

Université de Montréal

Faculté des arts et des sciences

Département de sciences économiques

**Une analyse VAR structurel de l'impact de la variation du prix du pétrole  
brut sur les biens de consommation au Canada**

Rapport de recherche présenté comme exigence partielle de formation

Maîtrise en sciences économiques

**Collins Rostant Tatsa**

Année académique 2021/2022

## Résumé

Les variations du prix du pétrole brut entraînent-elles l'inflation au Canada? Pour évaluer cette question, nous démêlons l'indice agrégé des prix à la consommation afin d'analyser l'impact des chocs pétroliers sur l'indice des prix spécifique aux biens de consommation à l'aide d'un modèle VAR structurel. Le modèle postule que la hausse des prix des biens de consommation transite par l'indice des prix à la production suite à un choc initial des prix du pétrole sur les coûts de production. Une analyse statistique révèle une forte corrélation (0.95) entre l'indice des prix à la production et à la consommation. Les fonctions de réponses impulsionnelles montrent que les variations du prix du pétrole augmentent de façon durable les indices de prix des biens de consommation.

## I. Introduction

Les facteurs internationaux comme la pandémie de Covid-19 et la guerre en Ukraine ont profondément bouleversé les chaînes d'approvisionnement et provoqué une inflation élevée à l'échelle mondiale. Les coûts plus élevés des inputs et de la main-d'œuvre ont été répercutés sur le prix des biens de consommation par les entreprises. Au Canada, les composantes de l'indice des prix à la consommation affichent une hausse marquée supérieure à 5%. L'économie canadienne surchauffe et la banque centrale a tenté de juguler l'inflation persistante en haussant son taux directeur pour une quatrième fois consécutive depuis mars 2022. Pourquoi une hausse du taux directeur n'a pas permis initialement d'inverser la courbe de l'inflation? Probablement parce que l'économie canadienne ferait face à des chocs externes qui échappent au contrôle de la banque centrale : les chocs pétroliers entre autres. Les chocs pétroliers des années 1970 ont entraîné une baisse des taux de croissance dans la plupart des pays. La forte hausse actuelle des prix du pétrole nourrit des craintes de ralentissement de l'activité économique mondiale. Les chocs pétroliers seraient incontestablement inflationnistes (Barsky et al., 2002), ces derniers soutiennent que les changements non anticipés des prix du pétrole entraînent une réponse positive et forte de l'indice des prix à la consommation.

Au niveau microéconomique, la hausse des prix du pétrole affecte le pouvoir d'achat des ménages obligés de consacrer une part plus importante dans les dépenses d'achat de l'essence. Conséquemment, la hausse des prix de l'essence réduit leur pouvoir d'achat. Les prix du pétrole et de l'essence étant étroitement liés, une hausse des prix a tendance à augmenter les coûts de production et les coûts de transport pour les firmes.

Au niveau macroéconomique, les chocs pétroliers impactent directement le prix des biens au travers de la hausse des coûts de transport et de production des entreprises. Les prix élevés du pétrole peuvent déplacer les courbes d'offre et de demande des biens et services pour lesquels le pétrole est un intrant. Il est généralement admis que les chocs pétroliers augmentent l'inflation et réduisent la croissance économique (Chen, 2009).

Ces impacts économiques ont accru l'inquiétude des analystes qui pensent qu'une augmentation substantielle des prix du pétrole peut pousser l'inflation vers le haut et augmenter les anticipations inflationnistes des agents économiques (Kilian et al., 2021). Lee (2021) souligne que les prix du pétrole pourraient augmenter en cas d'hiver froid et déclencher l'inflation. Afin de mieux comprendre la relation entre le prix du pétrole et les agrégats économiques, Kilian (2009) a proposé une analyse VAR structurel. Suite à cette contribution, le modèle VAR structurel a été largement appliqué à de nombreux autres sujets liés au pétrole. Le modèle SVAR a été implémenté pour étudier l'impact des prix du pétrole sur les producteurs agricoles (Wang et al., 2014) et pour étudier l'impact des chocs structurels sur la balance des paiements (Kilian et al., 2009). Dans un modèle SVAR

à deux blocs, Yoshizaki et al., (2014) analysent l'impact des chocs pétroliers dans les économies américaine et japonaise.

Nous utilisons également un modèle SVAR pour étudier les effets de la variation des prix du pétrole et contrôler pour les chocs structurels dans l'économie canadienne. Notre investigation prend en compte les indices de prix spécifiques aux biens de consommation (PPI et IPC) afin d'approfondir notre compréhension des mécanismes de transmission actuels du prix du pétrole brut dans l'économie canadienne.

Notre travail est structuré de la manière suivante. La section II présente l'état critique de la littérature sur les travaux liés aux chocs pétroliers. La section III décrit le cadre empirique de notre analyse. La section IV résume les résultats empiriques et la section V conclut.

## II. Revue critique de la littérature

L'économie canadienne enregistre conjointement une hausse marquée du prix du pétrole et de l'inflation. Les chocs pétroliers influencent-ils l'activité réelle? Cette question, qui n'est pas nouvelle, retient l'attention des économistes. En effet, le pétrole est considéré comme une ressource primaire (Van Eyden et al., 2019) dont la variation des prix se reflèterait sur le niveau général des prix, la production et le marché boursier.

