale à

$$\sum_{j=0}^{h-1} \mathbf{A}^j \mathbf{U}_{t+h-j} = \sum_{j=0}^{h-1} \mathbf{J} \mathbf{A}^j \mathbf{J}' \mathbf{u}_{t+h-j} = \sum_{j=0}^{h-1} \mathbf{J} \mathbf{A}^j \mathbf{J}' \mathbf{D} \epsilon_{t+h-j} := \sum_{j=0}^{h-1} \Theta_j \epsilon_{t+h-j}$$

où  $\Theta_j := \mathbf{J} \mathbf{A}^j \mathbf{J}' \mathbf{D}$  correspond à la matrice des fonctions de réponses des variables du modèle à des chocs structurels, pour l'horizon  $j$ . Il suffit ensuite d'introduire le scénario spécifique pour la séquence de chocs  $\epsilon_{t+h-j} = \epsilon_{t+h-j}^{\text{scénario}}$  afin d'obtenir le second terme.

Comme mentionné ci-dessus, cette approche requiert l'identification de la matrice d'impact structurelle  $\mathbf{D}$ , ce qui pose un problème d'identification. En effet, la matrice de covariance de  $\mathbf{u}_t$ , obtenue durant le processus d'estimation du VAR (1), est symétrique et contient donc seulement  $K(K+1)/2$  éléments distincts. Par contraste, la matrice  $\mathbf{D}$  contient  $K^2$  éléments distincts et est liée à la matrice de covariance de  $\mathbf{u}_t$  par  $\Sigma_u := \mathbb{E} \mathbf{u}_t \mathbf{u}_t' = \mathbf{D} \mathbf{D}'$  en normalisant l'échelle des chocs structurels. Certaines hypothèses doivent donc être faites pour ajouter les équations manquantes, nécessaire à l'identification de la matrice  $\mathbf{D}$  à partir d'un estimé de  $\Sigma_u$ .

Ce rapport fait appel à une approche récursive de court terme pour compléter l'identification. Cette approche suppose que la matrice  $\mathbf{D}$  a une forme triangulaire inférieure, ce qui procure les  $K(K-1)/2$  restrictions manquantes pour compléter l'identification. Intuitivement, cette approche impose que le choc en position  $k$  affecte les variables en position  $1, \dots, k-1$  seulement avec un délai, mais les variables en positions  $k, \dots, K$  de façon contemporaine. Nous estimons  $\mathbf{D}$  par la décomposition de Cholesky de  $\hat{\Sigma}_u := \sum_{t=1}^T \hat{\mathbf{u}}_t \hat{\mathbf{u}}_t' / (T - Kp - 1)$  où  $\hat{\mathbf{u}}_t$  représente les résidus des moindres carrés ordinaires. De manière pratique, une telle stratégie d'identification requiert que l'ordre dans lequel les variables entrent dans le vecteur  $\mathbf{y}_t$  soit choisi soigneusement.

## 2.4 Décomposition de variances

Une fois que les chocs structurels affectant l'évolution d'un VAR ont été identifiés, il est possible d'obtenir une mesure de leur importance relative pour chacune des variables du VAR en procédant à une décomposition des variances des erreurs de prévisions. Cette décomposition mesure, pour chacun des chocs identifiés, chacune des variables et n'importe quel horizon de prévision, l'importance du choc dans la variabilité de la variable et permet donc de jauger l'importance quantitative de chacun des chocs.

Cette décomposition est effectuée de la manière suivante. En utilisant la notation de [Kilian et](#)

Lütkepohl (2017), notons que l'erreur de prévision dans le vecteur de variables  $\mathbf{y}$  à l'horizon  $h$  est relié aux chocs structurels par  $\mathbf{y}_{t+h} - \mathbb{E}(\mathbf{y}_{t+h}) = \sum_{j=0}^{h-1} \Theta_j \epsilon_{t+h-j}$ , d'où l'expression suivante pour l'écart moyen quadratique de prévision :

$$MSPE(h) = \mathbb{E} \left( (\mathbf{y}_{t+h} - \mathbb{E}(\mathbf{y}_{t+h})) (\mathbf{y}_{t+h} - \mathbb{E}(\mathbf{y}_{t+h}))' \right) = \sum_{j=0}^{h-1} \Theta_j \Theta_j'.$$

Comme la réponse de la variable  $k$  suite au choc  $l$  et à l'horizon  $h$  est donné par  $\theta_{k,j,h}$ , l'élément  $(k, l)$  de  $\Theta_h$ , la contribution du choc  $l$  à la variance de l'erreur de prévision de la variable  $k$  à l'horizon  $h$  est donné par

$$MSPE_{k,l}(h) = \theta_{k,l,0}^2 + \dots + \theta_{k,l,h-1}^2.$$

La valeur totale (correspondante à la variabilité agrégée pour la variable  $k$ ) effectue tout simplement la somme sur la contribution de tous les chocs, soit  $MSPE_k(h) = \sum_{l=1}^K MSPE_{k,l}(h)$ . Finalement, la décomposition *relative* recherchée est obtenue en divisant deux côtés par  $MSPE_k(h)$ .

### 3 Spécification du modèle et données utilisées

Le modèle employé pour l'analyse compte sept variables et est de fréquence mensuelle. L'ordre autorégressif du VAR, le coefficient  $p$  dans l'équation (1), a été établi à 3 selon le critère d'Akaike. Pour rendre compte de la grande exposition du Canada à la fois aux marchés mondiaux et à l'évolution économique des États-Unis, les trois premières variables du VAR sont le prix mondial du pétrole, un indice de l'activité économique américaine et le taux de change entre le dollar américain et le dollar canadien. Les quatre autres variables, quant à elles, représentent les différents aspects de l'activité économique canadienne : l'indice des prix à la consommation et un indice des prix immobiliers, pour rendre compte de l'évolution des prix, le taux de chômage, pour décrire l'activité sur le marché de l'emploi et, finalement, une mesure de l'orientation de politique monétaire canadienne.

Plus spécifiquement, nous utilisons le prix de référence WTI pour le pétrole et l'activité économique américaine est représentée par l'indice de production industrielle, ces deux variables étant tirées de la base de données FRED-MD introduite par McCracken et Ng (2016). Les variables canadiennes, quant à elles, proviennent de la grande base de données macroéconomiques développée et mise à jour par Fortin-Gagnon et collab. (2022) : l'indice des prix à la consommation est l'IPC, l'orientation de la politique monétaire est mesurée par le taux officiel d'escompte, et le taux

de change représente le nombre de dollars canadiens par dollar américain (une baisse du taux de change représente donc une appréciation de la monnaie canadienne).

La période retenue pour l'analyse va de janvier 1992 à décembre 2022, la date de début étant choisie afin de limiter l'influence des changements importants survenus dans la conduite de la politique monétaire au Canada au début des années 1990 sur notre analyse. Les variables ont été transformées de manière à les rendre stationnaires en covariance : on utilise donc les différences premières du logarithme de chaque variable, sauf pour le taux de chômage et le taux d'escompte, qui apparaissent en niveau.

L'ordre dans lequel les variables entrent dans le vecteur  $y_t$  est important pour l'identification récursive de court terme mentionnée ci-dessus. Notre stratégie à cet égard rejoint, dans les grandes lignes, celles utilisées dans plusieurs contributions utilisant la méthodologie VAR pour analyser l'économie canadienne (Kim et Roubini, 2000; Bhuiyan et Lucas, 2007; Li et collab., 2010; Boivin et collab., 2010; Moran et collab., 2023) : les variables mondiales ou américaines sont ordonnées en premier dans le vecteur  $y_t$ , les variables spécifiquement canadiennes sont au milieu, et les variables considérées particulièrement réactives aux événements –le prix des actifs financiers dans Li et collab. (2010), par exemple, ou le taux de change dans notre rapport ou dans Kim et Roubini (2000) – sont dernières.

Plus précisément, l'ordre suivant est utilisé : le prix du pétrole, la production industrielle américaine, l'indice des prix à la consommation, l'indice des prix immobiliers, le taux de chômage, le taux d'escompte et le taux de change. Comme mentionné ci-dessus, la présence de variables internationales en tête d'un VAR appliqué aux données canadiennes reflète le fait que le Canada est une petite économie ouverte et qu'on ne s'attend pas à ce que les développements économiques spécifiquement canadiens (les *chocs* canadiens) aient des effets contemporains sur le prix du pétrole ou la production industrielle aux États-Unis. Les variables de prix (IPC et indice des prix immobiliers) sont placées avant la variable d'activité canadienne (le taux de chômage), reflétant l'hypothèse selon laquelle ces prix sont relativement rigides et ne répondent pas de manière contemporaine aux chocs de demande, comme ceux affectant le taux de chômage et la politique monétaire. Finalement, le taux d'escompte, représentant la politique monétaire, suit l'activité économique mais précède le taux de change, reflétant la conjecture selon laquelle, si la Banque du Canada réagit dans la période aux développements économiques, les marchés financiers, représentés par le taux de change, sont supposés prospectifs et encore plus réactifs que le taux d'escompte.

