### Applied Macroeconometrics

# Effet de la calibration partielle sur l'estimation d'un DSGE

Jeanne Astier, Romain Grept, Poppée Mongruel Mai 2023

#### Résumé

En simulant plusieurs jeux de données à partir du modèle DSGE Smets & Wouters (2007), nous réestimons ce dernier en modifiant certains paramètres de la fonction de production initialement calibrés. Nous étudions l'effet de ces erreurs de calibration sur les autres paramètres du modèle après réestimation, ainsi que sur les variables d'équilibre. Nous montrons que le modèle est très sensible aux erreurs de calibration selon la proximité avec la fonction de production. Les réactions des paramètres suite à une erreur de calibration se propagent à l'ensemble du modèle et induisent un taux de croissance à l'état stationnaire sous-optimal dans la majorité des jeux de données et scénarios considérés.

## Sommaire

1	Intr	roduction	1
<b>2</b>	Méthode		1
	2.1	Présentation des paramètres considérés	1
	2.2	Simulation de données	2
	2.3	Estimation de modèles contrefactuels	2
3	Résultats		3
	3.1	Première simulation : choc de productivité	3
	3.2	Deuxième simulation : choc technologique spécifique à l'investissement	6
	3.3	Troisième simulation : choc de marge salariale	8
4	Cor	nclusion	10

#### 1 Introduction

Nous cherchons à analyser l'effet de la calibration partielle sur l'estimation d'un modèle d'équilibre général dynamique stochastique (DSGE). Pour un modèle donné, la calibration partielle consiste à fixer certains paramètres du modèle en fonction de caractéristiques macroéconomiques observées, afin de réduire le nombre de paramètres à estimer dans le modèle. On peut se demander dans quelle mesure le choix a priori d'un paramètre à partir d'une hypothèse économique ou d'une observation empirique peut influencer la détermination des autres paramètres du modèle ainsi que les résultats obtenus.

Afin d'interpréter l'effet de la calibration partielle sur l'estimation d'un modèle DSGE, il est possible de faire varier les paramètres calibrés du modèle avant de resimuler celui-ci, puis de comparer les nouveaux paramètres calibrés à ceux du modèle initial.

Pour étudier ce problème, nous nous appuyons sur le modèle DSGE de Smets & Wouters (2007) <sup>1</sup>. Nous nous concentrons plus particulièrement sur l'effet de la calibration partielle des paramètres de la fonction de production agrégée : part des coûts fixes, part du capital, et persistance des chocs de productivité totale des facteurs de production. À partir du modèle de Smets & Wouters estimé sur des indicateurs macroéconomiques américains, nous simulons trois jeux de données sur lesquels nous estimons des modèles contrfactuels : pour chaque scénario contrefactuel, nous fixons un paramètre de la fonction de production agrégée en-dessous ou au-dessus de sa valeur calibrée. Nous observons ensuite l'effet sur la calibration des autres paramètres : quelle valeur prennent-ils à l'issue de cette calibration contrefactuelle par rapport à leur valeur de référence issue de la calibration originale? Cette comparaison vise à mettre en évidence l'impact d'une erreur de calibration sur l'estimation des autres paramètres. Nous interprétons la propagation des erreurs de calibration au regard des mécanismes économiques induits par le modèle.

#### 2 Méthode

#### 2.1 Présentation des paramètres considérés

Nous cherchons à étudier l'effet de la calibration partielle des paramètres de la fonction de production agrégée. Dans le modèle DSGE de Smets & Wouters, la fonction de production est définie comme suit :

$$y_t = \phi_p(\alpha k_t^s + (1 - \alpha)l_t + \epsilon_t^a) \tag{1}$$

<sup>1.</sup> F. Smets et R. Wouters, "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach", American Economic Review, 2007.

avec  $y_t$  la production,  $k_t$  le capital et  $l_t$  le travail (en heures travaillées). La productivité totale des facteurs de production  $\epsilon_t^a$  suit un processus auto-régressif du premier ordre :

$$\epsilon_t^a = \rho_a \epsilon_{t-1}^a + \eta_t^a \tag{2}$$

Les paramètres calibrés liés à la fonction de production sont donc :

- $\phi_p$ , défini comme 1 + la part des coûts fixes dans la production;
- $\alpha$ , la part de capital dans la production;
- $\rho_a$ , la persistance des chocs de productivité.