La littérature économique pointe le choc pétrolier comme un problème majeur pour l'activité macroéconomique. Étudiant l'économie américaine, Hamilton (1993, 1996) a montré qu'une variation du prix du pétrole précède plusieurs récessions économiques. Blanchard et al. (2008) concluent à des effets importants des chocs pétroliers sur l'inflation et l'activité durant les deux épisodes de choc pétrolier des années 1970. Par contre, certains auteurs ont soutenu que la variation du prix du pétrole serait faiblement ou pas corrélée avec des agrégats macroéconomiques. Jones et al. (1996) mettent en avant une relation négative stable entre le prix du pétrole et les rendements boursiers. Une conclusion plus extrême est avancée par Chen et al. (1986) qui suggèrent que la variation du prix du pétrole n'a aucun effet sur le prix des actifs. Économétriquement, il n'existerait donc pas de « Bêta » entre les prix du pétrole et de l'actif. La limite de ces deux derniers travaux serait de considérer le prix du pétrole comme une variable exogène; cause et effet ne seraient pas bien définis dans la régression des rendements boursiers sur le prix du pétrole (Kilian et al., 2009). Ready (2018) considère cette absence de relation comme un puzzle et introduit une nouvelle méthode classifiant les changements de prix du pétrole selon les chocs d'offre d'une part, et les chocs de demande d'autre part. Cette classification des chocs révèle une forte corrélation avec les rendements boursiers sur la période d'étude.

L'approche initiale dans l'évaluation macroéconomique des chocs pétroliers a été d'analyser la réponse des agrégats économiques en postulant que les variations du prix du pétrole sont exogènes. Cette façon de procéder soulève deux limites (Kilian, 2009). Premièrement, la causalité inverse des agrégats économiques aux variations du prix du pétrole signifie que la relation cause à effet n'est plus bien définie. Deuxièmement, le prix du pétrole est entraîné différemment selon les chocs de demande et d'offre. Kilian (2009) propose une décomposition structurelle du prix du pétrole : les chocs d'offre global de pétrole, les chocs de demande agrégée et les chocs de demande spécifique au marché du pétrole. Dans un modèle VAR structurel, Kilian (2009) conclut que les augmentations non anticipées du prix du pétrole ont un impact différent sur le PIB et l'indice des prix à la consommation aux États-Unis. Kilian (2009) soutient que les chocs d'offre ont peu d'impact sur les prix et que les fluctuations du prix du pétrole sont fortement influencées par les chocs de demande agrégée. Cette distinction entre chocs d'offre et de demande est questionnée par Wang et al. (2014). Ces derniers, utilisant un modèle VAR structurel pour analyser l'impact des chocs énergétiques sur le prix des produits agricoles aux États-

Unis, estiment que démêler les chocs d'offre et de demande pourrait surestimer l'impact d'un choc au détriment de l'autre. Contrairement à notre étude, Wang et al. (2014) utilisent le prix de l'essence dans leur analyse de l'économie américaine.

Pourquoi observe-t-on un co-mouvement entre le prix du pétrole et l'inflation au Canada? Les prix du pétrole ont augmenté au début de 2021; les producteurs intensifiant leur production post-pandémique accompagnée d'une forte augmentation de la demande en transport des biens (Mustascu et al., 2022). La littérature économique s'est intéressée à la transmission de la variation du prix du pétrole sur les indices de prix. Herrera et al. (2009) ont conclu à un effet de plus en plus décroissant des chocs pétroliers sur l'inflation aux États-Unis. Plusieurs auteurs ont conclu que les chocs pétroliers pouvaient avoir des impacts différents selon les pays. Les chocs pétroliers auraient des effets significatifs sur les indices de prix à la consommation à forte intensité énergétique aux États-Unis (Gao et al. 2014), une forte corrélation est également mise en avant dans ce même pays entre les chocs sur les prix des matières premières et le taux d'inflation (Gubler et al., 2013). Cependant, les travaux de Castro et al. (2017) concluent à une faible répercussion des prix du pétrole sur l'inflation dans la zone Euro. Pour Wei (2019), les chocs de demande agrégé ont un impact significatif sur l'indice des prix à la production mais ne se transmettent pas à l'indice des prix à la consommation. Cet auteur soutient que les prix du pétrole pourraient prédire l'indice des prix à la production à court terme mais ne peuvent faire pareil pour l'indice des prix à la consommation à aucune période. Les variations des prix du pétrole pourraient entraîner directement une hausse des prix à l'importation et à la production par le biais des coûts de transport, par contre elles auraient un effet direct limité sur les prix à la consommation en Malaisie (Sek, 2017).

La littérature précédente se concentre sur les indices agrégés des prix pour la plupart. Cependant, les effets des changements de prix du pétrole sur les indices de prix spécifiques à une catégorie de biens demeurent un champ à explorer. La transmission des prix du pétrole pourrait être différente selon les catégories de biens et le statut de dépendance d'un pays à l'extérieur. Yoshizaki et al. (2014) révèlent que les variations du prix du pétrole affectent différemment chaque catégorie de dépenses aux États-Unis et au Japon et que ces différences peuvent conduire à des politiques spécifiques à chaque pays au niveau agrégé. Ce travail propose une analyse nouvelle des effets des chocs pétroliers sur les indices des prix des biens de consommation au Canada. Les chocs pétroliers entraînent-ils la hausse du prix des biens de consommation au Canada? La réponse à cette question pourrait permettre de comprendre les co-mouvements actuels entre les prix du pétrole et des biens de consommation dans le cas du Canada.

### III. Modèle/Méthodologie de recherche

Le travail précurseur de Sims (1980) a souligné l'importance de modéliser toutes les variables endogènes conjointement plutôt qu'une équation isolément. À la suite de ce travail, les économistes ont intensivement utilisé la modélisation VAR pour analyser la dynamique des agrégats macroéconomiques. Le modèle VAR révélera cependant une limite: le VAR standard ne permet pas une interaction contemporaine entre les variables endogènes. Le modèle VAR structurel (SVAR) introduit une solution au problème. La modélisation VAR structurelle est utile pour extraire des informations sur la macroéconomie (Fry et al., 2011). Ces auteurs soutiennent que le modèle VAR structurel permet de quantifier l'impact des différents chocs macroéconomiques sur les variables, et l'estimation de sa forme réduite résume bien les données. Pour toutes ces raisons, nous implémentons un modèle SVAR pour analyser l'impact des chocs pétroliers sur l'économie canadienne.