## 4 Scénarios

Nous considérons une série de quatre scénarios : (1) le prix mondial du pétrole augmente rapidement et demeure à un plateau élevé pendant plusieurs mois, (2) le ralentissement économique aux États-Unis se transforme en récession importante, (3) le taux de chômage demeure bas au Canada et (4) la politique monétaire se resserre encore davantage et devient particulièrement restrictive au Canada. La construction des trajectoires spécifiques des scénarios est guidée par l'évolution historique des variables, particulièrement durant les ralentissements économiques passés.

Pour construire le scénario lié au marché du pétrole, nous notons que le prix du pétrole a atteint un sommet de 133,93 \$ US en juin 2008, suite à plusieurs augmentations s'étant étalées sur une période de quelques mois. Plus récemment, une hausse d'amplitude similaire a porté le prix jusqu'à 114,84 \$ US en juin 2022. Notre scénario est calibré pour être comparable à ces événements et fait l'hypothèse que le prix du pétrole, à partir d'un niveau initial autour de 80 \$ US, monte jusqu'à 120 \$ US sur une période de 7 mois et se maintient à ce plateau pour le reste de la période de prévision. Un sommaire graphique des scénarios considérés est présenté à la Figure 1 : pour chaque scénario, l'évolution observée de la variable pertinente jusqu'à décembre 2022 est présentée en vert, son évolution prévue selon le scénario de référence est en noir, et son évolution future selon le scénario représentée en jaune. Le panel en haut à gauche de la figure présente donc l'évolution attendue du prix du pétrole en noir et l'évolution projetée selon le scénario en jaune.

Le deuxième scénario est lié à l'activité économique américaine. Pour simuler une situation dans laquelle les États-Unis entrent en récession, nous imposons que le taux de croissance de la production industrielle américaine suive la même évolution que celle affichée pendant la crise financière de 2008-2009 : nous reproduisons donc les taux de croissance affichés par cette variable pendant les 48 mois suivant janvier 2008. Le troisième scénario concerne le taux de chômage canadien : nous faisons l'hypothèse qu'il demeure très bas, en le fixant à sa valeur de décembre 2022, historiquement très faible, pour toute la durée de la période de prévision. On peut interpréter ce scénario comme reflétant une résilience inattendue et persistante du marché de l'emploi, peut-être causée par des facteurs démographiques.

Finalement, pour la politique monétaire, nous utilisons une séquence de hausses, suivie d'une pause puis une éventuelle baisse dans les taux d'intérêt, comme celles qui sont présentement envisagées par plusieurs observateurs. Dans ce scénario, la Banque du Canada augmente le taux graduellement jusqu'à 6% à un rythme de 50 points de base par mois, effectue une pause pendant 8 mois et baisse éventuellement et redescend jusqu'à 4%, pour y rester.<sup>6</sup>

---

6. Ce scénario est valide pour l'approche de [Waggoner et Zha \(1999\)](#) : nous décrivons comment représenter un scénario de resserrement monétaire selon l'approche [Baumeister et Kilian \(2014\)](#) ci-dessous.

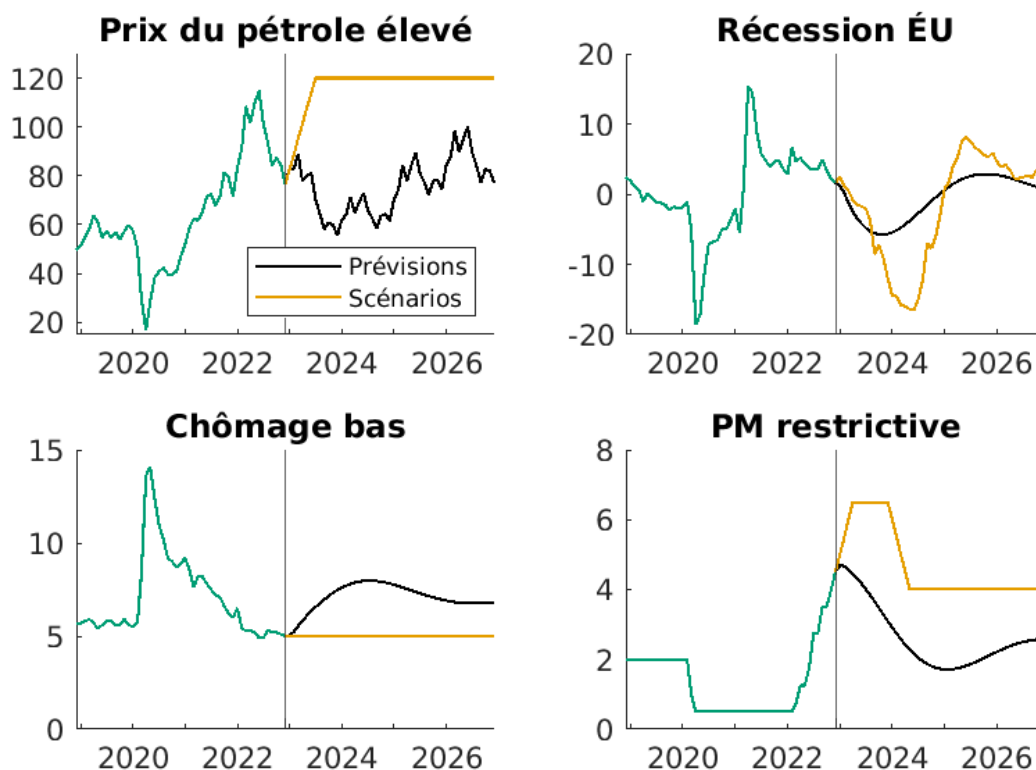


FIGURE 1 – Sommaire des scénarios

Une fois ces quatre scénarios établis, nous effectuons une prévision conditionnelle au scénario selon l’approche de [Waggoner et Zha \(1999\)](#) pour la période de 48 mois commençant après la dernière observation, soit pour la période allant de janvier-2023 à décembre-2025. Rappelons que, pour chaque scénario, ceci consiste à prévoir l’évolution future de toutes les variables en s’assurant que l’évolution de la variable contrainte suit l’évolution proposée par le scénario, selon l’équation (5) et les chocs  $\hat{u} = \mathbf{R}' (\mathbf{R}'\mathbf{R})^{-1} \mathbf{r}$ .

## 5 Résultats

La figure 2 rapporte les prévisions du modèle pour les variables canadiennes : taux de croissance dans les prix, taux de croissance dans l’indice des prix immobiliers, taux de chômage, taux d’escompte de la Banque du Canada et taux de croissance du taux de change. Pour chacune des variables, la prévision inconditionnelle (issue du cas de base) est en noir, et les prévisions issues des scénarios sont en mauve (scénario sur le prix du pétrole), en orange (scénario sur l’activité



économique américaine) en bleu (scénario sur le taux de chômage) et en jaune (scénario sur la politique monétaire canadienne). De plus, la figure 3 reprend ces prévisions mais les affiche en niveau (plutôt qu'en taux de croissance) pour les prix immobiliers et le taux de change<sup>7</sup>.

L'analyse des résultats de la figure 2 est facilitée par un exercice de décomposition de variance, tel que celui analysé à la section 2.4. Cette décomposition, rapportée au tableau 2 en annexe, souligne notamment l'importance des chocs au prix du pétrole pour expliquer la variabilité dans le taux d'inflation (première colonne du tableau), le taux de chômage (3e) et le taux de change (dernière). Dans ce contexte, on s'attend à ce qu'un exercice de prévision conditionnel dans lequel le prix du pétrole est affecté, comme dans notre premier scénario, engendre des écarts importants entre la prévision inconditionnelle et celle issue du scénario. Les résultats ci-dessous confirment cette intuition. Par contraste, le deuxième panel du tableau 2 suggère que les chocs à l'activité économique américaine sont moins importants pour la variabilité générale dans notre VAR, ce qui suggère que les écarts entre scénario de base et une prévision conditionnelle à un ralentissement économique américain seront plus modestes.

## **LE PRIX DU PÉTROLE DEMEURE ÉLEVÉ**

Selon ce scénario, le prix mondial du pétrole affiche une hausse soudaine et demeure plus élevé que son niveau selon le scénario de base. Relativement parlant, la situation est donc similaire à celle étudiée lorsque l'on fait l'hypothèse d'un choc à la hausse dans le prix du pétrole et que l'on calcule les fonctions réponses de l'économie suite à ce choc.

