

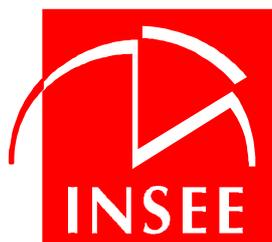
**Direction des Études et Synthèses Économiques**

**G 2011 / 01**

**Les marchés du travail français et américain face  
aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 :  
une modélisation DSGE**

**Thomas LE BARBANCHON - Benoît OURLIAC - Olivier SIMON**

**Document de travail**



**Institut National de la Statistique et des Études Économiques**

# INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail  
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

**G 2011 / 01**

**Les marchés du travail français et américain face  
aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 :  
une modélisation DSGE**

**Thomas LE BARBANCHON\* - Benoît OURLIAC\*\* -  
Olivier SIMON\***

JANVIER 2011

Les auteurs remercient Jean-Olivier HAIRAULT pour ses commentaires instructifs, ainsi que Pierre-Olivier BEFFY, Stéphane GRÉGOIR, Michel JUILLARD et les participants du séminaire D3E, de la conférence EALE de 2008 et de la conférence T2M de 2009. Les auteurs tiennent également à remercier Didier BLANCHET, Eric DUBOIS, ainsi que Hélène ERKEL-ROUSSE, pour leurs relectures attentives.

---

\* Faisait partie du Département des Études Économiques d'Ensemble - Division « Croissance et Politiques Macroéconomiques » au moment de la rédaction de ce document.

\*\* Faisait partie du Département de la Conjoncture au moment de la rédaction de ce document.

## **Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE**

### **Résumé**

Jusqu'à la crise en cours, il était fréquent d'opposer les capacités de récupération des marchés du travail américain et européen face aux chocs conjoncturels. Les États-Unis étaient en général considérés plus "résilients", c'est-à-dire davantage affectés à court terme mais revenant plus facilement à leur trajectoire initiale. La crise en cours relativise cette vision mais on peut aussi en réexaminer la validité pour la période antérieure. Entre 1986 et 2007, les États-Unis se sont certes caractérisés par un *output gap* à la fois plus fluctuant et retournant plus rapidement à l'équilibre. Mais ceci ne suffit pas à conclure à une plus forte résilience. Ceci a pu également résulter de différences dans la nature des chocs auxquels ils ont été exposés.

Départager ces deux interprétations par des approches a-structurelles est difficile. On s'appuie ici sur une approche structurelle directement inspirée de Christoffel and Linzert (2005). Elle mobilise deux maquettes DSGE jumelles calibrées séparément sur les États-Unis et sur la France et intégrant un modèle d'appariement à la Diamond, Mortensen et Pissarides. Cette approche montre que les écarts de résilience ne peuvent être appréciés en bloc mais dépendent du type de choc considéré. Ces écarts sont marqués pour les chocs relatifs au marché du travail et sont moins nets pour des chocs standards (chocs de productivité, chocs de politique monétaire).

On utilise les mêmes maquettes pour évaluer la nature des chocs sur la période étudiée et leurs contributions aux fluctuations de l'*output gap*. Selon cette modélisation, les écarts de trajectoire des deux pays s'expliquent donc surtout par des combinaisons différentes de ces deux types de chocs, plus que par des capacités différentes d'absorption de ces chocs.

**Mots-clés** : Marché du travail, modèle d'appariement, cycles, modèle DSGE, résilience

## **French and American labour markets in response to cyclical shocks between 1986 and 2007: a DSGE approach**

### **Abstract**

Until the current economic crisis, the recovery capacity of the American and French labour markets had often been compared. The United States had been considered more "resilient", namely more affected by cyclical shocks in the short term but more quickly coming back to their initial path in the medium term. As this conclusion may be modified in the context of the current crisis, it is also relevant to study if it is actually valid on the previous period. Between 1986 and 2007, the output gap of the United States presented more pronounced fluctuations and came back to the equilibrium more rapidly. However, it does not mean that the United States were more resilient since it can also result from the fact that the American economy was affected by other kinds of shocks than the French economy.

To distinguish which explanation is the most relevant, it is difficult to use an astructural approach. This study is therefore based on a structural approach directly inspired from Christoffel and Linzert (2005). We use two calibrated DSGE models, one for the French economy, the other for the United States, which include a labour market matching model à la Diamond, Mortensen and Pissarides. The comparison of the impulse response functions between the two models show that differences in resilience cannot be assessed globally: they depend on the shock which affects the economy. The differences are the most significant for shocks related to the labour market but they are less sensible for standard shocks like productivity shocks or monetary shocks.

We use the same DSGE models to determine the nature of historical shocks between 1986 and 2007 and to assess the contributions of these shocks to output fluctuations. According to the models, the dynamics of the two economies on the period is thus characterized by different combinations of shocks, rather than different absorption capacity of these shocks.

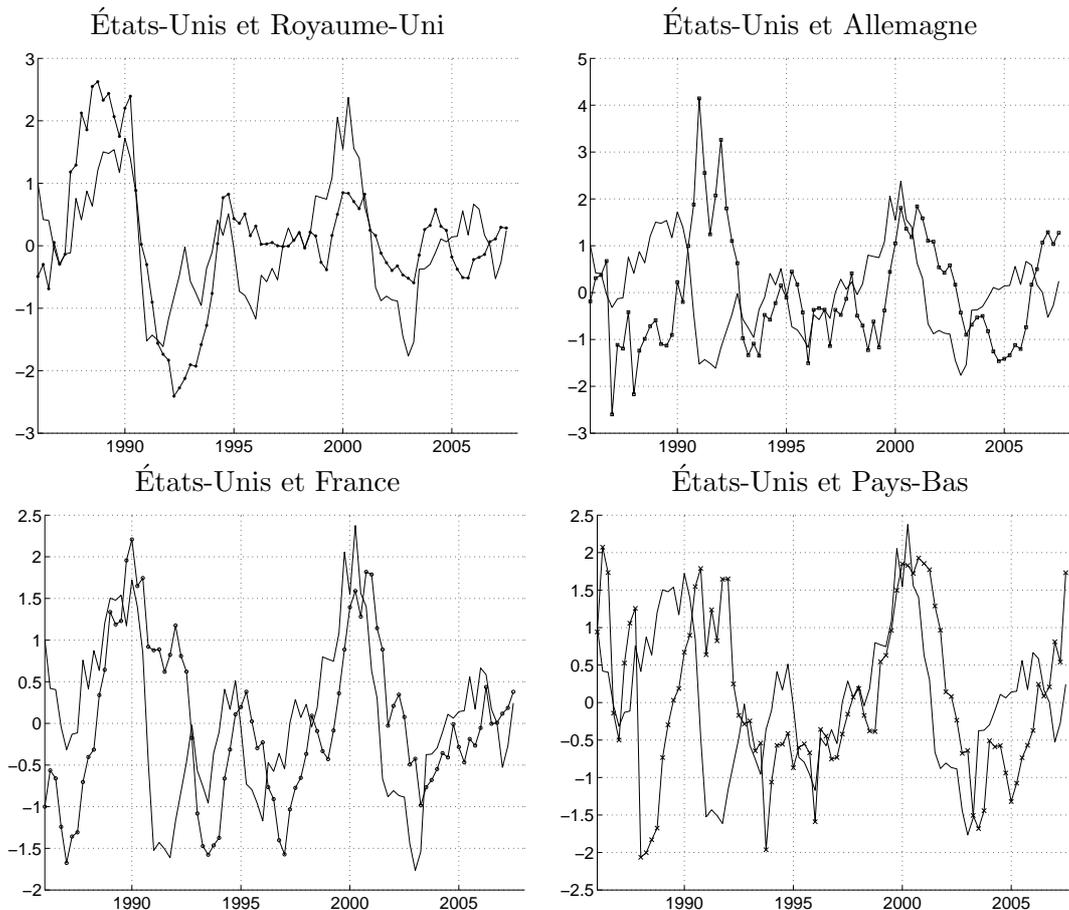
**Keywords**: Labour market, matching model, business fluctuations, DSGE model, resilience

**Classification JEL** : E24 E32 J64

# 1 Introduction

Depuis le début des années 1990, la performance économique des États-Unis se distingue nettement de celle de ses principaux partenaires économiques. Non seulement sa croissance potentielle est sensiblement plus forte, mais, en outre, sa capacité à rebondir face à des chocs défavorables semble plus grande. On observe en particulier, au cours de la récession du début des années 2000, que les États-Unis se sont singularisés des pays d'Europe continentale par une baisse plus rapide de l'*output gap* en début de cycle compensée par un retour également plus précoce vers leur croissance potentielle (cf. figure 1).

FIGURE 1 – Comparaison d'*output gap* en pourcentage d'écart au potentiel



Note de lecture : L'*output gap* des États-Unis est en trait plein, celui de l'autre pays en trait plein marqué de croix.

La notion de résilience a souvent été utilisée pour caractériser le comportement de court terme d'une économie en réponse aux chocs qui la touchent, suite notamment aux travaux de l'OCDE et de la Commission européenne (Drew, Kennedy, et Sløk (2004), Duval, Elmeskov, et Vogel (2007) et DG-EcFin (2007)). La résilience d'une économie se définit comme sa capacité à absorber des chocs<sup>1</sup>. Dans cette étude, on l'interprétera plutôt en termes de vitesse de récupération après le

---

1. Le terme de résilience trouve son origine dans la psychologie, où la résilience d'un individu est sa capacité à surmonter un choc psychologique, par exemple un traumatisme. La notion apparaît aussi en mécanique, la résilience d'un matériau étant sa capacité à retrouver sa forme initiale une fois qu'on le déforme.

choc, et nous nous proposons d'effectuer une comparaison de résilience entre les États-Unis et la France en reliant le degré de résilience de chaque économie à des composantes structurelles spécifiques. On se concentre sur la période 2000-2007, excluant volontairement la crise actuelle, pour laquelle les données sont encore fragiles et les outils utilisés ici mériteraient d'être développés plus avant afin de rendre compte des mécanismes financiers à l'origine de cette crise.

Quelle méthodologie adopter pour comparer les fonctions de réponses de plusieurs économies et apprécier leur résilience ? Une première approche proposée par Duval, Elmeskov, et Vogel (2007) se restreint à l'étude empirique de la propagation des seuls chocs affectant l'ensemble des pays de l'OCDE simultanément. Parmi tous les chocs touchant les économies des pays développés, cette stratégie conserve ceux qui sont historiquement comparables. Toutefois, comme on va le voir, cette approche est sensible aux hypothèses permettant d'identifier les chocs communs et n'explique pas les mécanismes donnant lieu à des différences de résilience. On privilégie donc ici une deuxième approche qui s'inscrit dans le cadre structurel de l'économie néo-keynésienne. Elle fait appel à une description complète du cycle en termes d'impulsion, propagation et rétroaction. Plus précisément, la fonction de réponse de l'économie face à un choc est analysée à la fois suivant la nature de l'impulsion, les mécanismes de propagation dérivant de la structure de l'économie et les mécanismes régulateurs qui conduisent à l'absorption du choc. Dans ce cadre, la structure même du mécanisme de propagation est source d'identification des chocs. En d'autres termes, la structure de l'économie répartit les co-mouvements des grandeurs macroéconomiques observées en impulsions de différents types (chocs de demande, d'offre ou, plus précisément de préférence, choc monétaire, *etc.*). Pour comparer le degré de résilience des deux économies, on y étudie alors les propagations de chocs de nature comparable.

L'approche structurelle et néo-keynésienne adoptée dans cette étude nécessite néanmoins de dépasser le cadre standard des modèles d'équilibre général intertemporel et stochastique, qui se cantonnent à une représentation simple du marché du travail, supposé walrasien, alors que celui-ci présente des caractéristiques propres à chaque économie, potentiellement sources de rigidités et de résilience. On se propose ici d'utiliser une modélisation du marché du travail à l'aide d'un modèle d'appariement inspiré de Christoffel, Kuester, et Linzert (2006), et d'évaluer dans des modèles calibrés pour chacune des deux économies considérées (États-Unis et France) les différences de résilience que cela entraîne, en comparaison à celles générées par d'autres types de rigidités, sur les prix et les salaires notamment, ou par des règles de politique monétaire distinctes.

Le plan de l'étude est le suivant. Dans la partie 2, on revient sur l'étude de Duval, Elmeskov, et Vogel (2007) et on propose une brève revue de la littérature ayant déjà mobilisé l'approche DSGE pour la comparaison de cycles entre les États-Unis et la zone euro. La partie 3 présente ensuite les différentes stratégies adoptées pour intégrer dans le cadre des modèles néo-keynésiens un marché du travail non walrasien. La partie 4 présente alors le modèle néo-keynésien avec frictions sur le marché du travail utilisé dans le reste de l'étude et inspiré de Christoffel, Kuester, et Linzert (2006). Un apport de ce modèle est également d'intégrer un progrès technique pour éviter les biais éventuels d'une décomposition tendance-cycle en amont du modèle. Ce modèle est log-linéarisé puis calibré pour représenter les économies américaine et française dans les parties 5 et 6. Les mécanismes de propagation des différents chocs structurels avec les calibrages adoptés sont détaillés et comparés dans une septième partie, tandis que la décomposition du cycle historique en fonction des impulsions des différents chocs est effectuée dans la huitième et dernière partie. La conclusion rassemble ces résultats et les replace dans le débat sur les causes des divergences cycliques des économies américaines et d'Europe occidentale entre 2000 et 2007.

## 2 Comparaison des cycles entre les États-Unis et la zone euro : une revue de littérature

Dans cette partie, on commence par s'intéresser à l'étude empirique de Duval, Elmeskov, et Vogel (2007), qui conclut à une différence de résilience entre les États-Unis et l'Europe continentale. On montre que ce résultat n'est pas robuste à une modification de la stratégie d'identification, même si celle-ci reste astructurelle. Ceci motive donc l'introduction de structure dans la stratégie d'identification des différences de résilience. On explore donc dans un deuxième temps comment l'utilisation de modèles d'équilibre général néo-keynésien a déjà été mobilisée pour interpréter les différences de cycles entre les États-Unis et l'Europe.

### 2.1 Une approche a-structurelle

L'étude réalisée par Duval, Elmeskov, et Vogel (2007) compare les résiliences des pays de l'OCDE et tente de les relier à la plus ou moins grande flexibilité de leurs marchés des biens et du travail. L'intuition sous-jacente peut être formulée de la manière suivante. Lorsqu'une économie supporte moins de coûts d'ajustement, parce qu'elle est plus flexible, elle serait aussi plus résiliente. Les auteurs identifient donc un choc commun à un ensemble de pays de l'OCDE et estiment sa dynamique d'impulsion et de propagation au sein de chacun des pays. Il en ressort pour chaque pays une caractérisation de sa vulnérabilité -le niveau de l'impact initial du choc commun- et de sa vitesse de propagation -la persistance du choc commun-. Les auteurs concluent que "les politiques et les institutions entraînant des rigidités sur les marchés du travail et des biens et services atténuent l'impact initial d'un choc mais rendent cet effet plus persistant, tandis que des politiques favorisant le développement des marchés hypothécaires réduisent la persistance et ainsi améliorent la résilience".

Le caractère essentiellement empirique de ces résultats incite à en vérifier la robustesse face à quelques modifications méthodologiques. Nous avons cherché à le faire en donnant un cadre moins contraint au modèle estimé, notamment :

1. l'extraction d'une tendance stochastique et la décomposition des cycles sont effectuées en une seule étape lors de l'estimation des autres paramètres. Dans Duval, Elmeskov, et Vogel (2007), les données étaient préfiltrées à la Hodrick Prescott avant l'estimation ;
2. les dynamiques d'ajustement aux chocs communs et aux chocs idiosyncratiques sont autorisées à différer ;

Le modèle est estimé par maximum de vraisemblance (filtre de Kalman) sur des données trimestrielles, alors que Duval, Elmeskov et Vogel (2007) utilisaient des données annuelles. Le champ géographique est aussi réduit de 20 à 15 pays. Le détail du modèle estimé est reporté en annexe A.

Cet exercice montre que la causalité entre dérégulation et résilience n'est pas confirmée par cette nouvelle stratégie d'identification. D'une part, les dynamiques estimées d'impulsion et de propagation des chocs ne sont pas statistiquement différentes entre les pays, que l'on considère celles des chocs communs ou des chocs idiosyncratiques. D'autre part, les corrélations entre la vulnérabilité des économies ou la persistance des chocs et le degré de régulation des marchés des biens et du travail sont beaucoup moins fortes que celles estimées dans Duval, Elmeskov, et Vogel (2007). Néanmoins, la décomposition des récessions survenant dans les années 1990 et les années 2000 à 2007 suivant les contributions de chocs idiosyncratiques et communs permet de préciser les différences de comportement des économies américaine et européennes (figure

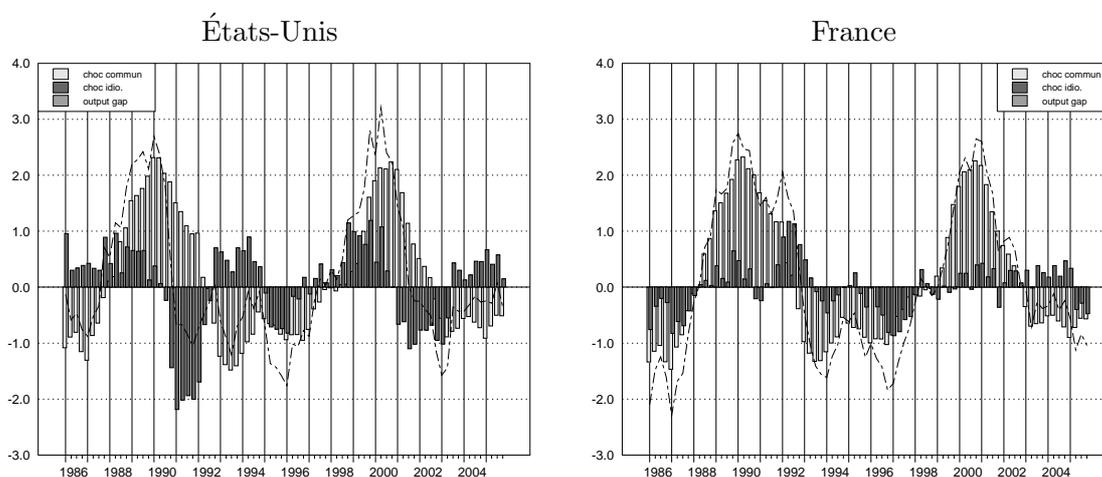
2<sup>2</sup>). Ces décompositions confirment l'intuition que, face à des chocs de même nature (en gris clair), les États-Unis ont une réaction plus rapide et moins persistante en termes de variation de l'*output gap*, d'ampleur également légèrement plus forte. Si ce comportement en réaction à des chocs communs va dans le sens d'une plus grande résilience de l'économie américaine en termes de vitesse de retour à l'équilibre, il n'explique que marginalement la différence globale d'évolution des *output gaps* au début des années 2000. La contribution des chocs idiosyncratiques à l'*output gap* américain, qui fait l'essentiel de la différence d'évolution par rapport à l'*output gap* français, pourrait néanmoins n'être qu'un simple déphasage de la contribution des chocs communs. Elle suggère un problème de spécification dans la stratégie d'identification des chocs, dans la mesure où celle-ci contraint les réponses initiales des écarts de produit aux chocs communs à être synchronisées; cette contrainte est également présente dans Duval, Elmeskov, et Vogel (2007).

Tout ceci montre qu'évaluer la résilience en réponse à un choc commun dans un cadre parfaitement astructurel ne semble pas être la meilleure stratégie. La résilience se révèle une notion relative au type de chocs à l'origine des fluctuations et n'aurait de sens qu'en réponse à un type de choc structurel particulier. Cette nouvelle dimension de la résilience nécessite de replacer l'étude de la résilience dans celle du cycle, en distinguant trois éléments :

- le type de choc affectant l'économie ;
- le type de propagation à l'oeuvre dans l'économie, propre à ses caractéristiques structurelles ;
- le rôle des politiques de pilotage de l'économie.

Les modèles DSGE<sup>3</sup> fournissent un cadre adapté pour cette analyse du cycle en termes d'impulsion/propagation/rétroaction.

FIGURE 2 – Contributions du facteur commun et du facteur idiosyncratique à l'*output gap* des économies américaine et française



Note de lecture : la courbe représente l'évolution de l'*output gap*. L'aire gris foncé (resp. clair) est la contribution du choc idiosyncratique (resp. commun).

2. la France, ici comme dans la suite du document, est prise comme prototype d'une économie européenne continentale.

3. DSGE pour *Dynamic Stochastic General Equilibrium*

## 2.2 Le cycle à travers le prisme du modèle DSGE standard

Si les modèles d'équilibre général intertemporel et stochastique sont bien adaptés à l'analyse de la résilience, c'est parce qu'ils offrent un cadre structurel permettant de discriminer entre les différents facteurs déterminant le profil du cycle économique. Ces facteurs peuvent être structurels, comme le degré d'aversion au risque des agents, les coûts d'ajustement sur les facteurs de production, ou peuvent être reliés aux caractéristiques des politiques de pilotage de l'économie (règle de politique monétaire notamment).

Par leur caractère structurel, les modèles DSGE permettent aussi de réaliser des simulations contrefactuelles, afin de tester l'impact d'une mesure de politique économique donnée sur la résilience de l'économie. Plusieurs études relèvent de cette démarche. Sans avoir recours à la modélisation DSGE proprement dite, Drew, Kennedy, et Sløk (2004) utilisent un modèle structurel calibré pour montrer l'importance des mécanismes d'ajustement à l'oeuvre dans les marchés financiers, le marché des produits et celui du travail sur les réactions des économies aux chocs de demande. Néanmoins, le caractère relativement *ad hoc* du calibrage constitue la critique que l'on peut formuler par rapport à cette étude.

Smets et Wouters (2004), ainsi que Grenouilleau, Ratto, et Roeger (2007) permettent de répondre à cette critique puisqu'ils effectuent une estimation bayésienne d'un modèle DSGE sur les États-Unis et sur la zone euro. Le modèle estimé par Smets et Wouters (2004) est un modèle d'économie fermée caractérisée par des rigidités réelles (concurrence monopolistique) sur les marchés des biens et du travail et par des rigidités nominales sur les prix et les salaires.<sup>4</sup> Les résultats ne suggèrent pas de différences importantes dans les paramètres structurels estimés pour chaque économie. On note tout de même que :

- la variance des chocs de demande est plus importante aux États-Unis qu'en zone euro, mais leur persistance est plus faible. La variance du choc de productivité est plus forte en zone euro ;
- les rigidités nominales sur les salaires sont estimées non significativement différentes aux États-Unis et en zone euro<sup>5</sup>. Pour les deux économies, les rigidités nominales sur les prix impliquent des durées de contrat sur le marché des biens qui sont plus longues que celles estimées pour les contrats de travail<sup>6</sup>.

Les différences des paramètres estimés n'engendrent pas d'écarts notables :

- dans la décomposition de la variance des erreurs de prévision : les fluctuations semblent avoir la même source dans les deux économies.
- dans les fonctions de réponse : malgré des persistance de chocs légèrement différentes, les réponses se révèlent très similaires.

Interprétées en termes de résilience, les conclusions de Smets et Wouters (2004) suggèrent donc que les deux zones seraient aussi résilientes l'une que l'autre. En contrepartie, l'examen des chocs historiques sur les trois derniers cycles suggère de fortes différences entre les chocs subis par l'économie américaine et ceux subis par la zone euro, ce qui expliquerait les écarts de dynamique observés sur la période historique entre ces deux économies.

Le modèle DSGE estimé dans Grenouilleau, Ratto, et Roeger (2007) est enrichi d'une ouverture sur l'extérieur et d'une politique budgétaire, éléments susceptibles de remettre en cause les

---

4. Ce modèle sera désigné dans la suite par modèle néo-keynésien standard. En plus des rigidités déjà citées (concurrence monopolistique, fixation des prix à la Calvo), le modèle standard est caractérisé par de la formation d'habitude dans la consommation, des coûts d'ajustements sur l'investissement et par un taux variable d'utilisation du capital.

5. Ce résultat est standard.

6. Cette différence est due à l'existence de complémentarités stratégiques sur le marché du travail, contrairement au marché des biens.

résultats de Smets et Wouters (2004). En effet, la zone euro peut être considérée comme plus sensible aux chocs extérieurs que l'économie américaine et les dépenses publiques nationales des États-membres y représentent une part plus importante du PIB. Malgré cet enrichissement de spécification, les conclusions de Grenouilleau, Ratto, et Roeger (2007) ne permettent pas non plus d'établir de différences significatives de résilience entre les États-Unis et la zone euro. Comme dans Smets et Wouters (2004) les écarts de dynamique observés sur le dernier cycle trouvent leur origine dans l'examen des chocs historiques ayant affecté les deux économies : Grenouilleau, Ratto, et Roeger (2007) montrent en effet que si la zone euro avait subi le choc de productivité des États-Unis, celle-ci aurait montré la même dynamique que les États-Unis.

Ainsi, les deux études précédentes ne parviennent pas à expliquer une éventuelle différence structurelle de résilience entre l'économie américaine et la zone euro, puisque les écarts de dynamique observés sur les derniers cycles proviennent en réalité de différentes combinaisons de chocs historiques. Cependant, les modèles utilisés peuvent aussi souffrir d'une mauvaise spécification. Par exemple, les chocs historiques reconstitués sur la base de ces modèles apparaissent très persistents, ce qui suggère que ces modèles sous-estiment les mécanismes de propagation des chocs. De ce point de vue, l'enrichissement de la description du marché du travail est un bon candidat à l'amélioration de la spécification. D'une part, la modélisation du marché du travail se révèle plutôt fruste dans les modèles de Smets et Wouters (2004) ou Grenouilleau, Ratto, et Roeger (2007), puisqu'il s'agit d'un marché du travail walrasien, où la notion de chômage est inexistante. D'autre part, la plupart des économistes s'accordent pour dire que le fonctionnement du marché du travail est radicalement différent entre l'économie américaine et la zone euro. Or, l'importance des frictions réelles sur le marché du travail et surtout des rigidités salariales lors de la description du cycle est confirmée par la littérature récente qui introduit des frictions à la recherche d'emploi dans le modèle DSGE standard. C'est dans cette littérature que s'inscrit le présent travail.

### 3 Chômage frictionnel et fluctuations

L'analyse des interactions entre chômage frictionnel et fluctuations, sur laquelle va s'appuyer ce travail, est un champ d'investigation, très dynamique depuis une dizaine d'années.

Les premiers modèles du courant des cycles réels ou de son successeur, le courant néo-keynésien, tentaient d'expliquer les fluctuations de l'activité sans rendre compte du taux de chômage. La difficulté de ces modèles à reproduire l'acyclicité des salaires réels a naturellement poussé à l'introduction de rigidités salariales et, finalement, de rigidités frictionnelles.

Ceci a conduit à un rapprochement avec un autre grand courant de la littérature, celui qui s'est constitué à partir du modèle de chômage frictionnel construit par Diamond, Mortensen et Pissarides dans les années 1980 (référéncé comme modèle DMP par la suite). Ce modèle explique l'existence d'un chômage d'équilibre par des frictions lors de la rencontre entre chômeurs et entreprises. Une première exploration de la capacité de ce modèle à reproduire la dynamique du taux de chômage au cours d'un cycle se trouve chez Shimer (2005). Il fait le constat que le modèle DMP usuel ne peut reproduire le rapport de la volatilité du chômage sur celle de la productivité comme il est observé aux États-Unis. Depuis, plusieurs améliorations ont été envisagées. Par exemple, Hall (2005) introduit des rigidités salariales, ce qui amplifie les mécanismes de propagation des chocs de productivité au taux de chômage et permet aussi de réduire la cyclicité contrefactuelle des salaires réels.

Le produit de la convergence de ces deux branches peut être divisé en trois types d'études : les études centrées sur les aspects théoriques, celles utilisant des simulations de modèles plus riches, celles s'attachant à l'estimation. Toutes soulignent l'importance des frictions réelles et des rigidités salariales sur le marché du travail pour expliquer la propagation des chocs.

#### 3.1 Aspects théoriques

Les aspects théoriques et les implications des modèles DSGE néo-keynésiens augmentés d'un marché du travail frictionnel ont été étudiés à l'aide de modélisations parcimonieuses dans Blanchard et Galí (2007a et b) et Trigari (2004). Un résultat majeur de cette littérature est celui de Blanchard et Galí (2007b) où il est montré que l'introduction de frictions sur le marché du travail et de rigidités réelles sur les salaires entraîne un effet des chocs de productivité sur l'écart entre le niveau de production naturel<sup>7</sup> et le niveau de production centralisé<sup>8</sup>. Plus précisément, dans leur modèle, le niveau de production centralisé est caractérisé par un taux de chômage constant, alors que le taux de chômage naturel est affecté par l'évolution de la productivité. Lorsqu'il n'y a pas de rigidités réelles sur les salaires, un choc de productivité se retrouve entièrement dans le surplus tiré de l'appariement, puis dans le salaire *via* un processus de négociation à la Nash. Le niveau de chômage centralisé est constant. Au contraire, en présence de rigidités réelles, la transmission du choc de productivité au salaire n'est que partielle. La profitabilité des entreprises s'accroît, leur demande de travail augmente et le chômage naturel baisse. Cet écart entre niveau centralisé et niveau naturel du taux de chômage modifie la courbe de Phillips néo-keynésienne obtenue avec des prix rigides. L'inflation dépend non seulement du taux de chômage courant et de sa variation, mais aussi de la productivité courante. En d'autres termes, il devient impossible à la banque centrale de stabiliser à la fois l'inflation et le chômage. Il existe un arbitrage à court terme entre inflation et chômage, dès lors que les salaires réels sont rigides. Les rigidités réelles sur les salaires ont donc potentiellement un rôle central dans la propagation des chocs. On peut dès lors se demander si ces rigidités modifient aussi la résilience de l'économie.