#### 1. Modèle

Le modèle est identique au modèle SVAR utilisé par Kilian et al. (2009). La représentation structurelle du modèle est donnée par :

$$AX_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

où  $X_t$  est le vecteur de variables endogènes.  $X_t = [oil_t, pp_t, cp_t]'$

$oil_t$ ,  $pp_t$  et  $cp_t$  représentent le prix du pétrole brut, l'indice des prix à la production et l'indice des prix à la consommation respectivement.  $A, \beta_i, \beta_0$  sont des matrices de coefficients et de vecteur à estimer.  $\varepsilon_t$  est le vecteur de chocs structurels supposés indépendants entre eux.  $X_{t-i}$  est le vecteur de variables endogènes retardées.  $p$  est le nombre de retards dont le minimum sera estimé par un critère d'information (AIC ou BIC).

La forme réduite de (1) s'écrit :

$$A^{-1}AX_t = A^{-1}\beta_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}\beta_i X_{t-i} + A^{-1}\varepsilon_t \quad (2)$$

$$X_t = A^{-1}\beta_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}\beta_i X_{t-i} + A^{-1}\varepsilon_t \quad (3)$$

$$X_t = W_0 + \sum_{i=1}^p W_i X_{t-i} + e_t \quad (4)$$

(4) est la forme réduite du modèle SVAR.  $e_t = A^{-1}\varepsilon_t$  représente les erreurs de prévisions, elles ne sont pas indépendantes. L'estimation de la forme réduite permet de récupérer les paramètres de la forme structurelle. Généralement, le nombre de paramètres de la forme structurelle est plus élevé que celui de la forme réduite; ce qui pose un problème d'identification.

## 2. Problème d'identification et construction de chocs structurels

Pour expliquer le problème d'identification et construire les chocs structurels, nous utilisons un retard  $p = 1$ . Cette simplification n'a aucun impact sur les résultats puisque les restrictions portent sur la matrice de variables contemporaines  $A$ . Le but est simplement de rendre la formulation légère.

Soit le SVAR d'ordre  $p = 1$  suivant :

$$AX_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

En considérant les trois variables endogènes du SVAR, nous pouvons écrire la forme matricielle du modèle structurel (5).

$$\underbrace{\begin{bmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & 1 & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{bmatrix}}_A \begin{bmatrix} oil_t \\ pp_t \\ cp_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \\ \beta_{30} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} oil_{t-1} \\ pp_{t-1} \\ cp_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{oilt} \\ \varepsilon_{ppt} \\ \varepsilon_{cpt} \end{bmatrix} \quad (6)$$

Dans ce modèle VAR structurel, la matrice  $A$  introduit une relation contemporaine entre les variables endogènes. En pré-multipliant le VAR structurel par  $A^{-1}$ , nous obtenons la forme réduite :

$$X_t = W_0 + W_1 X_{t-1} + e_t \quad (7)$$

La matrice  $A$  relie les erreurs de prévision de la forme réduite,  $e_t$ , et les chocs structurels  $\varepsilon_t$ ,  $e_t = A^{-1}\varepsilon_t$ . Les erreurs de prévision sont donc une combinaison linéaire des chocs structurels. Le SVAR ne peut être estimé directement, nous estimons premièrement la forme réduite pour avoir la forme structurelle. La forme matricielle de la forme réduite s'écrit :

$$\begin{bmatrix} oil_t \\ pp_t \\ cp_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} w_{10} \\ w_{20} \\ w_{30} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & w_{13} \\ w_{21} & w_{22} & w_{23} \\ w_{31} & w_{32} & w_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} oil_{t-1} \\ pp_{t-1} \\ cp_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{oilt} \\ e_{ppt} \\ e_{cpt} \end{bmatrix} \quad (8)$$

L'estimation de la forme réduite permet d'avoir 18 paramètres; 12 coefficients, 3 variances et 3 covariances. Nous avons, par contre, 21 paramètres inconnus dans la forme structurelle (6); 18 coefficients et 3 variances. Les chocs structurels sont indépendants, il n'y a donc pas de covariances. Si nous obtenons la matrice  $A$ , on peut



multiplier la forme réduite par A pour avoir le modèle structurel, les chocs structurels et les relations contemporaines entre les variables endogènes et en déduire comment les chocs structurels « frappent » l'économie.

Nous devons utiliser 18 paramètres estimés dans la forme réduite pour récupérer 21 paramètres inconnus dans le modèle structurel; ce qui s'avère très difficile : c'est le problème d'identification du modèle. Un minimum de 3 restrictions doit être imposé à la matrice A pour récupérer les paramètres de la forme structurelle. L'approche usuelle pour résoudre ce problème d'identification consiste à imposer certaines restrictions sur la matrice A. La décomposition de Cholesky proposée par Sims (1980) permet d'obtenir exactement le nombre de restrictions souhaitées sur A. Nous imposons donc des restrictions sur les relations contemporaines entre les variables endogènes.