Le contraste entre l'évolution de l'économie selon le scénario (lignes mauves) et celle envisagée par le scénario de base (lignes noires) montre que les réponses sont compatibles avec l'idée selon laquelle, pour un exportateur net de pétrole comme le Canada, ces chocs à la hausse sur le prix du pétrole sont similaires à des chocs de demande. En effet, le figure montre, d'une part, que le taux d'inflation et le taux d'accroissement dans les prix immobiliers retombent plus lentement que le cas de base le laisse penser, alors que, de l'autre, le taux de chômage remonte plus lentement. Relativement au cas de base, on a donc une économie en expansion et pour laquelle les prix augmentent plus rapidement. En réponse, le taux d'escompte de la Banque du Canada demeure élevé plus longtemps, indiquant que le resserrement actuel de la politique monétaire canadienne s'accroît et se prolonge en réponse à la hausse inattendue dans le prix du pétrole. Finalement, le taux de change suit une trajectoire substantiellement plus basse que celle selon le cas de base, indiquant que le dollar canadien s'apprécie relativement au dollar américain suite à ce choc. Dans l'ensemble, ces différences entre les trajectoires des variables macroéconomiques selon le scénario

---

7. La capacité prédictive du modèle VAR est étudiée en Annexe 2.

et selon la prévision de base s'accordent bien avec les études antérieures qui analysent les impacts des chocs sur le prix du pétrole pour l'économie canadienne (Hou et collab., 2016).

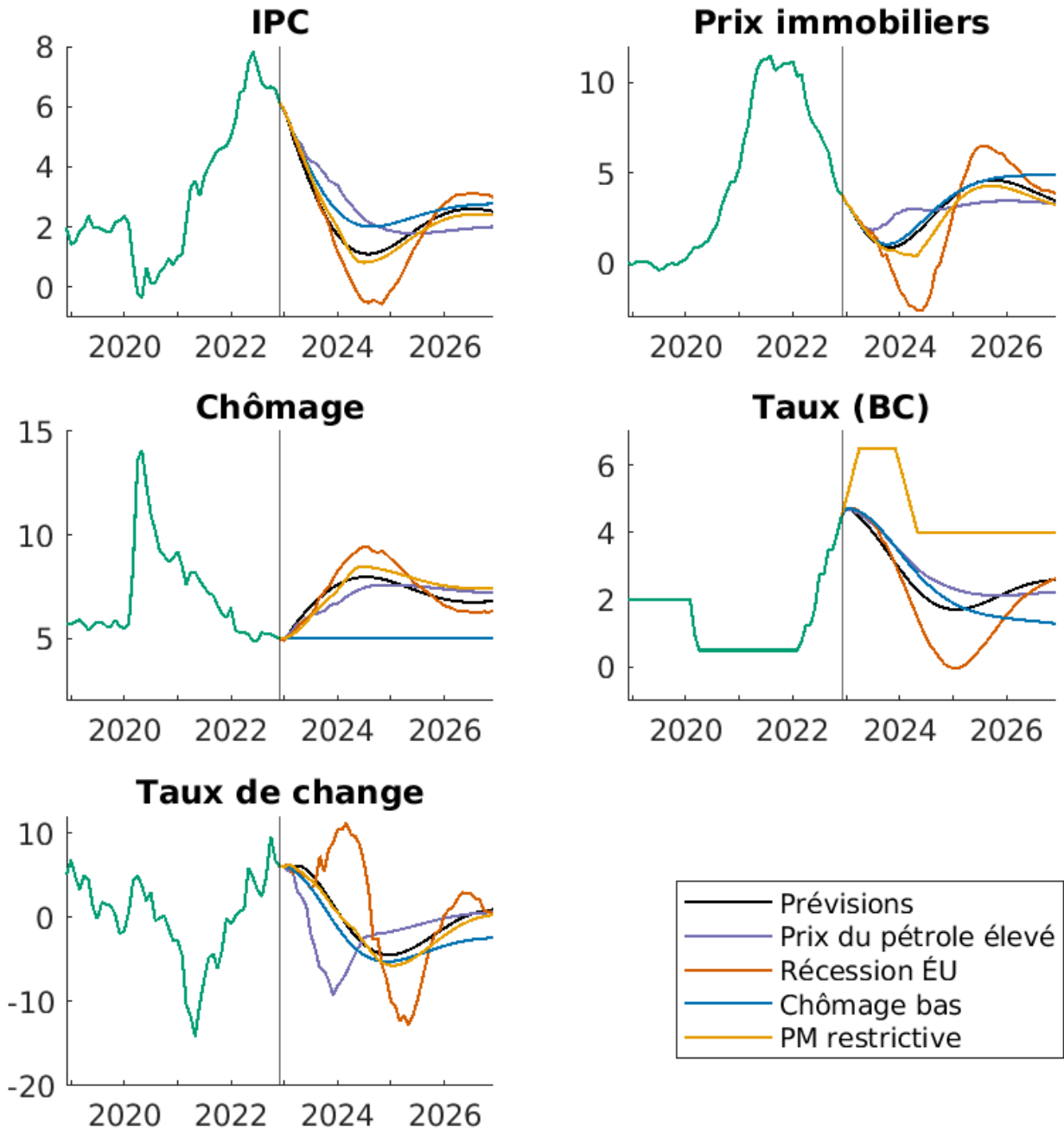


FIGURE 2 – Prévisions pour les variables canadiennes : cas de base et scénarios

## UNE RÉCESSION AMÉRICAINE

Le deuxième scénario envisage qu'une récession similaire en ampleur à celle de 2008 surviendrait aux États-Unis dans les prochains mois. La figure 2 rapporte que dans cette éventualité, une contraction importante affecterait également l'économie canadienne. En effet la figure indique que le taux de chômage canadien subirait alors une hausse substantielle et relativement rapide (trait orange foncé), relativement à la prévision de base (trait noir). De manière concordante, l'accroissement des prix s'en verrait ralenti, la figure montrant en effet des baisses dans le taux d'inflation et celui mesurant les prix immobiliers. En réponse à ces ralentissements, l'orientation de la politique monétaire passerait plus rapidement de la période de resserrement actuelle à un assouplissement assez important, souligné par la baisse importante et persistante du taux d'escompte dans la figure. Finalement, le taux de change se déprécierait fortement dans les premiers mois suivant le choc, avant de se raffermir à l'horizon 2025-2026. Dans l'ensemble, ces résultats concordent bien avec ceux d'autres travaux analysant comment des chocs défavorables aux États-Unis affectent également l'économie canadienne : [Miyamoto et Nguyen \(2017\)](#) rapportent notamment des réponses qualitativement similaires suite à un choc technologique défavorable aux États-Unis, à un choc de crédit ou d'incertitude comme dans [Bedock et Stevanovic \(2017\)](#) et [Moran et collab. \(2022\)](#) respectivement, alors que les chocs à la *confiance* américaine étudiés dans [Moran et collab. \(2023\)](#) ont également des impacts comparables.

Notons que ce scénario peut être interprété comme une séquence de chocs négatifs à la demande pendant plusieurs trimestres, avant qu'une reprise –des chocs positifs à la demande– s'installe autour de 2025. À ce titre, on s'attend donc naturellement à une parenté avec les résultats associés au premier scénario –l'accroissement dans les prix du pétrole– qui eux-aussi s'interprètent comme des chocs de demande. Notons toutefois que les écarts de prévision (entre trajectoire selon le scénario et selon le cas de base) semblent maintenant quantitativement plus importants, ce qui peut sembler surprenant vu les données du tableau 2, qui suggéraient que les chocs de demande provenant de l'économie américaine sont moins importants que les chocs pétroliers pour le Canada (comparaison entre le premier et deuxième panel du tableau 2). Un élément d'explication possible est de rappeler que ce scénario étant basé sur une représentation de forme réduite, il se peut qu'il capte en partie aussi des chocs pétroliers : une partie de ce que notre exercice considère comme étant un scénario de l'activité économique américaine pourrait être, en fait, la réponse de cette économie à un choc sur le prix du pétrole. Ceci concorderait avec l'interprétation du scénario sur le prix de pétrole et la stratégie d'identification employée dans le tableau 2 qui permet à la production américaine de réagir immédiatement aux chocs pétroliers, mais impose que le prix du pétrole ne peut répondre aux chocs sur la production américaine qu'avec un délai.

## TRÈS BAS TAUX DE CHÔMAGE

Le troisième scénario postule que les très bas taux de chômage enregistrés récemment au Canada vont perdurer dans les prochains mois. Ceci pourrait refléter le prolongement des pénuries de main-d'oeuvre rapportées dans plusieurs secteurs d'activité dans les dernières années. Ce choc, possiblement issu de facteurs démographiques, pourrait être interprété comme affectant l'*offre* de travail de manière négative. L'intuition économique standard suggère donc que, suite à ce type de choc, les salaires réels seraient à la hausse, engendrant des pressions à la hausse sur les prix, mais que l'évolution du PIB potentiel se trouverait ralentie.

La figure 2 révèle que nos résultats sont largement en accord avec cette intuition. En effet, le modèle anticipe maintenant que le taux d'inflation sera sensiblement plus élevé pendant la période de prévision (trait bleu sur le graphique) que sa trajectoire selon la prévision de base (trait noir). Cette prévision tient également pour la croissance dans les prix immobiliers, bien que l'écart entre les deux prévisions soit initialement plus faible dans ce cas, avant qu'une divergence plus importante n'apparaisse plus tard dans la période de prévision.