---

7. Le niveau de production naturel est le niveau de production de l'économie décentralisée à prix flexibles.

8. Le niveau de production centralisé est le niveau de production de l'économie centralisée. Il s'agit d'un équilibre de second rang, puisqu'il existe des frictions sur le marché du travail.

## 3.2 Simulations et modélisation extensive

L'importance des rigidités réelles salariales se retrouve dans Moyen et Sahuc (2005). Ces auteurs construisent un modèle néo-keynésien standard avec frictions réelles sur le marché du travail dans lequel les salaires sont négociés à la Nash. Le modèle est calibré sur la zone euro et permet d'étudier les réponses à des chocs technologiques, monétaires et de dépenses publiques. En l'absence de rigidités réelles, les salaires réels sont encore trop procycliques. Christoffel et Linzert (2005) comparent deux modes de négociations salariales en présence de rigidités réelles dans un modèle néo-keynésien sans capital. Ces deux modes de fixation sont les mêmes que dans Trigari (2004). Le premier correspond à une négociation salariale à la Nash efficace lors de laquelle non seulement le salaire est négocié, mais aussi les heures travaillées. Ce mode de fixation est dit efficace car il induit que la productivité marginale du travail est égale au taux marginal de substitution entre travail et loisir. Le second mode de fixation permet de négocier uniquement sur les salaires, les travailleurs fournissant alors la demande d'heures déterminée par l'entreprise. Ce mode de fixation est qualifié de *Right-To-Manage (RTM)*. Christoffel et Linzert (2005) montrent que la réponse à un choc de politique monétaire est plus persistante dans le cas *RTM*.

## 3.3 Estimations

Fève et Langot (1996) proposent une première estimation sur données françaises d'un modèle de cycles réels avec frictions sur le marché du travail. Leur modèle est estimé par la méthode des moments généralisés. Il intègre ouverture sur l'extérieur, comportements non ricardiens des agents et marché du travail non walrasien. Il reproduit correctement les moments d'ordre 2 des données filtrées parmi lesquelles une série de postes vacants, représentant les tensions sur le marché du travail. Cependant, on peut regretter la règle de fixation des salaires choisie, moins structurelle que le reste du modèle. Les salaires y sont indexés aux termes de l'échange. Les estimations plus récentes évaluent un modèle avec prise en compte complète de la sphère nominale. Christoffel, Kuester, et Linzert (2006) estiment par méthode bayésienne et sur données allemandes filtrées une des spécifications de Christoffel et Linzert (2005). Le modèle estimé sur données américaines dans Gertler, Sala, et Trigari (2007) est plus complet puisque c'est au modèle néo-keynésien standard qu'est ajouté un modèle DMP. La contribution de la dynamique de l'investissement au cycle est prise en compte. Les rigidités réelles sont également différentes : elles sont en effet introduites par des négociations échelonnées. Ces différents modèles conduisent à une meilleure réplique des données que ce qu'obtiennent des modèles VARs. Ce résultat plutôt encourageant doit toutefois être nuancé par le défaut de prise en compte des tensions sur le marché du travail lors de l'estimation.

Ces quelques éléments de littérature montrent l'importance de l'introduction de frictions réelles sur le marché du travail pour enrichir la description du cycle effectuée par les modèles DSGE. Le détail du modèle utilisé dans cette étude est abordé dans la partie suivante.

## 4 Description du modèle utilisé

Cette partie est consacrée à la description du modèle utilisé dans cette étude. Son choix résulte d'un arbitrage entre parcimonie et réalisme au regard de la problématique posée. Par exemple, on a considéré que l'incorporation de décisions d'investissement productif nuirait à la parcimonie du modèle, tout comme l'introduction de marchés financiers<sup>9</sup>. En revanche, accorder un poids à la sphère nominale s'avère indispensable dès qu'il est question de flexibilité. On retient donc un modèle à la Christoffel et Linzert (2005), qui se caractérise tout d'abord par une distinction claire de la marge extensive (nombre d'employés) et de la marge intensive (nombre d'heures travaillées par employé) du facteur travail. Ensuite, on privilégie l'hypothèse de fixation des salaires à la *RTM*, justifiée par Christoffel et Linzert (2005). Cette hypothèse répond notamment à la critique de Barro, selon laquelle le salaire ne serait pas allocatif pour la totalité du facteur travail. On préfère un mode de rigidités salariales à la Hall (2005), dans lequel les salaires réels sont ancrés sur leur niveau passé. Ceci permet de relativiser l'impact trop important dans le modèle usuel de la procyclicité des revenus de remplacement sur le salaire courant.

Enfin, on s'écarte de Christoffel et Linzert (2005) sur un dernier point important : les types de chocs qui affectent directement le marché du travail. En plus du choc sur le coût de création d'un poste, on introduit un choc sur le taux de destruction des emplois. En effet, l'évaluation récente des volatilités relatives des taux de séparation et des taux de sortie du chômage (cf. Yashiv (2006) et Yashiv (2007)) souligne l'importance des deux mécanismes pour expliquer les variations du chômage.

Dans la sous-partie 4.1, on propose une description littéraire du modèle, où sont présentées sa structure et les interactions entre ses différents agents. La description formelle du modèle, avec ses différentes équations, est abordée dans la partie 4.2.

### 4.1 Description littéraire du modèle

Le modèle utilisé est un modèle d'appariement du marché du travail au sein d'un modèle DSGE néo-keynésien. Il contient quatre agents : les ménages, les entreprises intermédiaires, les producteurs finaux et la banque centrale. Plus précisément :

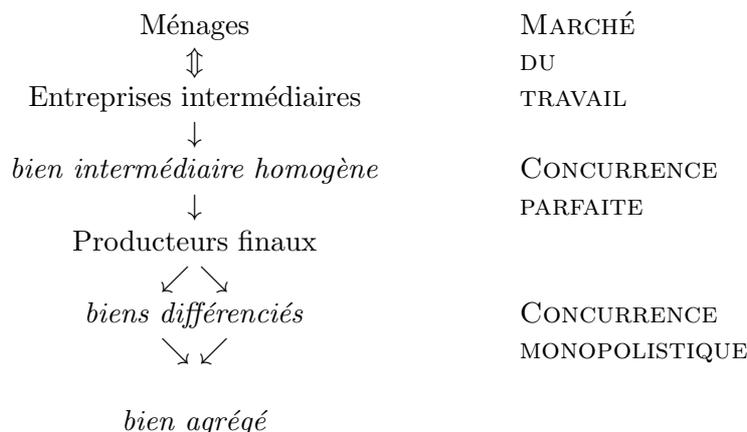
- les ménages travaillent dans les entreprises dites "intermédiaires". Le marché du travail correspondant est caractérisé par un modèle d'appariement à la DMP. Les entreprises intermédiaires utilisent la force de travail des ménages pour produire un bien intermédiaire homogène en concurrence parfaite, vendu aux producteurs finaux ;
- les producteurs finaux transforment le bien intermédiaire en biens finaux différenciés et vendent ces biens en concurrence monopolistique ;
- les biens finaux sont consommés par les ménages sous la forme d'un bien agrégé ;
- la banque centrale régule la présence de monnaie dans l'économie, en ajustant le taux d'intérêt suivant une règle de politique monétaire.

La structure du modèle est schématisée dans la figure 3. Elle peut paraître complexe. En fait, la présence d'entreprises intermédiaires en concurrence parfaite obéit à une justification plus formelle qu'économique. Elle permet en effet de simplifier grandement la résolution du programme des producteurs de biens finaux en dissociant d'une part la décision de fixation de prix et d'autre part la négociation salariale. Dans le modèle, la négociation salariale a lieu au niveau des entreprises intermédiaires tandis que celle des prix relève uniquement des producteurs finaux.

---

9. La non prise en compte des marchés financiers dans notre modèle justifie notamment le choix de notre période d'étude, à savoir 1986-2007, excluant ainsi la crise financière survenue depuis 2008.

FIGURE 3 – Structure générale du modèle



Les deux problèmes, du point de vue de la résolution analytique du modèle, sont ainsi séparés. De plus, du fait de la concurrence parfaite des entreprises intermédiaires, tout mouvement affectant la négociation salariale se répercute sur les coûts des producteurs finaux à travers le prix du bien intermédiaire. Les entreprises intermédiaires représentent donc véritablement un "intermédiaire" de modélisation. En particulier, il ne faut pas considérer le bien intermédiaire défini dans ce modèle comme une consommation intermédiaire au sens de la comptabilité nationale.

On décrit maintenant plus en détail les différents agents et les marchés présents dans l'économie modélisée.

**Ménages :** les ménages sont caractérisés par une fonction d'utilité séparable dépendant des consommations présente et passée<sup>10</sup> ( $U(C_t, C_{t-1})$ ) et du loisir ( $g(h_t)$ ) où  $h_t$  est le nombre d'heures travaillées). Ils ont une durée de vie infinie (c'est l'hypothèse d'agent représentatif) et escomptent l'avenir d'un facteur  $\beta$  et leurs anticipations sont rationnelles. Ils ont accès à des marchés financiers complets<sup>11</sup>, que l'on peut donc réduire aux obligations nominales d'une autorité monétaire.

**Marché du travail :** le marché du travail est modélisé par un modèle de type DMP. Il est caractérisé à chaque période par des flux entrant et sortant de la population en emploi vers celle des chômeurs. Le flux sortant provient de la destruction exogène d'une fraction  $\rho_t$  de la population en emploi  $n_t$  en début de période. Au cours de la période, les chômeurs sont en recherche d'un emploi tandis que les employés travaillent au sein des entreprises intermédiaires, chaque entreprise intermédiaire employant un unique travailleur pour pouvoir produire. Dans le même temps, des entreprises intermédiaires vacantes décident d'entrer sur le marché du bien intermédiaire et se trouvent alors à la recherche d'un employé. Le flux entrant de la population en emploi résulte des appariements entre les chômeurs cherchant un emploi et les entreprises vacantes cherchant un employé<sup>12</sup> (figure 5). Le nombre d'appariements  $m_t$  est fonction du stock de chômeurs  $u_t$  et du nombre d'entreprises intermédiaires vacantes  $v_t$  :

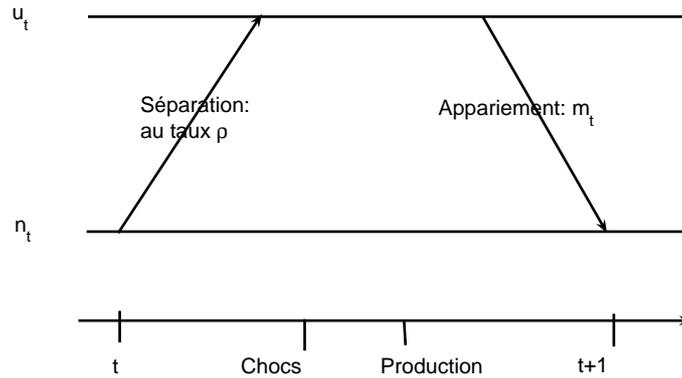
$$m_t = \sigma_m u_t^{\sigma_2} v_t^{1-\sigma_2}$$

10. La dépendance de l'utilité instantanée à la consommation passée représente des habitudes de consommation externes.

11. Cette hypothèse est essentielle pour simplifier l'agrégation des différents agents, compte tenu du fait qu'une partie d'entre eux sont employés et les autres au chômage. Voir Merz (2005).

12. On précise que seuls les chômeurs sont en recherche d'emplois. Les entreprises vacantes effectuent donc leur recherche parmi la population des chômeurs.

FIGURE 4 – Description des flux sur le marché du travail



Une grandeur usuellement définie dans les modèles d'appariement est la tension  $\theta_t$  sur le marché du travail, rapport du nombre de postes vacants au nombre de chômeurs. Elle a une importance particulière car elle permet d'exprimer la probabilité  $s_t$  pour un chômeur de trouver un emploi, fonction croissante de la tension : un marché du travail tendu augmente les chances pour un chômeur de trouver un emploi. Elle permet aussi d'exprimer la probabilité  $q_t$  pour une entreprise intermédiaire vacante de trouver un employé, fonction décroissante de la tension.

Si une entreprise intermédiaire vacante pouvait rechercher un employé sans contrepartie, le nombre de postes vacants serait infini et un employé perdant son emploi en retrouverait automatiquement un autre : le chômage serait inexistant. Dans ce modèle, l'existence du chômage s'explique par la présence de coûts  $\kappa_t$  liés à la recherche d'un employé<sup>13</sup>. La décision d'entrée sur le marché du bien intermédiaire résulte alors de l'arbitrage entre le coût de recherche d'un employé et le profit espéré du poste une fois occupé. Cette décision d'arbitrage sera appelée dans la suite condition de libre entrée. Elle fait naturellement intervenir la probabilité  $q_t$  pour une entreprise intermédiaire de trouver un employé - une forte probabilité réduit le coût de recherche - et le taux de destruction  $\rho_t$  - un fort taux de destruction d'emploi réduit la profitabilité du poste.

**Marché du bien intermédiaire :** les entreprises intermédiaires produisent un bien homogène en concurrence parfaite, au prix  $x_t$ . La fonction de production d'une entreprise intermédiaire dépend du nombre d'heures travaillées  $h_t$  par son unique employé et est à rendements décroissants (l'élasticité est notée  $\alpha$ ). Elle fait aussi intervenir un niveau de progrès technologique global  $z_t$ . On suppose que  $z_t$  croît suivant une tendance stochastique<sup>14</sup> à un taux  $g_z$ . Autrement dit, à chaque période, le taux de croissance du progrès technique subit un choc de productivité le faisant s'écarter temporairement de sa valeur stationnaire  $g_z$ .

L'employé est rémunéré au salaire horaire réel  $w_t$ . La détermination du salaire est un aspect important du modèle. Elle résulte d'un processus de négociation salariale de type *Nash-bargaining* entre l'entreprise intermédiaire et son employé, le salaire  $y$  étant négocié de manière à maximiser le surplus joint des deux parties. Cette négociation ne porte que sur le salaire et non sur les heures travaillées : celles-ci sont imposées par l'employeur, selon l'hypothèse de *Right-To-Manage*, de sorte qu'à salaire donné, elles maximisent le profit instantané  $\psi_t$ . Au terme de la négociation, le salaire dépend :

- d'une part de la profitabilité du poste, c'est-à-dire l'ensemble de ses profits futurs espérés ;

13. Il s'agit non pas de coûts réels mais de coûts en terme d'utilité, analogue à la désutilité du travail présente dans la fonction d'utilité des ménages.

14. Cela signifie que  $z$  suit une marche aléatoire à tendance déterministe.

- d'autre part de ce qu'il rapporte à l'employé par rapport à sa valorisation du loisir et de la valeur des indemnités chômage (en termes de revenu de remplacement  $b$  et d'opportunité d'emploi futur).

La part de ces deux composantes dans la détermination du salaire dépend du pouvoir de négociation  $\eta$  des salariés mais aussi du nombre d'heures travaillées, en raison de l'hypothèse de RTM. On peut ainsi la voir comme un pouvoir de négociation "dynamique", noté  $\chi_t$  dans la suite.

Enfin, il faut noter la présence de rigidités à la Hall dans la détermination des salaires : les salaires sont ancrés pour une partie sur le salaire passé et pour l'autre sur un salaire notionnel. C'est en réalité sur ce salaire notionnel que porte la négociation salariale que l'on vient de décrire.

**Marché des biens finaux :** à partir du bien intermédiaire, les producteurs finaux produisent des biens différenciés et les vendent en concurrence monopolistique. Leur fonction de production est tautologique : une unité de bien intermédiaire est transformée en une unité de bien final différencié sans apport d'autres facteurs<sup>15</sup>.

Dans leur comportement de prix, les producteurs finaux sont soumis à des rigidités nominales dites "à la Calvo" : à chaque période, une fraction aléatoire de producteurs peuvent ajuster leur prix, les autres devant l'indexer en partie sur l'inflation passée et en partie sur la cible d'inflation de la politique monétaire. Ce type de rigidités nominales est standard dans les modèle DSGE. Le programme de maximisation des producteurs prend alors en compte le fait qu'ils ne peuvent nécessairement ajuster leur prix aux périodes futures. Sa résolution conduit à la relation appelée "nouvelle courbe de Phillips néo-kéynésienne".

L'ensemble des biens différenciés s'agrège enfin en un bien agrégé  $y_t$ , unique bien de consommation des ménages. Ce bien agrégé est décrit par une fonction de type CES des biens finaux intermédiaires, où l'élasticité de substitution entre les différentes variétés est notée  $\varepsilon^{cp}$ .

**Banque centrale :** La banque centrale applique une règle de politique monétaire où le taux d'intérêt nominal  $R_t$  dépend de la déviation de l'inflation par rapport à sa cible et de la déviation de la production par rapport à son sentier de croissance régulier.

**L'incertitude dans l'économie :** à côté du choc de productivité évoqué plus haut, on introduit un certain nombre de chocs structurels, parmi lesquels on trouve des chocs de préférence qui viennent soit altérer l'utilité de la consommation ( $\varepsilon^{pref}$ ) soit modifier la désutilité du travail (choc sur  $\kappa_h$ ). Ces chocs peuvent être assimilés à des chocs de demande. On introduit aussi, parmi les chocs structurels, un choc sur le coût de création d'un poste vacant<sup>16</sup> (choc sur  $\kappa$ ) et un choc sur le taux de séparation (choc sur  $\rho$ ). Ils s'assimilent à des chocs d'offre. Un choc monétaire transite par la règle de la banque centrale ( $\varepsilon^m$ ). Enfin, le modèle est affecté par un dernier choc distorsif. Il s'agit d'un choc sur le taux de marge du secteur des producteurs de biens finaux ( $\varepsilon^{cp}$ ) et peut s'apparenter, comme on le verra dans la suite, à un choc de coût.

Excepté la modélisation à la DMP du marché du travail et la présence d'entreprises intermédiaires, le modèle est un DSGE particulièrement simple : des entreprises en concurrence monopolistique, sans capital, soumises à des rigidités nominales à la Calvo sur les prix. En particulier,

---

15. L'intérêt d'une telle hypothèse est purement formel, comme on le verra plus loin.

16. On pourrait aussi bien parler de coût de recherche que de coût de création. Néanmoins le terme de coût de création se rapproche plus de la terminologie usuellement employée dans la littérature, où l'on parle ainsi de *vacancy posting cost*. Quel que soit le terme retenu, il suffit cependant de retenir que, pour une entreprise intermédiaire, l'acte de création d'un emploi vacant représente un coût, lié à l'ensemble des démarches à accomplir pour trouver l'employé adéquat (entretiens d'embauche, formation, etc.).

dans ce cadre simplifié, l'ajustement productif se fait uniquement par le nombre d'heures travaillées. L'ajout d'un modèle d'appariement permet de créer un deuxième canal d'ajustement : à la marge intensive des heures travaillées s'ajoute une marge extensive, le nombre d'employés.

## 4.2 Description formelle du modèle

On traduit maintenant en termes formels la description littéraire précédente des marchés et de leurs interactions. Le tableau 1 indique les notations retenues pour les différentes variables. L'objectif de cette partie est de fournir l'ensemble des équations du modèle au lecteur désireux d'entrer plus avant dans la résolution technique du modèle. Néanmoins, elle n'est pas nécessaire à la compréhension de la suite de l'étude et il est parfaitement possible au lecteur de se rendre directement à la partie suivante.

Le modèle est composé des équations suivantes :

- l'équation d'Euler, résultant du programme d'optimisation des ménages et qui exprime l'arbitrage entre consommation présente et consommation future ;
- l'équation de fonction de production des biens intermédiaires ;
- la condition de libre entrée pour les entreprises produisant le bien intermédiaire ;
- la courbe de Beveridge décrivant les contributions des flux d'entrées et de sortie au stock d'emplois ;
- l'équation d'appariement ;
- les équations des salaires effectif et notionnel ;
- la demande d'heures travaillées des entreprises intermédiaires ;
- la nouvelle courbe de Phillips néo-keynésienne accompagnée des définitions de l'indice de prix du bien agrégé et de l'indice de dispersion des prix des biens finaux ;
- l'équilibre ressources-emplois ;
- la règle de politique monétaire.

La dérivation complète des conditions liées à l'optimisation des différents agents, l'agrégation des règles de décision ainsi obtenues et le bouclage du modèle en équilibrant les différents marchés sont disponibles sur demande auprès des auteurs. Chacune des équations du modèle est reprise ci-dessous :

**Équation d'Euler** L'équation d'Euler, traduisant l'arbitrage pour les ménages entre la consommation présente et la consommation future, s'écrit de la manière suivante :

$$\lambda_t = \beta E_t \left[ \lambda_{t+1} \frac{R_t}{\Pi_{t+1}} \right] \quad (1)$$

avec :

$$\lambda_t = \varepsilon_t^{pref} U_1(C_t, C_{t-1}) \quad (2)$$

où  $\lambda_t$  est l'utilité marginale de la consommation,  $E_t(\cdot)$  représente l'opérateur espérance compte tenu de l'ensemble de l'information disponible à l'instant  $t$  (anticipations rationnelles) et  $U_1$  désigne la dérivée partielle de l'utilité par rapport à son premier argument.

**Fonction de production des entreprises intermédiaires** Les entreprises intermédiaires produisent une quantité  $y_t^I$  selon la fonction de production suivante :

$$y_t^I = z_t h_t^\alpha \quad (3)$$

où  $h_t$  est la quantité d'heures travaillées et  $z_t$  le niveau de progrès technique.

TABLE 1 – *Listes des variables et paramètres*

Variables	Symbole
Consommation en bien final	$C$
Utilité marginale de la consommation	$\lambda$
Taux d'intérêt nominal	$R$
Inflation	$\Pi$
Taux d'emploi	$n$
Taux de chômage	$u$
Taux de séparation	$\rho$
Taux de postes vacants	$v$
Taux d'appariement	$m$
Tension sur le marché du travail	$\theta$
Probabilité de remplir un poste vacant	$q$
Probabilité de sortie du chômage	$s$
Coût de création	$\kappa$
Production du bien intermédiaire	$y^I$
Production du bien agrégé	$y$
Nombre d'heures travaillées	$h$
Salaire réel horaire	$w$
Pouvoir de négociation dynamique des salariés	$\chi$
Profit des entreprises intermédiaires	$\psi$
Prix relatif du bien intermédiaire	$x$
Productivité marginale du travail	$mpl$
Taux marginal de substitution (consommation-loisir)	$mrs$
Désutilité du travail	$g(h)$
Revenu de remplacement des chômeurs	$b$
Prix relatif de réoptimisation	$p^*$
Choc de progrès technique	$\mu^z$
Choc de préférence	$\varepsilon^{pref}$
Choc sur la désutilité du travail	$\kappa_h$
Choc sur l'élasticité de substitution des biens finaux	$\varepsilon^{cp}$
Choc monétaire	$\varepsilon^m$
Paramètre	Symbole
Facteur d'escompte	$\beta$
Taux de croissance du progrès technique	$g_z$
Élasticité de la désutilité du travail aux heures travaillées	$\phi$
Taux de mark-up sur le marché des biens	$\mu_p$
Élasticité de la production aux heures travaillées	$\alpha$
Taux de séparation exogène	$\rho$
Habitude de consommation	$h_c$
Pouvoir de négociation des travailleurs	$\eta$
Taux de remplacement des indemnités	$\eta_b$
Efficacité de l'appariement	$\sigma_m$
Élasticité de l'appariement au chômage	$\sigma_2$
Probabilité de non-réoptimisation du prix	$\varphi_p$
Indexation automatique des prix sur l'inflation passée	$\gamma_p$
Indexation des salaires sur leur niveau passé	$\gamma_w$
Inertie de la règle de Taylor	$\gamma_m$
Réaction de la règle monétaire à la déviation de l'inflation	$\gamma_\pi$
Réaction de la règle monétaire à la déviation de la production	$\gamma_y$

**Condition de libre entrée :** la condition de libre entrée correspond à la décision de mise en place d'un emploi vacant<sup>17</sup> par une entreprise intermédiaire. Elle s'écrit sous la forme suivante :

$$\frac{\kappa_t}{\lambda_t} = q_t E_t \left[ \beta_{t,t+1} (1 - \rho_t) \left( \psi_{t+1} + \frac{\kappa_{t+1}}{\lambda_{t+1} q_{t+1}} \right) \right] \quad (4)$$

avec :

$$\begin{aligned} \beta_{t,t+1} &= \beta \lambda_{t+1} / \lambda_t \\ \psi_t &= x_t y_t^I - w_t h_t \end{aligned}$$

$\beta_{t,t+1}$  est usuellement appelé facteur d'escompte stochastique et  $\psi_t$  représente le profit instantané d'une entreprise produisant le bien intermédiaire.

**Dynamique de la population active :** La dynamique de la population active obéit aux deux équations suivantes :

- définition du taux de chômage :  $u_t = 1 - (1 - \rho_t)n_t$
- dynamique du taux d'emploi :  $n_{t+1} = (1 - \rho_t)n_t + m_t$

où  $n_t$  désigne le taux d'emploi,  $u_t$  le taux de chômage,  $m_t$  le taux d'appariement sur le marché du travail et  $\rho_t$  le taux de destruction d'emplois.

**Description du mode d'appariement :** Le mode d'appariement est décrit par les quatre équations suivantes :

- fonction d'appariement<sup>18</sup> :  $m_t = \sigma_m u_t^{\sigma_2} v_t^{1-\sigma_2}$
- tension sur le marché du travail :  $\theta_t = \frac{v_t}{u_t}$
- probabilité pour une entreprise de remplir un emploi vacant :  $q_t = \sigma_m \theta_t^{-\sigma_2}$
- probabilité pour un chômeur de trouver un emploi :  $s_t = \sigma_m \theta_t^{1-\sigma_2}$

**Équation de salaire :** le salaire effectif, c'est-à-dire le salaire effectivement réalisé dans l'économie, est déterminé par l'équation suivante :

$$w_t = w_{t-1}^{\gamma_w} (w_t^n)^{1-\gamma_w} \quad (5)$$

où :

- $w_{t-1}$  est le salaire effectif à la période précédente ;
- $w_t^n$  est le salaire issu d'une économie notionnelle, de caractéristiques identiques à l'économie effective, frappée par les mêmes chocs, mais dont la détermination du salaire se fait par négociation salariale<sup>19</sup> (*Nash-bargaining*). L'équation de salaire notionnel s'écrit formellement de la manière suivante :

$$w_t^n = \chi_t^n \left( \frac{x_t^n m p l_t^n}{\alpha} + \frac{\kappa_t}{\lambda_t^n q_t^n h_t^n} \right) + (1 - \chi_t^n) \left( \frac{m r s_t^n}{1 + \Phi} + \frac{b^n}{h_t^n} \right) - (1 - \chi_t^n) (1 - s_t^n) \frac{\kappa_t}{\lambda_t^n q_t^n h_t^n} \frac{\chi_{t+1}^n}{1 - \chi_{t+1}^n} \quad (6)$$

17. Cette décision peut être aussi rapprochée d'une création de poste qui est à pourvoir pour la période courante.

18. La technologie d'appariement suit les hypothèses standards du modèle DMP. En particulier, elle a des rendements d'échelle constants.

19. Autrement dit, les équations caractérisant l'économie notionnelle sont les mêmes que celles de l'économie effective, à l'exception de l'équation de salaire.

avec :

$$\begin{aligned}
mrs_t^n &= \frac{g'(h_t^n)}{\lambda_t^n} \\
\chi_t^n &= \frac{\eta \delta_t^{W,n}}{\eta \delta_t^{W,n} + (1-\eta) \delta_t^{F,n}} \\
\delta_t^{W,n} &= \frac{h_t^n}{\alpha - 1} \left( \alpha - \frac{mrs_t^n}{w_t^n} \right) \\
\delta_t^{F,n} &= h_t^n
\end{aligned}$$

où les grandeurs désignées par  $X^n$  se rapportent à l'économie notionnelle ; en particulier,  $mrs_t^n$  est le taux marginal de substitution de la consommation au loisir,  $\chi_t^n$  désigne un pouvoir de négociation des travailleurs dynamique,  $\delta_t^{W,n}$  (respectivement  $\delta_t^{F,n}$ ) est la valeur marginale du poste occupé pour le travailleur (resp. pour l'entreprise marginale) lorsque le salaire est incrémenté d'une unité. Cette équation, assez complexe, sera expliquée plus en détail dans sa forme log-linéarisée dans la partie suivante.

### Demande d'heures travaillées

$$x_t mpl_t = w_t \quad (7)$$

où  $mpl_t$  est la productivité marginale du travail, soit  $mpl_t = z_t \alpha h_t^{\alpha-1}$ .