$$\underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{bmatrix}}_A \begin{bmatrix} oil_t \\ pp_t \\ cp_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \\ \beta_{30} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} oil_{t-1} \\ pp_{t-1} \\ cp_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{oilt} \\ \varepsilon_{ppt} \\ \varepsilon_{cpt} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Nous avons imposé  $a_{12} = 0$ ,  $a_{13} = 0$  et  $a_{23} = 0$ , la matrice A devient triangulaire inférieure et le modèle structurel est identifié. En posant ces restrictions, nous imposons à  $oil_t$  d'être affecté avec un retard par un choc sur  $pp_t$  et  $cp_t$ . Le prix du pétrole brut n'est pas contemporainement affecté par un choc sur l'indice des prix à la production et l'indice des prix à la consommation. Un choc sur le prix du pétrole va affecter contemporainement l'indice des prix à la production. Finalement, l'indice des prix à la consommation est contemporainement affecté par un choc sur le prix du pétrole et un choc sur l'indice des prix à la production. L'idée économique derrière cette restriction est qu'un choc sur le prix du pétrole brut va affecter premièrement les producteurs qui vont par la suite les répercuter sur le prix des biens de consommation.

Puisqu'une restriction sur A restreint également  $A^{-1}$ , nous pouvons exactement identifié les chocs structurels.

$$e_t = A^{-1} \varepsilon_t \quad (10)$$

$$e_t \equiv \begin{bmatrix} e_{oilt} \\ e_{ppt} \\ e_{cpt} \end{bmatrix} = \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ c_{21} & 1 & 0 \\ c_{31} & c_{32} & 1 \end{bmatrix}}_{A^{-1}} \begin{bmatrix} \varepsilon_{oilt} \\ \varepsilon_{ppt} \\ \varepsilon_{cpt} \end{bmatrix} \quad (11)$$

L'inverse d'une matrice triangulaire inférieure donne une matrice triangulaire inférieure.

### 3. Données

L'effet de la dynamique des prix internationaux du pétrole brut sur l'économie canadienne est analysé au travers de l'indice des prix à la production et l'indice des prix à la consommation. Trois variables endogènes sont donc utilisées :

**Le prix du pétrole brut :** Cette variable provient de la base de données de la Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED, États-Unis). Nous utilisons le West Texas Intermediate (WTI) qui est l'indice mesurant le prix du pétrole brut. Cet indice est libellé en dollars américains, le taux de change USD/CAD est utilisé pour le convertir en monnaie locale. Le WTI est le prix du pétrole brut livré en Oklahoma et représente le principal prix de référence du pétrole en Amérique du Nord. Les chocs pétroliers des années 1970 ont été suivis par une période de faible croissance, de chômage et d'inflation élevés. Les variations du prix du pétrole sont une source potentielle de fluctuations économiques. Les chocs pétroliers affecteraient les prix à la production ainsi que le prix des biens de consommation.

**L'indice des prix à la production (IPP) :** Cet indice provient de la base de données de Statistiques Canada. Nous utilisons un indice des prix à la production spécifique aux industries productrices de biens de consommation. Historiquement, le prix du pétrole a un grand impact sur le PPI. L'idée est qu'une variation du prix du pétrole accroît les coûts d'investissement des producteurs qui vont par la suite les répercuter sur le prix de l'output. Une firme qui enregistre un choc sur ses coûts d'investissement facturera des prix plus élevés pour les produits finis au consommateur final. L'impact des chocs des prix du pétrole tendrait à rendre l'IPP plus volatile que l'IPC.

**L'indice des prix à la consommation (IPC) :** Extrait de la base de données de Statistiques Canada, l'IPC capte la variation du prix du panier de biens. Nous avons choisi pour notre étude l'indice désaisonnalisé correspondant à la catégorie des biens de consommation. L'IPC indique l'évolution, au cours du temps, du coût d'un panier fixe de biens. Les variations du prix du pétrole peuvent directement affecter le prix des biens. En effet, les prix des importations et exportations de biens sont affectés par l'impact des chocs pétroliers sur les coûts de transport. Une variation du prix du pétrole brut accroît le prix de l'essence à la pompe, et donc les coûts de transports des biens de consommation.

Les variables sont des séries temporelles mensuelles et l'étude couvre la période de janvier 2018 à juillet 2022. Une analyse statistique sera effectuée avant l'estimation du modèle.

#### IV. Analyse et estimation du modèle

##### 1. Analyse descriptive des données

Cette section fournit une analyse descriptive des variables endogènes et l'amplitude de la corrélation entre elles.

Tableau 4.1 Statistique descriptive

	Observations	Moyenne	Écart-type	Coeff. de variation	Max.	Min.
$\Delta oil$	54	105,34	24.53	0.233	147.15	23.26
$\Delta pp$	54	104.23	8.48	0.081	123.7	95.7
$\Delta cp$	54	153.73	7.07	0.046	169.9	144

Le tableau 4.1 montre une forte volatilité des prix du pétrole. La valeur du coefficient de variation des prix du pétrole est plus grande que les autres indices. Cette valeur traduit une plus forte dispersion des prix du pétrole autour de la moyenne. L'utilisation du coefficient de variation est plus judicieuse pour des séries d'unités différentes.

Tableau 4.2 Corrélation entre les variables endogènes

Federal Reserve of St. Louis 1970-2017		CANADA 2018-2022	
Oil			
IPP	IPC	IPP	IPC
0.71	0.27	0.62	0.56
La corrélation entre les indices des prix à la production et à la consommation est 0.95			

Le tableau 4.2 présente les autocorrélations entre les variables du modèle. Les autocorrélations calculées de 1970 à 2017 par la Federal Reserve of St. Louis (FRED) utilisent des indices agrégés des prix à la consommation et à la production. Nos calculs mettent en avant une corrélation entre les indices de prix spécifiques aux biens de consommation. La corrélation est plus élevée entre les prix du pétrole et l'indice des prix à la consommation comparativement à celle calculée par la FRED. Remarquons que les indices de prix étaient relativement moins élevés sur la période 1970-2017, on peut penser que la dynamique des prix du pétrole se transmet à l'indice de prix à la consommation. La corrélation entre l'IPP et l'IPC est très élevée (0.95); l'impact de la variation des prix du pétrole sur l'indice des prix pourrait capter par un impact significatif sur l'indice des prix à la consommation.