Comme le scénario implique que le taux d'inflation demeure plus élevé que selon le cas de base, il est naturel de penser que le taux d'escompte restera également élevé, reflétant le désir de la Banque du Canada de continuer sa politique de resserrement pour contrecarrer les hausses de prix. Dans un contexte de parité des taux d'intérêt, on s'attend également à ce que cette politique de resserrement monétaire fasse s'apprécier le dollar canadien. Dans l'ensemble les résultats de la figure 2 concordent avec cette intuition, particulièrement à l'horizon 2025, à la fin de la période de prévision. Toutefois, le placement du taux de chômage en troisième position dans le vecteur de variables du modèle et le résultat des décompositions de variance du tableau 2 rapportant que les chocs pétroliers sont la source prédominante de fluctuations suggère que le modèle assigne aux chocs pétroliers et à la production américaine une partie des fluctuations trouvant leur origine dans le marché de l'emploi canadien.

## POLITIQUE MONÉTAIRE RESTRICTIVE

Le dernier scénario considère que la banque centrale augmente le taux d'escompte de façon agressive, avant d'effectuer une pause et de le rebaisser partiellement. Ce scénario correspond donc à un resserrement supplémentaire dans la politique monétaire, au-delà de celui déjà présent dans le scénario de base.

La figure 2 montre que les trajectoires des variables suite à ce resserrement additionnel (trait jaune), relativement à celles établies par la prévision de base, sont cohérentes avec la littérature empirique importante à propos des chocs à la politique monétaire canadienne (Kim et Roubini, 2000;

Bhuiyan et Lucas, 2007; Li et collab., 2010; Champagne et Sekkel, 2018). En effet, le taux de chômage augmente davantage que dans le cas de base, les prix baissent plus et le taux de change subit une appréciation ponctuelle (avec possiblement une dépréciation éventuelle dans les périodes plus éloignées). Cependant, les écarts entre ces prévisions conditionnelles et celles obtenues dans le cas de base sont petits, malgré l'écart important dans l'évolution du taux d'escompte lui-même. Une explication possible à cet état de fait se retrouve à nouveau au tableau 2 : le tableau montre (quatrième panel) que les chocs de politique monétaire ne sont responsables que d'une petite partie de la variabilité dans les variables macroéconomiques, mais dominant l'évolution du taux d'escompte lui-même. Ainsi, la séquence de chocs qui fait en sorte que le taux d'escompte dévie du sentier de la prévision dans ce scénario (la ligne jaune dans la figure) est surtout composée de chocs de politique monétaire qui n'ont qu'une influence mitigée sur le reste des variables.

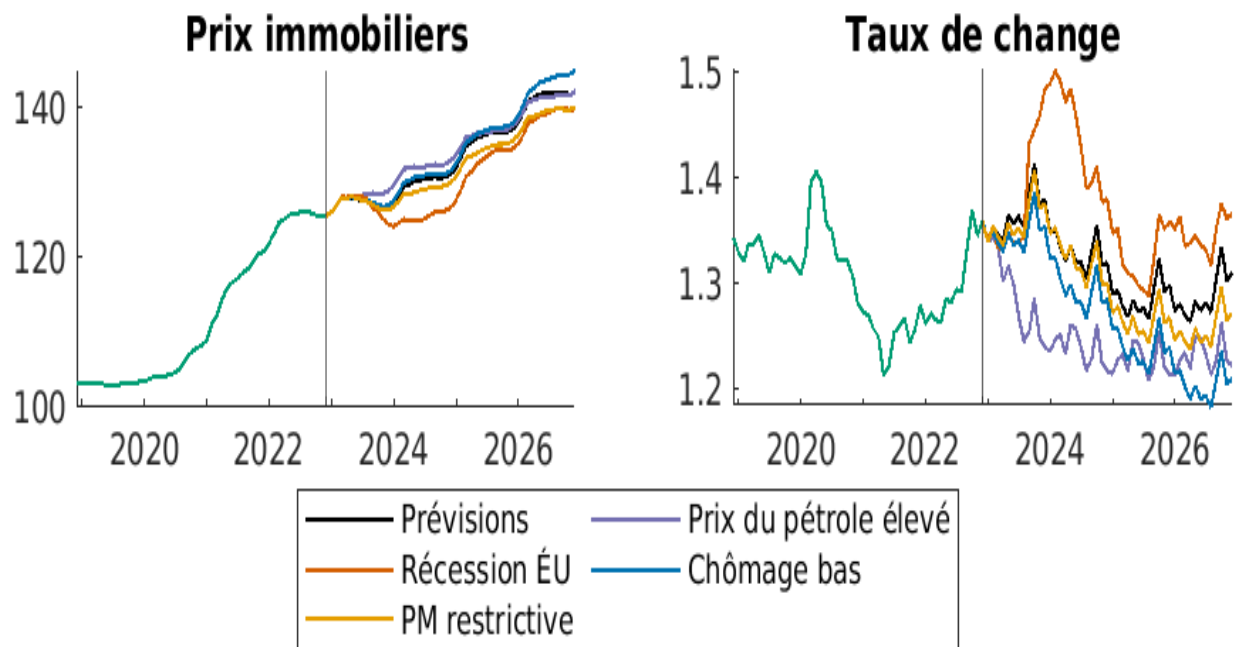


FIGURE 3 – Prévisions pour les variables canadiennes : cas de base et scénarios en niveaux

Dans notre VAR, l'indice de prix immobilier et le taux de change sont utilisés en taux de croissance, alors que pour ces deux variables, l'interprétation économique se fait plus naturellement avec le niveau des variables. Dans ce contexte, la figure 3 rapporte les trajectoires de ces deux variables en accumulant les taux de croissance du VAR, ce qui donne une mesure en niveau des variables. Les résultats mentionnés ci-dessus sont naturellement répétés : l'évolution des prix immobiliers est modérée par le ralentissement de l'activité économique américaine et le resserrement

de politique monétaire (traits orange et jaune) alors que le choc au prix du pétrole entraîne cet indice légèrement à la hausse. Par contraste, le choc pétrolier entraîne le taux de change fortement à la baisse (une appréciation du dollar canadien) alors que le ralentissement américain est associé à une dépréciation importante.

## 6 Robustesse des chocs de politique monétaire

Rappelons que nous avons présenté deux manières de construire les scénarios conditionnels : la méthode de [Waggoner et Zha \(1999\)](#), qui prend pour point de départ une trajectoire postulée pour une variable et trouve les chocs qui sont compatibles avec cette trajectoire, et celle de [Baumeister et Kilian \(2014\)](#) qui suppose plutôt de choisir une séquence de chocs avant de considérer leurs implications pour les variables. Ces différences de méthodologie sont potentiellement importantes pour l'analyse d'un scénario à propos de la politique monétaire, où l'évolution de la variable (le taux d'escompte dans notre cas) incorpore à la fois des chocs à la politique monétaire, mais également la réponse habituelle du taux d'escompte aux chocs affectant les autres variables.

Nos résultats révèlent que les chocs de politique monétaire estimés depuis la fin des années 1990 sont peu fréquents et d'amplitude très modeste. Pour bâtir notre séquence de chocs de politique monétaire et les utiliser dans la méthode de [Baumeister et Kilian \(2014\)](#), nous ré-estimons le modèle sur un échantillon s'arrêtant en janvier 1982 pour avoir une période temporelle pendant laquelle ces chocs étaient plus fréquents et plus importants. Une fois ceci effectué, nous choisissons la période de 48 mois affichant la plus grande variabilité dans ces chocs estimés et c'est la période entre 1988 et 1991 qui ressort de cette analyse. Les chocs structurels estimés pour ces 48 mois sont donc notre intrant pour calculer les prévisions conditionnelles. La séquence sélectionnée de chocs, ainsi que les taux d'escompte résultant sur ces 48 mois sont rapportés à la Figure 6 à l'annexe 1.