Nous cherchons alors à modifier la valeur de ces paramètres pour simuler une erreur de calibration partielle.

#### 2.2 Simulation de données

Notre modèle de référence est le modèle de Smets & Wouters estimé sur des indicateurs macroéconomiques américains s'étalant du premier trimestre 1966 au dernier trimestre 2004. À partir de ce modèle, nous simulons trois jeux de données, chacun étant obtenu à partir d'un choc sur le modèle de base :

- un choc de productivité (jeu de données simulées 1);
- un choc technologique spécifique à l'investissement (jeu de données simulées 2);
- un choc de marge salariale (jeu de données simulées 3).

Ces jeux de données simulées vont ensuite servir à estimer différents modèles de calibration partielle. L'intérêt d'avoir plusieurs jeux de données sur lesquels conduire l'estimation de modèles contrefactuels plutôt qu'un seul est de s'assurer de la robustesse de nos résultats, en évitant d'interpréter ce qui ne serait qu'un artefact lié à un jeu de données particulier.

#### 2.3 Estimation de modèles contrefactuels

Nous estimons ensuite des modèles contrefactuels sur chacun des trois jeux de données simulées : nous appliquons le modèle de Smets & Wouters sur ces données en fixant l'un des trois paramètres considérés ( $\phi_p$ ,  $\alpha$  et  $\rho_a$ ) à une valeur différente de celle obtenue à l'issue de la calibration de référence. Pour chaque paramètre, nous considérons une valeur supérieure de 50% à la valeur initialement calibrée, ainsi qu'une valeur inférieure de 50% <sup>2</sup>, afin de reproduire l'effet d'une erreur de calibration. La valeur calibrée de  $\rho_a$  étant très proche de 1, nous ne considérons qu'une valeur inférieure à la calibration initiale. Nous obtenons ainsi cinq scénarios différents.

<sup>2.</sup> Le paramètre  $\Phi_p$  devant être supérieur à 1, nous ne le fixons pas à 50% de sa valeur calibrée (qui serait 0.8) mais à 1.

Concrètement, nous récupérons de l'estimation du modèle de base la valeur des paramètres calibrés ainsi que leur distribution *posterior*. Nous estimons ensuite chacun des cinq scénarios sur chacun des trois jeux de données simulées : un paramètre a sa valeur fixée, les autres sont calibrés sur les données simulées en considérant comme valeur initiale la valeur issue de la calibration du modèle de base, et comme *prior* le *posterior* issu de la calibration du modèle de base <sup>3</sup>. Ainsi, nous pouvons étudier comment chaque paramètre dévie de sa valeur de référence à la suite d'une erreur de calibration.

Nous obtenons donc, pour chacun des jeux de données simulées, la valeur calibrée des paramètres pour chaque scénario. Comme nous nous intéressons à l'effet de la calibration partielle par rapport à une calibration complète, nous étudions la déviation des valeurs calibrées dans les scénarios contrefactuels par rapport à leur valeur de référence dans le modèle de base. Les résultats sont donc présentés en termes d'écart à la valeur calibrée de référence.

#### 3 Résultats

#### 3.1 Première simulation : choc de productivité

Le premier jeu de données simulées est obtenu en introduisant un choc de productivité dans le modèle de référence. Nous faisons ensuite varier les valeurs des trois paramètres retenus, correspondant à cinq scénarios différents. Les résultats de ces modifications de la calibration partielle sur les autres paramètres du modèle sont présentés en table 1. Dans la mesure où l'on ne peut pas suivre un raisonnement "toutes choses égales par ailleurs", tous les paramètres du modèle évoluant simultanément suite à une modification de la calibration, on n'interprétera pas directement les nouvelles valeur des paramètres obtenus, mais seulement leur ordre de grandeur relativement aux autres pour en déduire une plus ou moins grande sensibilité à la variation d'un paramètre particulier ( $\phi_p$ ,  $\alpha$  ou  $\rho_a$ ).