Du point de vue de l'estimation, la question du nombre de variables à inclure dans le VAR n'est pas anodine. Kilian et al. (2009) ont trouvé très peu de pouvoir explicatif entre les chocs pétroliers et le marché boursier aux États-Unis. Cependant, la faiblesse de leur

analyse est due au fait que les données incluses dans le SVAR devraient être corrélées aux changements futurs des prix du pétrole pour effectivement identifier les chocs (Ready, 2018). Notre analyse statistique permet de contrôler pour cette critique.

## 2. Analyse des résultats

### Tests préliminaires

Puisque nous travaillons sur des séries temporelles, il est important d'analyser les données pour vérifier les propriétés de stationnarité. Si certaines variables sont stationnaires et d'autres non stationnaires, alors ces dernières seront introduites dans le modèle SVAR en considérant leurs premières différences pour éviter les problèmes de régression fallacieuse. En effet, les implications pour la prévision sont différentes; les processus stationnaires retournent vers leur moyenne mais pas les processus non stationnaires. De plus, les chocs sont permanents et ne peuvent pas être lissés par un choix approprié de politique économique pour les processus intégrés d'ordre 1. Nous utilisons donc le test de racine unitaire pour examiner la stationnarité des données.

Tableau 4.3 Test de racine unitaire

Variables	Retards	Statistiques ADF
$\Delta oil$	1	-5.309602
$\Delta ppi$	1	-5.285200
$\Delta cpi$	0	-4.687619

Le tableau 4.3 résume les résultats du test de Dicker-Fuller augmenté. Toutes les variables sont intégrées d'ordre 1 et sont introduites dans le modèle en premières différences. Nous utilisons un seuil de significativité de 5% comme critère de décision. Les résultats du test de racine unitaire sont un guide fiable sur la manière d'introduire les variables dans le SVAR. Le test ADF est basé sur le modèle avec constante. Le retard du modèle a été choisi selon le critère d'information d'Akaike (Tableau 4.4). Le test de Granger a été effectué pour apprécier la causalité des variables entre elles. Les résultats sont reportés dans l'appendice A.

Tableau 4.4 Choix du nombre de retards

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-307.8792	NA	65.06145	12.68895	12.80477*	12.73289
1	-291.5680	29.95929*	48.32711*	12.39053*	12.85383	12.56631*
2	-284.6412	11.87451	52.84822	12.47515	13.28593	12.78276
3	-276.4369	13.05989	55.22613	12.50763	13.66589	12.94707
4	-274.6257	2.661422	75.67341	12.80105	14.30678	13.37232
5	-266.8431	10.48264	82.39823	12.85074	14.70395	13.55385

### 3. Effet des chocs structurels

Cette section analyse les effets des innovations structurelles sur les indices de prix à la production et à la consommation. Les coefficients des modèles VAR sont généralement peu interprétables. Par conséquent, l'interprétation provient des fonctions de réponse impulsionnelle générées à partir des résidus estimés SVAR récursivement orthogonalisés. Les fonctions de réponse impulsionnelle montrent la trajectoire de l'indice des prix à la production et de l'indice des prix à la consommation suite à un choc sur les prix du pétrole brut.

Tableau 4.5 Estimation de la matrice A

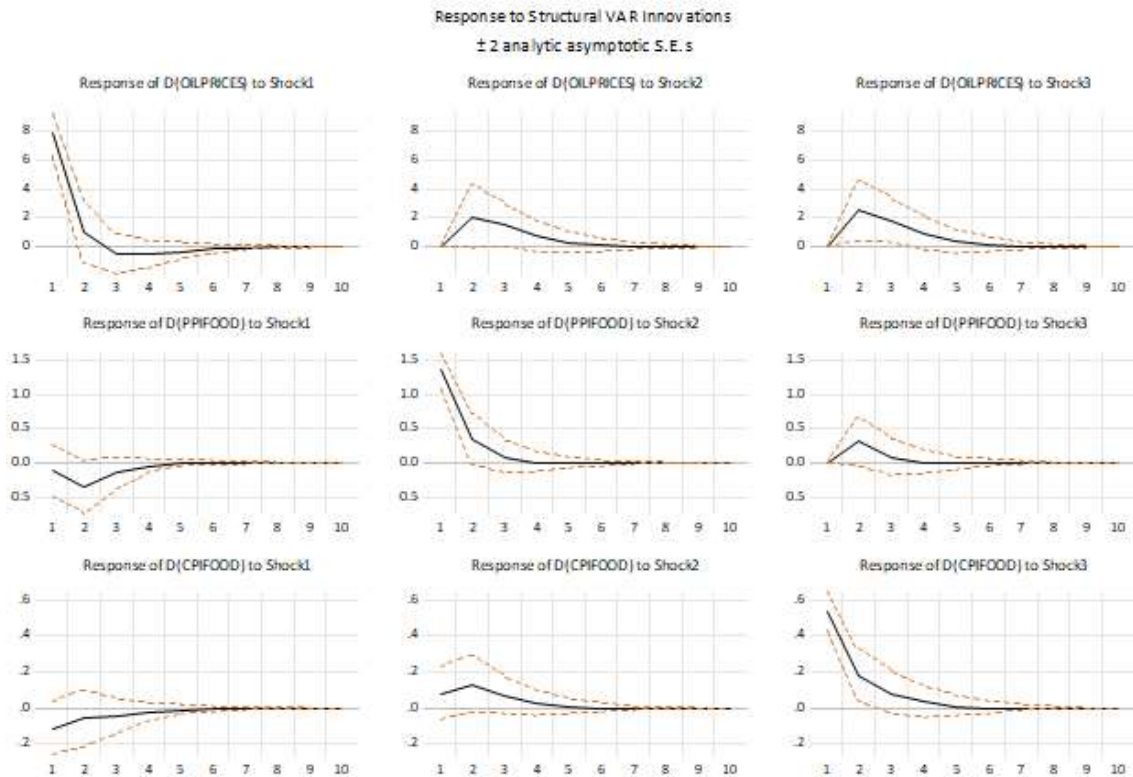
<b>1.000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>
<b>0.14732</b>	1.0000	0.0000
<b>0.013209</b>	-0.061122	1.0000