Les résultats sont présentés à la figure 4, qui contient les prévisions pour les variables canadiennes selon le cas de base (traits noir), la prévision conditionnelle (resserrement de politique monétaire) à la [Waggoner et Zha \(1999\)](#) déjà étudiée ci-dessus (traits jaune) et la prévision de resserrement selon l'approche [Baumeister et Kilian \(2014\)](#) (traits mauves). Le panel contenant l'évolution du taux d'escompte ("Taux BC") illustre la différence des deux méthodes : l'évolution du taux selon [Waggoner et Zha \(1999\)](#) est lisse et précise, parce qu'elle correspond précisément au scénario postulé alors que cette évolution selon [Baumeister et Kilian \(2014\)](#) est plus accidentée, en raison à la fois des chocs estimés et du fait que la variable continue de réagir aux développements dans les autres variables. Dans l'ensemble toutefois, on voit que le resserrement de politique monétaire est rapide et transitoire selon la méthode [Waggoner et Zha \(1999\)](#), alors que celui se-

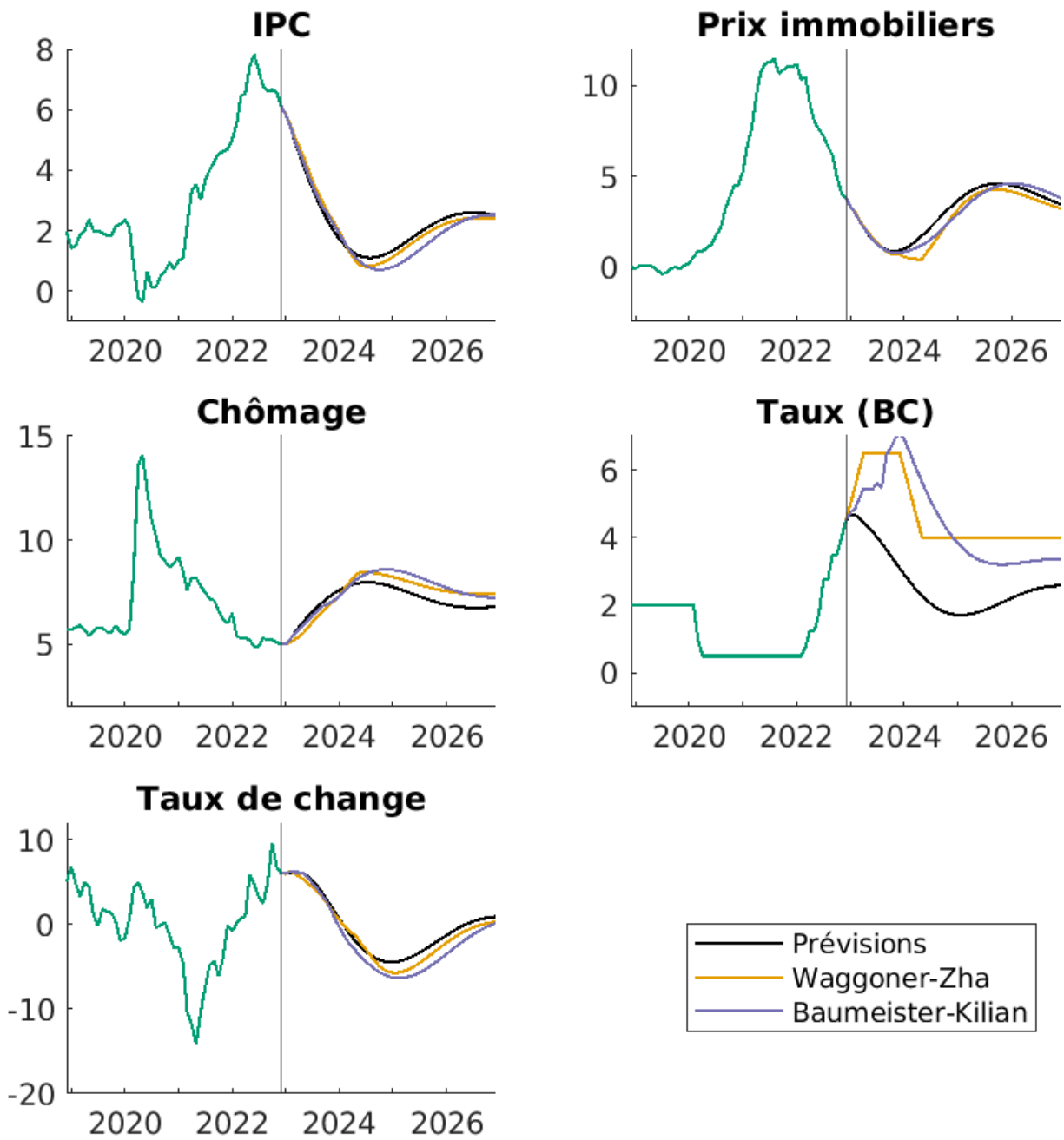


FIGURE 4 – Prévvisions pour les variables canadiennes : Robustesse quant à l’identification des chocs de politique monétaire (WZ et BK)

lon [Baumeister et Kilian \(2014\)](#) s'installe plus lentement. La figure 4 indique toutefois que les écarts entre les trajectoires obtenues selon ces deux méthodes sont très modestes. Considérant ces différences quantitatives modestes entre les deux différentes méthodes, il nous paraît préférable d'utiliser celle de [Waggoner et Zha \(1999\)](#), puisque les scénarios développés en utilisant cette méthode sont exprimés en termes de valeurs de variables observables plutôt qu'en termes de chocs aléatoires sujets aux restrictions d'identification.

## 7 Analyse utilisant des données québécoises

Dans cette section nous reproduisons notre analyse avec des données québécoises pour l'inflation, les prix immobiliers et le taux de chômage. L'exercice complet, soit l'estimation du VAR, le calcul de la décomposition de variance et la construction des prévisions conditionnelles selon la méthode de [Waggoner et Zha \(1999\)](#), est donc répété en utilisant ces variables plutôt que leurs contreparties canadiennes. Comme le taux de change et le taux d'escompte de la Banque du Canada sont des variables pancanadiennes, elles sont inchangées pour cet exercice.

Les résultats de la décomposition de variance (Tableau 2, Annexe 1) montrent que, dans l'ensemble, l'importance relative de chacun des scénarios (chocs) étudiés est très similaire à celle affichée avec les données canadiennes au Tableau 1. Notons toutefois de légères différences dans l'importance estimée du choc sur les prix du pétrole (moins d'importance) et de celui sur l'activité économique américaine (plus d'importance) pour expliquer l'évolution du taux d'inflation québécois.

Les nouvelles prévisions conditionnelles sont présentées à la figure 5 ci-dessous. La figure révèle que l'effet des différents scénarios sur l'inflation québécoise est très similaire à celui sur l'inflation canadienne présenté à la figure 2. Concernant le marché du travail, le taux de chômage se stabilise à un niveau plus haut qu'au Canada suite aux différentes chocs, mais cela reflète le fait que ce taux a historiquement été plus élevé au Québec. La réaction des prix immobiliers semble toutefois différente. En particulier, le marché immobilier québécois est plus résistant suite au scénario d'une sévère récession américaine. Dans l'ensemble toutefois, les figures 5 et 2 brossent des tableaux concordants quant aux facteurs de risques affectant les deux économies.