### Nouvelle courbe de Phillips

$$E_t \sum_{j=0}^{+\infty} \beta_{t,t+j} \varphi_p^j \left( (\varepsilon_{t+j}^{cp} - 1) \prod_{k=0}^{j-1} \left( \frac{\bar{\Pi}}{\Pi_{t+k}} \right)^{1-\gamma_p} \frac{\Pi_t}{\Pi_{t+j}} p_t^* - \varepsilon_{t+j}^{cp} x_{t+j} \right) \left( \prod_{k=0}^{j-1} \left( \frac{\bar{\Pi}}{\Pi_{t+k}} \right)^{1-\gamma_p} \frac{\Pi_t}{\Pi_{t+j}} p_t^* \right)^{-\varepsilon_{t+j}^{cp}} y_{t+j} = 0 \quad (8)$$

avec  $\beta_{t,t+j} = \beta^j \lambda_{t+j} / \lambda_t$ ,  $p_t^*$  le prix relatif de réoptimisation et  $\bar{\Pi}$  la cible d'inflation de la banque centrale. Cette équation exprime, pour les producteurs de biens finaux, la maximisation de la somme actualisée de leur profits futurs, compte tenu du fait qu'ils ne peuvent nécessairement modifier leur prix aux périodes suivantes (rigidités nominales à la Calvo). Ici encore, l'équation sera plus facilement compréhensible dans sa forme log-linéarisée, présentée dans la partie suivante, et sera alors expliquée plus en détail.

Les indices de prix agrégé et de dispersion des prix s'écrivent alors de la manière suivante :

$$1 = (1 - \varphi_p) (p_t^*)^{1-\varepsilon_t^{cp}} + \varphi_p \left( \frac{\bar{\Pi}^{1-\gamma_p} \Pi_{t-1}^{\gamma_p}}{\Pi_t} \right)^{1-\varepsilon_t^{cp}} \quad (9)$$

$$a_t = (1 - \varphi_p) (p_t^*)^{-\varepsilon_t^{cp}} + \varphi_p \left( \frac{\bar{\Pi}^{1-\gamma_p} \Pi_{t-1}^{\gamma_p}}{\Pi_t} \right)^{-\varepsilon_t^{cp}} \quad (10)$$

### Équilibre ressources-emplois

- lien entre la production de biens intermédiaire et la production du bien agrégé :  $(1 - u_t)y_t^I = a_t y_t$
- équilibre ressources-emplois du bien agrégé<sup>20</sup> :  $C_t = y_t$

### Règle de politique monétaire

$$\frac{R_t}{\bar{R}} = \left( \frac{R_{t-1}}{\bar{R}} \right)^{\gamma_m} \left( \left( \frac{\Pi_t}{\bar{\Pi}} \right)^{\gamma_\pi(1-\gamma_m)} \left( \frac{y_t}{y_t^{scr}} \right)^{\gamma_y} \right)^{1-\gamma_m} \exp(\varepsilon_t^m) \quad (11)$$

où  $\bar{\Pi}$  est la cible d'inflation fixée par l'autorité monétaire,  $\bar{R}$  le niveau du taux d'intérêt naturel (compatible avec la cible d'inflation de la banque centrale et le facteur d'escompte des ménages) et  $y_t^{scr}$  le niveau de production sur le sentier de croissance régulier.

---

20. On remarque que le coût de création d'un poste vacant ne rentre pas dans l'équilibre ressources-emplois. Ceci vient de la nature de ces coûts, s'apparentant, comme à l'a dit, à des pertes d'utilité plutôt qu'à des coûts réels.

## 5 Sentier de croissance régulier et dynamique du modèle

À ce stade de la présentation du modèle, il est difficile d'en étudier les propriétés en raison des liens multiples unissant les variables, de la présence d'anticipations, *etc.* On peut alors procéder en deux étapes :

- dans un premier temps, décrire le comportement en l'absence de chocs : on obtient ainsi l'état stationnaire ;
- en dériver ensuite sa dynamique en écart par rapport à l'état stationnaire, face à des chocs de faible amplitude. Ceci permet d'écrire le modèle sous une forme linéaire.

Ces deux étapes sont nécessaires pour comprendre ce qui relève de l'état stationnaire, du modèle et de sa dynamique, puis pour aborder ensuite l'étude de la résilience proprement dite.

### 5.1 Sentier de croissance régulier

En l'absence de chocs, l'économie modélisée croît au taux de croissance exogène du progrès technique  $g_z$ . On dit alors qu'elle suit un sentier de croissance régulier (SCR) sur lequel les variables réelles croissent au même taux  $g_z$ . Dès lors que l'utilité de la consommation et la désutilité du travail sont supposées additivement séparables, la forme logarithmique de l'utilité de la consommation est une condition nécessaire à l'existence du SCR. C'est le cadre choisi dans cette étude. La résolution du modèle nécessite alors d'intensifier ses équations par le progrès technique, c'est-à-dire de diviser toutes les variables réelles par le niveau technologique afin d'aboutir à une description du modèle ne faisant apparaître que des variables stationnaires. Dans la suite, pour une variable réelle intensive  $\tilde{X}_t$ , on note  $\bar{X}$  sa valeur à l'état stationnaire.

**Ancrage nominal :** les premières relations caractérisant l'état stationnaire du modèle concernent son ancrage nominal. À l'état stationnaire, la condition d'Euler, exprimant l'arbitrage pour les ménages entre la consommation présente et la consommation future, s'écrit :

$$\frac{1}{\beta} = \frac{\bar{R}}{\bar{\Pi}} \exp(-g_z) \quad (12)$$

La cible d'inflation  $\bar{\Pi}$  est fixée de manière exogène par l'autorité monétaire. À l'équilibre, la règle de Taylor de la politique monétaire disparaît du modèle et le taux d'intérêt nominal stationnaire est automatiquement déterminé par la condition d'Euler des ménages.

La fixation à la Calvo du prix des biens finaux, quant à elle, n'est plus active à l'équilibre stationnaire : tous les prix sont alors identiques (c.a.d  $\bar{p}^* = 1$ ). En revanche, les producteurs de bien finaux qui sont en concurrence monopolistique réalisent toujours une marge.

**Sphère réelle :** la détermination de l'équilibre stationnaire de la sphère réelle est grandement simplifiée par les hypothèses sur la fonction d'utilité. Elle se fait essentiellement en deux étapes :

1. L'égalité des flux entrant et sortant du chômage conduit à la courbe de Beveridge, c'est-à-dire à une relation décroissante entre le taux de chômage  $\bar{u}$  et la tension sur le marché du travail  $\bar{\theta}$  à l'état stationnaire. La condition de libre entrée, qui traduit l'arbitrage entre coût moyen de création d'un poste vacant et profit espéré de son attribution, conduit quant à elle à une relation croissante entre  $\bar{u}$  et  $\bar{\theta}$ . Ces deux relations décroissante et croissante entre le taux de chômage et la tension sur le marché du travail ne dépendent que des paramètres du modèle et ne font pas intervenir d'autres variables. Elles permettent donc de déterminer  $\bar{u}$  et  $\bar{\theta}$ , c'est-à-dire ce qui a trait à la marge extensive du modèle à l'état

stationnaire. Formellement, la courbe de Beveridge et la condition de libre entrée à l'état stationnaire s'écrivent de la manière suivante :

$$\bar{\rho}(1 - \bar{u}) = (1 - \bar{\rho})\bar{u}\bar{s} \quad (13)$$

$$\frac{\bar{\kappa}(1 - h_c)(1 - \bar{u})}{\bar{q}} = \frac{\beta(1 - \bar{\rho})}{1 - \beta(1 - \bar{\rho})}(1 - \alpha)\bar{x} \quad (14)$$

où  $h_c$  est le paramètre fixant l'habitude de consommation ( $U(C_t, C_{t-1}) = \log(C_t - h_c C_{t-1})$ ).

2. Compte tenu de la probabilité  $\bar{s}$  pour un chômeur de trouver un poste vacant, l'équation de négociation salariale fournit une relation croissante entre  $\bar{w}$  et  $\bar{h}$ <sup>21</sup> tandis que l'équation de demande d'heures travaillées donne une relation croissante entre  $\bar{w}$  et  $\bar{h}$ . Ces deux relations permettent donc de déterminer la marge intensive de l'état stationnaire : le salaire  $\bar{w}$  et le nombre d'heures travaillées  $\bar{h}$ . Formellement, les équations qui régissent la marge intensive de l'équilibre sont :

$$\bar{w} = \bar{x}\bar{m}\bar{p}l \quad (15)$$

$$\frac{\bar{m}\bar{r}s}{\bar{w}} = \frac{1 - \frac{\alpha}{1+\phi} - \eta_b}{\frac{1}{1+\phi} - (1 - (\frac{1}{\alpha} + \bar{s}\varsigma))\frac{\eta}{1-\eta}\frac{1}{1-\alpha}} + \alpha \quad (16)$$

où  $\phi$  est l'élasticité de la désutilité marginale du travail ( $g(h_t) = \kappa^h h_t^{1+\phi}/(1 + \phi)$ ),  $\eta_b$  le taux de remplacement des allocations chômage et  $\varsigma$  le rapport des coûts moyens supportés par l'entreprise pour créer un poste sur la rémunération du travailleur.

Une fois franchies ces deux étapes, l'ensemble de l'équilibre est déterminé. En particulier, le niveau de production à l'équilibre est :  $\bar{y} = (1 - \bar{u})\bar{y}^I = (1 - \bar{u})\bar{h}^\alpha$ . Il est alors possible de se livrer à des comparaisons statiques, c'est-à-dire d'étudier l'influence des paramètres structurels sur l'état stationnaire du modèle. De telles comparaisons statiques sont présentées, pour information, à l'annexe C mais ne sont pas nécessaires à la compréhension de la suite de l'étude.

## 5.2 Dynamique du modèle

Une fois l'équilibre stationnaire du modèle déterminé, on aborde sa dynamique en calculant sa forme log-linéarisée, c'est-à-dire la déviation de l'économie de son sentier de croissance équilibré à la suite d'un choc transitoire de faible amplitude. Les variables intensives s'écartent alors légèrement de leur valeur à l'équilibre stationnaire non stochastique. On effectue une approximation à l'ordre 1 et pour toute variable intensive  $\tilde{X}$ , on note  $\hat{X}$  la log-déviante par rapport à l'état stationnaire. Elle est définie par  $\hat{X}_t = \log(\frac{\tilde{X}_t}{\bar{X}})$  où  $\bar{X}$  est la valeur de  $\tilde{X}$  à l'état stationnaire.

On décrit ici les principales relations caractérisant le modèle sous sa forme log-linéarisée<sup>22</sup>.

**Fonction de production :** la fonction de production log-linéarisée s'écrit :

$$\hat{y}_t = \hat{n}_t + \alpha\hat{h}_t - \frac{1 - \bar{\rho}}{\bar{\rho}}\hat{\rho}_t$$

La production dépend d'une part de la marge extensive en début de période - le nombre d'entreprises intermédiaires productives, c'est-à-dire le nombre d'emplois - et de la marge intensive - le nombre d'heures travaillées dans chaque entreprise intermédiaire. De plus, un choc positif sur le taux de destruction des emplois, diminuant le nombre d'entreprises intermédiaires productives à la période courante, diminue la production courante.

21. Sur le SCR, le salaire effectif et le salaire notionnel coïncident.

22. Les relations qui suivent, excepté la dynamique de la population en emploi, sont exprimées sous forme d'anticipations rationnelles, c'est-à-dire que chaque variable doit être prise en espérance conditionnellement à l'ensemble d'information disponible à l'instant considéré.

**Équation d'Euler :** l'équation d'Euler des ménages exprime la neutralité d'arbitrage entre consommation présente et consommation future. Sa forme log-linéarisée s'écrit :

$$\hat{R}_t - \hat{\pi}_{t+1} = \hat{\lambda}_t - \hat{\lambda}_{t+1} + \mu_{t+1}^z$$

avec

$$\hat{\lambda}_t = \hat{\epsilon}_t^{pref} - \frac{1}{1 - h_c e^{-g_z}} (\hat{y}_t - h_c e^{-g_z} \hat{y}_{t-1}) - \frac{h_c e^{-g_z}}{1 - h_c e^{-g_z}} \mu_t^z$$

et

$$\mu_t^z = \log\left(\frac{z_t}{z_{t-1}}\right) - g_z$$

où  $\hat{\lambda}_t$  est la log-linéarisation de l'utilité marginale à consommer à la période  $t$ . En raison de la forme logarithmique de la fonction d'utilité, elle dépend négativement de la consommation (égale à la production). Du fait des habitudes de consommation, elle dépend positivement de la production passée. Enfin, elle est aussi fonction du choc de préférence et du choc de productivité.

Une augmentation du taux d'intérêt réel par rapport à l'état stationnaire incite les ménages à repousser leur consommation présente à la période suivante. Le taux marginal de substitution entre consommation future et présente diminue jusqu'à ce que la neutralité d'arbitrage soit retrouvée.

**Population en emploi :** la dynamique de la population en emploi s'appuie sur l'équation d'évolution de la population en emploi et sur la forme de la fonction d'appariement. La log-linéarisation donne l'équation suivante :

$$\hat{n}_{t+1} = \left(1 - \bar{\rho} - \bar{\rho} \frac{(1 - \bar{\rho})\bar{n}}{1 - (1 - \bar{\rho})\bar{n}}\right) \hat{n}_t - \bar{\rho} \left(1 - \frac{\bar{\rho}\bar{n}}{1 - (1 - \bar{\rho})\bar{n}}\right) \hat{\rho}_t + \bar{\rho}(1 - \sigma_2)\hat{\theta}_t$$

La population en emploi en début de période  $t + 1$  dépend de celle en début de période  $t$ , des destructions d'emplois survenues en période  $t$  et des appariements effectués à la date  $t$ .

Une augmentation de la population en début de période  $t$  produit trois effets. Il y a d'abord un effet direct sur la population au début de  $t + 1$ . Un effet négatif passe par les destructions d'emplois : toutes choses égales par ailleurs, plus d'emplois occupés en début de  $t$  se traduit par plus de destructions en  $t$  et donc moins d'emplois occupés en  $t + 1$ . Un dernier effet, toujours négatif, est lié aux appariements. Toutes choses égales par ailleurs, plus d'emplois occupés en  $t$  se traduit par un nombre de chômeurs plus faible et donc moins d'appariements. Comme on le verra dans le calibrage du modèle, les valeurs du taux de destruction rendent les deux effets indirects très inférieurs à l'effet direct.

Une augmentation du taux de destruction diminue la population en emploi en  $t + 1$  suivant un effet direct et un effet opposé passant par les appariements : un taux de destruction plus élevé augmente le taux de chômage et par conséquent le nombre d'appariements. Là encore, une fois le modèle calibré, cet effet sera dominé par l'effet direct. Enfin, une hausse de la tension sur le marché du travail augmente la population en emploi au début de  $t + 1$ . Ceci provient intégralement de la fonction d'appariement : toutes choses égales par ailleurs, une hausse de la tension augmente la probabilité pour un chômeur de trouver un emploi et se répercute donc favorablement sur la population occupée à la période suivante.

**Heures travaillées et profit courant d'une entreprise intermédiaire :** la détermination du nombre d'heures travaillées se fait sous l'hypothèse de RTM : à salaire et prix du bien intermédiaire donnés, l'entreprise intermédiaire ajuste les heures travaillées de manière à maximiser son

profit courant. L'équation résultante exprime l'égalité du coût réel du travail à sa productivité marginale, ce qui s'écrit, en forme log-linéarisée :

$$\hat{w}_t = \hat{x}_t + (\alpha - 1)\hat{h}_t$$

Le profit courant log-linéarisé d'une entreprise intermédiaire dépend alors uniquement du prix du bien intermédiaire et du nombre d'heures travaillées. Sa forme log-linéarisée s'écrit :

$$\hat{\psi}_t = \hat{x}_t + \alpha\hat{h}_t$$

**Condition de libre entrée :** La log-linéarisation de la condition de libre entrée s'écrit :

$$\hat{\kappa}_t - \sigma_2\hat{\theta}_t = -\frac{\bar{\rho}}{1-\bar{\rho}}\hat{\rho}_t + (1 - \beta(1 - \rho))(\hat{\psi}_{t+1} + \hat{\lambda}_{t+1}) + \beta(1 - \rho)(\hat{\kappa}_{t+1} + \sigma_2\hat{\theta}_{t+1} - \sigma_2\hat{\theta}_{t+1})$$

Le terme  $\hat{\kappa}_t - \sigma_2\hat{\theta}_t$  représente le coût d'utilité moyen de recherche d'un employé. Cette équation peut se comprendre aisément en l'itérant. Supposons l'absence de choc sur le taux de destruction :  $\rho_t = \bar{\rho}$ . La forme itérée de la condition de libre entrée s'écrit :

$$\hat{\kappa}_t - \sigma_2\hat{\theta}_t = (1 - \beta(1 - \rho)) \sum_{s=1}^{\infty} (\beta(1 - \rho))^s (\hat{\psi}_{t+s} + \hat{\lambda}_{t+s})$$

Le terme de droite représente la somme espérée des profits futurs, exprimés en terme d'utilité, liés à l'occupation du poste vacant. L'équation exprime donc l'égalité du coût moyen de recherche à la profitabilité du poste.

À profitabilité donnée, la condition de libre entrée détermine la tension sur le marché du travail. La tension contemporaine sur le marché du travail dépend négativement du coût de création courant (un coût de création élevé décourage les entreprises de créer de nouveaux emplois donc diminue la tension sur le marché du travail, toutes choses égales par ailleurs). Elle dépend de plus positivement du profit futur anticipé et du coût de création futur anticipé : de fortes anticipations de profits futurs incitent l'entreprise intermédiaire à créer un nouveau poste, tout comme l'anticipation d'un fort coût de création futur.

**Courbe de Phillips néo-keynésienne :** la courbe de Phillips néo-keynésienne représente la dynamique de l'inflation dans le modèle. Elle provient de la maximisation du profit des producteurs finaux, compte tenu de la concurrence monopolistique et des rigidités nominales à la Calvo. Sa log-linéarisation s'écrit :

$$\hat{\pi}_t = \frac{\gamma}{1 + \beta\gamma}\hat{\pi}_{t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta\gamma}\hat{\pi}_{t+1} + \frac{(1 - \varphi_p)(1 - \beta\varphi_p)}{\varphi_p(1 + \beta\gamma)}(\hat{x}_t + \frac{1}{1 - \bar{\epsilon}^{cp}}\hat{\epsilon}_t^{cp})$$

L'inflation à la date  $t$  dépend donc de l'inflation passée, de l'inflation anticipée et d'un troisième terme. Ce dernier terme, abstraction faite du choc de coût, est le coût réel marginal des producteurs finaux, à savoir le prix du bien intermédiaire.

De manière analogue à la condition de libre entrée, la courbe de Phillips néo-keynésienne est facilement interprétable si on regarde sa forme itérée. Supposons  $\gamma = 0$  (absence d'indexation sur l'inflation passée). L'équation itérée s'écrit :

$$\hat{\pi}_t = \frac{(1 - \varphi_p)(1 - \beta\varphi_p)}{\varphi_p} \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s (\hat{x}_{t+s} + \frac{1}{1 - \bar{\epsilon}^{cp}}\hat{\epsilon}_{t+s}^{cp})$$

L'inflation à la période  $t$  dépend de la somme espérée des coûts réels marginaux futurs et des chocs de coûts futurs.

La dénomination de cette relation peut surprendre par rapport à ce que l'on entend usuellement par courbe de Phillips, puisqu'elle ne fait pas intervenir l'emploi de manière explicite. Pour la comprendre, considérons la détermination du prix en l'absence de rigidités nominales. En situation de prix flexibles, les entreprises intermédiaires ajustent leur prix en fonction de leur taux de marge. On a  $\frac{\epsilon_t^{cp}}{1-\epsilon_t^{cp}}x_t^{(n)} = 1$  où l'exposant  $(n)$  désigne l'économie 'naturelle', c'est-à-dire à prix flexibles.

Sous forme log-linéarisée, cette équation s'écrit :  $\hat{x}_t^{(n)} = \frac{1}{1-\epsilon^{cp}}\hat{\epsilon}_t^{cp}$ .

Ainsi, la courbe de Phillips néo-kénesienne peut s'écrire, en supposant pour simplifier que  $\gamma = 0$  :

$$\hat{\pi}_t = \beta\hat{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\varphi_p)(1-\beta\varphi_p)}{\varphi_p}(\hat{x}_t - \hat{x}_t^{(n)})$$

Le deuxième terme de droite représente l'écart de déviation entre le coût réel marginal en présence de rigidités et le coût réel marginal à prix flexibles. Il peut être relié à l'*output gap*, défini comme l'écart de déviation entre la production en présence de rigidités et la production à prix flexibles. En effet, lorsque le coût réel marginal se situe au-dessus de sa valeur naturelle (à prix flexibles), cela signifie que le taux de marge moyen des entreprises est inférieur au taux de marge naturel. Cette réduction du pouvoir monopolistique conduit à un niveau de production plus élevé que le niveau naturel : l'*output gap* est donc positif. Ainsi l'équation précédente exprime l'inflation courante en fonction de l'inflation anticipée et de l'*output gap*, d'où son caractère de courbe de Phillips.

**Equation de salaire** Du fait des rigidités sur les salaires à la Hall, le salaire est fonction d'une part du salaire passé, d'autre part d'un salaire notionel déterminé par négociation salariale. L'équation de salaire log-linéarisée s'écrit :

$$\hat{w}_t = \gamma_w\hat{w}_{t-1} + (1-\gamma_w)\hat{w}_t^n$$

où  $\hat{w}_t^n$  représente la log-linéarisation de l'équation de salaire notionnel, qui prend la forme suivante :

$$\hat{w}_t^n = \gamma_1\hat{mrs}_t^n + \gamma_2(\hat{\kappa}_t + \hat{\theta}_t^n - \hat{\lambda}_t^n - \hat{h}_t^n) - \gamma_3\hat{h}_t^n + \xi_1\hat{\chi}_t^n - \xi_2\hat{\chi}_{t+1}^n$$

où :

-  $\hat{mrs}$  st le taux marginal de substitution (log-linéarisé) entre la consommation et le loisir :

$$\hat{mrs}_t^n = \hat{\kappa}_t^h + \phi\hat{h}_t^n - \hat{\lambda}_t^n$$

-  $\chi$  s'apparente à un pouvoir de négociation évoluant au cours du temps. Son expression log-linéarisée est donnée par :

$$\hat{\chi}_t^n = (1-\bar{\chi})\frac{\bar{mrs}/\bar{w}}{\alpha - \bar{mrs}/\bar{w}}(\hat{w}_t^n - \hat{mrs}_t^n)$$

- les coefficients  $\gamma_1$ ,  $\gamma_2$ ,  $\gamma_3$ ,  $\xi_1$  et  $\xi_2$  dépendent des paramètres du modèle et de son état

stationnaire (on peut vérifier  $\gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 = 1$ ) :

$$\begin{aligned}\gamma_1 &= \frac{1}{1 - \frac{\bar{x}}{\alpha}} \left\{ \frac{(1 - \bar{x})\bar{m}\bar{r}s}{(1 + \phi)\bar{w}} \right\} \\ \gamma_2 &= \frac{1}{1 - \frac{\bar{x}}{\alpha}} \{ \bar{x}\bar{s}\varsigma \} \\ \gamma_3 &= \frac{1}{1 - \frac{\bar{x}}{\alpha}} \left\{ \frac{(1 - \bar{x})b}{\bar{w}\bar{h}} \right\} \\ \xi_1 &= \frac{1}{1 - \frac{\bar{x}}{\alpha}} \frac{\bar{x}}{1 - \bar{x}} \left( \frac{1}{\alpha} - 1 + \varsigma \right) \\ \xi_2 &= \frac{1}{1 - \frac{\bar{x}}{\alpha}} \frac{\bar{x}}{1 - \bar{x}} (1 - \bar{s})\varsigma\end{aligned}$$

Dans ces dernières relations, les grandeurs désignées par  $\hat{X}^n$  se rapportent à la log-linéarisation de l'économie notionnelle par rapport au sentier de croissance équilibré. L'économie notionnelle log-linéarisée est définie par des équations identiques à la log-linéarisation de l'économie effective (excepté l'équation de salaire). Il faut noter que les sentiers de croissance équilibrée des deux économies - effective et notionnelle - coïncident, si bien que les grandeurs intensives stationnaires sont les mêmes dans les deux économies. On remarque que  $\gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 = 1$ . Pour une calibration raisonnable, on a  $\xi_1$  et  $\xi_2$  positifs.

Comme on l'a vu, le salaire notionnel résulte de la négociation salariale entre l'employeur d'une entreprise intermédiaire et son employé. On peut y distinguer trois éléments :

- Le premier terme, faisant intervenir le taux marginal de substitution entre consommation et loisir, se rapporte au surplus de l'employé. Un taux de substitution élevé signifie que la valeur du loisir augmente pour l'employé, l'incitant à négocier un salaire plus élevé ;
- Le deuxième terme est relié à la profitabilité du poste occupé et se rapporte au surplus de l'employeur : une forte profitabilité signifie, toutes choses égales par ailleurs, un flux de surplus actualisé plus élevé à partager donc un plus fort niveau de salaire ;
- Les derniers termes font intervenir le pouvoir de négociation dynamique contemporain de l'employé : il a un effet positif sur le salaire puisque l'employé est alors à même de réclamer une plus grande part du surplus total. Au contraire, le salaire réagit négativement à l'anticipation du pouvoir de négociation futur : une hausse anticipée du pouvoir de négociation augmente la valeur d'un emploi par rapport au fait d'être au chômage. L'employé accepte donc un salaire plus faible.

**Politique monétaire :** la log-linéarisation de la règle de politique monétaire donne :

$$\hat{R}_t = \gamma_m \hat{R}_{t-1} + (1 - \gamma_m) \left( \gamma_\pi \hat{\Pi}_t + \gamma_y \hat{y}_t \right) + \varepsilon_t^m$$

Le choix du taux d'intérêt nominal par l'autorité monétaire dépend du taux d'intérêt passé, de la déviation de la production par rapport à son sentier de croissance équilibré et de celle de l'inflation par rapport à l'inflation cible.

Les équations log-linéarisées précédentes décrivent la dynamique du modèle en déviation par rapport à son sentier de croissance équilibrée. On peut alors étudier les fonctions de réponse de l'économie modélisée face à des chocs. Dans la partie 6, on étalonne les paramètres du modèle de façon à décrire les économies française et américaine. Ensuite, dans la partie 7, les prédictions du modèle en matière de différence de résilience sont évaluées en comparant les fonctions de réponses pour chacune des deux économies.

## 6 Comparaison de la France et des États-Unis : étalonnage

La résilience d'une économie dépend de sa capacité à modifier l'allocation de ses facteurs de production en réponse à un changement dans son environnement extérieur. Par exemple, dans une économie à deux secteurs, plus le facteur travail pourra être rapidement redirigé depuis le secteur sinistré vers le secteur porteur, plus l'économie sera résiliente. Dans l'économie qu'on modélise, la réallocation s'effectue entre chômage et emploi et/ou entre heures travaillées et emploi. Ainsi, le taux de réallocation ou taux de rotation, défini comme le rapport des flux hors et en emploi sur l'emploi moyen, semble une mesure judicieuse de la résilience d'une économie avec chômage frictionnel.

Dans notre modèle, le taux de réallocation sur le sentier de croissance régulier est exogène. Il est égal au double du taux de destruction d'emplois  $\rho$ . En dynamique, il est modulé par la réponse du taux de sortie du chômage, réponse qui dépend entre autres de l'efficacité de la technologie d'appariement. On s'attend donc à ce que l'économie soit d'autant plus résiliente que la technologie d'appariement est efficace. Or, à taux de séparation donné, un appariement plus efficace se traduit par un taux de chômage plus bas. On voit progressivement se dessiner les contours des deux économies que l'on voudrait comparer : une première économie avec un faible taux de destruction et un taux de chômage fort et une seconde économie avec fort taux de destruction et faible taux de chômage. Les deux économies qui viennent d'être décrites sont susceptibles de se rapprocher de l'économie française et de l'économie américaine.

On commence, dans cette partie, par présenter les données relatives aux économies américaine et française utilisées pour le calibrage. La stratégie de calibrage est ensuite décomposée en deux étapes : d'abord le calibrage du sentier de croissance régulier puis le calibrage de la dynamique.

### 6.1 Données

#### 6.1.1 Données françaises

Plusieurs sources sont mobilisées :

1. Des comptes trimestriels de l'Insee, on tire le volume de consommation finale des ménages, le PIB, son déflateur, qui permet de calculer l'inflation du modèle, la masse salariale du secteur marchand et le volume horaire total travaillé<sup>23</sup>. Comme la dimension des variables de notre modèle est implicitement exprimée par tête, on divise les séries des comptes trimestriels par les estimations de population active de l'Insee.
2. Le taux d'intérêt nominal à 3 mois de la Banque Centrale Européenne est issu des données de la Banque de France.
3. Plusieurs sources sont mobilisables en ce qui concerne la tension sur le marché du travail. Tout d'abord, le taux de chômage du modèle est rapproché du taux de chômage au sens du Bureau International du Travail (BIT) calculé par l'Insee et estimé à l'aide de l'Enquête Emploi. Par ailleurs, la Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques (Dares) centralise des données sur les flux du marché du travail. Les données de l'ANPE publiées par la Dares permettent de calculer une série trimestrielle de taux de sortie du chômage, comme le rapport entre le flux de sortie des chômeurs de catégorie A<sup>24</sup> et les stocks de demandes d'emploi en fin de mois (DEFM) pour les chômeurs de

---

23. La série trimestrielle de volume horaire total travaillé n'étant disponible qu'à partir du début des années 1990 au moment où cette étude a été réalisée, on a procédé à sa rétropolation à l'aide de la comptabilité annuelle puis à sa trimestrialisation.