L'estimation de la matrice ressort selon les restrictions précédemment imposées au modèle (équation 9). L'indice des prix à la production est de manière contemporaine affecté par un choc sur les prix du pétrole (coefficient 0.14732 est positif). Le modèle semble produire un impact direct et positif des prix du pétrole sur l'indice des prix à la consommation de manière contemporaine. Le signe des coefficients est plus interprétable que leur amplitude. Les variations des prix du pétrole affecteraient les indices des prix à la production et à la consommation.

Le panel de fonctions de réponses impulsionnelles ci-dessous (Figure 1) retrace la réponse des différentes variables aux chocs structurels dans le modèle. Shock1 est le choc sur les variations de prix du pétrole brut. Shock2, le choc sur l'indice des prix à la consommation et Shock3 celui sur l'indice des prix à la consommation. Nous faisons l'interprétation du panel en donnant la position de la figure dans la matrice.

La valeur 0 signifie que le choc pétrolier n'a aucun effet sur la variable, la variable continue sur la même trajectoire qu'elle aurait suivie s'il n'y avait pas eu de choc pétrolier. Une valeur positive/négative indique que le choc amènerait la variable à se situer au-dessus/en-dessous de sa trajectoire naturelle. Les lignes pleines représentent les effets estimés et les lignes pointillées rouges indiquent l'intervalle de confiance à 95 % estimé par une simulation de Monte-Carlo.

Figure 1 Fonctions de réponse impulsionnelle



Le panel (2,1) montre une hausse rapide de l'indice des prix à la consommation suite à un choc pétrolier et cette hausse s'étend au-delà de quatre périodes. Cette hausse est cohérente avec l'hypothèse que le choc pétrolier accroît l'IPP. Il est important de remarquer que l'IPP réagit avec décalage à un choc sur le prix du pétrole.

Le panel (3,1) montre que l'indice des prix à la consommation augmente suite à un choc sur le prix du pétrole. La hausse est immédiate et dure presque 5 périodes. Les chocs pétroliers semblent avoir un impact direct sur le prix des biens de consommation.

Le panel (3,2) présente également une réaction directe et à la hausse d'un choc PPI sur l'indice des prix à la consommation. Un choc sur l'IPP entraîne l'IPC. Ce résultat est également cohérent avec l'hypothèse de la transmission des coûts de transport aux biens de consommation suite à un choc pétrolier (Mustascu et al., 2022).

## **V. Conclusion**

Dans ce travail, nous avons analysé, en utilisant un modèle SVAR, les effets des chocs pétroliers sur l'inflation au Canada. Nous avons fait l'hypothèse que les variations des prix du pétrole ont un impact sur les indices de prix à la production et à la consommation. Cette hypothèse nous permet d'introduire une restriction récursive sur les chocs structurels du modèle SVAR et de générer des fonctions de réponse impulsionnelle qui tracent les effets des innovations structurelles sur les indices de prix à la production et à la consommation.

Nous avons examiné dans le cas du Canada l'impact des chocs pétroliers sur les indices de prix à la production et à la consommation. Les résultats montrent que les chocs pétroliers entraînent une hausse des indices de prix lorsque nous analysons les fonctions de réponse impulsionnelle.

Il s'ensuit que les politiques de stabilisation des prix du pétrole à l'échelle mondiale doivent être mises en place par les pays producteurs de pétrole pour éviter une inflation au-delà de la cible de 2% (cible établie par la banque du Canada) et ainsi arrêter une surchauffe des économies nationales. Ces politiques devraient identifier à priori les mécanismes de transmission des chocs pétroliers.

## Bibliographie

Barsky, R. et Kilian, L. (2002) Do we Really Know that Oil Caused the Great Stagflation? A Monetary Alternative, *NBER Macroeconomics Annual* 2001, 16, 137-183.

Blanchard, O. et Gali, J. (2008) The Macroeconomic effects of Oil price shocks : Why are the 2000s so different from the 1970s?, *NBER Working Paper 13368*, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Castro, C. et Jiménez-Rodríguez, R. (2017) Oil Price pass-through along the Price Chain in the Euro Area, *Energy Economics*, 64, 24-30.

Chen, N.-F., Roll, R. et Ross, S.A. (1986) Economic Forces and the Stock Market, *Journal of Business* 59, 383-403.

Chen, S.S. (2009) Oil Price pass-through into Inflation, *Energy Economics*, 31, 126-133.

Fry, R. et Pagan, A. (2011) Sign Restrictions in Structural Vector Autoregressions: A Critical Review, *Journal of Economic Literature*, 49, 938-60.