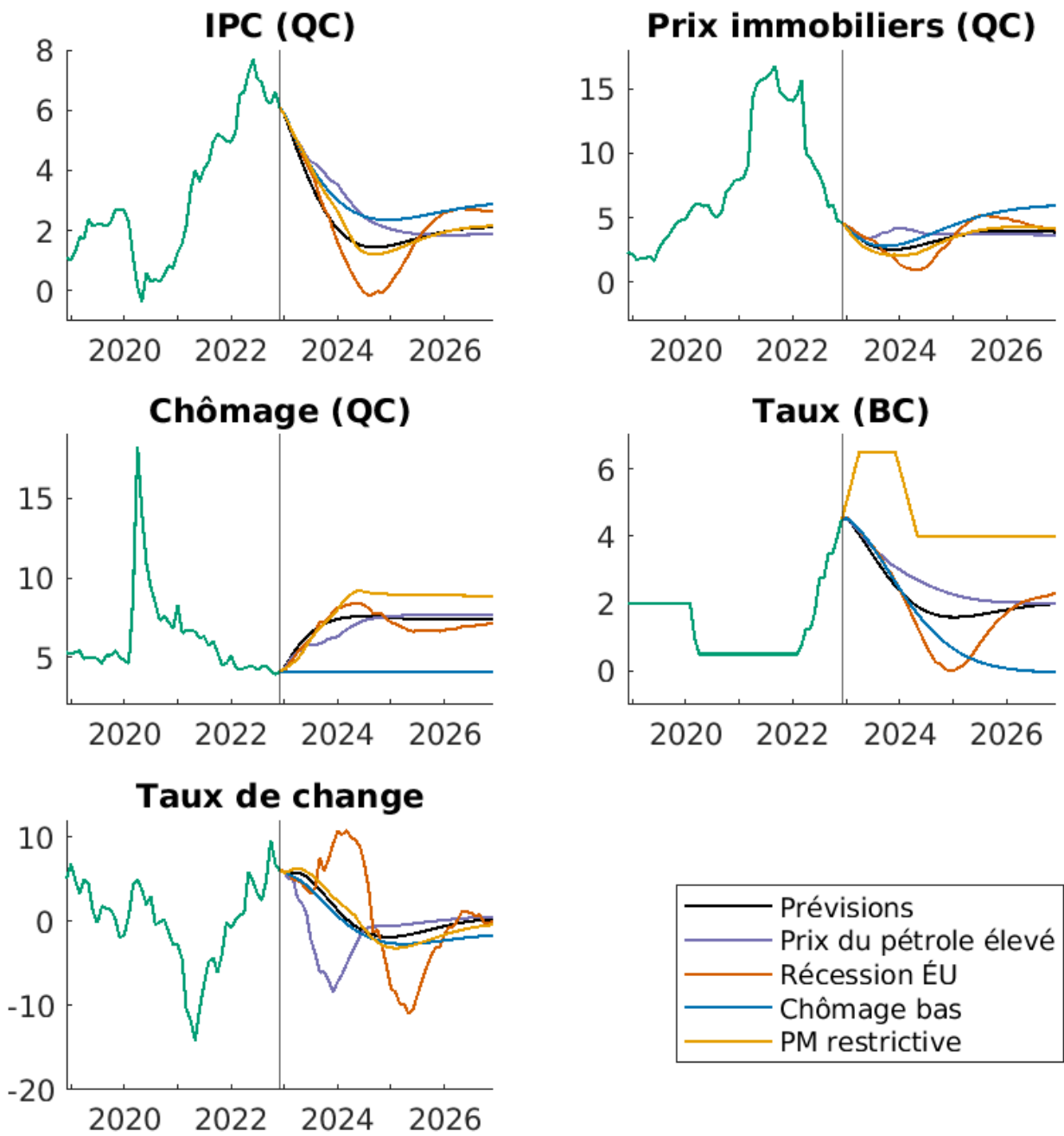


FIGURE 5 – Prévisions pour les variables québécoise : cas de base et scénarios

## 8 Conclusion

Ce travail étudie la sensibilité des prévisions de l'économie canadienne à quatre différents scénarios de risque : (1) un prix du pétrole élevé, (2) une récession américaine, (3) un marché d'emploi tendu et (4) une politique monétaire restrictive. La formulation de telles prévisions conditionnelles doit utiliser un cadre méthodologique uniforme et systématique pour produire des prévisions réalistes et cohérentes entre variables. Pour ces raisons, nous avons choisi comme cadre d'analyse un modèle VAR afin de produire les prévisions de base et les prévisions conditionnelles. Le modèle a été estimé sur des longues séries temporelles de variables macroéconomiques. L'impact des scénarios de risque reflètent donc le cadre méthodologique utilisé et l'historique des données utilisées.

Les résultats montrent que les scénarios ci-haut représentent des facteurs de risque importants pour l'évolution de l'économie canadienne. En particulier, le scénario de prix de pétrole élevé s'apparente à une séquence de chocs positifs à la demande pour un pays exportateur net de pétrole, et il en résulte donc une hausse de l'activité réelle mais aussi une hausse des prix. À l'inverse, une récession américaine produit les prévisions inverses. Un marché d'emploi très tendu se reflète dans les prix plus élevés, tandis que le scénario sur la politique monétaire très restrictive est accompagné d'une légère hausse du taux de chômage et d'une baisse dans le taux d'inflation. Une analyse de robustesse étudiant les contreparties québécoises aux variables pan-canadiennes d'intérêt ne modifient pas en profondeur ces résultats.

La méthodologie empirique utilisée ici n'est pas la seule option pour construire les prévisions conditionnelles. Plusieurs alternatives seraient intéressantes à considérer. Par exemple, [Forni et collab. \(2022\)](#) ont ajusté les prévisions durant la récession due à la Covid-19 par les erreurs de prévision observées durant la récession 2007-09. C'est une façon non paramétrique d'inclure un scénario historique. Une autre option est de cibler directement les queues de distribution des variables d'intérêt. Par exemple, [Adrian et collab. \(2019\)](#) ont utilisé une régression prédictive par quartile et ont montré qu'une détérioration des conditions financières prédit les percentiles inférieurs du taux de croissance du PIB réel américain. Enfin, un modèle d'équilibre général dynamique serait l'alternative théorique permettant de faire les analyses contre-factuelles.

L'hétérogénéité des effets à travers les régions pourrait également être davantage utilisée. Notamment, le scénario du choc pétrolier pourrait avoir des effets très différents sur des économies productrices, comme l'Alberta, que sur l'ensemble canadien ou sur une province utilisatrice d'énergie comme le Québec. Étant donnée la structure industrielle de ces provinces, la hausse soutenue des prix pétroliers auraient, dans ce contexte, des effets positifs sur l'activité réelle en Alberta plutôt que les effets négatifs sur les consommateurs au centre du pays. De façon similaire, les effets d'une politique monétaire particulièrement agressive pourraient être plus néfastes sur l'accessibi-

lité à la propriété dans les provinces maritimes comparé à la Colombie Britannique ou l’Ontario. Il serait donc intéressant d’étendre notre analyse d’hétérogénéité pour permettre aux scénarios d’avoir toute une gamme d’effets provinciaux différenciés.

## Références

- Adrian, T., N. Boyarchenko et D. Giannone. 2019, «Vulnerable growth», *The American Economic Review*, vol. 109, n° 4, p. 1263–1289.
- Baumeister, C. et L. Kilian. 2014, «Real-time analysis of oil price risks using forecast scenarios», *IMF Economic Review*, vol. 62, n° 1, p. 119–145.
- Bañbura, M., D. Giannone et M. Lenza. 2015, «Conditional forecasts and scenario analysis with vector autoregressions for large cross-sections», *International Journal of Forecasting*, vol. 31, n° 3, p. 739–756.
- Bedock, N. et D. Stevanovic. 2017, «An empirical study of credit shock transmission in a small open economy», *Canadian Journal of Economics*, vol. 50, n° 3, p. 541–570.
- Bhuiyan, R. et R. F. Lucas. 2007, «Real and nominal effects of monetary policy shocks», *Canadian Journal of Economics*, vol. 40, n° 2, p. 679–702.
- Blake, A. P. et H. Mumtaz. 2017, *Applied Bayesian econometrics for central bankers*, Centre for Central Banking Studies, Bank of England.
- Boivin, J., M. P. Giannoni et D. Stevanovic. 2010, «Monetary transmission in a small open economy : More data, fewer puzzles», Mars.
- Carriero, A., T. E. Clark et M. Marcellino. 2020, «Capturing macroeconomic tail risks with bayesian vector autoregressions», doi :10.26509/frbc-wp-202002r. URL <https://doi.org/10.26509/frbc-wp-202002r>.
- Carriero, A., T. E. Clark et M. Marcellino. 2022, «Specification choices in quantile regression for empirical macroeconomics specification choices in quantile regression for empirical macroeconomics», doi :10.26509/frbc-wp-202225. URL <https://doi.org/10.26509/frbc-wp-202225>.

- Champagne, J. et R. Sekkel. 2018, «Changes in monetary regimes and the identification of monetary policy shocks : Narrative evidence from Canada», *Journal of Monetary Economics*, vol. 99, p. 72–87.
- Doan, T., R. Litterman et C. Sims. 1984, «Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions», *Econometric Reviews*, vol. 3, n° 1, p. 1–100.
- Foroni, C., M. Marcellino et D. Stevanovic. 2022, «Forecasting the covid-19 recession and recovery : Lessons from the financial crisis», *International Journal of Forecasting*, vol. 38, n° 2, p. 596–612.
- Fortin-Gagnon, O., M. Leroux, D. Stevanovic et S. Surprenant. 2022, «A large Canadian database for macroeconomic analysis», *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, vol. 55, n° 4, p. 1799–1833.
- Giannone, D., M. Lenza, M. D. et L. Onorante. 2014, «Short-term inflation projections : a bayesian vector autoregressive approach», *International Journal of Forecasting*, vol. 30, p. 635–644.
- Gneiting, T. et A. E. Raftery. 2007, «Strictly proper scoring rules, prediction, and estimation», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 102, doi :10.1198/016214506000001437, p. 359–378, ISSN 01621459.
- Guay, A., A. Paquet, D. Stevanovic et A. K. Touré. 2020, «La crise de la covid-19, l'incertitude macroéconomique et les impacts sur la trajectoire économique du canada et du québec», Note de recherche numéro 2020-04, Chaire en macroéconomie et prévisions.
- Hamilton, J. D. 1994, *Structural vector autoregressive analysis*, Princeton University Press.
- Hou, K., D. Moutain et T. Wu. 2016, «Oil price shocks and their transmission mechanism in an oil-exporting economy : A VAR analysis informed by a DSGE model», *Journal of International Money and Finance*, vol. 68, p. 21–49.
- Jarociński, M. 2010, «Conditional forecasts and uncertainty about forecast revisions in vector autoregressions», *Economics Letters*, vol. 108, p. 257–259.
- Kilian, L. et H. Lütkepohl. 2017, *Structural vector autoregressive analysis*, Cambridge University Press.
- Kim, S. et N. Roubini. 2000, «Exchange rate anomalies in the industrial countries : A solution with a structural VAR approach», *Journal of Monetary Economics*, vol. 45, p. 561–586.