Lorsque le paramètre  $\alpha$  (part du capital dans la production) est fixé à une valeur inférieure de 50% à sa valeur calibrée dans le modèle de référence (scénario 1), la calibration du paramètre de rétroaction du taux de croissance de la production  $r_{\Delta y}$  dans la règle de Taylor augmente de 16.60% par rapport à sa calibration initiale, et celle du paramètre de rétroaction du niveau de production  $r_y$  augmente de 10.82%. La règle de Taylor du modèle Smets & Wouters est définie comme suit :

$$r_t = \rho r_{t-1} + (1 - \rho) [r_{\pi} \pi_t + r_y (y_t - y_t^p)] + r_{\Delta y} [(y_t - y_t^p) - (y_{t-1} - y_{t-1}^p)] + \epsilon_t^r$$
 (3)

<sup>3.</sup> Nous établissons tous les *priors* comme des lois normales dont la moyenne et l'écart-type sont issus des *posteriors* du modèle de base.

**Table 1** – Résultats de l'estimation des paramètres pour chacun des scénarios contrefactuels où un paramètre est fixé – Jeu de données simulées 1

variation compared to reference model where all parameters are calibrated fixed  $\Phi_p$  below Parameters fixed  $\alpha$  below fixed  $\alpha$  above fixed  $\Phi_p$  above fixed  $\rho_a$  below  $-\overline{5,30\%}$ -50,06% Feedback technology on exogenous spending 4,14%-2,40%-82,91% Steady state hours -4,14% 24,99% 15,25% 13,22% 16,82% -0,56%-5,84% -2,58% -0.34%2,76% Steady state inflation rate Time preference rate in percent -11.98% 106.96% 106.76% 22,72% 113,23% -0,54% Coefficient on MA term wage markup 1,15% 1,97%-0,76% -1,19% -7,75% Coefficient on MA term price markup -0,69% 2,93% 3,43% 3,06%  $\text{-}7,\!92\%$ Capital share fixedfixed 22,55% 31,91%Capacity utilization cost 17,38% 13.09% -26,21% 72,42% -30.29% Investment adjustment cost -0,93% -2,00% -29,80% 74,60%18,89% Risk aversion 2,09% -1,85% -21,24% 3,36% -19,94% -0,51% -10,31% 3,04% 12,77% External habit degree -4.93%Fixed cost share -6.16% 9.31% fixedfixed27.21% Indexation to past wages 2,32% -6,42% 5,73% -5,17% 0,73% -0,22% 0,80% 3,20% Calvo parameter wages -0,24% 2,47% Indexation to past prices 7.58% 20.06% -8.61% 8.82% 18.18% Calvo parameter prices 0.75% -0.18% 40.58%-4.91% -6.06% Frisch elasticity -6.98% -2,57% 24.39% -20.00% 36.15% -2.83% 3,57% 0,68% 2.98%Taylor rule inflation feedback 6,16% -22,98% Taylor rule output growth feedback 16,60% 0,10% 49,05% 0,94% Taylor rule output level feedback 10,82% 20,09% 57,49% -3,73% -13,27% Interest rate persistence -0,87% 0,53% -1,58%1,16% 0.97%Persistence productivity shock 0,61% -0,45%0,22%-0.47%fixed12,48% 64,60% 2,35%60,25%Persistence risk premium shock 31,55% Persistence spending shock 1,21% -1,30%0,26% -1,13%-1,49%Persistence technological risk premium shock -6,19% -5,00% -7,03% -1,12%-13,42%  $14{,}22\%$ Persistence monetary policy shock 13.85% -0,26% 18,23% 8,60%  $\text{-}1,\!04\%$ Persistence price markup shock -0.35% -0.58%-1.46% -0,75% Persistence wage markup shock 0,43% -0,45% 1,04% -0,59% -0,57% Net growth rate in percent -0,23% -0,09% -0,33% -0,07% -0,32%

NOTE : Cette table présente, pour chacun des scénarios contrefactuels, la variation entre la valeur des paramètres calibrés sur le jeu de données simulées 1 et la valeur de référence des paramètres dans le modèle Smets & Wouters calibré sur données américaines.