24. Les chômeurs de catégorie A sont les demandeurs d'emploi tenus de faire des actes positifs de recherche d'emploi, sans emploi.

catégorie 1. D'autres solutions sont envisageables pour observer la tension sur le marché du travail. En utilisant les flux d'offres d'emplois publiées à l'ANPE, la Dares calcule son propre indicateur de tension<sup>25</sup>. Cet indicateur n'est pas utilisé ici afin d'éviter d'utiliser une statistique d'offres d'emplois qui peut tendre à brouiller la description du cycle. En effet, une part jugée importante des offres d'emplois ne sont pas déclarées à l'ANPE et leur évolution au cours du cycle est mal connue. Enfin, une troisième source peut être utilisée : il s'agit des déclarations de mouvements de main d'oeuvre (DMMO) qui permettent de suivre les entrées dans les entreprises elles-mêmes. Les champs des DMMO et des DEFM n'étant pas cohérents, on choisit de manière assez arbitraire les DEFM.

### 6.1.2 Données américaines

Là aussi, plusieurs sources sont mobilisées :

1. Des bases mises à disposition par l'OCDE, on tire le volume de consommation finale des ménages, le PIB, son déflateur, la population active, le taux de chômage au sens du BIT et la durée moyenne au chômage.
2. Le salaire horaire et le nombre d'heures travaillées par salarié proviennent des estimations du *Bureau of Labour Survey*.

### 6.1.3 Période étudiée

Pour calculer les grands ratios macroéconomiques et les taux moyens, notre fenêtre d'observation commence en 1986T1 et se termine en 2007T2 pour la France et 2007T3 pour les États-Unis. Cette fenêtre est pertinente en regard de ce que le modèle peut espérer expliquer et exclut volontairement la crise récente qui serait de nature à brouiller les conclusions formulables sur le reste du cycle. Une autre modélisation serait sans doute nécessaire pour rendre compte de la montée du chômage qui a suivi la crise financière, tout comme celle qui est survenue au début des années 1980 en France, et pour suivre les évolutions de l'inflation au tournant des années 1980 dans les deux zones.

## 6.2 Calibrage du sentier de croissance régulier

Les paramètres qui affectent l'équilibre de long terme du modèle peuvent être séparés en deux groupes, ceux qui sont communs aux deux économies et ceux qui diffèrent dans le calibrage.

### 6.2.1 Paramètres communs usuels

On commence par le calibrage des paramètres les plus usuels dans la littérature DSGE. L'ordre de grandeur du facteur d'escompte est déterminé par le taux d'intérêt réel et le taux de croissance moyen observés. On rappelle que l'utilité est modélisée de manière logarithmique (c'est une condition nécessaire d'existence d'un sentier de croissance régulier). Le paramètre d'habitude de consommation est fixé à 0,7, valeur dans l'intervalle d'estimation du paramètre sur données macroéconomiques (cf. Boldrin, Christiano, et Fisher (2001)). On retient une désutilité du travail quadratique. Peu d'estimations sur données macroéconomiques de l'élasticité  $\phi$  de l'offre de travail à la marge intensive sont disponibles. On en retient une valeur moins élevée que celles de Christoffel, Kuester, et Linzert (2006) et Trigari (2004). En accord avec Trigari (2004) et avec

---

25. L'OCDE fournit aussi un indicateur de tension, vraisemblablement construit à partir de celui de la Dares.

l'ensemble de la littérature, on choisit un taux de marge de 10 % dans le secteur des producteurs des biens finaux (c'est-à-dire  $\bar{\varepsilon}^{cp} = 11$ ). Le paramètre  $\alpha$  de la fonction de production est calibré à partir de la part du travail dans la production<sup>26</sup>. Cette part vaut 0,7 en moyenne pour les deux économies. Les paramètres usuels et communs du calibrage sont rappelés dans le tableau 1.

TABLE 2 – *Calibrage (I) : paramètres communs au modèle France et au modèle États-Unis*

Paramètre	Symbole	Valeur
Facteur d'escompte	$\beta$	0,995
Habitude de consommation	$h_c$	0,7
Élasticité de substitution intertemporelle	$\sigma$	1
Élasticité de la désutilité du travail	$\phi$	1
Taux de <i>mark-up</i> sur le marché des biens finaux	$\mu_p$	1,1
Élasticité de la production aux heures travaillées	$\alpha$	0,77

### 6.2.2 Ancrage nominal

Un premier groupe de paramètres pour lesquels le calibrage des deux économies diffère concerne l'ancrage nominal. On observe les taux de croissance moyens de chacune des zones, ainsi que leur inflation moyenne. Étant donné le choix de facteur d'escompte, on en déduit un taux d'intérêt moyen (cf. relation 12). Les résultats sont consignés dans le tableau 3.

TABLE 3 – *Calibrage (II) : paramètres usuels non communs aux deux modèles*

Paramètre	Symbole	modèle France	modèle États-Unis
Taux de progrès technique	$g_z$	0,0035	0,0042
Inflation	$\bar{\Pi}$	1,0051	1,0062
Taux d'intérêt nominal	$\bar{R}$	1,0137	1,0155

### 6.2.3 Marché du travail

Le calibrage des paramètres du marché du travail a pour objectif de reproduire le taux de chômage et le taux de sortie du chômage observés dans chacun des pays. Ces statistiques permettent de fixer le taux de séparation moyen puisque, d'après la courbe de Beveridge à l'état stationnaire, on a :  $\bar{\rho} = \frac{\bar{u}s}{1-\bar{u}+\bar{u}s}$ . Les résultats de cette première étape sont présentés dans le tableau 4.

Un première remarque s'impose d'emblée. En première intuition, plus le taux de sortie du chômage est élevé, plus le taux de séparation l'est également, ce afin d'assurer l'équilibre des flux entrant et sortant du chômage. Pourtant, malgré des taux de sortie du chômage bien distincts - l'un est le double de l'autre - les taux de réallocation des deux économies sont proches. Ceci est dû au fait que la première intuition est valable à taux de chômage donné, alors que le taux

26. En utilisant la fonction de production agrégée  $\bar{y} = (1-\bar{u})\bar{y}^I = (1-\bar{u})\bar{h}^\alpha$  et la condition de *Right-To-Manage*  $\bar{w} = \alpha\bar{x}\bar{h}^{\alpha-1}$ , le lien entre la part en question et le paramètre  $\alpha$  s'écrit :  $part = \frac{(1-\bar{u})\bar{w}\bar{h}}{\bar{y}} = \alpha\bar{x}$

TABLE 4 – *Calibrage relatif au marché du travail (I)*

Paramètre ou Variable	Symbole	modèle France	modèle États-Unis
Taux de chômage	$\bar{u}$	0,092	0,055
Probabilité de sortie du chômage	$\bar{s}$	0,39	0,79
Taux de séparation exogène	$\rho$	0,038	0,044

de chômage de la France est presque deux fois plus élevé que celui des États-Unis. En résumé, le taux de séparation, majorant des destructions d'emplois, est pratiquement identique dans les deux économies.

Deuxièmement, le choix de la statistique de chômage au sens du BIT comme équivalent de  $u_t$  dans le modèle mérite d'être motivé. Des auteurs comme Trigari (2004) calibrent le chômage du modèle selon une notion plus large incluant les chômeurs découragés. Dans une version alternative, le modèle utilisé ici a aussi été calibré en fonction des taux d'emploi et des taux de séparation moyens des deux pays et les comparaisons des réponses aux chocs ont aussi été réalisées pour ce autre calibrage. En dépit de cette stratégie alternative, les taux de réallocation entre les deux économies ne sont toujours que peu différents, leur écart restant de deux points, et les conclusions que l'on peut tirer des comparaisons de fonctions de réponse ne sont pas altérées par cet autre calibrage.

On utilise ensuite un ordre de grandeur de la probabilité d'affecter un poste vacant. Pour les États-Unis, une valeur couramment admise est  $\bar{q} = 0,7$  (cf. Blanchard et Galí (2007a) et Trigari (2004)), qu'on attribue indistinctement aux deux pays.

En accord avec la majorité de la littérature (cf. Petrongolo et Pissarides (2001)), on fixe le poids du chômage dans la fonction d'appariement à  $\sigma_2 = 0,5$  dans les deux pays. À partir de l'écriture de l'état stationnaire, on en déduit la tension sur le marché du travail dans chacun des deux modèles à l'état stationnaire puis l'efficacité de l'appariement<sup>27</sup>. À ce stade, on peut aussi calculer le coût de création d'un poste vacant à l'état stationnaire, issu de la condition de libre entrée. Les résultats sont inscrits dans le tableau 5. On vérifie que les ordres de grandeur trouvés sont cohérents avec des taux de profit raisonnables.

TABLE 5 – *Calibrage relatif au marché du travail (II)*

Paramètre ou Variable	Symbole	modèle France	modèle États-Unis
Efficacité de l'appariement	$\sigma_m$	0,52	0,74
Coût d'un poste vacant	$\kappa$	11,9	9,9
Taux de profit	$\psi/\bar{y}$	0,23	0,22

#### 6.2.4 Détermination du salaire

Les niveaux de salaire et d'heures travaillées dépendent à l'équilibre stationnaire de paramètres comme le taux de remplacement ( $\eta_b$ ) et le pouvoir de négociation ( $\eta$ ). C'est aussi ici qu'interviennent les paramètres de la désutilité du travail, son poids ( $\kappa^h$ ) et son élasticité ( $\phi$ ).

---

27. Une comparaison avec efficacités d'appariement identiques dans les deux zones, impliquant des valeurs différentes de  $\sigma_2$  a été réalisée et ne modifie pas les conclusions exposées dans la suite.

- Le taux de remplacement du modèle est constant, ancré sur le salaire courant et permanent. Ces trois caractéristiques sont loin d’être vérifiées en réalité. Tout d’abord, tous les chômeurs ne sont pas indemnisés, leurs allocations sont souvent indexées sur leur ancien salaire et leurs droits s’épuisent au fur et à mesure de l’écoulement de leur durée de chômage. Ainsi, pour étalonner correctement ce paramètre, il faut déterminer un taux de remplacement moyen effectif. En particulier, on ne peut pas utiliser le taux de remplacement réglementaire en début de droit de chacune des économies. D’après les perspectives économiques de l’OCDE (2004), le taux effectif moyen est de 60 % en France et 30 % aux États-Unis.
- En l’absence d’information complémentaire sur le pouvoir de négociation des travailleurs, on satisfait la condition d’Hosios<sup>28</sup>, c’est-à-dire  $\eta = \sigma_2$ .
- Comment doit-on fixer le poids relatif du loisir dans l’utilité  $\kappa^h$  ? Comme  $\phi$  est déjà choisi,  $\kappa^h$  a pour rôle de normaliser le modèle. On note que le paramètre a peu d’impact sur la dynamique du modèle log-linéarisé.

On précise dans le tableau 6 les choix précédents et leur implication pour le rapport entre le taux marginal de substitution et le salaire ( $m\bar{r}s/\bar{w}$ ), qui correspond à l’inverse du taux de marge implicite des travailleurs, et pour le pouvoir de négociation dynamique des travailleurs ( $\bar{\chi}$ ).

TABLE 6 – *Calibrage relatif à la détermination du salaire*

Paramètre ou Variable	Symbole	modèle France	modèle États-Unis
Taux de remplacement	$\eta_b$	0,6	0,3
Pouvoir de négociation des travailleurs	$\eta$	0,5	0,5
Poids de la désutilité du travail	$\kappa^h$	1	1
Coin entre le $m\bar{r}s$ <sup>29</sup> et le salaire	$m\bar{r}s/\bar{w}$	0,77	0,78
Pouvoir de négociation dynamique	$\bar{\chi}$	0,005	0,06

### 6.3 Calibrage de la dynamique

Certains paramètres déjà choisis dans la sous-partie précédente ont une influence sur la dynamique de chacune des économies. Par exemple, le taux d’emploi, complémentaire du taux de chômage, détermine en partie la pente de la courbe de Beveridge log-linéarisée. Le taux de séparation exogène et l’élasticité de l’appariement au chômage apparaissent dans la forme log-linéarisée de la condition de libre entrée. Il reste, néanmoins, à compléter le calibrage de la dynamique de l’économie par celui d’un certain nombre de paramètres qui n’influencent pas le sentier de croissance régulier : les rigidités nominales sur les prix, sur les salaires et la règle de politique monétaire. Pour chacun de ces groupes de paramètres, on évalue la pertinence d’un calibrage différencié entre le modèle France et le modèle États-Unis.

### 6.4 Rigidités nominales sur les prix

Il s’agit ici de calibrer la probabilité pour un grossiste de ne pas pouvoir ajuster son prix à la période courante ( $\varphi_p$ ) ainsi que l’indexation automatique de l’inflation courante sur l’inflation passée ( $\gamma_p$ ). Ces grandeurs sont au coeur de l’estimation des courbes de Phillips néo-keynésiennes. De manière générale, les estimations obtenues sur données macroéconomiques impliquent des

---

28. Cette condition permet d’implémenter à l’aide d’une négociation salariale à la Nash l’économie centralisée avec frictions d’appariement, lorsqu’il n’y a ni rigidités nominales sur les prix, ni rigidités réelles sur les salaires. Dans le modèle étudié ici, on s’écarte certainement de ce résultat dans la mesure où les deux types de rigidités sont présentes, mais aussi parce que le mode de négociation est de type *Right-To-Manage*.

temps moyens entre deux fixations de prix plus longs que ce qui est observé dans les données microéconomiques. Lorsque la courbe de Phillips est estimée à partir de la moitié des années 1980 au sein d'un modèle néo-keynésien standard comme dans Smets et Wouters (2004), il y a peu de différences entre les résultats sur données européennes<sup>30</sup> ou américaines :  $\varphi_p = 0,9$  et  $\gamma_p = 0,3$ . Lorsque la nouvelle courbe de Phillips est estimée seule, comme dans Galí, Gertler, et Lopez-Salido (2001), la conclusion précédente est renforcée. Galí, Gertler, et Lopez-Salido (2001) remarquent tout de même que la probabilité de réoptimisation est légèrement plus forte aux États-Unis qu'en Europe. On préfère donc utiliser un calibrage plus flexible pour le modèle américain, dans laquelle  $\varphi_p = 0,8$  et  $\gamma_p = 0$  (absence d'indexation automatique sur le passé).

TABLE 7 – *Calibration des paramètres de fixation des prix*

Paramètre ou Variable	Symbole	modèle France	modèle États-Unis
Probabilité de ne pas réoptimiser	$\varphi_p$	0,9	0,8
Temps moyen (trimestres) entre deux réoptimisations		10	5
Indexation automatique sur le passé	$\gamma_p$	0,3	0
Pente de la nouvelle courbe de Phillips		0,009	0,051

#### 6.4.1 Rigidités sur les salaires

Le paramètre d'indexation  $\gamma_w$  représente la fraction d'entreprises qui ne négocient pas sur les salaires à une date donnée. En première approximation (car le processus ici n'est pas échelonné),  $\gamma_w$  définit un temps moyen entre deux négociations salariales. Lorsque ce temps est estimé au sein de modèles DSGE standard, il se révèle plus élevé que celui observé sur données microéconomiques. La durée moyenne est de l'ordre de 2 ans dans Smets et Wouters (2004) et de l'ordre du semestre dans Heckel T. et Montornes (2007) sur données microéconomiques françaises. Smets et Wouters (2004) quant à eux ne trouvent pas de différences entre les États-Unis et l'Europe. Dans le modèle néo-keynésien standard, les salaires sont fixés à la Calvo avec une indexation sur le passé. L'indexation sur le passé est souvent estimée très forte (0,9 dans Smets et Wouters (2004)), ce qui renforce encore le caractère *backward* de la fixation du salaire. En définitive, notre paramètre  $\gamma_w$  représente à la fois le caractère *backward* des salaires réels et une forme de rigidité réelle plus générale. Il est finalement assez difficile à comparer aux résultats des estimations précédentes. On définit alors deux calibrages, un calibrage "rigide" appliqué au modèle France et un calibrage "flexible" pour le modèle États-Unis, au sein d'un intervalle de valeurs raisonnables. Ils sont présentés dans le tableau 8.

TABLE 8 – *Calibrage des paramètres de fixation des salaires*

Paramètre ou Variable	Symbole	modèle France	Modèle États-Unis
Indexation sur le passé	$\gamma_w$	0,75	0,66
Temps moyen (trimestres) entre deux négociations		4	3

30. Dans ce paragraphe, on fait l'hypothèse que les estimations sur données européennes représentent bien le cas français.

## 6.4.2 Politique monétaire

Contre toute attente, Smets et Wouters (2004) ne remarquent pas de différences entre leurs estimations de la règle de politique monétaire en Europe et aux États-Unis. Ce résultat peut provenir de problèmes de simultanéité liés à l'estimation de cette équation de rétroaction au sein du modèle complet. Grenouilleau, Ratto, et Roeger (2007) contournent cette difficulté en proposant une estimation de la règle de Taylor indépendamment du reste du modèle. Alors que la règle de politique monétaire aurait une indexation sur le taux d'intérêt passé comparable dans les deux zones, elle serait plus réactive aux États-Unis, à la fois en réaction à l'inflation et à l'écart du PIB à son potentiel. De plus, aux États-Unis, l'autorité monétaire est relativement plus réactive à l'*output gap* qu'à l'inflation. Ces résultats confirment les estimations de Clarida, Galí et Gertler (1998) dont on s'inspire pour définir deux types de règles monétaires, une règle "standard" applicable à l'économie française et une règle plus "réactive" caractérisant l'économie américaine (tableau 9).

TABLE 9 – *Calibrage des paramètres de la politique monétaire*

Paramètre ou Variable	Symbole	modèle France	modèle États-Unis
Inertie de la règle de Taylor	$\gamma_m$	0,9	0,9
Réaction de Taylor à la déviation de l'inflation	$\gamma_\pi$	1,5	2
Réaction de Taylor à la déviation du produit	$\gamma_y$	0,125	0,25

On peut maintenant étudier le rôle de chacune des caractéristiques de ces calibrages dans les éventuelles différences de résilience entre les deux modèles.

## 7 Comparaison de résiliences entre la France et les États-Unis

Une fois effectué le calibrage du modèle sur les économies française et américaine, la comparaison des dynamiques de chaque modèle calibré face aux différents chocs peut être abordée. La stratégie adoptée est de procéder par étapes. On compare le modèle français à des calibrages contrefactuels se rapprochant progressivement de celui du modèle américain. Dans un premier temps, seules les frictions sur le marché du travail constituent la source de différence des deux modèles (sous-partie 7.1). On ajoute ensuite les degrés de rigidité nominale sur les prix et les salaires et, enfin, la règle de politique monétaire (sous-partie 7.2).

### 7.1 Comparaison entre la France et les États-Unis : rôle du marché du travail

Dans cette sous-partie, on compare le modèle français à un modèle calibré sur le marché du travail américain mais identique au modèle français sur tout autre point. Les deux modèles ne diffèrent donc que sur le degré de frictions caractérisant leur marché du travail. On compare les fonctions de réponse de ces deux modèles face à des chocs identiques. Pour plus de lisibilité dans cette sous-partie, on parlera de modèle "français" et de modèle "américain" même si ce dernier n'est pas à proprement parler le modèle États-Unis calibré à la partie précédente.

#### 7.1.1 Spécification des chocs

La comparaison de résilience entre les deux économies va être faite ici en termes de différence de propagation des chocs usuels ou de rétroaction aux fluctuations. Les chocs doivent être identiques en variance et en autocorrélation dans chacune des économies. On distingue plusieurs catégories de chocs :

- des chocs structurels non liés au marché du travail : choc technologique  $z_t$ , chocs de préférence sur l'utilité de la consommation des ménages ( $\varepsilon_t^{pref}$ ) ou sur la désutilité du travail ( $\kappa_t^h$ ), choc monétaire<sup>31</sup> ( $\varepsilon_t^m$ );
- des chocs touchant spécifiquement le marché du travail : choc sur le taux de séparation ( $\rho_t$ ) et choc sur le coût de création d'un poste vacant ( $\kappa_t$ );
- un choc sur l'élasticité de substitution des biens finaux ( $\varepsilon_t^{cp}$ ) ou, à un facteur multiplicatif près, un choc sur le taux de marge des producteurs de biens finaux<sup>32</sup>. Ce choc intervient dans la nouvelle courbe de Phillips en s'apparentant à un choc sur le coût réel marginal des producteurs de biens finaux.

Les chocs considérés ont tous une amplitude de 1 %. Certains sont persistants, d'autres pas. Ainsi il est usuel de spécifier les chocs de politique monétaire, de préférence et de coût comme i.i.d de moyenne nulle. À l'inverse, de nombreuses estimations de modèles DSGE standard aboutissent à des autocorrélations non nulles pour les chocs technologiques ou pour ceux affectant la désutilité du travail. On choisit  $\rho_z = \rho_{\kappa^h} = 0,3$ . Concernant les chocs spécifiques au marché du travail, on choisit  $\rho_\rho = 0,9$  pour la persistance du choc sur le taux de séparation. Pour celle du choc sur le coût de création d'un poste vacant, on reprend l'*a priori* choisi par Christoffel, Kuester, et Linzert (2006) pour la zone euro, soit  $\rho_\kappa = 0,7$ .

On va maintenant détailler les différents mécanismes à l'oeuvre lors des réponses des deux économies modélisées aux principaux chocs. On se concentre tout d'abord sur deux chocs usuels dans la littérature liée aux modèles DSGE, le choc technologique et le choc monétaire. Puis on

---

31. Le choc monétaire consiste en un choc sur le taux d'intérêt nominal dont la détermination est régie par la banque centrale. Il provoque une déviation ponctuelle par rapport à ce qu'implique la règle de Taylor de la politique monétaire.

32. En effet, en notant  $\mu_t^p$  le taux de marge contemporain, on a en effet  $\hat{\mu}_t^p = -\frac{1}{\varepsilon^{cp}-1}\varepsilon_t^{cp}$ .

s'intéresse à un choc touchant directement le marché du travail, à savoir le choc sur le coût de création d'un poste vacant. Dans la comparaison des dynamiques des deux économies face aux chocs, on s'intéresse en particulier à deux dimensions qui permettent d'apprécier leur degré de résilience : d'une part la déviation initiale, d'autre part la vitesse de retour à l'équilibre, mesurée ici par le temps de demi-vie<sup>33</sup>. Les graphes des fonctions de réponse à l'ensemble des chocs sont présentés en annexe D. Les figures 5 et 6 qui suivent sont extraites de l'annexe D et sont présentées ici afin de faciliter la lecture du choc technologique et du choc sur le coût de création d'un emploi vacant.

### 7.1.2 Choc technologique et choc monétaire

**Choc technologique :** parmi tous les chocs simulés, le choc technologique est particulier car il a un caractère "permanent". On considère en effet une accélération temporaire du progrès technique. Il s'ensuit un déplacement permanent du niveau technologique de l'économie. Les fonctions de réponse de la figure 6 et de l'annexe D représentent les déviations relatives des variables non intensifiées. En revanche, le rythme de croissance à long terme reste identique et le sentier de croissance régulier est inchangé dans le modèle intensifié.

Le taux de croissance du progrès technique augmente de 1 point à l'impact. Cette accélération se résorbe progressivement pour revenir au rythme de croissance tendancielle initial. Au total, le choc entraîne une augmentation du niveau technologique de l'ordre de 1,5 %. Du fait des hypothèses d'additivité de la fonction d'utilité et de la forme logarithmique de l'utilité de la consommation, les effets de substitution (travail-loisir) et de revenu se compensent exactement de façon à ce que les heures travaillées et le taux de chômage ne soient pas affectés à long terme. Ainsi l'intégralité du choc technologique est absorbée dans les salaires et la consommation.

À court terme, l'augmentation initiale de la consommation est inférieure à 1 %. Cette transmission incomplète s'explique par la présence d'habitudes de consommation : la demande se retrouve systématiquement persistante car ancrée sur la consommation passée<sup>34</sup>. Du fait du retard d'ajustement de l'emploi à la marge extensive, le déséquilibre entre l'offre et la demande se résorbe dans un premier temps à la marge intensive : le nombre d'heures travaillées diminue à l'impact. Il s'ensuit une diminution de la profitabilité des entreprises intermédiaires, réduisant leur entrée sur le marché intermédiaire et provoquant une hausse du chômage.

On se concentre alors sur le coût réel marginal. Il dépend d'une part du salaire, d'autre part des heures travaillées. Le salaire peut se voir comme une moyenne pondérée du taux marginal de substitution et de la profitabilité des entreprises. Au premier ordre et à prix inchangés, la propagation du choc technologique est presque complète dans le taux de profit. En revanche, la présence d'habitudes de consommation modère la propagation du choc dans l'utilité marginale de la consommation et donc dans le taux marginal de substitution. En résumé, les salariés limitent leurs revendications salariales : la trajectoire du salaire ne suit pas parfaitement celle de la productivité mais reste en deçà. Cette modération salariale, jointe à la baisse des heures travaillées, conduit à une diminution du coût réel marginal.

L'interaction de la sphère nominale vient distordre les effets décrits sur la sphère réelle. Par la nouvelle courbe de Phillips, la baisse du coût réel marginal entraîne une diminution de l'inflation. La dynamique conduisant au nouvel état stationnaire de l'économie est ensuite appuyée par celle du taux d'intérêt. La diminution de l'inflation entraîne celle du taux d'intérêt nominal contrôlé par la banque centrale, conduisant à une augmentation de la consommation et donc

---

33. Le temps de demi-vie d'une variable est la durée à partir de laquelle la trajectoire de la variable se situe en dessous de la moitié de sa déviation maximale.

34. Cette contrainte peut aussi être interprétée comme un résultat du lissage du taux de croissance de leur consommation de la part d'agents averses au risque.

FIGURE 5 – *Choc technologique permanent de 1 % à l'impact et qui atteint 1,5 % de son niveau initial à long terme*

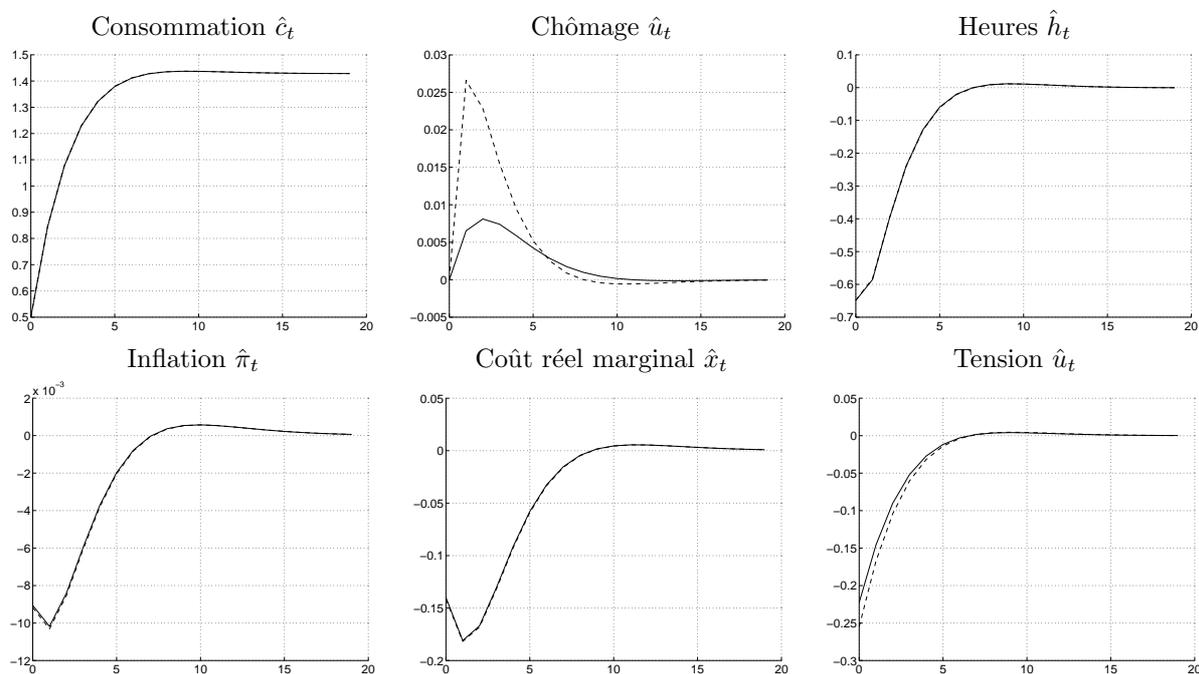
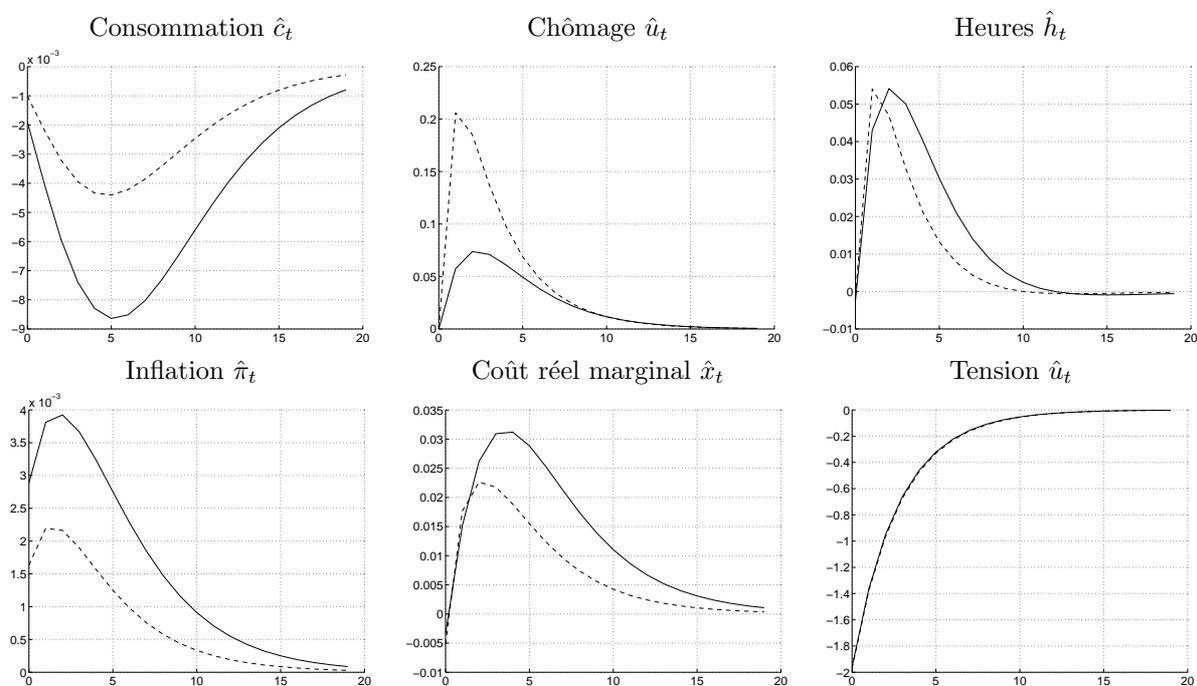


FIGURE 6 – *Choc transitoire de 1 % sur le coût de création d'un emploi*



Note de lecture : Les courbes désignent les réponses des économies suivantes :

- trait plein : modèle France ;
- tirets : modèle États-Unis en ce qui concerne le marché du travail.