- Li, Y. D., T. B. Iscan et K. Xu. 2010, «The impact of monetary policy shocks on stock prices : Evidence from Canada and the United States», *Journal of International Money and Finance*, vol. 29, p. 876–896.
- McCracken, M. W. et J. T. McGillicuddy. 2019, «An empirical investigation of direct and iterated multistep conditional forecasts», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 34, p. 181–204.
- McCracken, M. W. et S. Ng. 2016, «Fred-md : A monthly database for macroeconomic research», *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 34, n° 4, p. 574–589.
- Miyamoto, W. et T. L. Nguyen. 2017, «Understanding the cross-country effects of U.S. technology shocks», *Journal of International Economics*, vol. 106, p. 143–1644.
- Moran, K., D. Stevanovic et A. K. Touré. 2022, «Macroeconomic uncertainty and the covid-19 pandemic : Measure and impacts on the canadian economy», *Canadian Journal of Economics*, vol. 55, p. 379–405.
- Moran, K., D. Stevanovic et A. K. Touré. 2023, «Confiance et activité économique : analyse d’impact sur l’économie canadienne», Rapport du CIRANO.
- Waggoner, D. F. et T. Zha. 1999, «Conditional forecasts in dynamic multivariate models», *The Review of Economics and Statistics*, vol. 81, n° 4, p. 639–651.

# A Annexe 1

TABLEAU 1 – Analyse de décomposition de la variance

<i>Pourcentage de la variabilité causée par le choc analysé :</i>					
Horizon	Inflation	Prix immobiliers	Taux de chômage	Taux d'escompte	Taux de change
<i>Panel A : Choc au prix du pétrole</i>					
3 mois	44 [33 55]	5 [1 12]	19 [5 34]	2 [0 8]	20 [10 31]
12 mois	60 [38 70]	3 [1 14]	22 [5 41]	3 [0 17]	14 [7 27]
24 mois	49 [27 62]	5 [2 18]	17 [5 36]	3 [0 20]	14 [7 28]
48 mois	45 [24 59]	5 [2 20]	16 [5 34]	3 [1 18]	14 [7 27]
<i>Panel B : Choc à l'activité économique américaine</i>					
3 mois	1 [0 5]	0 [0 4]	6 [0 3]	1 [0 6]	1 [0 5]
12 mois	1 [0 7]	2 [0 12]	7 [0 25]	7 [0 21]	2 [0 12]
24 mois	1 [0 10]	8 [0 24]	6 [1 22]	10 [1 29]	3 [0 16]
48 mois	4 [1 14]	11 [1 27]	9 [2 23]	9 [1 30]	3 [1 15]
<i>Panel C : Choc au taux de chômage canadien</i>					
3 mois	0 [0 1]	0 [0 2]	74 [46 90]	0 [0 4]	1 [0 4]
12 mois	1 [0 8]	2 [0 10]	66 [34 80]	1 [0 10]	1 [0 8]
24 mois	4 [0 16]	2 [0 15]	52 [27 65]	8 [0 25]	1 [0 10]
48 mois	4 [1 17]	3 [1 18]	46 [23 59]	16 [1 35]	2 [1 12]
<i>Panel D : Choc à la politique monétaire canadienne</i>					
3 mois	1 [0 3]	0 [0 1]	1 [0 5]	96 [85 98]	0 [0 2]
12 mois	1 [0 6]	0 [0 6]	1 [0 8]	87 [63 91]	0 [0 6]
24 mois	2 [0 13]	1 [0 15]	5 [1 17]	71 [41 82]	1 [0 10]
48 mois	3 [1 15]	1 [0 17]	7 [1 22]	62 [31 77]	1 [0 12]

*Note :* Le tableau rapporte le pourcentage de la variabilité de chacune des 5 variables canadiennes expliqué par chacun des 4 chocs analysés. La décomposition est effectuée pour les variables transformées et les intervalles de confiance à 95% (obtenus avec 2000 répliquions de type bootstrap) sont entre crochets.

TABLEAU 2 – Analyse de décomposition de la variance - données québécoises

<i>Pourcentage de la variabilité causée par le choc analysé :</i>					
Horizon	Inflation	Prix immobiliers	Taux de chômage	Taux d'escompte	Taux de change
<i>Panel A : Choc au prix du pétrole</i>					
3 mois	38 [26 48]	6 [1 16]	20 [7 36]	2 [0 9]	17 [8 29]
12 mois	47 [27 59]	4 [1 17]	20 [6 39]	4 [0 17]	12 [6 24]
24 mois	39 [20 54]	3 [1 14]	17 [5 36]	4 [0 18]	12 [6 24]
48 mois	35 [17 51]	3 [1 14]	14 [5 34]	3 [0 16]	12 [6 23]
<i>Panel B : Choc à l'activité économique américaine</i>					
3 mois	0 [0 2]	7 [0 26]	4 [0 21]	1 [0 4]	1 [0 5]
12 mois	6 [1 18]	6 [0 23]	4 [0 20]	7 [1 22]	1 [0 8]
24 mois	8 [1 21]	4 [0 19]	3 [1 18]	11 [1 28]	1 [0 10]
48 mois	7 [1 20]	3 [0 19]	3 [1 18]	9 [1 28]	1 [0 10]
<i>Panel C : Choc au taux de chômage (québécois)</i>					
3 mois	0 [0 1]	0 [0 2]	73 [45 88]	0 [0 4]	1 [0 5]
12 mois	0 [0 6]	0 [0 6]	71 [39 81]	2 [0 12]	1 [0 9]
24 mois	1 [0 8]	1 [0 13]	65 [33 74]	11 [1 31]	2 [0 11]
48 mois	1 [0 10]	5 [0 23]	62 [30 71]	21 [1 42]	3 [0 12]
<i>Panel D : Choc à la politique monétaire canadienne</i>					
3 mois	1 [0 3]	0 [0 3]	1 [0 5]	94 [83 97]	0 [0 2]
12 mois	1 [0 7]	0 [0 6]	3 [0 14]	84 [59 89]	0 [0 6]
24 mois	1 [0 9]	0 [0 11]	9 [1 28]	69 [38 81]	1 [0 10]
48 mois	1 [1 11]	1 [0 18]	11 [1 30]	58 [29 78]	1 [0 12]

*Note :* Le tableau rapporte le pourcentage de la variabilité de chacune des 3 variables spécifiques au Québec (le taux d'inflation, les prix immobiliers et le taux de chômage) lorsque l'analyse est répétée en utilisant ces variables plutôt que leurs contreparties canadiennes. Le taux d'escompte et le taux de change étant des variables pan-canadiennes, elles sont utilisées sans modification dans ce VAR.

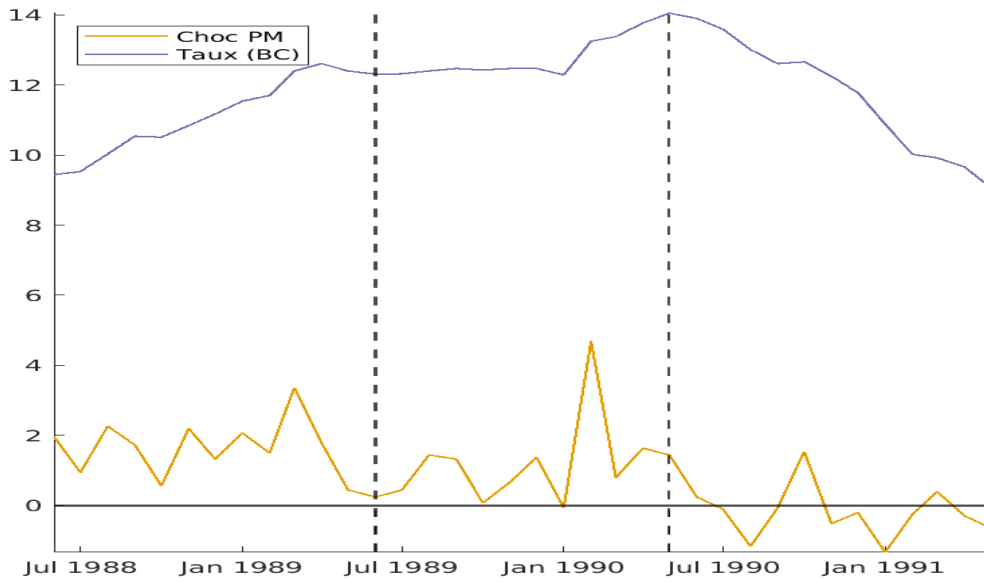


FIGURE 6 – Chocs de politique monétaire estimés : 1988-1991

## B Annexe 2

Dans cette section, nous évaluons la capacité de prévision du modèle VAR présenté à l'équation (1) dans un exercice de prévision hors échantillon. Nous effectuons une comparaison avec un modèle autorégressif (AR) pour chaque variable :

$$y_{k,t} = \nu_k + a_1 y_{k,t-1} + \dots + a_k y_{k,t-p} + u_{k,t}. \quad (7)$$

Comme le modèle VAR, ce modèle peut être écrit sous la forme compagnon de l'équation (2) et les prévisions moyennes peuvent être formées de la même façon en utilisant l'équation (4). Notons qu'un modèle AR pour chaque équation correspond à imposer des matrices de coefficients ( $A_1, \dots, A_p$ ) diagonales dans le modèle VAR. Le nombre de retard est choisi par le critère d'information d'Akaike.

