

Données et stratégie d'estimation

Dans cette partie nous allons exposer les grandes étapes de la méthodologie d'estimation, présenter les données disponibles utilisées, et finalement les a priori et la calibration.

4.1 Méthodologie

Afin de tester la pertinence du mécanisme de l'accélérateur financier nous estimons deux versions du modèle et les comparons par la suite. Le premier modèle «Modèle AF» suppose l'existence du mécanisme d'accélérateur financier. Le second modèle «Modèle SAF» est un modèle sans accélérateur financier. Les deux modèles se distinguent fondamentalement par l'élasticité de la prime de financement externe par rapport au ratio d'endettement des entrepreneurs qui est nulle dans la seconde version. En effet, on impose $i_p = 0$ dans le modèle SAF. Selon le modèle SAF, en conséquence, il n'y a pas de différence entre le rendement attendu du capital et le rendement attendu des bons de trésor¹.

Comme indiqué plus haut, nous appliquons les techniques bayésiennes pour leur efficacité prouvée par rapport aux autres méthodes d'estimation et pour leur utilisation avérée par plusieurs auteurs dans la littérature récente, comme Smets et Wouters (2003), Schorfheide (2000) et Lubik et Schorfheide (2003). D'un point de vue pratique, l'utilisation de la distribution a priori sur les paramètres structurels rend plus stable l'algorithme d'optimisation. De plus, l'approche bayésienne facilite la comparaison des modèles et permet de réduire, par l'utilisation de l'information a priori, les problèmes d'identification qui peuvent émerger dans les modèles DSGE.

La procédure d'estimation bayésienne combine la fonction de vraisemblance avec les distributions a priori des paramètres pour former la fonction de densité a posteriori qui est ensuite optimisée par rapport aux paramètres du modèle soit directement, soit à

1. Voir équation (3.24).

travers les méthodes d'échantillonnage MCMC (Monte Carlo Markov Chain)² telles que l'algorithme de Metropolis-Hastings.

Ainsi, la première étape consiste à obtenir la fonction de vraisemblance, qui est la densité jointe des variables de l'échantillon conditionnellement à la structure des paramètres du modèle. Elle est obtenue à l'aide du filtre de Kalman. L'étape suivante est la spécification des distributions a priori, $p(\theta)$, qui marque le début de la composante bayésienne de l'estimation. Il s'agit de sélectionner la forme fonctionnelle la plus adéquate pour la distribution sur la base d'un certain nombre de critères dont la plus communément utilisée : Distribution Gamma Inverse pour les paramètres qui doivent être positifs ; Distribution Beta pour les paramètres bornés entre 0 et 1 ; Distribution normale pour les paramètres non bornés.

Après avoir dérivé la vraisemblance et défini la distribution a priori, on peut estimer la distribution a posteriori. Cette dernière représente les probabilités associées aux différentes valeurs des paramètres après observation des données. Formellement, en désignant par Θ l'espace des paramètres, on souhaite estimer les paramètres du modèle noté $\theta \in \Theta$. Etant donnée la distribution a priori $p(\theta)$, la densité a posteriori des paramètres θ est donnée par :

$$p(\theta|Y^T) = \frac{L(\theta|Y^T)p(\theta)}{\int L(\theta|Y^T)p(\theta)d\theta}, \quad (4.1)$$

où $L(\theta|Y^T)$ est la vraisemblance conditionnelle aux données observées Y^T . Cette procédure est appliquée aux deux modèles AF et SAF. Leur comparaison est basée sur le ratio des densités a posteriori. Une valeur supérieure à 1 du ratio du modèle AF par rapport au modèle SAF suggère que le modèle AF reproduit mieux les caractéristiques des données, alors qu'une valeur inférieure à 1 suggère que la restriction imposée au modèle est pertinente.

4.2 Les données

L'estimation des deux modèles est faite à partir des données trimestrielles canadiennes pour la période [1979 :1 - 2009 :1]. Les variables utilisées sont : l'output, la consommation, l'investissement, les heures travaillées, le taux d'intérêt nominal de court terme, les encaisses réelles et l'indice des prix à la consommation. Toutes ces séries ont été filtrées à l'aide du filtre Hodrick-Prescott avec un paramètre de lissage de 1600 (correspondant aux données trimestrielles). Les données disponibles proviennent de CANSIM sur E-STAT de Statistique Canada. L'output est mesuré par le produit intérieur brut en terme

2. Voir Fernandez-Villaverde et Rubio-Ramirez (2001).

de dépenses, aux prix courants et désaisonnalisé au taux annuel. L'investissement est mesuré par les investissements totaux des entreprises en stock et la consommation est mesurée par les dépenses totales en biens et services. Les heures effectivement travaillées selon le SCIAN, les bons du trésor à trois mois (représentant le taux d'intérêt nominal) et la base monétaire sont des données mensuelles recueillies de CANSIM et trimestrialisées par la suite.