LECTURE : lorsque le paramètre  $\alpha$  (part du capital dans la production) est fixé en-dessous de sa valeur calibrée dans le modèle de référence, la calibration du paramètre  $\Phi_p$  (part des coûts fixes) donne lieu à une valeur 6,16 % inférieure à celle du modèle de référence.

où  $r_y$  est le paramètre de rétroaction du niveau de production, et  $r_{\Delta y}$  le paramètre de rétroaction du taux de croissance de la production. Une baisse de la part du capital dans la fonction de production se traduit donc par une plus grande sensibilité du taux d'intérêt nominal à l'écart de production.

Lorsque l'on considère une hausse de  $\alpha$  de 50% par rapport à sa calibration initiale (scénario 2), la variation de la calibration de  $r_y$  est encore plus marquée (+20.09%), suggérant à nouveau une forte réaction du taux d'intérêt à l'écart de production. Lorsque la part du capital dans la production est placée plus haut, on note que les paramètres réels liés au marché du travail sont marqués plus fortement que dans le scénario de baisse de  $\alpha$ : le nombre d'heures travaillées à l'état stationnaire augmente de 25% (contre -4% quand  $\alpha$  baisse) par un effet de substitution, tandis que la rigidité nominale sur les salaires se relâche,

illustrant une plus grande fragilité des conditions de négociation des travailleurs. Il est en revanche plus difficile d'interpréter les résultats concernant l'élasticité *Frisch* de l'offre de travail puisque le signe est similaire dans les deux scénarios contrefactuels.

En revanche, certains paramètres ne dépendant pas directement de  $\alpha$  présentent une forte sensibilité à une erreur de calibration, dans le scénario 1 comme dans le scénario 2. La calibration de la persistance de la prise de risque donne ainsi lieu à une valeur 31.55% supérieure à celle du modèle de référence lorsque l'on fixe  $\alpha$  en-dessous de sa valeur de référence, et 12.48% supérieure lorsque  $\alpha$  est fixé au-dessus de sa valeur de référence. De même, la persistance des chocs monétaires est fortement impactée dans les deux scénarios (+13.85% et +14.22% respectivement), ainsi que l'indexation sur les prix passés (+7.58% et +20.06% respectivement). Cela suggère qu'une erreur de calibration de  $\alpha$  peut se propager à tous les autres paramètres, n'affectant pas seulement la fonction de production ni les paramètres qui en dépendent.

En considérant à présent les variations induites par une erreur de calibration de la part des coûts fixes dans la production  $\phi_p$ , à la hausse comme à la baisse (scénarios 3 et 4 respectivement), on peut noter une forte réaction de l'indexation sur les prix passés (-8.61% et +8.82% respectivement). Ce paramètre intervient directement dans la courbe de Phillips néo-keynésienne, définie par :

$$\pi_t = \pi_1 \pi_{t-1} + \pi_2 \mathbb{E}_t(\pi_{t-1}) - \pi_3 \mu_t^p + \epsilon_t^p \tag{4}$$

où  $\pi_1$  dépend de l'indexation sur les prix passés. Une erreur de calibration de la part des coûts fixes dans la production se traduit donc par une plus grande sensibilité de l'inflation  $\pi_t$  à l'inflation passée  $\pi_{t-1}$ . Le paramètre des prix à la Calvo, dont dépend le paramètre  $\pi_3$  associé à la marge des prix  $\mu_t^p$ , varie lui aussi fortement suite à une modification de la valeur de  $\phi_p$  (+40.58% et -4.91% respectivement selon les scénarios). Une erreur de calibration partielle de la part des coûts fixes dans la production impacte donc directement la courbe de Phillips par plusieurs canaux. Comme dans le cas de  $\alpha$ , on remarque que plusieurs paramètres réagissent fortement à une variation de  $\phi_p$  sans pour autant lui être directement liés. C'est le cas notamment de la rétroaction de la technologie sur les dépenses exogènes et de la persistance de la prime de risque.