La période hors échantillon va de janvier 2005 à décembre 2022. Le choix de l'ordre des modèles et l'estimation s'effectuent récursivement en utilisant une fenêtre dite en expansion ("expanding window"). Par exemple, nous utilisons les données de janvier 1992 à janvier 2003 pour choisir le nombre de retards du VAR et de chacun des modèles AR. Ensuite, nous estimons les spécifications retenues sur cet échantillon, puis nous utilisons les estimés pour former les prévi-



sions entre février 2003 et janvier 2005. Nous ajoutons les valeurs observées pour février 2003 et recommençons l'exercice pour obtenir les prévisions entre mars 2003 et février 2005. Les variables cibles sont les mêmes que dans le reste du rapport et ont été transformées de la même façon. Nous considérons les prévisions de 1 à 24 mois à l'avance.

Nous utilisons trois métriques de performance pour évaluer les modèles. Dénotons d'abord par  $y_{k,t}^{(h)} := \frac{1}{h} \sum_{j=1}^h y_{k,t-j+1}$  la valeur moyenne observée d'une variable sur les  $h$  périodes les plus récentes. Nous définissons l'erreur de prévision moyenne comme

$$e_{k,t}^{(h,m)} = \frac{1}{h} \sum_{j=1}^h y_{k,t-j+1}^{(h)} - \frac{1}{h} \sum_{j=1}^h \hat{y}_{k,t}^{(h,m)} \quad (8)$$

où  $\hat{y}_{k,t}^{(h,m)}$  est la valeur prévue  $h$  période à l'avance pour la variable  $k$  à la période  $t$  pour le modèle  $m$ . La racine de l'erreur quadratique moyenne (*root mean squared error*) et l'erreur absolue moyenne (*mean absolute error*) sont données par

$$RMSE(k, h, m) = \frac{1}{\bar{t} - \underline{t}} \sum_{t=\underline{t}}^{\bar{t}} \left( e_{k,t}^{(h,m)} \right)^2 \quad (9)$$

$$MAE(k, h, m) = MSE(k, h, m) = \frac{1}{\bar{t} - \underline{t}} \sum_{t=\underline{t}}^{\bar{t}} |e_{k,t}^{(h,m)}|. \quad (10)$$

Nous rapportons les ratios de ces quantités à la figure 7. Le modèle AR servant de référence, les valeurs en deçà de l'unité dans la figure indiquent quand le modèle VAR est préféré au modèle AR.

Nous avons également procédé à un exercice de prévision par densité. Reprenons l'équation (1) et posons  $\mathbf{u}_t \sim N(\mathbf{0}, \Sigma_u)$ . La matrice de covariance des termes d'erreur  $\Sigma_u$  s'estime aussi récursivement à partir des résidus  $\hat{\mathbf{u}}_t$  par  $\hat{\Sigma}_u = \sum_{t=1}^T \hat{\mathbf{u}}_t \hat{\mathbf{u}}_t' / (T - Kp - 1)$ . Pour obtenir des prévisions de densités, il suffit de procéder par simulation. Spécifiquement, en utilisant les valeurs estimées pour les paramètres du modèle VAR, les dernières observations dans l'échantillon utilisé pour estimer le modèle et des tirages de variables aléatoires normales  $\mathbf{u}_{t+h} \sim N(\mathbf{0}, \hat{\Sigma}_u)$  pour  $h = 1, \dots, 24$  mois, nous pouvons appliquer l'équation (1) récursivement pour obtenir un sentier simulé pour chaque variable sur 24 mois. Nous répétons cet exercice 5000 fois pour obtenir une distribution à chacun des 24 horizons considérés, soit  $\left\{ \mathbf{y}_{t+1}^{(s)}, \dots, \mathbf{y}_{t+24}^{(s)} \right\}_{s=1}^{5000}$ . Un exercice analogue est fait avec chacun des modèles AR pour obtenir des distributions de sentiers pour chaque variable. Ceci est effectué récursivement avec la même fenêtre grandissante.

Pour évaluer les prévisions de densité, nous utilisons le CRPS (*continuous ranked probability*

score). Un avantage est qu'il suffit de conserver les quartiles des densités prévues pour le calculer<sup>8</sup>. Soit  $\hat{q}_{\tau,k,t}^{(h,m)}$  le quantile  $\tau \in [0, 1]$  de la variable  $k$  au temps  $t$  et prévue à l'horizon  $h$  par le modèle  $m$  et la fonction de perte quantile  $\rho_{\tau}(u) := u(\tau - \mathbb{I}(u < \tau))$ . Pour une grille de quartiles  $0 \leq \tau_1 < \dots < \tau_N \leq 1$  le CRPS est donné par

$$CRPS(k, h, m) = \frac{2}{N-1} \sum_{j=1}^N \left[ \frac{1}{\bar{t} - \underline{t}} \sum_{t=\underline{t}}^{\bar{t}} \rho_{\tau_j} \left( y_{k,t} - \hat{q}_{\tau_j,k,t}^{(h,m)} \right) \right]. \quad (11)$$

Il s'agit essentiellement d'une moyenne des pertes quartiles moyennes. Nous utilisons une grille équidistante de 19 points entre 0.05 et 0.95. [Carriero et collab. \(2022\)](#) utilise la même grille pour évaluer une version pondérée de ce critère, alors que [Carriero et collab. \(2020\)](#) utilise une grille de 9 points équidistants entre 0.1 et 0.9. Nous rapportons aussi les ratios pour les CRPS dans la figure 7. Encore une fois, les valeurs sous l'unité indique que le VAR est préféré au modèle AR.

---

8. C'est un des avantages cités par [Gneiting et Raftery \(2007\)](#). Ils montrent aussi que ce critère d'évaluation a une valeur espérée minimale lorsqu'on utilise le vrai modèle.

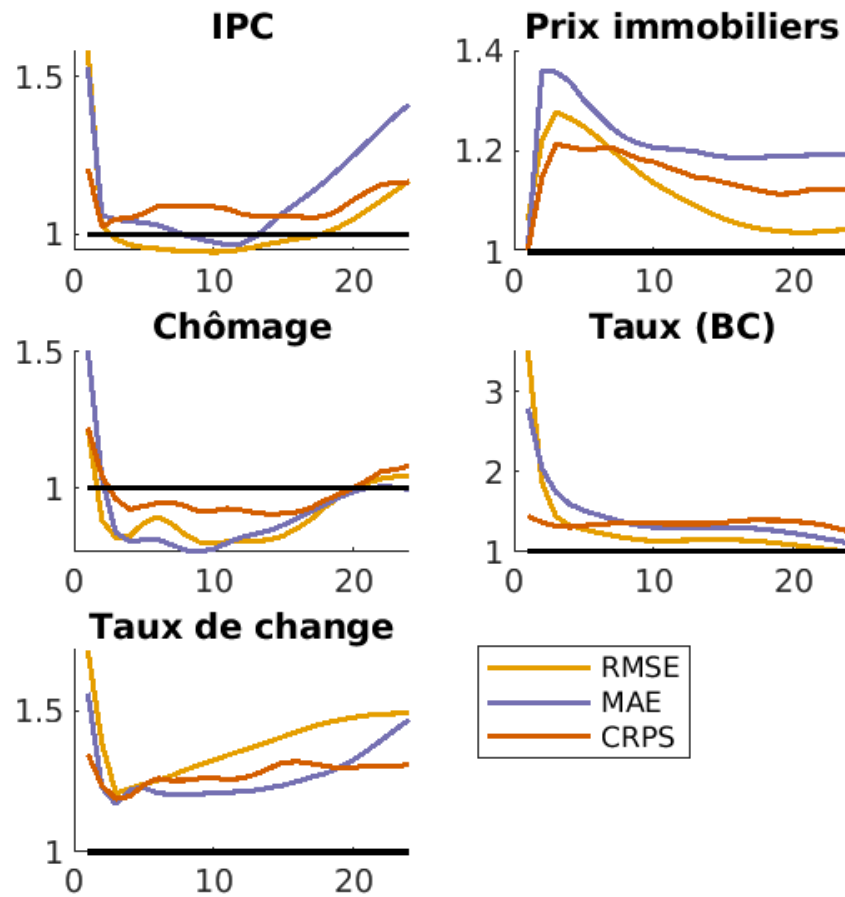


FIGURE 7 – Performance du modèle VAR (*relativement à celle du modèle AR*)

Le modèle VAR performe en général mieux pour l'inflation et le taux de chômage, tandis que le modèle AR produit des prévisions plus précises pour les autres variables. Les avantages ne sont généralement pas substantiels. Notons que l'objectif ici n'était pas de construire un modèle de prévision le plus adéquat mais de faire les prévisions conditionnelles. Autrement dit, nous n'intéressons pas à  $E(Y_{t+h}|Y_t, Y_{t-1}, \dots)$ , mais plutôt à  $E(Y_{t+h}|Y_{k,t+h}, \dots, Y_{k,t+1}, Y_t, Y_{t-1}, \dots)$  pour la variables de scénarios  $Y(k,t)$ . De plus, bien que le modèle AR puisse être écrit comme un modèle VAR restreint, cet ensemble de contraintes ne fait aucun sens économique car tous les co-movements serait exclus du système et donc aucune transmission ne permettrait de construire les prévisions sous un scénario donné.