4.3 Calibration et distributions à priori

Comme dans les études antérieures concernant les modèles DSGE, nous avons fixé les valeurs de certains paramètres qui sont difficiles à identifier à l'aide des variables observées. La nécessité de cette calibration est cruciale pour la détermination des valeurs d'état stationnaire, notamment les ratios représentatifs, et pour incorporer dans l'estimation certains aspects clés de l'économie canadienne. Aussi la calibration permet-elle de surmonter le problème d'identification dont souffrent généralement les modèles DSGE. Les paramètres tels que le taux d'escompte β , l'élasticité de substitution des biens intermédiaires θ , le taux de dépréciation du capital δ et le poids du loisir dans la fonction d'utilité η sont calibrés à des niveaux correspondant à leurs valeurs dans la littérature récente sur l'accélérateur financier.

En suivant Christensen et Dib (2006), nous avons fixé la valeur d'état stationnaire de la prime de financement externe S à 1.0075 (utilisé pour l'économie américaine). De plus, la constante associée à la demande de monnaie est fixée à 0.052, afin d'assurer que la valeur d'état stationnaire du ratio des encaisses réelles et de la consommation soit proche de sa valeur historique. Par ailleurs le ratio du capital par rapport aux fonds propres k/n est fixé à 2.

D'autres ratios importants, tels que la part des exportations et des importations dans le PIB, ont été fixés par rapport à la conjoncture actuelle de l'économie canadienne. Par exemple, la part des exportations dans le PIB a été calculée avec les statistiques de 2009 de ces deux agrégats. Ainsi, les exportations représentaient 37% du PIB³ au premier trimestre de 2009 et cette valeur a été attribuée au ratio EX/y . Le tableau 4.1 présente les valeurs calibrées des paramètres non estimés. L'attribution de valeurs à ces différents paramètres peut être interprétée comme des distributions a priori strictes, ce qui correspond à l'essence de l'approche bayésienne.

Les hypothèses concernant les distributions a priori des paramètres estimés sont présentées dans le tableau 4.2. Les paramètres structurels bornés à gauche, tels que l'élasticité de

3. Source : CANSIM, tableau 380-0002, Statistique Canada.

TABLE 4.1 – Calibration des paramètres

Paramètre	Définition	Valeur
β	Taux d'escompte	0.99
θ	Elasticité de substitution des biens intermédiaires	6
δ	Taux de dépréciation du capital	0.025
η	Poids du loisir dans la fonction d'utilité	1.315
S	Prime de financement externe	1.0075
b	Constante associée au choc de demande de monnaie	0.052
k/n	Ratio d'état stationnaire capital et richesse nette	2
EX/y	Part des exportations dans l'output	0.37
c^f/y	Part des exportations dans l'output	0.33
ν	Part de la consommation domestique	0.8
ρ	Élasticité de substitution intratemporelle	0.9

substitution entre consommation et encaisses réelles γ , le paramètre de coût d'ajustement χ et l'élasticité de la prime de financement externe par rapport au ratio d'endettement ψ , sont estimés par une distribution Gamma. Par exemple, le paramètre ψ suit une distribution Gamma de moyenne 0.05 et d'écart-type 0.014.

La part du capital dans la production α et la probabilité que le prix des détaillants reste inchangé à la période suivante ϕ suivent une distribution à priori Beta. Les paramètres de la politique monétaire, notamment les élasticité de réaction du taux d'intérêt par rapport à l'inflation, l'output et le taux de croissance de la masse monétaire, sont estimés à partir des distributions normales. Par ailleurs, les distributions à priori des écart-types des chocs stochastiques du modèle suivent une loi Gamma inverse. Le tableau 4.2 résume les lois à priori des paramètres estimés des deux modèles.

A partir des valeurs calibrées et des distributions à priori, on peut estimer en utilisant l'approche bayésienne implémentée dans Dynare, les distributions à posteriori des paramètres structurels du modèle.

TABLE 4.2 – Distribution a priori des paramètres

Paramètre	Densité	Moyenne	Ecart-type
γ	Gamma	0.0598	0.0039
χ	Gamma	0.5882	0.1742
ψ	Gamma	0.05	0.0137
α	Beta	0.7418	0.0118
ϕ	Beta	0.0598	0.0039
ϱ_π	Normal	1.4	0.0788
ϱ_y	Normal	0.2947	0.0690
ϱ_μ	Normal	0.6532	0.0783
σ_b	Gamma Inverse	0.01	2
σ_e	Gamma Inverse	0.01	2
σ_A	Gamma Inverse	0.01	2
σ_x	Gamma Inverse	0.01	2
σ_{ϵ_R}	Gamma Inverse	0.01	2
σ_{R^*}	Gamma Inverse	0.01	2
$\sigma_{p^j^*}$	Gamma Inverse	0.01	2
σ_φ	Gamma Inverse	0.01	2
σ_{EX}	Gamma Inverse	0.01	2

Chapitre 5

Les résultats de l'estimation

Les distributions à posteriori des paramètres sont calculées à l'aide de l'algorithme de Metropolis-Hastings et sont résumées dans le tableau 5.1. La comparaison des densités à priori et à posteriori traduit l'information apportée par les variables observées dans l'amélioration des statistiques fournies par les loi a priori des paramètres.