On s'intéresse ensuite à une variation de la persistance des chocs de productivité  $\rho_a$  inférieure de 50% à sa valeur calibrée de référence (scénario 5). On observe une forte sensibilité des autres paramètres de persistance des chocs face à une erreur de calibration de  $\rho_a$ : les persistances des chocs de prime de risque, de prime de risque spécifique à l'investissement technologique, et de chocs monétaires varient respectivement de 60.25%, -13.42% et 8.60%.

De manière générale, on remarque que le taux de préférence pour le présent réagit très fortement à une variation de la calibration partielle pour les trois paramètres considérés ( $\phi_p$ ,

 $\alpha$  et  $\rho_a$ ). La valeur calibrée du taux de préférence pour le présent vaut ainsi plus du double de sa calibration initiale lorsque  $\alpha$  augmente, lorsque  $\phi_p$  diminue et lorsque  $\rho_a$  diminue. Comme le taux d'escompte (défini à partir du taux de préférence pour le présent) intervient dans l'équation d'Euler, dans la courbe de Phillips néo-keynésienne et dans la courbe de Phillips pour les salaires, cette forte sensibilité du taux de préférence pour le présent amplifie l'effet d'une erreur de calibration partielle sur l'ensemble du modèle.

Il faut noter par ailleurs que les trois paramètres retenus,  $\alpha$ ,  $\phi_p$  et  $\rho_a$  réagissent fortement entre eux suite à la modification de la calibration de l'un. Par exemple, la valeur de  $\alpha$  évolue de -7.92% lorsque  $\phi_p$  diminue, de 22.55% lorsque  $\phi_p$  augmente, et de 31.91% lorsque que  $\rho_a$  diminue. Cela explique pourquoi une erreur de calibration d'un seul paramètre se propage à l'ensemble du modèle : d'une part par une forte réaction de la fonction de production suite aux variations de tous ses paramètres, et d'autre part par une réaction en chaîne de chaque paramètre du modèle aux variations conjointes de  $\alpha$ ,  $\rho_a$  et de  $\phi_p$ .

Enfin, les cinq scénarios considérés (baisse et hausse de  $\alpha$  et de  $\phi_p$ , baisse de  $\rho_a$ ) induisent chacun une baisse du taux de croissance net  $\bar{\delta}$ , d'amplitude équivalente (allant de -0.07% à -0.32%). Or la définition des équations de mesure de la production, de la consommation, de l'investissement et du salaire réel observés impliquent qu'à l'état stationnaire, la production, la consommation, l'investissement et le salaire réel croissent au taux de croissance net. Une erreur de calibration de l'un des trois paramètres de la fonction de production se traduit donc par une baisse de la croissance de ces agrégats macroéconomiques à l'état stationnaire.

## 3.2 Deuxième simulation : choc technologique spécifique à l'investissement

Le deuxième jeu de données simulées est obtenu en introduisant un choc technologique spécifique à l'investissement dans le modèle de référence. Les résultats des modifications de la calibration partielle des trois paramètres retenus sont présentés en table 2.

On observe sensiblement les mêmes résultats que pour le premier jeu de données. Une erreur de calibration à la hausse comme à la baisse de la part du capital dans la production  $\alpha$  se traduit par une modification importante des paramètres intervenant dans la règle de Taylor, notamment la rétroaction du niveau de production dans la règle de Taylor. Une erreur de calibration de la part des coûts fixes dans la production  $\phi_p$  se traduit quant à elle à nouveau par une forte variabilité des paramètres de la courbe de Phillips, comme le paramètre des prix à la Calvo et l'indexation sur les prix passés.