Gao, L., Kim, H. et Saba, R. (2014) How do Oil Shocks Affect Consumer Prices?, *Energy Economics*, 45, 313-323.

Gubler, M. et Hertweck, M.S. (2013) Commodity price shocks and the business cycle: Structural Evidence for the U.S., *Journal of International Money and Finance*, 37, 324-352.

Hamilton, J.D. (1983) Oil and the Macroeconomy since World War II, *Journal of Political Economy*, 91, 228-48.

Hamilton, J.D. (1996) This is what happened to the Oil-macroeconomy Relationship, *Journal of Monetary Economics*, 38, 215-220.

Herrera, A. et Pesavanto, E. (2009) Oil price shocks, systematic monetary policy, and the great moderation, *Macroeconomic Dynamics*, 13, 107-137.

Jones, C. et Kaul, G. (1996) Oil and the Stock Markets, *Journal of Finance* 51, 463-491.

Kilian, L. (2009) Not all Price Shocks are alike : Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market, *American Economic Review*, 99, 1053-69.

Kilian, L. et Park, C. (2009) The Impact of Oil Price Shocks on the U.S. Stock Market, *International Economic review*, 50, 1267-1287.

Kilian, L. et Zhou, X. (2021) The impact of Rising Oil Prices on U.S. Inflation and Inflation Expectations in 2020-23, *Federal Reserve working paper 2116*.

Lee, I. (2021) Oil could Surge above \$100 in the event of a cold winter-and spark inflation that drives the next macro crisis, BofA says, *Markets Insider*, Oct.1.



Mustascu, M.I., Albulescu, C.T., Apergis, N. et Magazzino, C. (2022) Do Gasoline and Diesel Prices co-move? Evidence from the time-frequency domain, *Environmental Science and Pollution*.

Ready, R.C. (2018) Oil Prices and the Stock Market, *Review of Finance*, 155-176.

Sek, S.K. (2017) Impact of Oil Price Changes on Domestic Price inflation at Disaggregated Levels: Evidence from Linear and Non-linear ARDL Modelling, *Energy*, 130, 204-217.

Sims, C.A. (1980) Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48, 1-48.

Van Eyden, R.; Difeto, M.; Gupta, R.; Wohar, M.E. (2019) Oil Price Volatility and Economic Growth: Evidence from Advanced Economies using more than a Century's Data, *Applied Energy*, 233, 612-621.

Wang, S.L. et McPhail, L. (2014) Impacts of Energy Shocks on U.S. Agricultural Productivity Growth and Commodity Prices-A structural VAR analysis, *Energy Economics*

Wei, Y. (2019) The Relationship between Oil and Non-oil Commodity Prices and China's PPI and CPI: An Empirical Analysis, *Energy Sources, Part B: Economics, Planning and Policy*, 14, 125-146.

Yoshizaki, Y. et Haomori, S. (2014) The Effects of Oil Price Shocks on Expenditure Category CPI, *Applied Economics*, 46, 1652-1664.

## Appendices

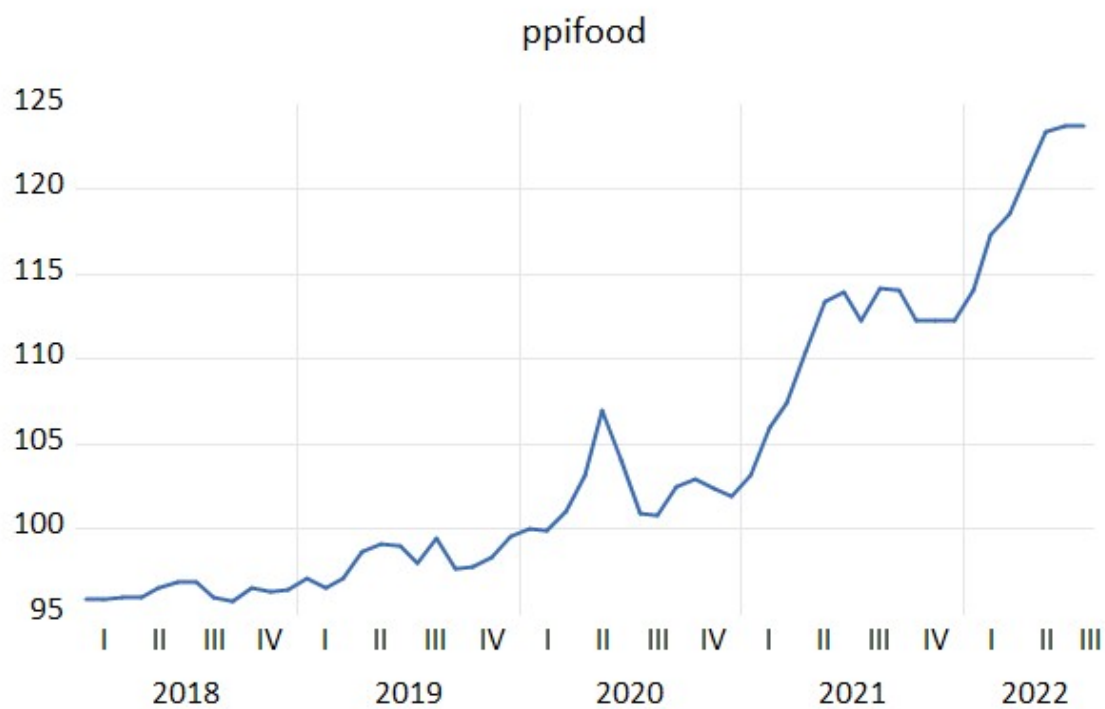
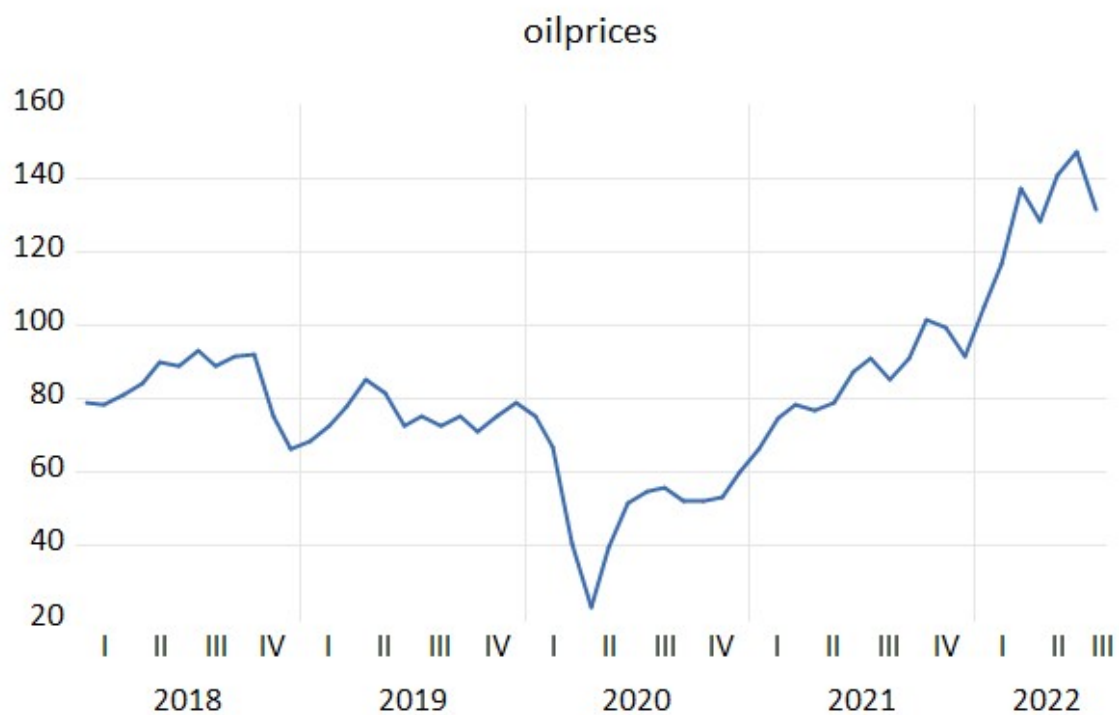
### Appendice A Tests de causalité de Granger