Les fonctions de réponse, exceptées celles des taux, sont exprimées en déviation relative par rapport à l'équilibre stationnaire initial (points de pourcentage). Les réponses de  $u$  et de  $s$  sont des déviations absolues en points. L'axe des abscisses représente le nombre de trimestres après le choc.

de la demande en bien final. La demande s'ajuste donc progressivement au choc d'offre positif : les marges intensives et extensives des entreprises intermédiaires peuvent alors se réduire moins fortement.

**Choc monétaire :** un choc de contraction monétaire se traduit par une augmentation brutale du taux d'intérêt nominal. Il en résulte un choc de demande négatif : la consommation des ménages diminue, ainsi que l'inflation et le prix du bien intermédiaire.

Les conditions de l'offre n'étant pas structurellement affectées par la contraction monétaire, la diminution de la demande se traduit par une baisse des prix des biens finaux. Par conséquent, la rentabilité des entreprises intermédiaires diminue : elles créent moins d'emplois, la probabilité de trouver un emploi pour un chômeur diminue, ce qui se traduit par une augmentation du chômage.

La baisse de la rentabilité a un effet négatif sur le salaire. Du point de vue de l'employé, les chances de sortir du chômage étant moins élevées, l'arbitrage entre travailler et rester au chômage exerce une pression à la baisse sur le salaire. Comme l'utilité marginale de la consommation augmente, le prix du loisir tend à se renforcer et l'employé est prêt à travailler davantage. Pour ces trois raisons, le salaire réel diminue. Cette modération est atténuée par les rigidités salariales.

La diminution du salaire  $w_t$  est moins forte que celle du prix du bien intermédiaire  $x_t$  en raison des rigidités sur les salaires. De ce fait, le coût marginal auquel font face les entreprises intermédiaires augmente : la demande d'heures travaillées diminue. Encore une fois, l'ajustement du côté de l'offre se réalise *via* les heures travaillées.

**Qu'en est-il des différences de résilience face à ces deux chocs ?** Pour ces deux chocs, les dynamiques des deux économies sont similaires. Le taux de chômage ne réagit toutefois pas de la même manière dans les deux modèles : il est initialement moins dévié dans le modèle français et retourne plus lentement à l'équilibre. Malgré tout, ses déviations relatives sont d'ampleur très limitée et leurs différences n'ont par conséquent pas d'impact sur la dynamique de la consommation. L'ajustement se fait principalement du côté de la marge intensive et l'on observe dans les deux pays une diminution identique du nombre d'heures travaillées. Ce type de conclusion concerne de manière plus générale l'ensemble des chocs structurels n'affectant pas directement le marché du travail. La prépondérance de la marge intensive lors de l'ajustement noie en effet les différences de frictions à l'appariement entre les deux économies modélisées, qui apparaissent alors aussi résilientes l'une que l'autre<sup>35</sup>. On examine à présent un choc relié directement au marché du travail, le choc sur le coût de création.

### 7.1.3 Choc sur le coût de création

Un choc positif et persistant sur le coût de création des emplois vacants ( $\kappa_t$ ) agit de la même manière qu'un choc d'offre négatif : à taux de profit fixé, il est plus cher pour une entreprise intermédiaire de rechercher un employé. Le nombre d'emplois vacants diminue donc, entraînant une baisse de la tension sur le marché du travail (cf. figure 6). Pour les chômeurs, la probabilité de trouver un emploi diminue, et le chômage augmente. On assiste donc à une réduction de la marge extensive des entreprises intermédiaires. Cet effet n'est pas contemporain à l'impact initial mais il est parfaitement anticipé.

Face à la réduction de l'offre, la demande de biens, du fait des habitudes de consommation, se

---

35. Il faudrait une offre d'heures de travail très inélastique et/ou de très fortes rigidités salariales pour inverser cette tendance.

trouve alors en excès et le prix du bien intermédiaire  $x_t$  augmente, d'où une hausse de l'inflation. Cette hausse jointe à la montée du chômage tend à diminuer la consommation.

Le salaire est influencé par deux effets contraires :

- du côté des employeurs d'entreprises intermédiaires, la hausse du prix du bien intermédiaire augmente leur profitabilité : les employeurs sont donc à même de payer un salaire plus élevé ;
- du côté des employés, l'augmentation du chômage augmente l'utilité marginale de la consommation : la valeur du loisir diminue et les salariés sont donc moins enclins à négocier un salaire élevé.

Le premier effet domine et par conséquent le salaire augmente. Cependant sa croissance est moins forte que celle du prix du bien intermédiaire, ce qui stimule la demande d'heures travaillées.

En définitive, du fait du renchérissement relatif du coût de création d'un poste vacant par rapport au coût réel marginal de l'heure travaillée, le recours à la marge intensive est privilégié à un ajustement à la marge extensive. Les effets à l'impact sont essentiellement des effets d'anticipation qui passent par les prix. La dynamique qui suit est tirée par l'évolution du chômage.

Pour ce choc spécifique au marché du travail, les différences de dynamiques entre les deux modèles sont importantes. En ce qui concerne la consommation, le salaire réel, le prix du bien intermédiaire, l'inflation et le taux d'intérêt nominal, le modèle américain dévie moins fortement de l'équilibre et y retourne plus rapidement que le modèle français. Pour le taux de chômage, le modèle américain retourne également plus vite à l'équilibre, mais au prix d'un écart plus élevé à l'impact. Obéissant à une logique de substitution, les heures travaillées suivent la même dynamique que le taux de chômage. La conjonction de l'ajustement de la marge extensive et de la marge intensive, plus fort mais plus rapide dans le modèle américain, explique les différences de profils observés pour la consommation.

Comment expliquer ces différences ?

- La dynamique du taux de chômage est influencée à deux niveaux par la différence entre les taux de séparation dans les deux économies. D'abord, d'après la condition de libre entrée, la profitabilité instantanée affecte d'autant plus fortement la tension sur le marché du travail que le taux de séparation est élevé. Le taux de séparation intervient également dans la dynamique des flux d'entrée et de sortie sur le marché du travail : pour une économie à taux de séparation élevé, la population en emploi est plus réactive aux variations de la tension sur le marché du travail et revient aussi plus rapidement à l'équilibre.
- Concernant les heures travaillées, leur dynamique est dictée par celle des salaires et du prix du bien intermédiaire. Le salaire est affecté par le choc sur le coût de création en fonction de la probabilité de sortie du chômage. Intuitivement, les ménages s'approprient une part plus ou moins importante du surplus de l'appariement en fonction de la tension sur le marché du travail, et ce surplus dépend directement du coût de création d'un emploi vacant. Cette dynamique se répercute dans celle de l'inflation par la nouvelle courbe de Phillips puis dans celle du taux d'intérêt nominal. Dans une économie au marché de l'emploi fluide, le salaire puis les heures travaillées et le prix des biens intermédiaires s'ajustent rapidement aux modifications des conditions de l'offre.
- Enfin, la dynamique de la consommation totale résulte de celle du chômage et des heures travaillées. Elle concrétise surtout la capacité de substitution entre la marge extensive et la marge intensive de chacune des économies. Plus cette capacité est forte, moins la déviation à l'équilibre est importante.

Pour ce choc et plus généralement pour les chocs touchant directement le marché du travail, la consommation des ménages, les heures travaillées, le taux d'intérêt ou l'inflation laissent donc apparaître des différences notables entre les deux modèles. Sur la consommation, le modèle France est caractérisée par une réponse à la fois plus forte initialement et légèrement plus lente :

l'économie apparaît de manière univoque moins résiliente. Il en est de même pour les dynamiques de l'inflation ou du taux d'intérêt nominal.

Les chocs décrits précédemment ont été choisis pour illustrer les réponses des deux modèles à des impulsions de nature différente, chocs usuels dans un cas, choc concernant directement le marché du travail dans l'autre cas. De manière générale, les dynamiques des deux économies en réponse à ces chocs diffèrent surtout pour la variable de taux de chômage  $u_t$ . Le taux de chômage (en termes absolus) est dévié moins fortement et revient plus lentement à l'équilibre dans le modèle français que dans le modèle américain. Comme on l'a vu, la portée de cette première observation est néanmoins fortement limitée par l'amplitude des variations observées du taux de chômage. On remarque en effet que l'ajustement aux modifications de l'environnement extérieur s'effectue à la marge intensive. D'une part, à l'impact, la population en emploi reste inchangée et tous les ajustements ne peuvent alors s'effectuer que par la modification des heures travaillées. D'autre part, la faible élasticité de la désutilité marginale du travail assure que les heures travaillées s'ajustent effectivement.

Du fait de cet ajustement prépondérant de la marge intensive par rapport à la marge extensive, les deux économies réagissent de manière très similaire en réponse aux chocs usuels ne touchant pas explicitement le marché du travail. Les dynamiques des heures travaillées en réponse aux chocs, très proches dans les deux économies, n'induisent pas de différences dans la réponse de la consommation. En revanche, les chocs affectant spécifiquement le marché du travail laissent apparaître des différences sensibles de résiliences entre le modèle France et le modèle États-Unis : dans le cas du modèle États-Unis, la déviation de l'économie est moins forte et son retour à l'équilibre plus rapide, traduisant une plus grande capacité de substitution entre marges intensive et extensive.

## 7.2 Comparaison entre la France et États-Unis : rôle des rigidités sur les prix et les salaires et de la politique monétaire

Les fonctions de réponse précédentes ont été obtenues avec deux modèles ne différant que sur le calibrage du marché du travail. Le premier était calibré sur l'économie française. Le second l'était sur le marché du travail américain mais restait identique au modèle français pour ce qui concernait les degrés de rigidités et la conduite de politique monétaire. Cette première étape a permis de déterminer comment des différences de frictions sur le marché du travail se traduisent, tout choses égales par ailleurs, par des différences de résiliences.

On compare maintenant le modèle français à des calibrages ajoutant successivement les autres spécificités du modèle américain. Ce type d'exercice permet d'évaluer la contribution de caractéristiques telles que la flexibilité des prix ou des salaires et le type de règle monétaire aux différences de résilience entre les deux modèles.

Les modèles successivement comparés au modèle français sont les suivants :

- un modèle "États-Unis I" avec un marché du travail et une règle de politique monétaire issus du calibrage américain ;
- un modèle "États-Unis II" avec un marché du travail et un degré de flexibilité des prix et des salaires issus du calibrage américain ;
- enfin, le modèle "États-Unis", c'est-à-dire respectant le calibrage américain sur tous ses aspects (marché du travail, flexibilité des prix, des salaires et politique monétaire).

La totalité des graphes des fonctions de réponse sous ces différentes calibrations est présentée en annexe E. Les figures 7 et 8 suivantes sont extraites de cette annexe et sont présentées ici afin de faciliter la lecture du choc sur le poids de la désutilité du travail et du choc sur le taux de séparation.

**Rôle de la politique monétaire :** l'impact d'une politique monétaire plus réactive (modèle "États-Unis I") est visible dans les fonctions de réponse au choc technologique. Face à l'ajustement incomplet de la demande au choc d'offre et à la diminution de l'inflation qui en résulte, la réaction de la banque centrale est beaucoup plus brutale dans les modèles "États-Unis I" et "États-Unis" comparé à ce qu'on observe dans le modèle français : la baisse du taux d'intérêt nominal y est plus forte que dans le modèle français et la réactivité de la banque centrale est telle que le taux d'inflation laisse apparaître un surajustement à court et moyen terme. Toutefois, une règle de politique monétaire plus réactive ne modifie pas la dynamique de consommation dans le modèle américain par rapport au modèle français en réponse au choc technologique et, plus généralement, aux autres chocs usuels, à l'exception du choc monétaire. Pour ce dernier choc, on observe bien une diminution de la volatilité de la consommation et de l'inflation des modèles "États-Unis I" et "États-Unis" par rapport au modèle français.

**Rôle du degré de flexibilité des prix :** dans le cas des modèles "États-Unis II" et "États-Unis", une plus grande flexibilité des prix et des salaires tend à augmenter la déviation initiale du taux de chômage par rapport au modèle français, ainsi que sa vitesse de retour à l'équilibre. Malgré cela, on observe toujours peu de différences de dynamiques concernant la réponse de la consommation aux chocs technologique et de préférence. En réponse au choc monétaire, la consommation dans les modèles "États-Unis II" et "États-Unis" réagit légèrement plus rapidement que dans le modèle français. En revanche, on constate de fortes disparités entre les modèles "États-Unis II" ou "États-Unis" et le modèle français s'agissant des chocs distorsifs (chocs sur la désutilité du travail ou sur le taux de marge) et des chocs spécifiques au marché du travail. Pour ces chocs, les temps de demi-vie des réponses de la consommation, sous l'hypothèse de prix plus flexibles, sont au moins diminués de deux trimestres par rapport au modèle français. On voit aussi que la flexibilité des prix s'accompagne d'une déviation maximale de la consommation plus importante.

À titre d'exemple, on commente les mécanismes conduisant à un retour plus rapide de la consommation à l'équilibre, en réponse au choc sur la désutilité du travail, lorsque les prix sont plus flexibles. Un choc sur la désutilité du travail se traduit par une augmentation brutale du taux marginal de substitution entre consommation et loisir et par une hausse immédiate des salaires (cf. figure 7). En présence de prix plus flexibles (modèle "États-Unis II"), l'inflation augmente plus rapidement, déprimant la demande. La consommation diminue donc plus vite et plus fortement dans le modèle "États-Unis II" que dans le modèle France. Toujours en raison d'une plus grande flexibilité des prix, la vitesse de retour à l'équilibre est plus forte dans le modèle "États-Unis II" qui, sur cette dimension, se montre ainsi plus résilient que le modèle France en réponse à ce choc. Il en est de même pour le choc sur le taux de marge, qui s'apparente à un choc de coût touchant le marché des grossistes : dans l'économie où les prix sont plus flexibles, l'inflation ainsi que la consommation réagissent plus rapidement à ce choc. Finalement, en termes à la fois de déviation initiale et de vitesse de retour à l'équilibre, le modèle américain est plus résilient que le modèle français.

Enfin, face au choc portant sur le coût de création d'un emploi vacant ou sur le taux de séparation, les différents calibrages étudiés conduisent qualitativement à la même conclusion que dans la sous-partie précédente : face à ces chocs, le modèle américain revient plus rapidement à l'équilibre que le modèle français (cf. figure 8 pour le choc de séparation). On constate en particulier qu'en termes de vitesse de retour à l'équilibre, le degré de résilience est le plus élevé avec le modèle "États-Unis II" : en effet, un choc portant spécifiquement sur un paramètre de l'équation de salaire touche plus rapidement et plus brutalement une économie où les salaires sont plus flexibles.

L'utilisation des différents calibrages du modèle américain permet donc d'aboutir à la conclu-

FIGURE 7 – Choc sur le poids de la désutilité du travail de 1 % à l'impact

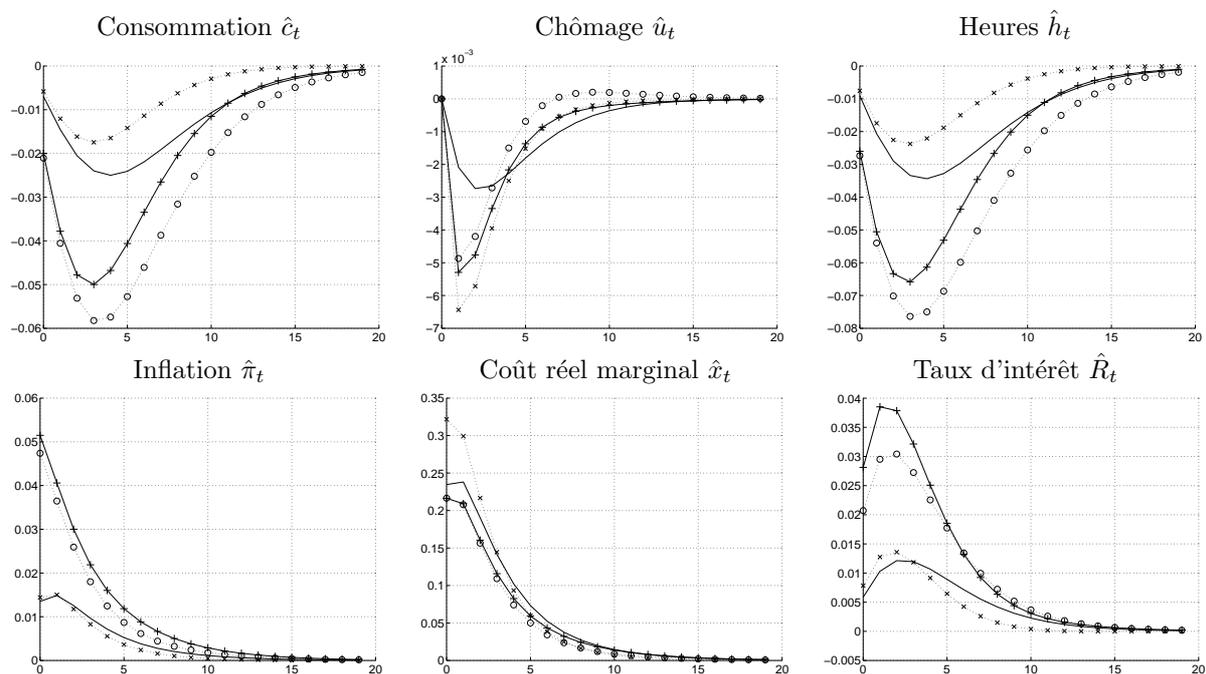
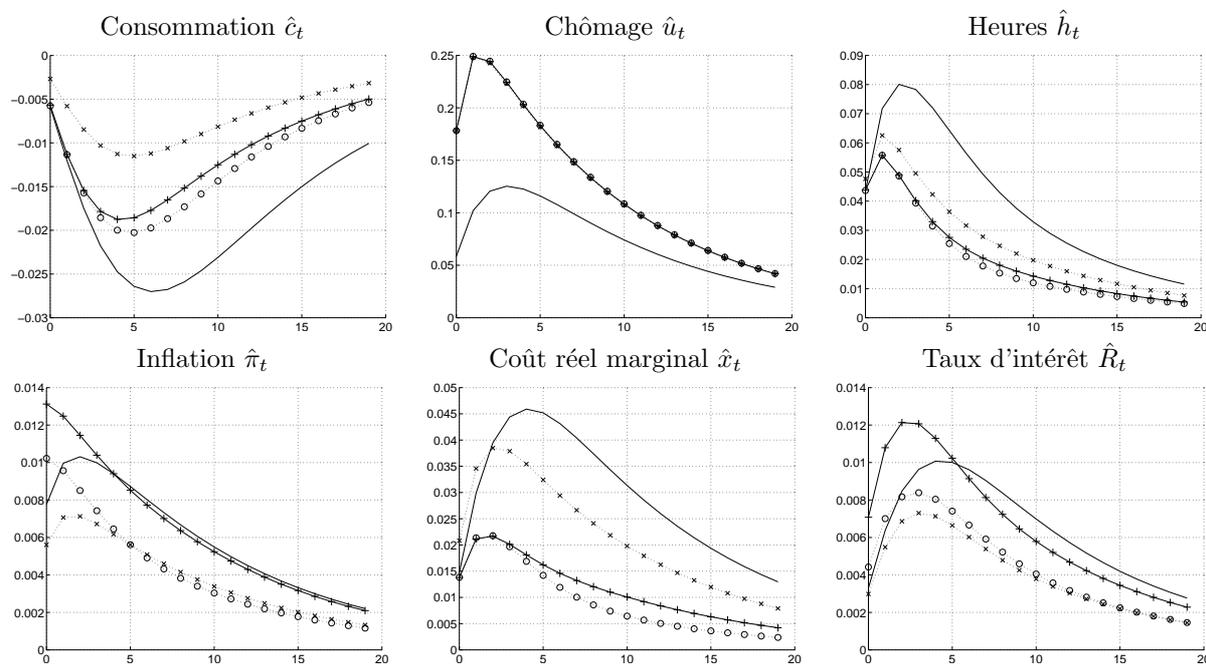


FIGURE 8 – Choc sur le taux de séparation de 1 % à l'impact



Note de lecture : Les courbes désignent les réponses des économies suivantes :

- trait plein : modèle France ;
- tirets avec  $\times$  : modèle "États-Unis I" (marché du travail et règle de politique monétaire issu du calibrage américain) ;
- points avec  $\circ$  : modèle "États-Unis II" (marché du travail et degré de flexibilité des prix et des salaires issu du calibrage américain) ;
- trait plein avec  $+$  : modèle "États-Unis".

Les fonctions de réponse, excepté celles des taux (taux de chômage  $u$ , taux d'inflation  $\Pi$ , taux d'intérêt  $R$ ) sont exprimées en déviation relative par rapport à l'équilibre stationnaire initial (points de %). Les réponses des taux sont des déviations absolues en points. L'axe des abscisses représente le nombre de trimestres après le choc.

sion suivante. Les différences de dynamique du taux de chômage entre le modèle américain et le modèle français sont robustes aux calibrages étudiés (et en particulier aux hypothèses sur les rigidités des prix et salaires et à la nature de la règle de politique monétaire). Les différences de résilience des économies modélisées en réponse aux chocs spécifiques au marché du travail sont également robustes aux calibrages alternatifs. En revanche, on a vu que face aux chocs usuels, le degré de rigidités de prix et des salaires ont une influence non négligeable sur les différences de dynamique entre les deux économies. En particulier, une hypothèse de prix ou de salaire plus flexibles dans le modèle États-Unis rend la vitesse de retour à l'équilibre supérieure à celle du modèle France, face à un choc sur la désutilité du travail ou un choc de taux de marge.

En définitive, on vérifie bien que les modèles américain et français ont des dynamiques de retour à l'équilibre plus ou moins différentes suivant le type de choc auquel elles sont confrontées. Il reste maintenant à déterminer quels sont les chocs qui sont quantitativement importants pour dresser le cycle historique de chacune des deux économies. Si la plus grande partie de la variance de la consommation est générée par des chocs technologiques à la fois pour l'économie française et l'économie américaine, il y a peu de chance que les différences de structure modélisées dans nos modèles expliquent les écarts d'*output gap* observés sur le dernier cycle. En revanche, si ce sont les chocs affectant directement le marché du travail ou les chocs de désutilité du travail qui contribuent majoritairement aux fluctuations observées, les différences de structure de nos maquettes sont pertinentes pour expliquer les écarts historiques observés.

## 8 Contributions empiriques

On s'intéresse maintenant à la contribution de chaque type de choc aux variations observées de l'*output gap*. Pour cela, dans chacun des modèles français et américain, on estime par maximum de vraisemblance la persistance et la volatilité des sept chocs introduits dans ces modèles, compte tenu du calibrage des autres paramètres structurels. On obtient alors la forme des processus des chocs ainsi que leurs chroniques historiques, permettant de reconstituer l'évolution historique des variables endogènes du modèle. Ceci étant fait, on peut se livrer à plusieurs exercices. D'une part, la forme des processus des chocs (persistance et écart-type) permet de décomposer la variance des endogènes du modèle en fonction des différents chocs et à différents horizons. D'autre part, à l'aide des chroniques historiques des chocs, on peut étudier les contributions de ces derniers à l'évolution historique des endogènes du modèle. L'objectif est de quantifier si les différences de résilience à certains chocs, mises en évidence précédemment, se sont traduites effectivement dans les variations des productions françaises et américaines, sur la période d'étude (1986T1-2007T2).

Les données observées sont les suivantes : le taux de croissance du PIB par actif, le taux de croissance du salaire horaire réel du secteur privé, les heures travaillées par salarié, le taux de chômage, le taux de sortie du chômage, le taux de croissance du déflateur du PIB et le taux d'intérêt nominal à 3 mois. Les résultats de l'estimation sont présentés dans le tableau 10.

TABLE 10 – *Estimation de la persistance et des écarts-types des chocs dans les deux économies*

Choc	Persistance		Écart-type	
	France	États-Unis	France	États-Unis
<i>taux de marge</i>	0,65 (0,17)	0,91 (0,04)	$8.10^{-4}$ (0,0003)	$7.10^{-4}$ (0,0001)
coût de création	0,98 (0,01)	0,97 (0,02)	0,038 (0,003)	0,029 (0,0023)
désutilité du travail	0,61 (0,08)	0,32 (0,09)	0,025 (0,002)	0,031 (0,003)
monétaire	0,14 (0,09)	0,42 (0,08)	0,0022 (0,0002)	0,0016 (0,0001)
préférence	0,87 (0,03)	0,73 (0,05)	0,013 (0,002)	0,016 (0,0017)
taux de séparation	0,87 (0,03)	0,89 (0,02)	0,035 (0,0027)	0,033 (0,0026)
technologique	0,55 (0,06)	0,53 (0,07)	0,0042 (0,0003)	0,0048 (0,0004)

Note : On indique entre parenthèses l'écart-type associé à chaque estimateur. Dans l'estimation de la courbe de Phillips néo-keynésienne, le choc de taux de marge a été extrait du terme de coût réel marginal. Il est implicitement multiplié par la pente de la courbe de Phillips.

L'écriture du modèle sous forme intensifiée conduit à une estimation de la persistance du choc technologique plus faible que celle qu'on peut trouver usuellement dans la littérature. En réalité, dans le modèle non intensifié, le choc technologique est persistant du fait même de son caractère de marche aléatoire. À l'exception du choc monétaire, les autres chocs montrent un degré de persistance élevé. C'est particulièrement le cas pour les deux chocs spécifiques au marché du travail. Concernant les deux chocs distorsifs, face auxquels les deux modèles ont des propriétés de résilience différentes, le choc de taux de marge est plus persistant dans le modèle États-

Unis tandis que le choc sur la désutilité du travail l'est davantage dans le modèle France. Pour l'ensemble des chocs, la volatilité de chacun est comparable entre les deux modèles.

Les paramètres des chocs étant estimés, on dispose de la spécification complète des processus d'impulsions affectant les économies. Il est alors possible de déterminer la variance de la composante non anticipée des variables endogènes du modèle, ce à différents horizons<sup>36</sup>. En particulier, on peut décomposer cette variance suivant les différents types de chocs (cf. tableau 11).

Pour le taux de croissance de la production, la décomposition suggère, à la fois pour le modèle France et le modèle États-Unis, l'importance des chocs technologiques et des chocs de préférences. Ces deux types de chocs expliqueraient à eux deux respectivement plus de 79 % et 86 % de la variance de la croissance de l'*output gap* dans les deux modèles, aussi bien à court terme qu'à long terme. Les chocs spécifiques au marché du travail n'y ont qu'une importance minime. En revanche, le choc de coût de création d'un emploi vacant et le choc sur le taux de séparation interviennent, de manière importante et non surprenante, dans la variance du taux de chômage. L'impact de ces chocs sur la variabilité du taux de chômage, qui ne se retrouve pas dans celle de la croissance de la production, traduit le faible lien entre la marge extensive et la variation de l'*output gap*, déjà constatée dans les fonctions de réponse. En revanche, la variabilité des heures travaillées serait fortement impactée à court terme par le choc de préférence et par le choc de taux de marge dans le modèle États-Unis, par le choc de préférence dans le modèle France.

Cette hiérarchie du pouvoir explicatif des chocs se retrouve dans les contributions de chacun d'entre eux aux variations historiques du taux de croissance de la production (cf. figure 9). Selon les modèles, entre 1996 et 2007, les variations des taux de croissance du PIB par actif américain et français sont principalement expliquées par les chocs technologiques, de demande et monétaire<sup>37</sup>. Les autres types de chocs, en particulier les chocs sur le coût de création et sur le taux de séparation, ne contribuent que marginalement aux fluctuations de la production. Le caractère contra-cyclique de la politique monétaire est visible pour la France en 1996 et pour les deux pays au début des années 2000.

Si l'on se concentre plus particulièrement sur la récession du début des années 2000, le modèle suggère que les économies française et américaine se sont distinguées par le type de chocs qui les ont été affectées : la récession est principalement expliquée aux États-Unis par la contribution négative du choc de préférences alors qu'il s'agit du choc technologique pour la France. Ce rôle du choc de demande dans le ralentissement qui a touché les États-Unis au début des années 2000 est cohérent avec Smets et Wouters (2007). De plus, l'impact négatif du choc technologique en France est suivi par un choc négatif de demande en 2002, au moment où la contribution du premier choc se retourne. Aux États-Unis, l'impact négatif du choc de demande se résorbe à la fin de l'année 2001 et n'est pas suivie immédiatement par une contribution fortement négative d'un autre choc. La dynamique des deux économies sur cette période se caractériserait donc par des combinaisons de chocs différentes et spécifiques à chacune d'entre elle.