On note que dans le deuxième jeu de données simulées, la persistance des chocs de prime de risque est très volatile dans les cinq scénarios considérés (baisse et hausse de  $\alpha$ , baisse et hausse de  $\phi_p$ , et baisse de  $\rho_a$ ), et est particulièrement sensible à une erreur de calibration de la part des coûts fixes dans la production (variation de +276.46% lorsque  $\phi_p$  diminue et

Table 2 – Résultats de l'estimation des paramètres pour chacun des scénarios contrefactuels où un paramètre est fixé – Jeu de données simulées 2

difference compared to reference model where all parameters are calibrated fixed  $\alpha$  above fixed  $\Phi_p$  below fixed  $\Phi_p$  above fixed  $\alpha$  alpha below fixed  $\rho_a$  below -66,31%Feedback technology on exogenous spending -1.42%0.20%-61.66% -82.50% -17.00% 53.05%-104,12% 55.64% 2.91%steady state hours steady state inflation rate 0,45% 4,17% -27,15% 6,19% 11,13%  $53{,}26\%$ -5,66%time preference rate in percent -44.09%  $75{,}64\%$ -28,82% 2.23% 0,74%-1,22% coefficient on MA term wage markup 1.40% -1.09%3,89% 0,98% 2,68% 7,37% coefficient on MA term price markup -13.68% capital share fixedfixed-54.09% 56.02% 24.04% capacity utilization cost -13,74% 27,38% -56,73% 147,20% -4,77%1,13%6,76% -4,24%42,94% 33,23% investment adjustment cost risk aversion 0,81% 18,68% -1,74%32,39% 10,21%-4,00% -4,75% -32,42% -16,78%0,19% external habit degree fixed cost share -4,69% 8,03% fixedfixed20,81% 0,90% -6,98% Indexation to past wages 1,13% -4,45% -4,49% 0.97% 0.67%10.45%3.62% 3.19% Calvo parameter wages 15,41% 29,00% 11,17% 64,04% 35,37% Indexation to past prices 3,35% 0,99%41.38% 11,35% -0.21%Calvo parameter prices -53,23% Frisch elasticity 3,87% -7,67% 1,28% 7,93% Taylor rule inflation feedback -2,95%1,02% 10,41% -18,54% 0,63% Taylor rule output growth feedback 2.36%0.98% 43.60% 11,21% -4.61%Taylor rule output level feedback 10,15% 6,25% 1,97% -27,41% -16,82% 0.08% 1,42%0.48%-0.13%0,55%interest rate persistence 1,05% -0,39% 1,92% -0,60% persistence productivity shock fixedpersistence risk premium shock 69,16%  $46{,}34\%$  $276,\!46\%$ 219,16% 76,21%persistence spending shock 2,25% -1,31% 2,55%-3,19% -1,75%persistence technological risk premium shock -6,73% -2,61% 12,34% 13,23% -7,03% 12.69% 17,05% 26.10% 20,21% 17,33% persistence monetary policy shock  $\text{-}1{,}11\%$ -0,54% -0,92% -2,38%-0,70% persistence price markup shock -0.39%0,65% -0,62% 0,10% -0,86% persistence wage markup shock net growth rate in percent -0,31% 0,04% -4,49% 0,05% -0,34%

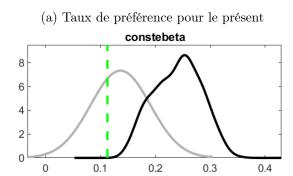
NOTE : Cette table présente, pour chacun des scénarios contrefactuels, la variation entre la valeur des paramètres calibrés sur le jeu de données simulées 2 et la valeur de référence des paramètres dans le modèle Smets & Wouters calibré sur données américaines.

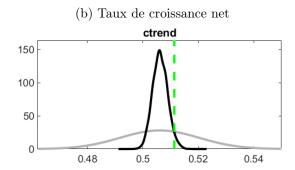
LECTURE : lorsque le paramètre  $\alpha$  (part du capital dans la production) est fixé en-dessous de sa valeur calibrée dans le modèle de référence, la calibration du paramètre  $\Phi_p$  (part des coûts fixes) donne lieu à une valeur 4,69 % inférieure à celle du modèle de référence.

de +219.16% lorsque  $\phi_p$  baisse).