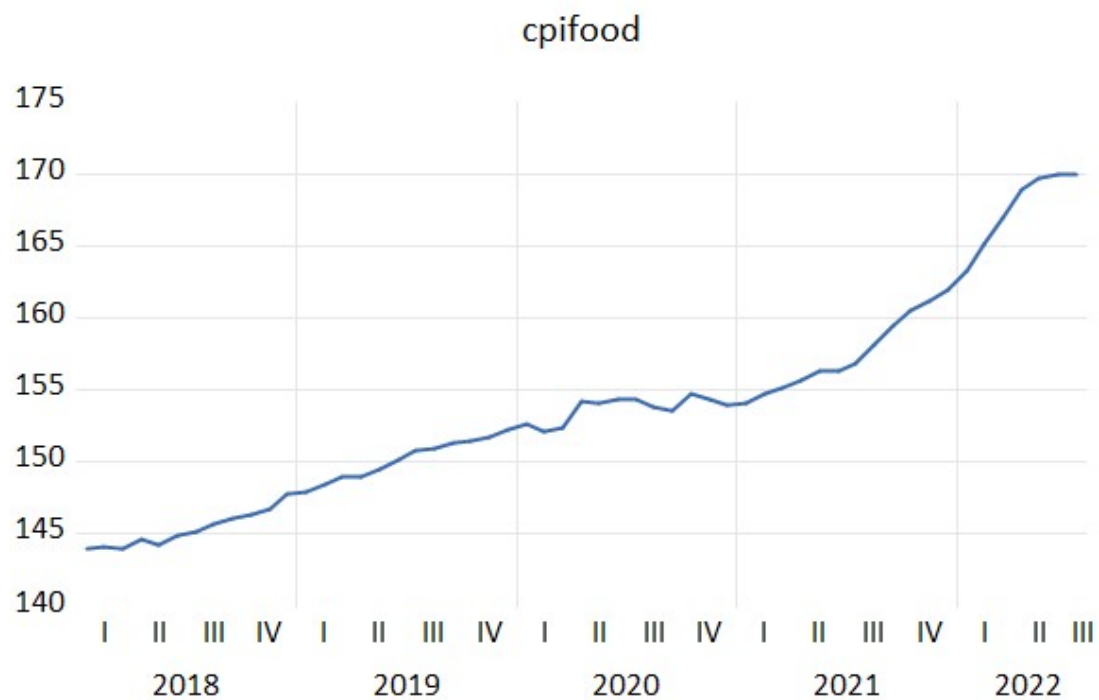
Dependent variable: OILPRICES			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
PPIFOOD	3.557437	2	0.1689
CPIFOOD	12.45702	2	0.0020
All	22.30140	4	0.0002

Dependent variable: PPIFOOD			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
OILPRICES	2.335102	2	0.3111
CPIFOOD	6.288237	2	0.0431
All	9.979642	4	0.0408

Dependent variable: CPIFOOD			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
OILPRICES	2.024418	2	0.3634
PPIFOOD	2.211290	2	0.3310
All	4.641627	4	0.3261

## Appendice B Évolution des indices de prix





#### Appendice C Évolution de IPP et CPI