---

36. Pour une variable endogène  $x_t$ , il s'agit de calculer la variance de sa composante non anticipée à un horizon  $h$  fixé, c'est-à-dire la variance de  $x_{t+h} - E_t(x_{t+h})$  où  $E_t(\cdot)$  désigne l'opérateur "espérance" conditionnel à l'ensemble d'information disponible à la date  $t$ . La variable  $x_{t+h} - E_t(x_{t+h})$  peut en effet s'exprimer comme une combinaison linéaire des différents chocs du modèles, rendant possible le calcul de sa variance en fonction de celle des chocs.

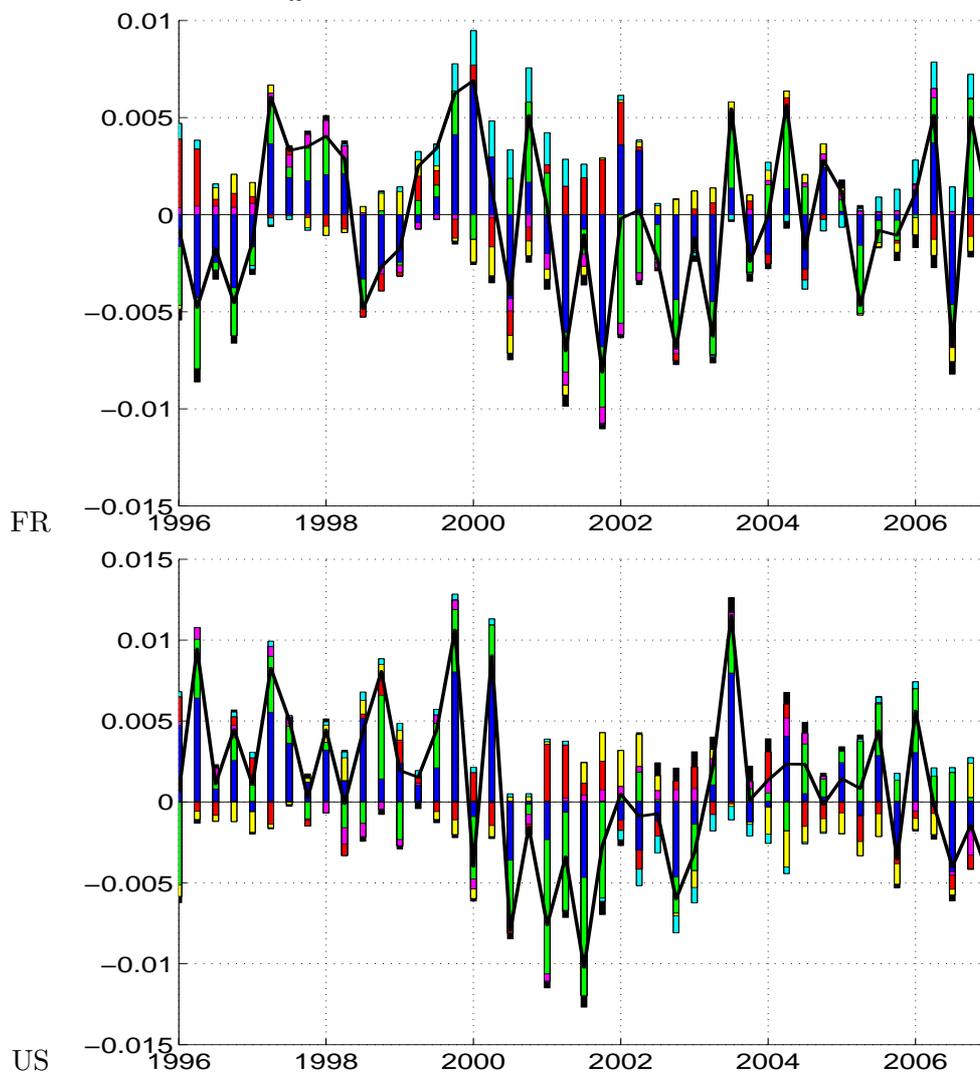
37. Il en est de même sur la période 1986-1995.

TABLE 11 – *Décomposition de la variance du taux de croissance du produit, du taux de chômage et des heures travaillées (en %)*

horizon	monétaire	désutil. trav.	création	techno.	tx de marge	préférence	séparation
<i>Taux de croissance du produit</i>							
France							
2	14,5	0,5	0,8	55,4	2,3	26,3	0,2
10	14,4	0,8	1,1	56,0	4,0	23,9	0,3
Long terme	14,2	0,9	1,2	55,3	4,2	23,9	0,4
États-Unis							
2	5,7	1,5	0,2	52,8	3,9	35,7	0,3
10	6,1	1,9	0,2	53,3	4,5	33,6	0,3
Long terme	6,1	2,0	0,2	53,0	4,8	33,5	0,4
<i>Taux de chômage</i>							
France							
2	0,0	0,0	18,1	0,0	0,2	0,1	81,6
10	0,0	0,0	43,9	0,0	0,4	0,1	55,6
Long terme	0,0	0,0	66,5	0,0	0,3	0,0	33,1
États-Unis							
2	0,0	0,1	20,7	0,0	0,0	0,2	79,0
10	0,0	0,0	58,7	0,0	0,1	0,2	40,9
Long terme	0,0	0,0	88,7	0,0	0,0	0,1	11,2
<i>Heures travaillées</i>							
France							
2	24,9	1,0	1,6	8,9	3,2	46,2	14,3
10	10,9	4,0	9,3	3,8	8,6	49,4	14,0
Long terme	7,5	3,0	33,3	2,6	5,9	37,5	10,2
États-Unis							
2	9,8	2,8	1,1	10,9	6,3	62,5	6,6
10	5,3	7,0	4,0	6,6	20,9	50,6	5,7
Long terme	4,8	6,4	9,2	5,9	22,0	46,1	5,6

*Note de lecture : A un horizon de 2 trimestres, la variance du taux de croissance du produit est expliquée à plus de 55,4 % par le choc technologique, à 26,3 % par le choc de préférence, à 14,5 % par le choc monétaire et pour le reste par les autres chocs. Les parts de la variance expliquée par les différents chocs se somment à 1.*

FIGURE 9 – Décomposition historiques des variations du taux de croissance du PIB par actif suivant les contributions des différents chocs



Note de lecture : la courbe en noir représente le taux de croissance du PIB par actif. Les contributions des différents chocs suivent le code de couleurs (visible sur la version électronique du document) suivant :

- en jaune : choc de mark-up ;
- en bleu cyan : choc sur le coût de création ;
- en rouge magenta : choc sur la désutilité du travail ;
- en rouge : choc monétaire ;
- en vert : choc de préférence ;
- en noir : choc sur le taux de séparation ;
- en bleu : choc technologique.

## 9 Conclusion

La comparaison des degrés de résilience des économies française et américaine à l'aide d'un modèle DSGE augmenté d'un modèle d'appariement à la Diamond-Mortensen-Pissarides a permis d'effectuer des simulations contrefactuelles de la réponse des économies face à différents types de chocs. De ces simulations théoriques ressortent les résultats suivants :

1. Les différences de taux de rotation entre les États-Unis et la France n'entraîneraient pas de différences de résilience de la production aux chocs usuels. Des différences de résilience n'apparaissent que pour les chocs spécifiques au marché du travail, ceux qui ont un impact direct sur le prix relatif de l'embauche par rapport à l'heure marginale de travail. Pour ces chocs, la plus forte capacité de substitution entre la marge extensive et la marge intensive dans le modèle États-Unis permet un retour plus rapide du produit agrégé à l'équilibre. De plus, sur l'ensemble des chocs, le chômage dans le modèle américain a une dynamique plus résiliente que dans le modèle français.
2. Les différences de conduite de politique monétaire entre les États-Unis et la France, prises en compte sous la forme de la réactivité plus ou moins forte d'une règle de Taylor, n'entraînent pas non plus de différences de résilience significatives de la production aux chocs usuels, mis à part en réponse au choc monétaire.
3. Les dynamiques du modèle se retrouvent fortement impactées par une plus grande flexibilité des prix sauf, encore une fois, en ce qui concerne la résilience de la production en réponse aux chocs technologique et de préférence.

La contribution aux fluctuations des chocs spécifiques au marché du travail vient confirmer ce point. Une estimation de la persistance et de la volatilité des chocs introduits dans le modèle, conditionnelle à l'étalonnage de ses autres paramètres structurels, a en effet été réalisée pour la France et les États-Unis, sur la période 1986-2007. Cette estimation suggère que sur l'ensemble de la période d'estimation, les variations du taux de croissance de la production sont expliquées principalement par les chocs technologiques, les chocs de préférence et, dans une moindre mesure, les chocs monétaires. Les chocs spécifiques au marché du travail - chocs sur le coût de création d'un poste vacant et sur le taux de séparation - ne contribuent que marginalement aux fluctuations de la production. En particulier, pendant la récession du début des années 2000, les dynamiques des économies française et américaine se seraient distinguées par une combinaison différente des chocs de technologie et de préférence.

Notre conclusion selon laquelle les différences de frictions sur le marché du travail et de flexibilité des prix et des salaires ne sont pas à l'origine des écarts d'*output gap* observés lors de la récession du début des années 2000 est bien sûr contingente à notre modèle. En particulier, le faible lien entre activité et taux de chômage qui apparaît face aux chocs usuels peut être discuté. L'hypothèse d'exogénéité du taux de séparation semble de ce point de vue la plus dirimante. Les mécanismes associés à un taux de séparation variable, tels que les variations de l'obsolescence du capital physique ou humain, ont vraisemblablement un fort impact sur la résilience au niveau microéconomique et un lien étroit avec les chocs technologiques. Ainsi, dans le cadre d'un prolongement de l'étude, on pourrait dans un premier temps corrélérer les chocs technologiques au taux de séparation. Pour faire le lien entre niveau technologique et taux de rotation sur le marché du travail, on pourrait aussi modéliser le fait qu'un taux de rotation trop faible entraîne une dépréciation plus irréversible du capital humain des chômeurs.

Enfin, la question de l'étude normative de la résilience est toujours ouverte. Elle est intimement liée à celle de l'étude des coûts des fluctuations. Celle-ci est marquée par le résultat de Lucas (1987), selon lequel, sous l'hypothèse d'agent représentatif, les coûts des fluctuations sont de l'ordre de 0,01 point de PIB. Ce n'est que lorsque les fluctuations perturbent la croissance de

long terme que leurs coûts deviennent importants. Ainsi, la prise en compte de l'accumulation de capital humain semble aussi une piste prometteuse dans une optique normative.

## Références

- BLANCHARD, O., ET J. GALÍ (2007a) : “A New Keynesian Model with Unemployment,” CFS Working Paper Series 2007/08, Center for Financial Studies.
- (2007b) : “Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(s1), 35–65.
- BOLDRIN, M., L. J. CHRISTIANO, ET J. D. M. FISHER (2001) : “Habit Persistence, Asset Returns, and the Business Cycle,” *American Economic Review*, 91(1), 149–166.
- CHRISTOFFEL, K., ET T. LINZERT (2005) : “The Role of Real Wage Rigidity and Labor Market Frictions for Unemployment and Inflation Dynamics,” IZA Discussion Papers 1896, Institute for the Study of Labor (IZA).
- CHRISTOFFEL, K. P., K. KUESTER, ET T. LINZERT (2006) : “Identifying the role of labor markets for monetary policy in an estimated DSGE model,” Working Paper Series 635, European Central Bank.
- DG-ECFIN (2007) : “The Resilience of the euro-area Economy,” Quarterly Report on the Euro Area III, European Commission.
- DREW, A., M. KENNEDY, ET T. SLØK (2004) : “Differences in Resilience Between the Euro-Area and US Economies,” OECD Economics Department Working Papers 382, OECD Economics Department.
- DUVAL, R., J. ELMESKOV, ET L. VOGEL (2007) : “Structural Policies and Economic Resilience to Shocks,” OECD Economics Department Working Papers 567, OECD Economics Department.
- FÈVE, P., ET F. LANGOT (1996) : “Unemployment and the business cycle in a small open economy : G.M.M. estimation and testing with French data,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 20(9-10), 1609–1639.
- GALI, J., M. GERTLER, ET J. D. LOPEZ-SALIDO (2001) : “European inflation dynamics,” *European Economic Review*, 45(7), 1237–1270.
- GERTLER, SALA, ET TRIGARI (2007) : “An Estimated Monetary DSGE Model with Unemployment and Staggered Nominal Wage Bargaining,” présenté au colloque “Négociations salariales, emploi, politique économique et monétaire” organisé par la Banque de France et la DARES les 9 et 10 octobre 2007 à Paris.
- GRENOUILLEAU, RATTO, ET ROEGER (2007) : “Adjustment to shocks : a comparison between the Euro Area and the US using estimated DSGE models,” présenté au workshop de l’OCDE sur la résilience.
- HALL, R. (2005) : “TEmployment Fluctuations with Equilibrium Wage Stickiness,” *American Economic Review*, 95(1), 50–65.
- HECKEL T., H. L. B., ET J. MONTORNES (2007) : “Sticky wages. Evidence from Quarterly Microeconomic Data,” présenté au colloque “Négociations salariales, emploi, politique économique et monétaire” organisé par la Banque de France et la DARES les 9 et 10 octobre 2007 à Paris.
- LUCAS, R. (1987) : *Model of Business Cycles*, Basil Blackwell, New York, 1987.
- MOYEN, S., ET J.-G. SAHUC (2005) : “Incorporating labour market frictions into an optimising-based monetary policy model,” *Economic Modelling*, 22(1), 159–186.
- PETRONGOLO, B., ET C. A. PISSARIDES (2001) : “Looking into the Black Box : A Survey of the Matching Function,” *Journal of Economic Literature*, 39(2), 390–431.
- SHIMER, R. (2005) : “The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies,” *American Economic Review*, 95(1), 25–49.

- SMETS, F., ET R. WOUTERS (2004) : “Comparing Shocks and Frictions in US and Euro Area Business Cycles : A Bayesian DSGE Approach,” CEPR Discussion Papers 4750, C.E.P.R. Discussion Papers.
- SMETS, F., ET R. WOUTERS (2007) : “Shocks and Frictions in US Business Cycles : A Bayesian DSGE Approach,” *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 97(3), pages 586-606, June.
- TRIGARI, A. (2004) : “The Role of Search Frictions and Bargaining for Inflation Dynamics,” Working Papers 304, IGIER (Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research), Bocconi University.
- YASHIV, E. (2006) : “U.S. Labor Market Dynamics Revisited,” IZA Discussion Papers 2455, Institute for the Study of Labor (IZA).
- (2007) : “Labor search and matching in macroeconomics,” *European Economic Review*, 51.

## A Modèle pour l'identification astructurelle

Cette annexe, on décrit le modèle estimé lors de la répliation de Duval, Elmeskov, et Vogel (2007).

Soit  $Y_{it}$  le logarithme de la production du pays  $i$  à la date  $t$ .  $Y_{it}$  peut être décomposé selon trois directions :

- une tendance stochastique :  $T_{it}$ ,
- une contribution des chocs communs à tous les pays :  $C_{it}$ ,
- une contribution des chocs idiosyncratiques au pays  $i$  :  $I_{it}$ .

Cette décomposition peut être résumée ainsi :  $Y_{it} - T_{it} = C_{it} + I_{it}$ . L'*output gap* est régi par des chocs communs et idiosyncratiques.

On précise les lois d'évolution de chacune des composantes. La tendance est une marche aléatoire d'ordre 2 :

$$\begin{aligned} T_{it} &= T_{it-1} + \beta_{it} \\ \beta_{it} &= \beta_{it-1} + \epsilon_{it}^T \end{aligned}$$

où  $\epsilon_{it}^T$  est une suite de variables aléatoires, indédendantes, identiquement distribuées (i.i.d.) et d'écart-type  $\sigma_i^T$ .

La contribution des chocs communs  $C_{it}$  suit un ARMA(2,1) de forme particulière :

$$C_{it} = \rho_i \cos(\lambda) C_{it-1} + \delta_i C_{it-2} + v_i (\epsilon_t^C - \psi_i \epsilon_{t-1}^C)$$

avec  $\epsilon_t^C$  i.i.d de variance 1 et  $\psi_i = \frac{1+\rho_i^2}{2\rho_i \cos(\lambda)} \left( 1 - \sqrt{1 - \frac{1+\rho_i^2}{2\rho_i \cos(\lambda)}} \right)$ . Dans cette loi d'évolution, on reconnait le choc commun  $\epsilon_t^C$ . Les pays peuvent alors se distinguer par leur vulnérabilité  $v_i$ . La persistance de la réponse au choc commun est déterminée par  $\rho_i$ , différent selon le pays. En revanche, les propagations du choc commun de chaque pays partagent la même périodicité mesurée par  $\lambda$ . C'est cet invariant entre pays qui permet d'identifier le choc commun.

La contribution des chocs idiosyncratiques suit un AR(1) :

$$I_{it} = \pi_i I_{it-1} + \epsilon_{it}^I$$

où  $\epsilon_{it}^I$  est i.i.d. d'écart-type  $\sigma_i^I$ .

## B Dictionnaires

Cette annexe présente les dictionnaires des paramètres et des variables utilisées dans le modèle.

TABLE 12 – *Listes des variables*

Variables	Symbole
Consommation en bien final	$C$
Utilité marginale de la consommation	$\lambda$
Taux d'intérêt nominal	$R$
Inflation	$\Pi$
Taux d'emploi	$n$
Taux de chômage	$u$
Taux de séparation	$\rho$
Taux de postes vacants	$v$
Taux d'appariement	$m$
Tension sur le marché du travail	$\theta$
Probabilité de remplir un poste vacant	$q$
Probabilité de sortie du chômage	$s$
Coût de création	$\kappa$
Production du bien intermédiaire	$y^I$
Production du bien agrégé	$y$
Nombre d'heures travaillées	$h$
Salaire réel horaire	$w$
Pouvoir de négociation dynamique des salariés	$\chi$
Profit des entreprises intermédiaires	$\psi$
Prix relatif du bien intermédiaire	$x$
Productivité marginale du travail	$mpl$
Taux marginal de substitution (consommation-loisir)	$mrs$
Désutilité du travail	$g(h)$
Revenu de remplacement des chômeurs	$b$
Prix relatif de réoptimisation	$p^*$
Choc de progrès technique	$\mu^z$
Choc de préférence	$\varepsilon^{pref}$
Choc sur la désutilité du travail	$\kappa_h$
Choc sur l'élasticité de substitution des biens finaux	$\varepsilon^{cp}$
Choc monétaire	$\varepsilon^m$

TABLE 13 – *Listes des paramètres*

Paramètre	Symbole
Facteur d'escompte	$\beta$
Taux de croissance du progrès technique	$g_z$
Élasticité de la désutilité du travail aux heures travaillées	$\phi$
Taux de mark-up sur le marché des biens	$\mu_p$
Élasticité de la production aux heures travaillées	$\alpha$
Taux de séparation exogène	$\rho$
Habitude de consommation	$h_c$
Pouvoir de négociation des travailleurs	$\eta$
Taux de remplacement des indemnités	$\eta_b$
Efficacité de l'appariement	$\sigma_m$
Élasticité de l'appariement au chômage	$\sigma_2$

TABLE 14 – *Listes des paramètres affectant la dynamique*

Paramètre	Symbole
Probabilité de non-réoptimisation du prix	$\varphi_p$
Indexation automatique des prix sur l'inflation passée	$\gamma_p$
Indexation des salaires sur leur niveau passé	$\gamma_w$
Inertie de la règle de Taylor	$\gamma_m$
Réaction de la règle monétaire à la déviation de l'inflation	$\gamma_\pi$
Réaction de la règle monétaire à la déviation de la production	$\gamma_y$

## C Comparaisons statiques

Dans cette annexe, on présente visuellement les effets de quelques paramètres clé du modèle sur l'équilibre de long terme de l'économie. Les graphiques disposés dans la figure 10 illustrent quelques enseignements algébriques de comparaisons statiques. Pour déterminer l'évolution de certaines variables, des simulations numériques sont nécessaires. Leurs résultats sont consignés dans le tableau 15.

FIGURE 10 – Exemples de déplacements de l'équilibre stationnaire en comparaison statique

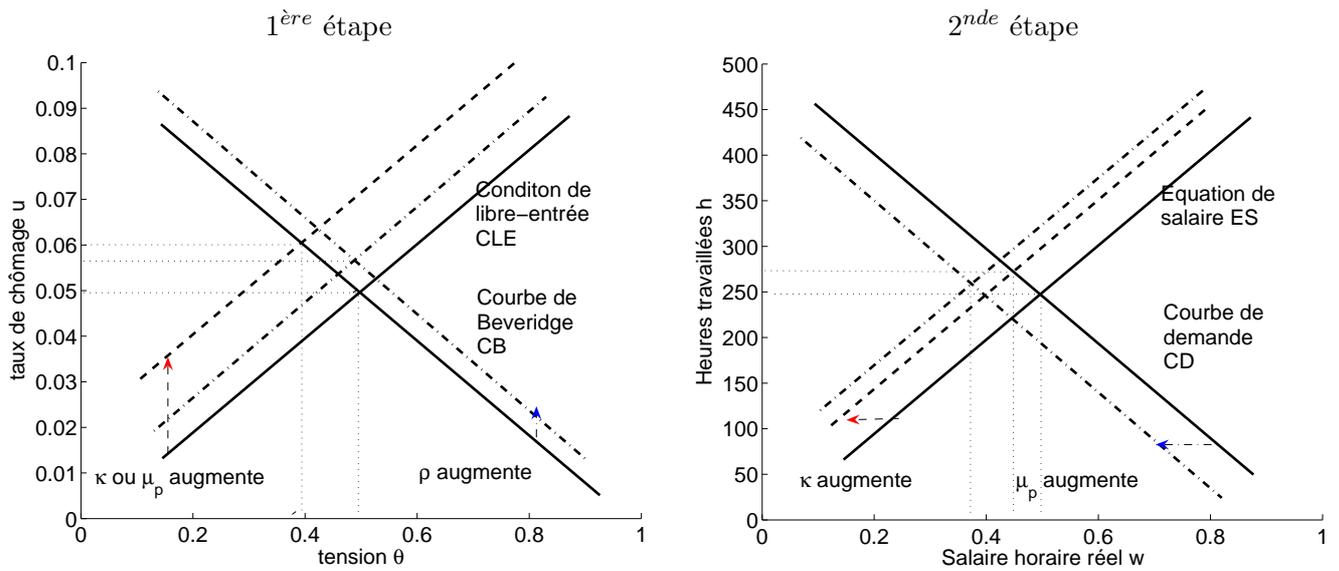


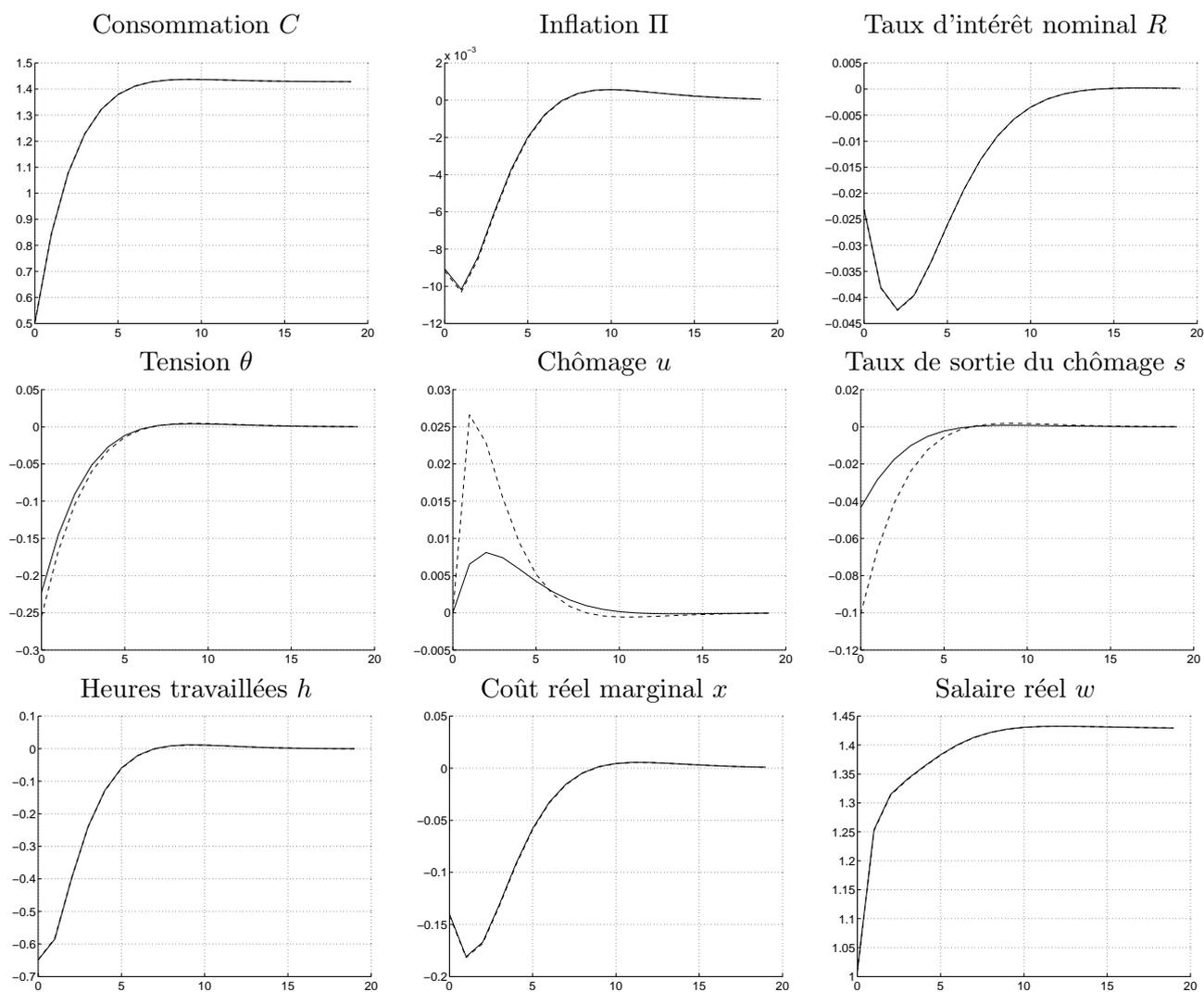
TABLE 15 – Synthèse des effets à long terme de la hausse de certains paramètres structurels

		Coût de création	Facteur d'escompte	Taux de marge	Taux de séparation	Efficacité de l'appariement
		$\kappa$	$\beta$	$\mu_p$	$\rho$	$\sigma_m$
Variables	Symbole					
Tension sur le marché du travail	$\theta$	-*	+	-*	-	+
Taux de chômage	$\bar{u}$	+	-*	+	+	-*
Salaire horaire	$\bar{w}$	-*	+	-*	-	+
Nombre d'heures travaillées	$\bar{h}$	+	-*	-	+	-
Production de bien intermédiaire homogène	$\bar{y}^I$	+	-*	-	+	-
Production de bien final	$\bar{y}$	-	+	-	-	+

*Note de lecture : ce tableau présente l'impact de la hausse d'un paramètre structurel (colonnes) sur l'état stationnaire du modèle (variables des lignes). Par exemple, une hausse du coût de création implique une augmentation du taux de chômage de long terme (signe +) et une diminution de la tension sur le marché du travail (signe -). Les signes marqués d'une astérisque correspondent à des effets non ambigus. Les signes sans astérisques désignent des effets ambigus du point de vue théorique, c'est-à-dire résultant de plusieurs effets contraires, et dont l'ambiguïté ne peut être levée sans une résolution numérique. Ainsi, une hausse du coût de création est a priori ambiguë sur le niveau de production à l'état stationnaire. La calibration du modèle France implique finalement un effet négatif.*

## D Fonctions de réponse : rôle du marché du travail

FIGURE 11 – Réponse des deux économies à un choc technologique permanent de 1 % à l'impact et qui atteint 1,5 % de son niveau initial à long terme

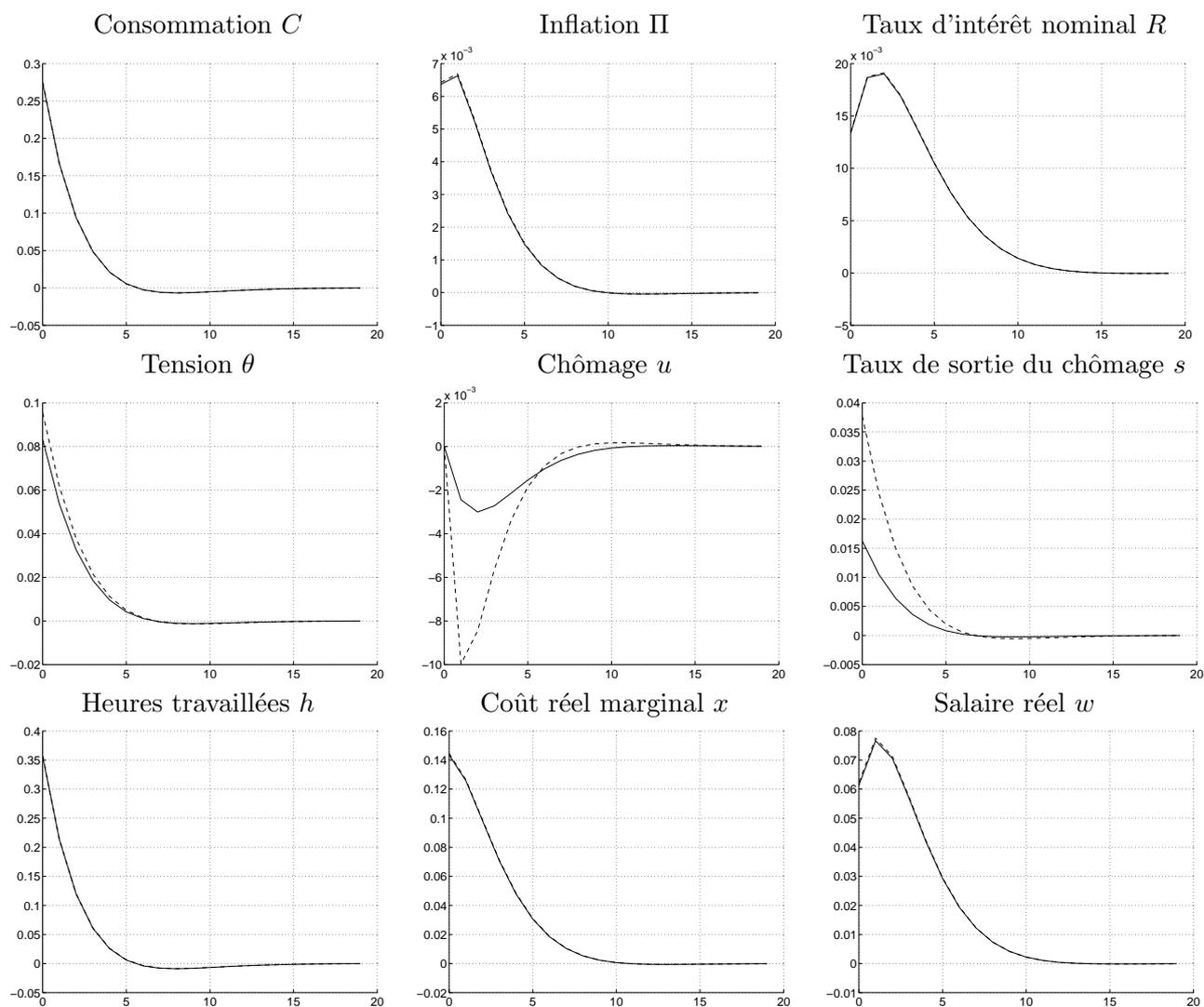


Note de lecture : Les courbes désignent les réponses des économies suivantes :

- trait plein : modèle France ;
- tirets : modèle États-Unis en ce qui concerne le marché du travail.