Comme ce qu'on avait précédemment observé pour le premier jeu de données, on remarque que le taux de préférence pour le présent est à nouveau très volatile dans les cinq scénarios. En revanche le taux de croissance net n'est pas affecté négativement dans tous les scénarios, contrairement aux résultats du premier jeu de données. L'effet négatif sur le taux de croissance net est le plus marqué (-4.49%) dans le cas d'une baisse de la part des coûts fixes dans la production  $\phi_p$ . Cela se remarque en particulier lorsque l'on considère les distributions prior et posterior de ces paramètres. La figure 1 présente les distributions prior et posterior du taux de préférence pour le présent et du taux de croissance net obtenues suite à une hausse de  $\alpha$  (scénario 2). Les paramètres admettent tous une distribution normale comme prior. Dans le cas du taux de préférence pour le présent, on observe seulement un déplacement de la distribution vers la droite, indiquant peu de changements en termes de

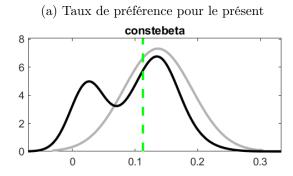
FIGURE 1 – Distributions prior et posterior (scénario 2)

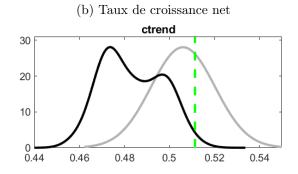




La courbe grise correspond à la distribution prior, et la courbe noire à la distribution posterior.

FIGURE 2 – Distributions prior et posterior (scénario 3)





La courbe grise correspond à la distribution prior, et la courbe noire à la distribution posterior.

dispersion et d'ordre de grandeur du paramètre estimé. En revanche, dans le cas du taux de croissance net, l'ordre de grandeur du paramètre estimé augmente sensiblement. La figure 2 présente quant à elle les résultats obtenus suite à une baisse de  $\phi_p$  (scénario 3). On observe cette fois une distribution posterior très éloignée de la distribution normale du prior, les deux paramètres (taux de préférence pour le présent et taux de croissance net) présentant une distribution à deux bosses, indiquant une forte sensibilité à une erreur de calibration partielle de  $\phi_p$ .

#### 3.3 Troisième simulation : choc de marge salariale

Enfin, le troisième jeu de données simulées est obtenu en introduisant un choc de marge salariale dans le modèle de référence. Les résultats des erreurs de calibration partielle des trois paramètres de la fonction de production sont présentés en table 3. Les effets sur les paramètres du modèle d'une erreur de calibration partielle sont proches de ceux obtenus avec les deux jeux de données précédents, confirmant la robustesse des résultats.

Dans ce dernier jeu de données, on note toujours une très forte volatilité de la persistance du choc de prime de risque, qui réagit plus fortement que précédemment à une

Table 3 – Résultats de l'estimation des paramètres pour chacun des scénarios contrefactuels où un paramètre est fixé – Jeu de données simulées 3

difference compared to reference model where all parameters are calibrated fixed  $\alpha$  above fixed  $\Phi_p$  below fixed  $\Phi_p$  above fixed  $\alpha$  alpha below fixed  $\rho_a$  below Feedback technology on exogenous spending 5.43%-2.46%8,22% -48.24% -82.96% 1.75% 19.26% 3.32% 9.56%20.57%steady state hours steady state inflation rate 0.46%-1,65% 1,63% -1,75% 7,59% time preference rate in percent -40,27% 106,65% 67.51% 3.95% 105,29% -0,26% coefficient on MA term wage markup 1,14% -0.35%1,88% -1,08% 2,71% -8,25% 4,46%3,63% coefficient on MA term price markup -0.41%capital share fixedfixed-34.18% 12,39% 27.57% capacity utilization cost 27,98% 8,04% -1,26%55,87% -30,11% -12,08% 3.71% 0.94%20,96% 80,11% investment adjustment cost risk aversion 9,38%-4,75% -14,32% 3,49% -23,54% -5,56% 0.82%13,21%external habit degree -6.13% 3.75% fixed cost share -7,42% 9,88% fixedfixed27,28%  $10{,}75\%$ -6,23% Indexation to past wages 2,73% -5,48% 3,15% 0.51%0.80% 1.76%1.69% Calvo parameter wages 2.85% 7,76% 22,35% -22,71% 13,94% 29,67% Indexation to past prices -1.52%39.65% -3,94% -6,62% Calvo parameter prices 1.90%Frisch elasticity -10,09% -1,94% 21,82% -7,90% 40,23% Taylor rule inflation feedback -1,85% 7,17% -1,34% 1,19% 2,79% Taylor rule output growth feedback 19.61% -4.57% 43.85%-0.50% -32,65% Taylor rule output level feedback 11,03% 18,46% 38,79% -5,35% -17,51% -0.88%0.82%-2,75%1,87% 1,99% interest rate persistence -0,29% persistence productivity shock 0,54%-0,59% -0,02% fixedpersistence risk premium shock 24,86%9,89% 40,13% 1.89%  $135,\!83\%$ persistence spending shock 1,15% -1,35% 0,30% -1,15% -1,63% persistence technological risk premium shock -6,71% -5,76% -7,86% -3,50% -15,39% 9.70% 6,37% -1.38% 14,39% 5,66% persistence monetary policy shock -1,07%-0.10%-0.11%-1,01% -0,62% persistence price markup shock 0,26%-0,48% 0,03% persistence wage markup shock -0.35%0.88%net growth rate in percent -0.18%-0,06% -0.26%-0,04% -0,32%