On observe que dans l'ensemble des paramètres structurels, les moyennes et écart-types à posteriori sont relativement proches des distributions à priori sauf dans le cas du paramètre de coût d'ajustement qui est nettement plus élevé. En effet, les convictions à priori semblent être confirmées par les données. Le paramètre clé du mécanisme de l'accélérateur financier est l'élasticité de la prime de financement externe par rapport au ratio d'endettement. L'estimation de ce paramètre fournit une valeur de 0.0592 et est significativement différente de zéro. Cette valeur estimée est sensiblement similaire à la valeur généralement utilisée pour calibrer ce paramètre et correspond relativement bien aux résultats trouvés par Bernanke et Gertler (2000) et Christensen et Dib (2006).

Les estimations des autres paramètres diffèrent entre les deux modèles étudiés. Le coût d'ajustement du capital est estimé à 0.8928 dans le modèle AF et à 0.5882 dans le modèle SAF. Les coûts d'ajustement du capital jouent un rôle très important dans le mécanisme d'accélérateur financier. Lorsqu'ils sont élevés, le prix du capital répond de façon plus intense aux chocs. Or, le prix du capital a un impact direct sur la richesse nette des entreprises et donc sur la prime de financement externe. Une valeur plus élevée de la moyenne à posteriori du paramètre χ dans le modèle AF indique que le mécanisme de l'accélérateur financier contribuerait à générer une plus grande volatilité de l'investissement.

La moyenne à posteriori de l'élasticité de substitution intertemporelle entre consommation et encaisses monétaires réelles est de 0.0534 et de 0.0598 dans les modèles AF et SAF respectivement. Ces estimations sont un peu plus élevées que celles obtenues

dans Ireland (2003). Les estimations du paramètre de rigidité des prix ϕ sont évaluées autour de 0.74 dans les deux modèles, ce qui indique une espérance des prix inchangés d'environ quatre trimestres.

Au niveau des paramètres de la règle de politique monétaire, les estimations a posteriori sont relativement proches des coefficients à priori sauf dans le cas du paramètre de réponse à l'inflation qui est passée de 1.4 à 0.9674. Dans les deux modèles les coefficients ρ_π , ρ_y et ρ_μ qui traduisent l'évolution de la politique monétaire par rapport aux déviations de l'inflation, l'output et la croissance monétaire respectivement sont positifs et statistiquement significatifs. Dans le modèle FA les moyennes à posteriori sont de 0.96, 0.17 et 0.68 respectivement. Par contre dans le modèle SAF ces valeurs sont de 1.4, 0.29 et 0.65 respectivement. Ainsi ρ_π et ρ_y sont plus élevés dans le modèle SAF alors que ρ_μ est moins élevé. On note que l'estimation de ρ_y est moins élevée dans le modèle AF que dans le modèle SAF. Ce résultat est quelque peu en contradiction avec ceux obtenus par Christensen et Dib (2006). Certes, l'accélérateur financier joue un rôle important dans l'amplification des chocs sur l'output et l'inflation mais l'impact serait amoindri par l'ouverture de l'économie au monde extérieur. Par contre on peut dire que par l'influence du mécanisme de l'accélérateur financier le taux d'intérêt réagit de façon plus importante aux déviations du taux de croissance de la masse monétaire. On note également que les estimations des écart-types des chocs sont quasi similaires dans les deux modèles.

La question d'intérêt majeur est de tester si le mécanisme de l'accélérateur financier permet de capturer au mieux les fluctuations dans les données. Pour cela, nous comparons les capacités des deux modèles à reproduire les données à l'aide du ratio des densités à posteriori qui correspond au ratio des vraisemblances marginales. La densité marginale obtenue par l'approximation de Laplace¹ du modèle AF est largement supérieure à celle du modèle SAF qui est de -33821146855584.41^2 . La valeur du POR du modèle AF par rapport au modèle SAF est donc supérieure à 1. Le test du POR indique donc qu'il y a assez d'évidence contre la restriction imposée au modèle AF. On en conclut que la présence du mécanisme de l'accélérateur financier améliore la capacité du modèle à prendre en compte les caractéristiques fondamentales des données.

1. Il s'agit du logarithme de la densité à posteriori.

2. La comparaison est faite en prenant les valeurs absolues des deux valeurs.

TABLE 5.1 – Distribution a posteriori des paramètres structurels des deux modèles

Paramètre	Modèle AF	Modèle SAF
γ	0.0534	0.589
χ	0.8928	0.5882
ψ	0.0529	
α	0.3920	0.3384
ϕ	0.7430	0.7418
ϱ_{π}	0.9674	1.400
ϱ_y	0.1755	0.2947
ϱ_{μ}	0.6835	0.6532
σ_b	0.0052	0.01
σ_e	0.0131	0.01
σ_A	0.0110	0.01
σ_x	0.0105	0.01
σ_{ε_R}	0.0128	0.01
σ_{R^*}	0.0193	0.01
σ_{pf^*}	0.0114	0.01
σ_{φ}	0.0144	0.01
σ_{EX}	0.0125	0.01