Les fonctions de réponse, exceptées celles des taux (taux de chômage  $u$ , taux de sortie du chômage  $s$ , taux d'inflation  $P_i$ , taux d'intérêt  $R$ ), sont exprimées en déviation relative par rapport à l'équilibre stationnaire initial (points de pourcentage). Les réponses des taux sont des déviations absolues en points. Par exemple, à long terme, la consommation augmente de 1,4 % par rapport à sa trajectoire initiale et, à court terme, le taux de chômage augmente d'à peu près  $5 \cdot 10^{-3}$ . Il augmente donc de 5 % à 5,005 % de la population active américaine. L'axe des abscisse représente le nombre de trimestres après le choc.

FIGURE 12 – Réponse des deux économies à un choc de préférence de 1 % à l'impact

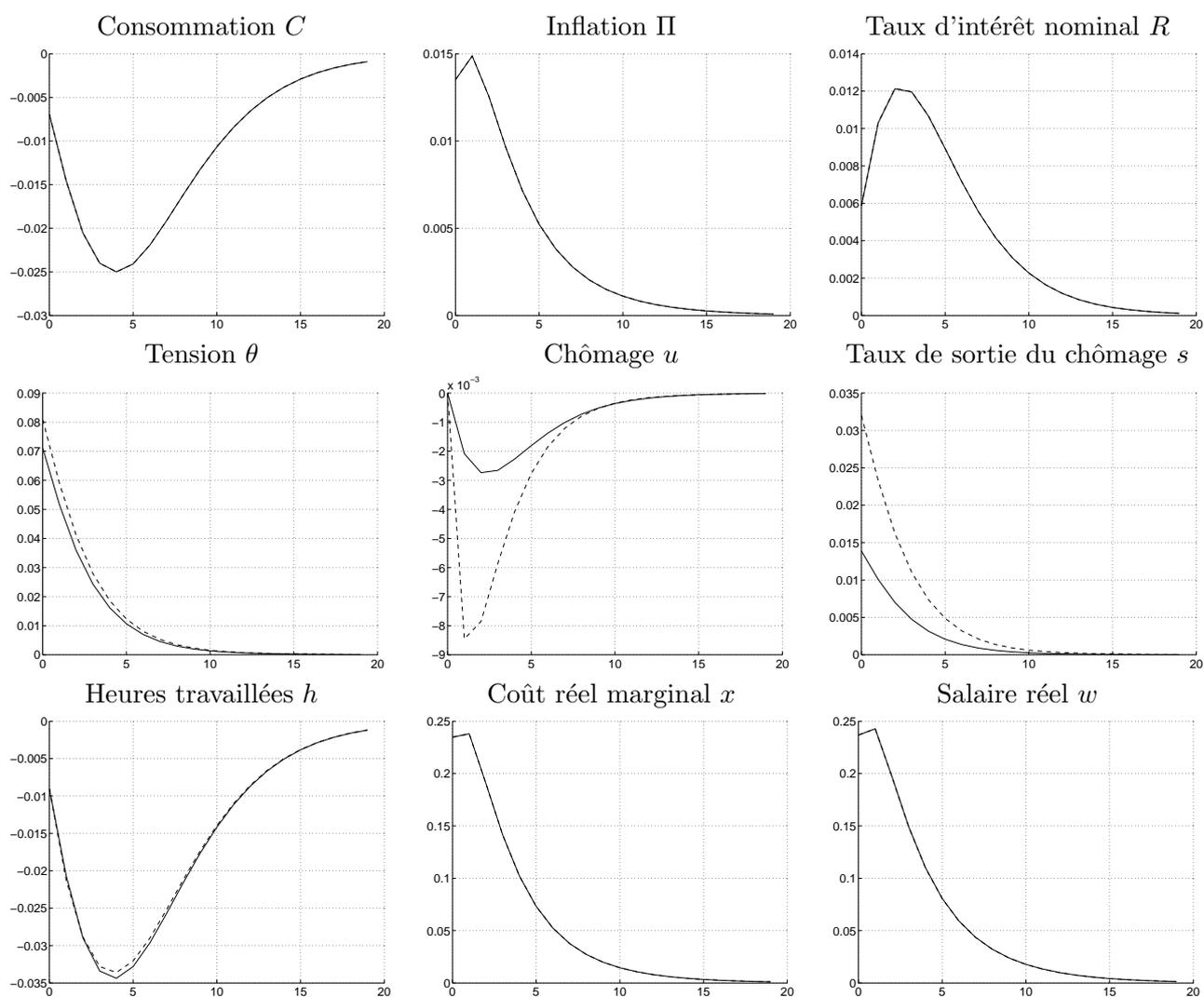


Note de lecture : Les courbes désignent les réponses des économies suivantes :

- trait plein : modèle France ;
- tirets : modèle États-Unis en ce qui concerne le marché du travail.

Les fonctions de réponse, exceptées celles des taux, sont exprimées en déviation relative par rapport à l'équilibre stationnaire initial (points de pourcentage). Les réponses de  $u$  et de  $s$  sont des déviations absolues en points.

FIGURE 13 – Réponse des deux économies à un choc sur le poids de la désutilité du travail de 1 % à l'impact

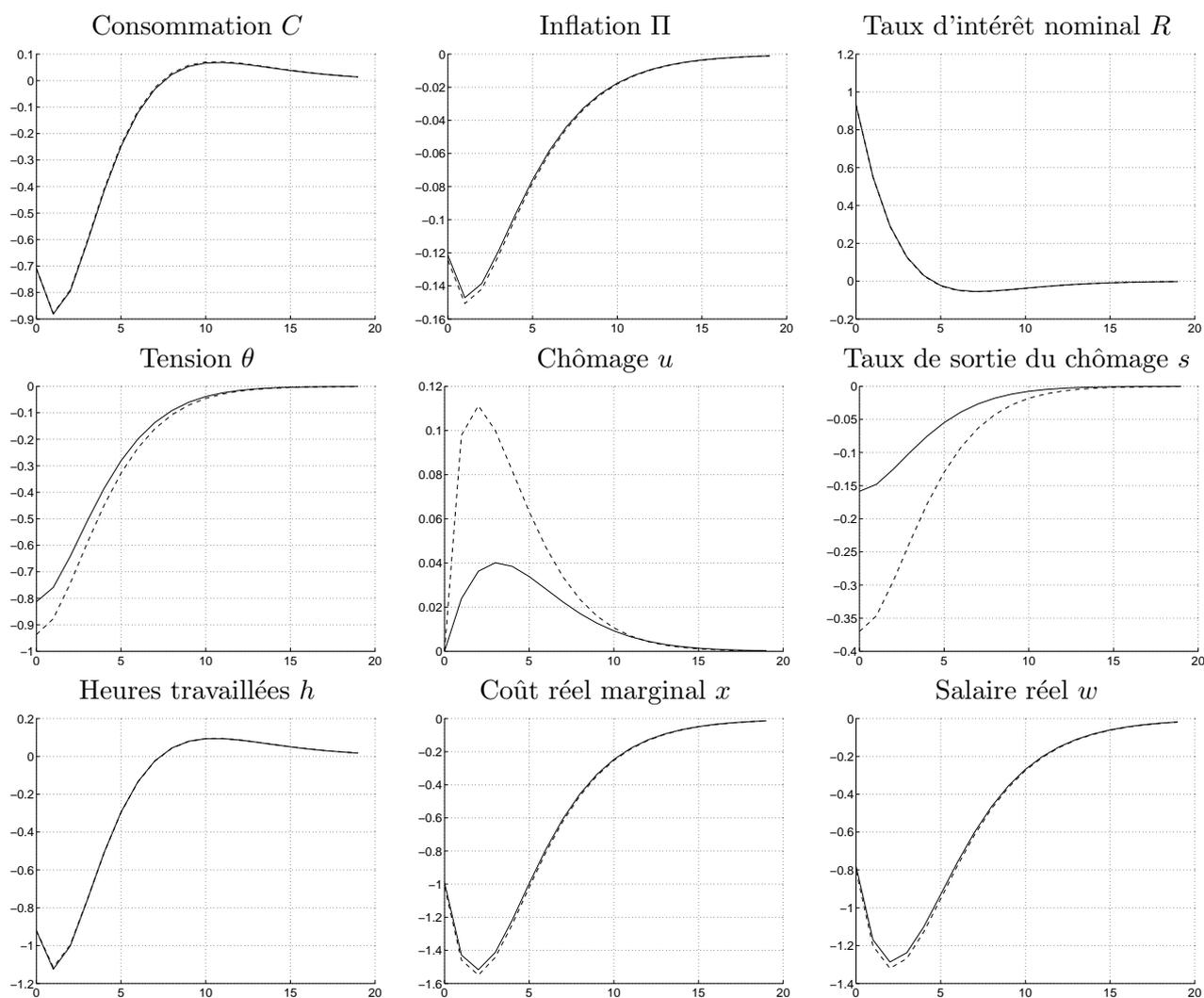


Note de lecture : Les courbes désignent les réponses des économies suivantes :

- trait plein : modèle France ;
- tirets : modèle États-Unis en ce qui concerne le marché du travail.

Les fonctions de réponse, exceptées celles des taux, sont exprimées en déviation relative par rapport à l'équilibre stationnaire initial (points de pourcentage). Les réponses de  $u$  et de  $s$  sont des déviations absolues en points.

FIGURE 14 – Réponse des deux économies à un choc monétaire de 1 % à l'impact

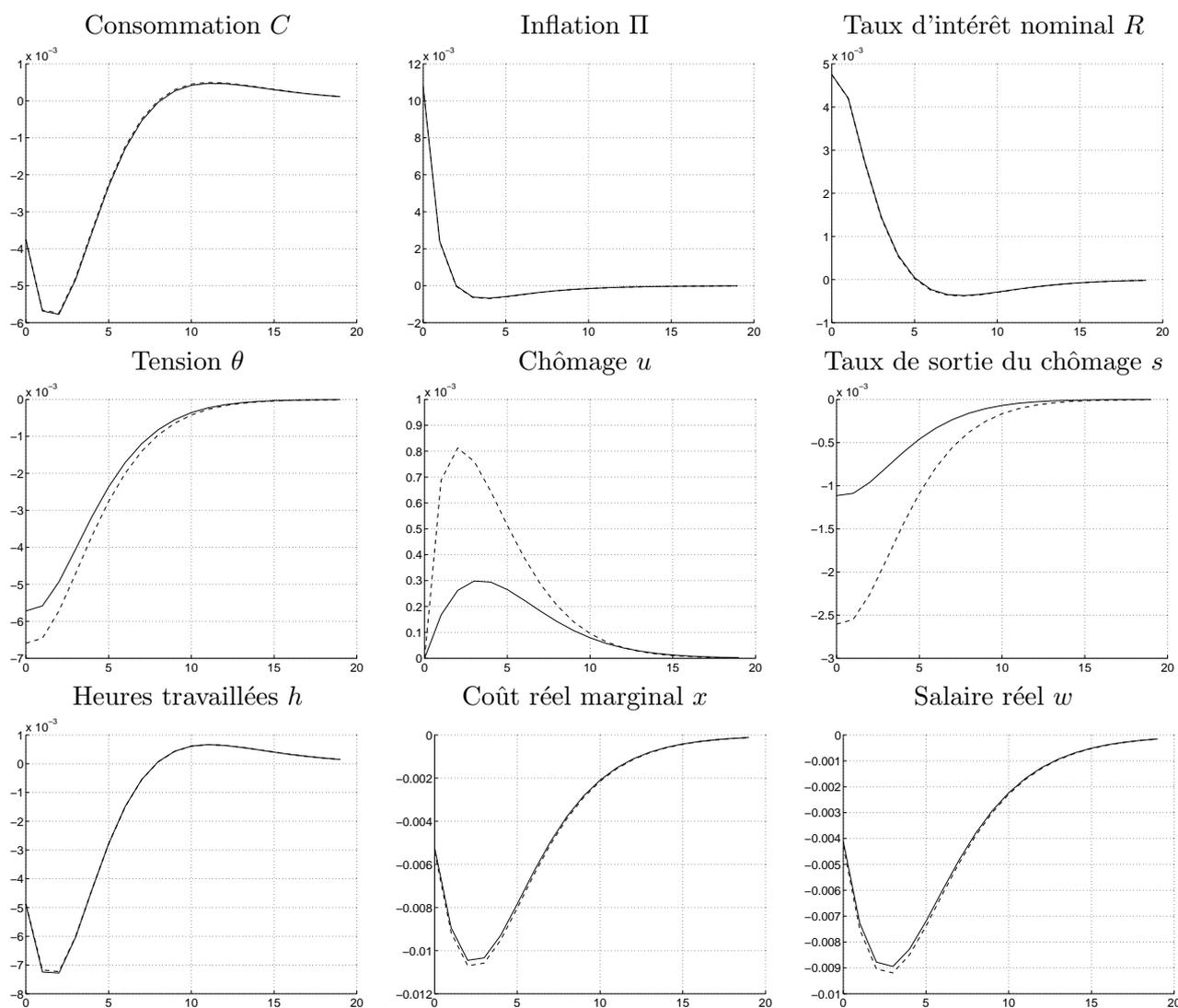


Note de lecture : Les courbes désignent les réponses des économies suivantes :

- trait plein : modèle France ;
- tirets : modèle États-Unis en ce qui concerne le marché du travail.

Les fonctions de réponse, exceptées celles des taux, sont exprimées en déviation relative par rapport à l'équilibre stationnaire initial (points de pourcentage). Les réponses de  $u$  et de  $s$  sont des déviations absolues en points.

FIGURE 15 – Réponse des deux économies à un choc sur le taux de marge de 1 % à l'impact

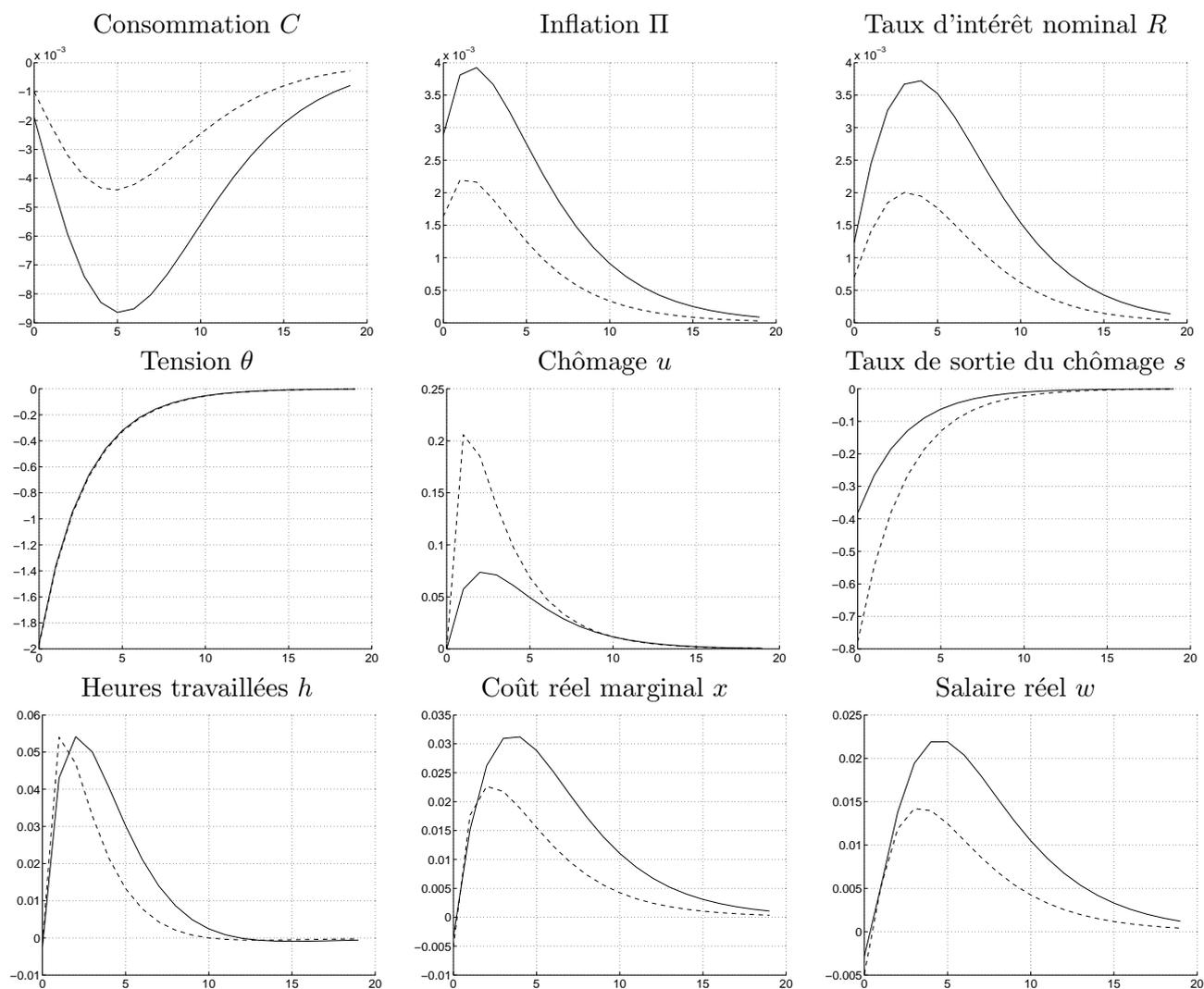


Note de lecture : Les courbes désignent les réponses des économies suivantes :

- trait plein : modèle France ;
- tirets : modèle États-Unis en ce qui concerne le marché du travail.

Les fonctions de réponse, exceptées celles des taux, sont exprimées en déviation relative par rapport à l'équilibre stationnaire initial (points de pourcentage). Les réponses de  $u$  et de  $s$  sont des déviations absolues en points.

FIGURE 16 – Réponse des deux économies à un choc sur le coût de création d'un poste vacant de 1 % à l'impact

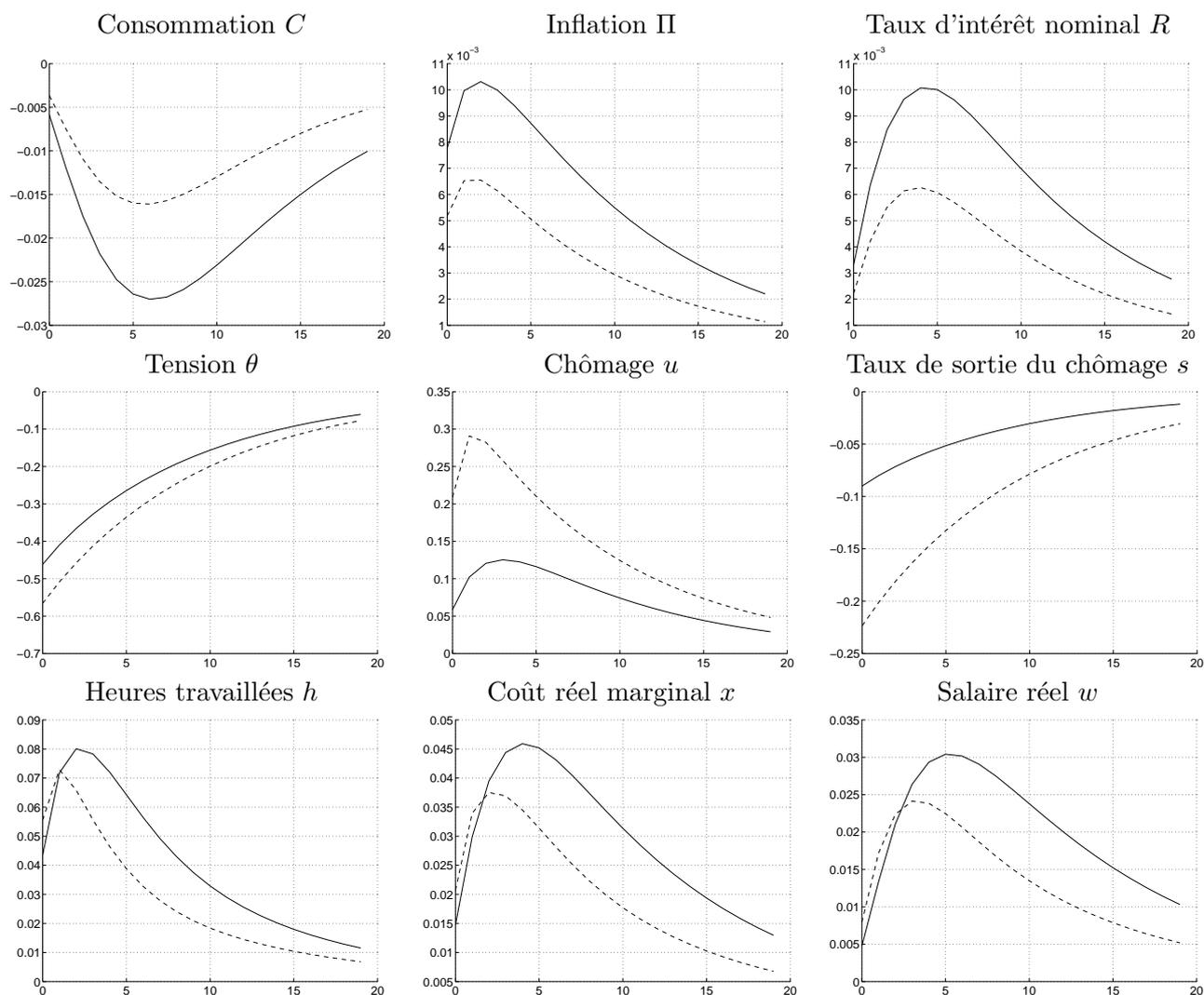


Note de lecture : Les courbes désignent les réponses des économies suivantes :

- trait plein : modèle France ;
- tirets : modèle États-Unis en ce qui concerne le marché du travail.

Les fonctions de réponse, exceptées celles des taux, sont exprimées en déviation relative par rapport à l'équilibre stationnaire initial (points de pourcentage). Les réponses de  $u$  et de  $s$  sont des déviations absolues en points.

FIGURE 17 – Réponse des deux économies à un choc sur le taux de séparation de 1 % à l'impact



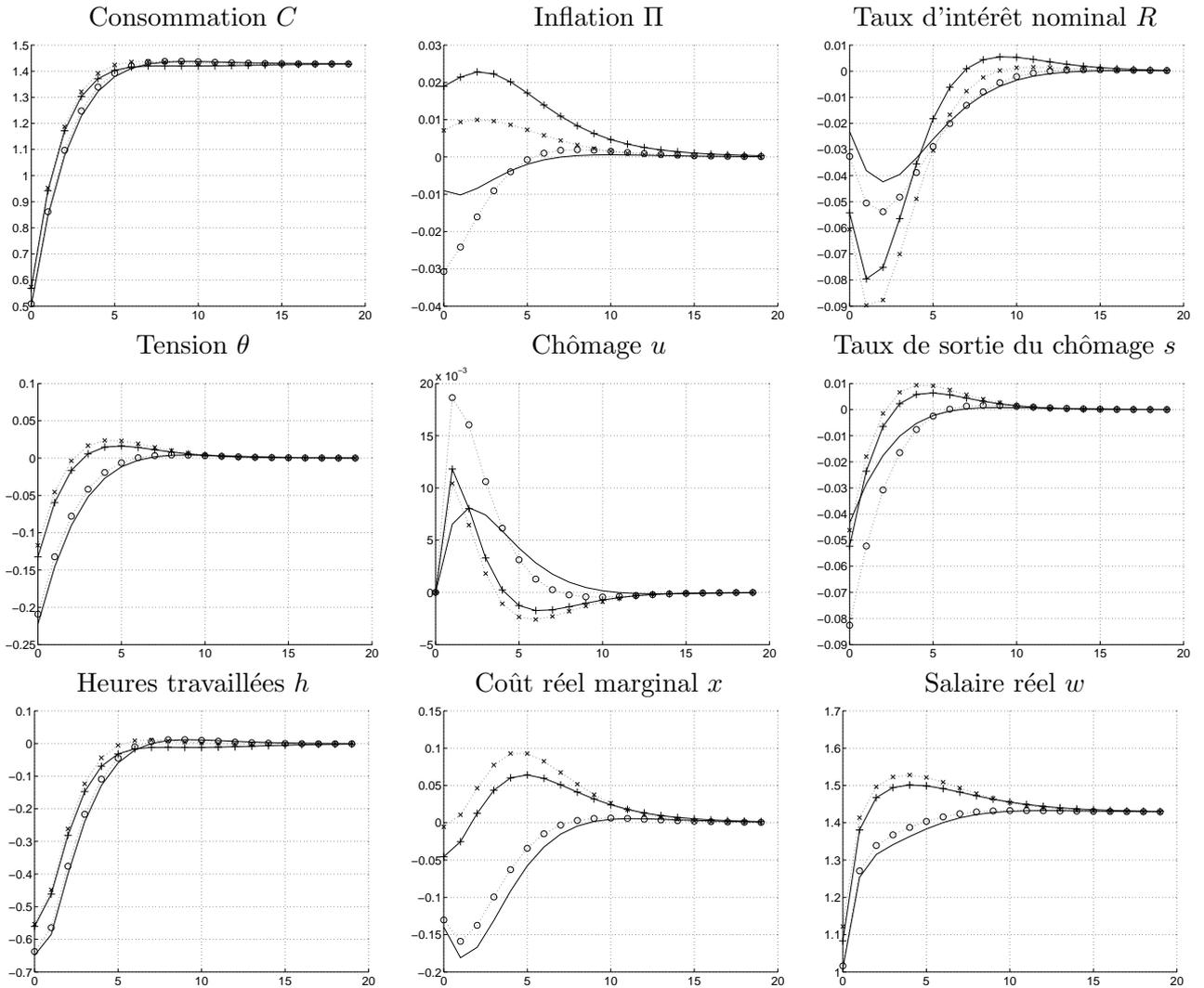
Note de lecture : Les courbes désignent les réponses des économies suivantes :

- trait plein : modèle France ;
- tirets : modèle États-Unis en ce qui concerne le marché du travail.

Les fonctions de réponse, exceptées celles des taux, sont exprimées en déviation relative par rapport à l'équilibre stationnaire initial (points de pourcentage). Les réponses de  $u$  et de  $s$  sont des déviations absolues en points.