NOTE : Cette table présente, pour chacun des scénarios contrefactuels, la variation entre la valeur des paramètres calibrés sur le jeu de données simulées 3 et la valeur de référence des paramètres dans le modèle Smets & Wouters calibré sur données américaines.

LECTURE : lorsque le paramètre  $\alpha$  (part du capital dans la production) est fixé en-dessous de sa valeur calibrée dans le modèle de référence, la calibration du paramètre  $\Phi_p$  (part des coûts fixes) donne lieu à une valeur 7,42 % inférieure à celle du modèle de référence.

sous-calibration de  $\rho_a$ . Les erreurs de calibration de la part des coûts fixes dans la production  $\phi_p$  se traduisent toujours par une forte variabilité des paramètres de la courbe de Phillips, comme le paramètre des prix à la Calvo et l'indexation sur les prix passés. Ces paramètres réagissent cependant moins fortement à des erreurs de calibration de  $\alpha$ , tout comme le paramètre à la Calvo concernant les salaires.

On remarque également que, comme avec le premier jeu de données, les cinq scénarios appliqués au troisième jeu de données induisent chacun un taux de croissance net plus faible, ce qui comme on l'a vu se traduit par une plus faible croissance de la production, de la consommation, de l'investissement et des salaires réels à l'état stationnaire.

On note enfin que la persistance des chocs de marge salariale, des chocs de marge de prix, et des chocs de dépenses réagissent très peu dans tous les jeux de données et tous les scénarios par rapport à la persistance des chocs nominaux qui touchent la prime de risque et la politique monétaire. Les premiers semblent donc bien plus robustes que les seconds dans leur calibration.

#### 4 Conclusion

Pour conclure, la calibration d'un modèle d'équilibre général dynamique stochastique (DSGE) est bien un exercice très sensible. En forçant certains paramètres à prendre des valeurs sous-optimales, la ré-estimation du modèle, bien qu'à partir de jeux de données ré-estimés et avec de meilleurs *priors*, induit de larges variation dans des sphères non négligeables du modèle.

D'une part, le modèle peut se ré-équilibrer en jouant sur les mécanismes économiques proches des paramètres "mal calibrés", comme nous l'avons vu autour de la fonction de production, mais les paramètres qui ne sont pas reliés directement aux paramètres fixés réagissent parfois de manière désorganisée (avec des signes identiques pour des variations inverses des paramètres), traduisant une grande volatilité de ces paramètres, et les nombreux degrés de liberté sur lesquels peut jouer le modèle pour trouver un optimum. Certains paramètres réagissent de manière clairement disproportionnée par rapport à leur calibration de départ.

D'autre part, la performance économique réelle à l'équilibre du modèle se dégrade avec les erreurs de calibration. Dans tous les scénarios et sur tous les jeux de données simulées, le taux de croissance à l'état stationnaire est inférieur (maximum +0.05% dans le second jeu de données) à celui de la calibration originelle. Nous l'interprétons comme la traduction d'une inefficacité économique liée à la correction forcée du modèle ou tout simplement à une volatilité plus importante du modèle.