## **E Fonctions de réponse : rôle des rigidités sur les prix et les salaires et de la politique monétaire**

FIGURE 18 – Réponse des deux économies à un choc technologique permanent de 1 % à l'impact et qui atteint 1,5 % de son niveau initial à long terme

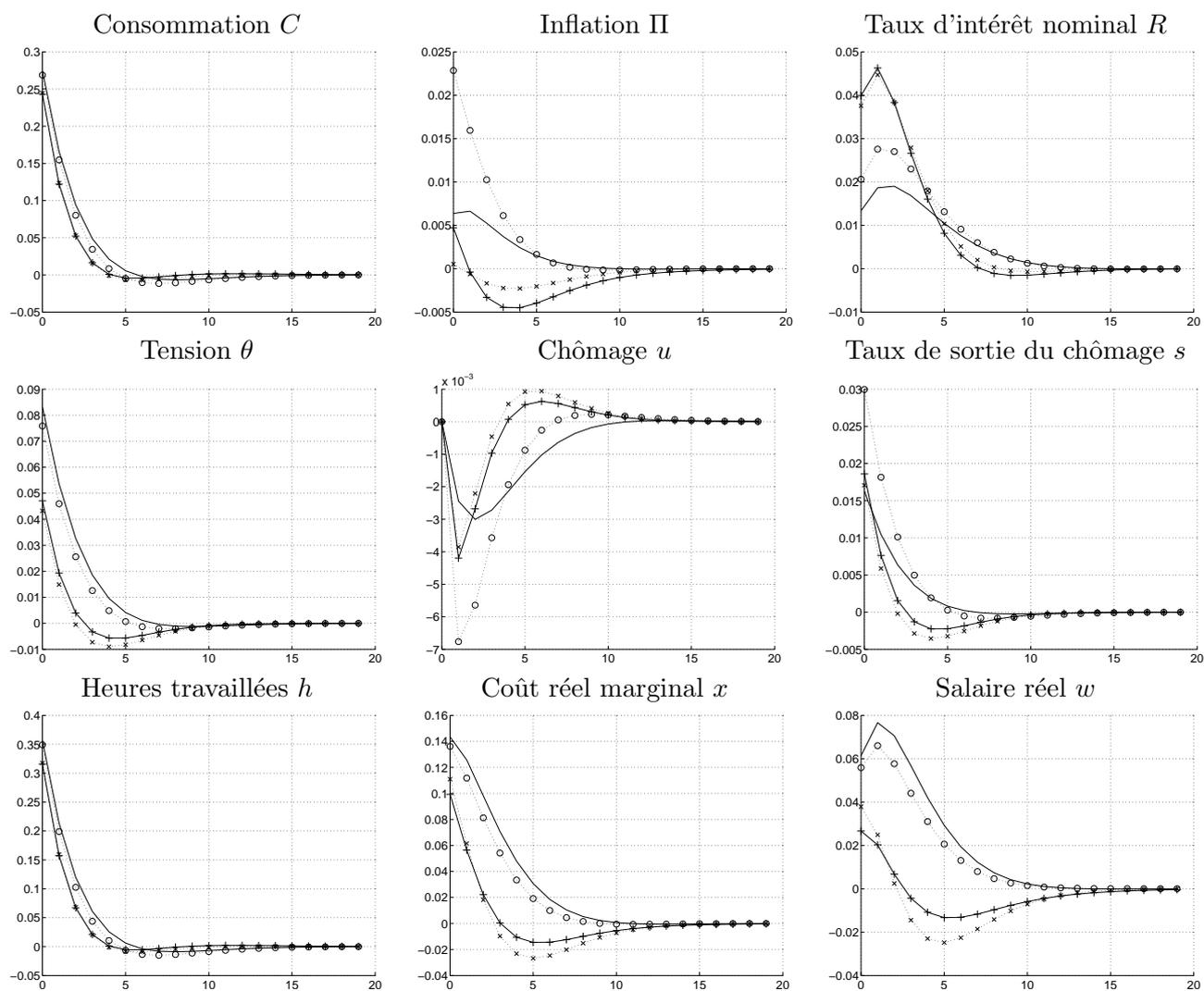


Note de lecture : Les courbes désignent les réponses des économies suivantes :

- trait plein : modèle France ;
- tirets avec  $\times$  : modèle " États-Unis I " (marché du travail et règle de politique monétaire issus du calibrage américain) ;
- points avec  $\circ$  : modèle " États-Unis II " (marché du travail et degré de flexibilité des prix et des salaires issus du calibrage américain) ;
- trait plein avec  $+$  : modèle " États-Unis ".

Les fonctions de réponse, exceptées celles des taux (taux de chômage  $u$ , taux de sortie du chômage  $s$ , taux d'inflation  $P_i$ , taux d'intérêt  $R$ ), sont exprimées en déviation relative par rapport à l'équilibre stationnaire initial (points de pourcentage). Les réponses des taux sont des déviations absolues en points.

FIGURE 19 – Réponse des deux économies à un choc de préférence de 1 % à l'impact

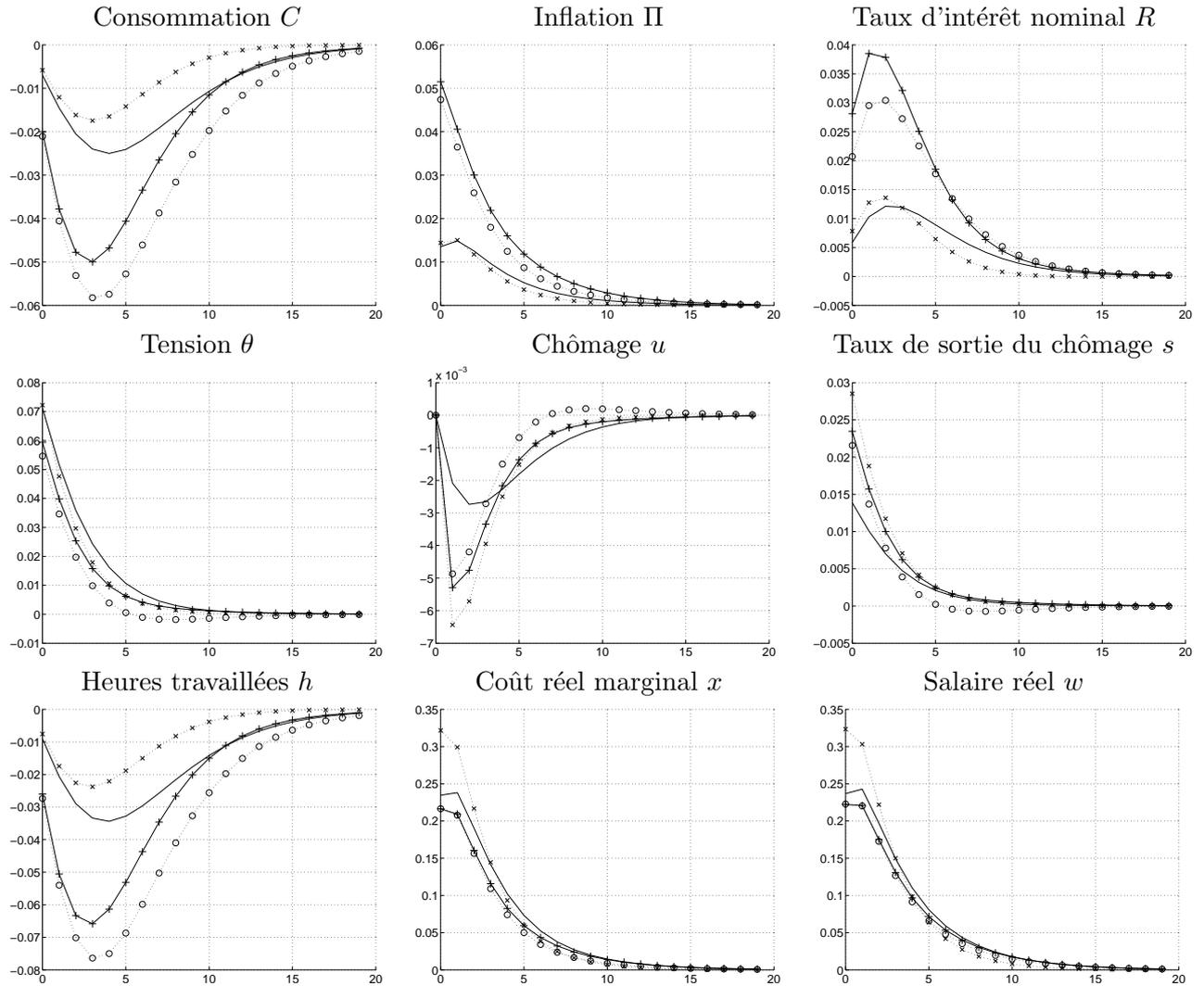


Note de lecture : Les courbes désignent les réponses des économies suivantes :

- trait plein : modèle France ;
- tirets avec  $\times$  : modèle "États-Unis I" (marché du travail et règle de politique monétaire issus du calibrage américain) ;
- points avec  $\circ$  : modèle "États-Unis II" (marché du travail et degré de flexibilité des prix et des salaires issus du calibrage américain) ;
- trait plein avec  $+$  : modèle "États-Unis" .

Les fonctions de réponse, exceptées celles des taux, sont exprimées en déviation relative par rapport à l'équilibre stationnaire initial (points de pourcentage). Les réponses de  $u$  et de  $s$  sont des déviations absolues en points.

FIGURE 20 – Réponse des deux économies à un choc sur le poids de la désutilité du travail de 1 % à l'impact

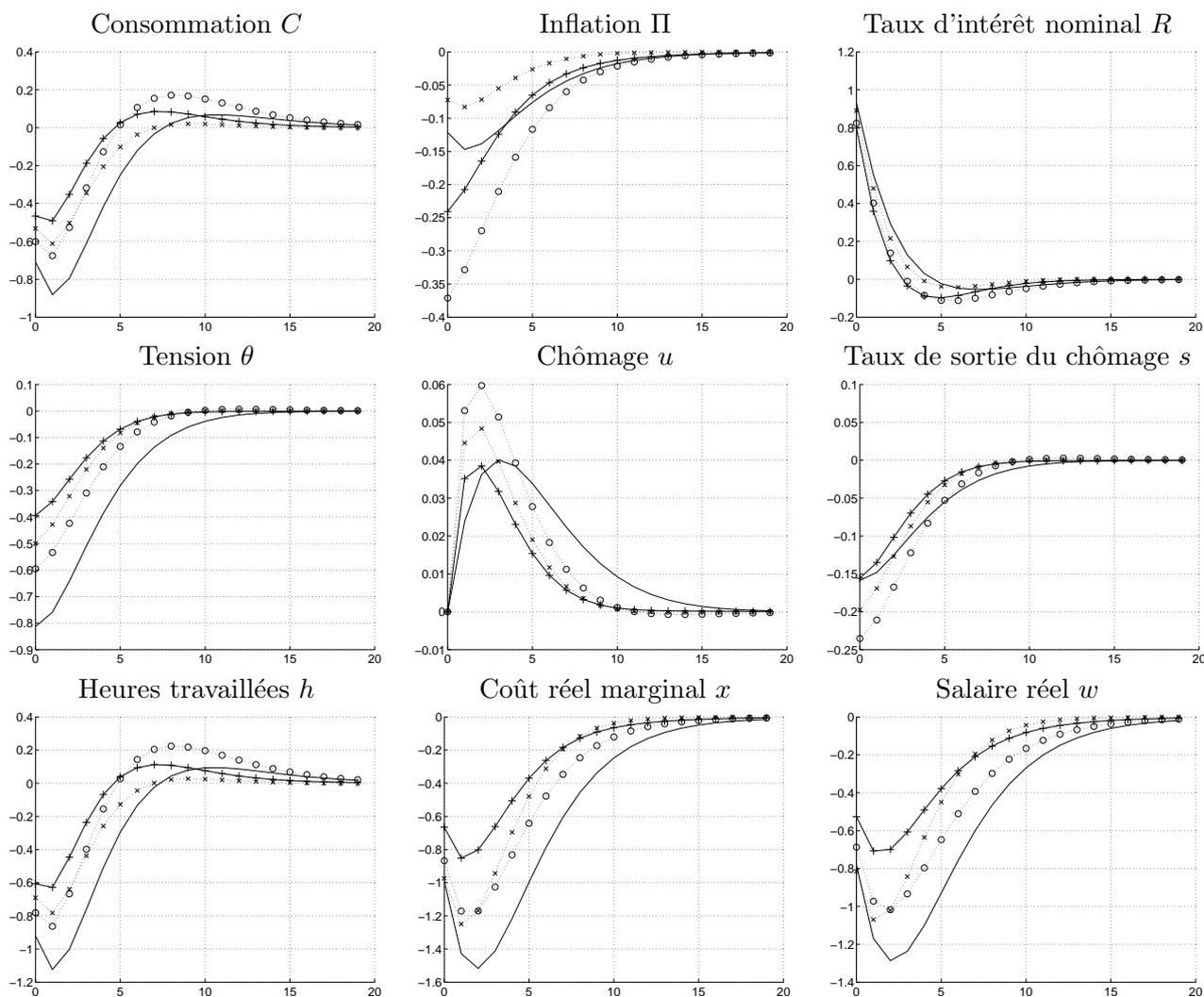


Note de lecture : Les courbes désignent les réponses des économies suivantes :

- trait plein : modèle France ;
- tirets avec  $\times$  : modèle " États-Unis I " (marché du travail et règle de politique monétaire issus du calibrage américain) ;
- points avec  $\circ$  : modèle " États-Unis II " (marché du travail et degré de flexibilité des prix et des salaires issus du calibrage américain) ;
- trait plein avec  $+$  : modèle " États-Unis ".

Les fonctions de réponse, exceptées celles des taux, sont exprimées en déviation relative par rapport à l'équilibre stationnaire initial (points de pourcentage). Les réponses de  $u$  et de  $s$  sont des déviations absolues en points.

FIGURE 21 – Réponse des deux économies à un choc monétaire de 1 % à l'impact

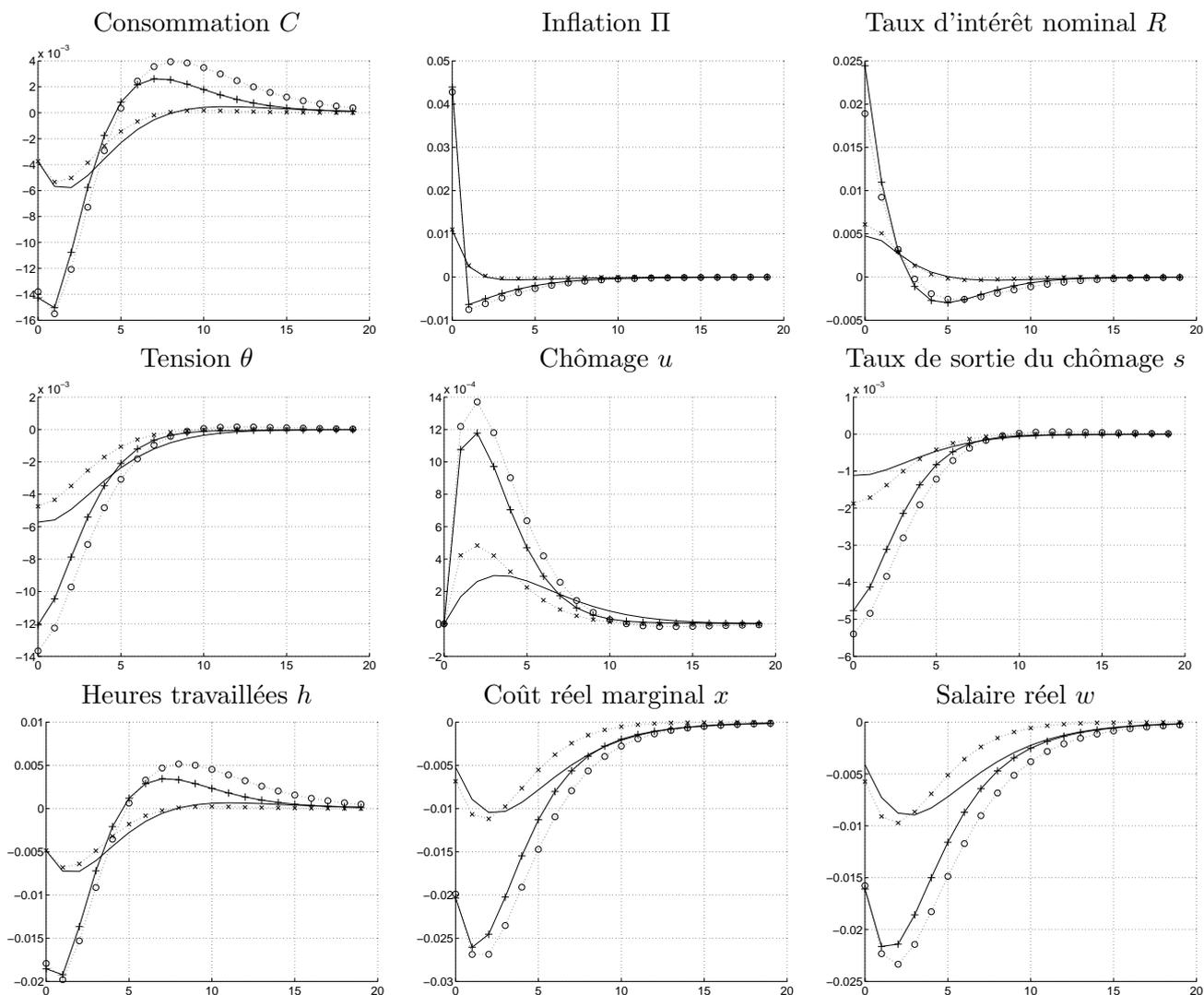


Note de lecture : Les courbes désignent les réponses des économies suivantes :

- trait plein : modèle France ;
- tirets avec  $\times$  : modèle "États-Unis I" (marché du travail et règle de politique monétaire issus du calibrage américain) ;
- points avec  $\circ$  : modèle "États-Unis II" (marché du travail et degré de flexibilité des prix et des salaires issus du calibrage américain) ;
- trait plein avec  $+$  : modèle "États-Unis" .

Les fonctions de réponse, exceptées celles des taux, sont exprimées en déviation relative par rapport à l'équilibre stationnaire initial (points de pourcentage). Les réponses de  $u$  et de  $s$  sont des déviations absolues en points.

FIGURE 22 – Réponse des deux économies à un choc sur le taux de marge de 1 % à l'impact

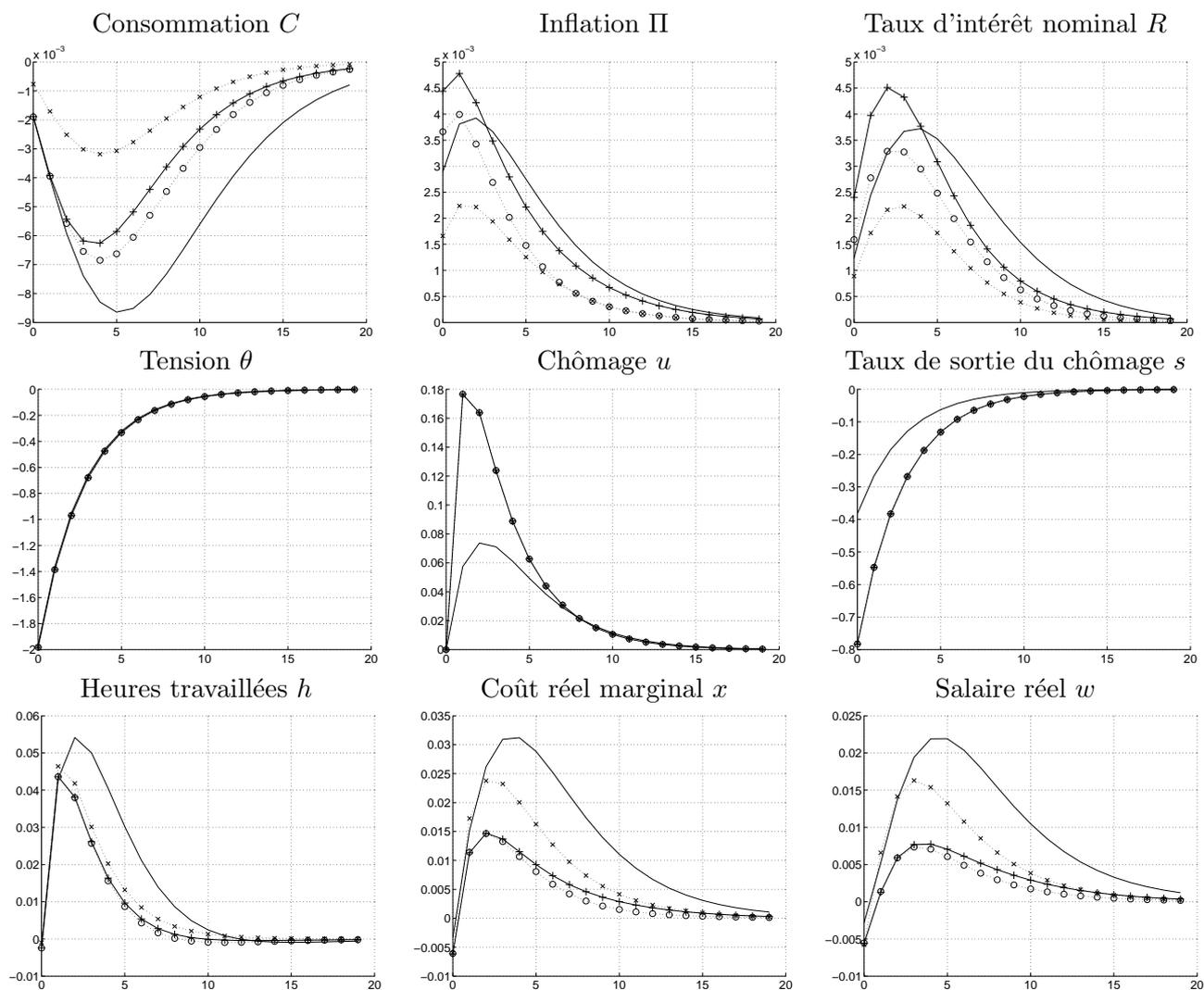


Note de lecture : Les courbes désignent les réponses des économies suivantes :

- trait plein : modèle France ;
- tirets avec  $\times$  : modèle "États-Unis I" (marché du travail et règle de politique monétaire issu du calibrage américain) ;
- points avec  $\circ$  : modèle "États-Unis II" (marché du travail et degré de flexibilité des prix et des salaires issu du calibrage américain) ;
- trait plein avec  $+$  : modèle "États-Unis" .

Les fonctions de réponse, exceptées celles des taux, sont exprimées en déviation relative par rapport à l'équilibre stationnaire initial (points de pourcentage). Les réponses de  $u$  et de  $s$  sont des déviations absolues en points.

FIGURE 23 – Réponse des deux économies à un choc sur le coût de création d'un poste vacant de 1 % à l'impact

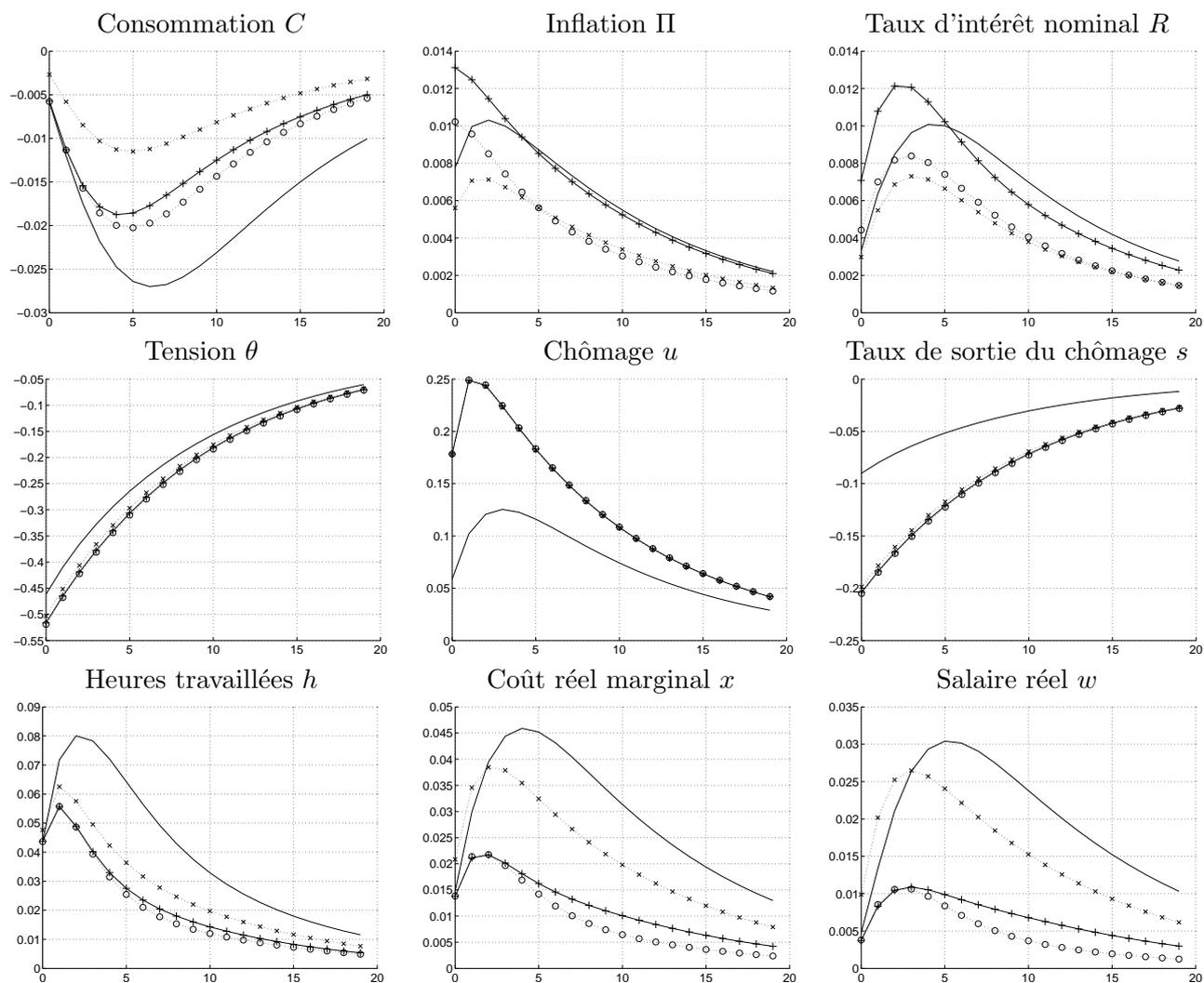


Note de lecture : Les courbes désignent les réponses des économies suivantes :

- trait plein : modèle France ;
- tirets avec  $\times$  : modèle " États-Unis I " (marché du travail et règle de politique monétaire issus du calibrage américain) ;
- points avec  $\circ$  : modèle " États-Unis II " (marché du travail et degré de flexibilité des prix et des salaires issus du calibrage américain) ;
- trait plein avec  $+$  : modèle " États-Unis " .

Les fonctions de réponse, exceptées celles des taux, sont exprimées en déviation relative par rapport à l'équilibre stationnaire initial (points de pourcentage). Les réponses de  $u$  et de  $s$  sont des déviations absolues en points.

FIGURE 24 – Réponse des deux économies à un choc sur le taux de séparation de 1 % à l'impact



Note de lecture : Les courbes désignent les réponses des économies suivantes :

- trait plein : modèle France ;
- tirets avec  $\times$  : modèle "États-Unis I" (marché du travail et règle de politique monétaire issus du calibrage américain) ;
- points avec  $\circ$  : modèle "États-Unis II" (marché du travail et degré de flexibilité des prix et des salaires issus du calibrage américain) ;
- trait plein avec  $+$  : modèle "États-Unis".

Les fonctions de réponse, exceptées celles des taux, sont exprimées en déviation relative par rapport à l'équilibre stationnaire initial (points de pourcentage). Les réponses de  $u$  et de  $s$  sont des déviations absolues en points.

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises		Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade		françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Equipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty : When is there a Value of Waiting ?
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9101	Equipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade : empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation : an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Bis Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Economie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKES L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS <b>NON PARU</b>	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimal du capital : quelques points de repère	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement		
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande		

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation	G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?	G 9808	A. MOURougANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy ?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation	G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE	G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail	G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français	G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Evolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU : the case of France	G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level	G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence ?	G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général	G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique	G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?	G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français	G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois	G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises	G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Evolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique	G 9721	A. MOURougANE Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature	G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif	G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles	G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?	G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience	G 9903	Ch. COLIN Evolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité	G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A <i>paraître</i>	G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level	G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS	G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles	G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996	G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France	G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »	G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles	G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing	G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model	G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms	G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Evaluation des effets d'une politique sociale	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Equivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process : scenarios for capital accumulation	G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996	G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement	G 9807	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1997	G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France	G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?			G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail	G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1996			G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût	G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles

	- Computerization in France: an evaluation based on individual company data	G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?	G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Evolution et répartition du surplus de productivité	G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach	G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DERUYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model : An empirical reassessment using panel data	G2002/06	C. AUDENIS - J. DERUYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	G2002/07	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999	G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Evaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages"			G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?			G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?	G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?					G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.

G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démogra- phiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires
G2006/04	J.-F. OUVREARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVREARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984- 2002
G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés
G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont- elles à la frontière technologique ?
G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France : a DSGE type approach
G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin
G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques
G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Economies d'agglomération et productivité des

G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full- Time Male Workers from a matched Employer- Employee Dataset
G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?
G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques
G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers
G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française
G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?
G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?
G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program
G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?
G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu
G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition
G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France
G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles
G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype
G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007
G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate
G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data
G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus
G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages

- G2010/11 R. RATHELOT - P. SILLARD  
L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999
- G2010/12 M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE  
Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public
- G2010/13 D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER  
S. LE MINEZ  
Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats
- G2010/14 D. BLANCHET - E. CRENNER  
Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur
- G2010/15 M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH  
Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises
- G2010/16 M. BEFFY - T. KAMIONKA  
Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?
- G2010/17 P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN  
Le modèle Mésange réestimé en base 2000  
Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés
- G2010/18 R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES  
Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases
- G2011/01 T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON  
Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE