

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

Thomas Le Barbanchon* et Olivier Simon**

Jusqu'à la crise de 2008, il était fréquent d'opposer les capacités de récupération des marchés du travail américain et européen face aux chocs conjoncturels, les États-Unis étant en général considérés plus *résilients*, c'est-à-dire davantage affectés à court terme mais revenant plus facilement à leur trajectoire initiale. 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.

Pour départager ces deux interprétations on s'appuie ici sur une approche structurelle directement inspirée de Christoffel et Linzert. Deux maquettes d'équilibre général intertemporelles stochastiques (DSGE) jumelles, calibrées séparément sur les États-Unis et la France, intègrent un modèle d'appariement à la Diamond, Mortensen et Pissarides. Ce modèle explique l'existence d'un chômage d'équilibre par la présence de *frictions* dans le processus de rencontre entre les chômeurs et les entreprises, frictions générées par l'imperfection de l'information sur les appariements possibles. L'appariement entre un chômeur et une entreprise n'est pas automatique ; à chaque instant, des chômeurs coexistent avec des emplois vacants prêts à être occupés.

Cette approche montre que les écarts de résilience sont marqués pour les chocs relatifs au marché du travail (à l'avantage des États-Unis) et sont moins nets pour des chocs de productivité et de politique monétaire.

On utilise les mêmes maquettes pour estimer les chocs historiques de chaque économie entre 1986 et 2007 et quantifier les contributions de chaque type de choc aux fluctuations de l'*output gap* : les écarts de trajectoire des deux pays s'expliqueraient surtout par des combinaisons historiques différentes de chocs, plus que par des capacités différentes d'absorption de ces chocs.

* Crest.

** DG Trésor.

Du début des années 1990 jusqu'à 2007, la performance économique des États-Unis se distingue nettement de celle de ses principaux partenaires économiques. Non seulement leur 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 qu'au cours de la récession du début des années 2000, les États-Unis se sont singularisés des pays d'Europe continentale par une baisse plus rapide de l'output gap¹ en début de cycle compensée par un retour également plus précoce vers leur croissance potentielle. Dans de nombreux travaux, les différences de performance entre les États-Unis et ses partenaires ont été rapprochées du fonctionnement de leur marché du travail, un marché plus flexible facilitant la réallocation des ressources suite à un choc conjoncturel.

La notion de *résilience* a souvent été utilisée pour caractériser le comportement de court terme d'une économie en réponse aux chocs conjoncturels, suite notamment aux travaux de l'OCDE et de la Commission européenne (Drew *et al.*, 2004 ; Duval *et al.*, 2007 ; DG ECFIN, 2007). La résilience d'une économie se définit comme sa capacité à absorber un choc. Dans cette étude, on l'interprétera, de façon plus restreinte, en termes de vitesse de récupération après le choc. Nous nous proposons d'effectuer une comparaison de la résilience ainsi définie, 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.

L'approche privilégiée dans cette étude se situe dans le cadre de la macroéconomie néo-keynésienne. Cependant, elle dépasse le cadre standard des modèles d'équilibre général intertemporel et stochastique (DSGE) en accordant une attention particulière à la modélisation du marché du travail. Les modèles DSGE standard se cantonnent en effet à une représentation relativement simple du marché du travail, sans chômage, et ne prennent donc pas en compte les spécificités du marché du travail propres à chaque économie, potentiellement sources de rigidités et de défaut de résilience. On introduit ici un marché du travail où l'appariement entre chômeurs et employeurs n'est pas instantané, mais coûteux et frictionnel. On évalue alors,

dans des modèles calibrés pour l'économie française et américaine, dans quelle mesure un appariement plus ou moins facile sur le marché du travail entraîne des différences de *résilience*, et on les compare à des différences de résilience générées par d'autres types de rigidités, sur les prix et les salaires notamment, ou par des règles de politique monétaire distinctes.

Comparer les cycles entre les États-Unis et la zone euro : une revue de littérature

Quelle méthodologie adopter pour comparer les fonctions de réponses de plusieurs économies et apprécier leur résilience ? L'approche empirique proposée par Duval *et al.* (2007) consiste à effectuer une comparaison de la résilience des pays de l'OCDE en identifiant un choc commun à ces économies et en estimant sa dynamique d'impulsion et de propagation au sein de chaque pays. Les auteurs relient ensuite la dynamique obtenue à la plus ou moins grande flexibilité du marché des biens et du travail. Il en ressort que « les politiques et les institutions entraînant des rigidités sur le marché du travail et des biens et services atténuent l'impact initial du choc mais rendent son effet plus persistant, tandis que les politiques favorisant le développement des marchés hypothécaires réduisent la persistance et améliorent ainsi la résilience ».

L'approche de Duval *et al.* (2007) se concentre sur les mécanismes de transmission de chocs communs aux pays de l'OCDE. On peut penser cependant que les différences de dynamique entre deux économies face à un choc dépendent également de la nature du choc considéré ainsi que des mécanismes de stabilisation du cycle, par exemple la politique monétaire, mécanismes qui permettent à l'économie de revenir à son état d'équilibre. C'est pourquoi on privilégie dans cette étude une approche faisant appel à une description complète du cycle en termes d'impulsion, propagation et rétroaction. Plus précisément, la 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 contribuent à l'absorption progressive du choc. La structure de l'économie étant connue, la contribution des diverses impulsions (chocs de productivité, de préférence sur l'utilité de la consommation ou du loisir, monétaire etc.) au mouvement des

1. L'output gap est la différence entre le PIB effectif et le PIB potentiel.

grandeurs macroéconomiques observées peut être calculée. Pour comparer le degré de résilience des deux économies, on y étudie alors les propagations de chocs de nature comparable.

Des écarts de dynamique observés sur les derniers cycles provenant seulement de nature différente des chocs conjoncturels affectant chaque zone ?

Smets et Wouters (2005) et Grenouilleau *et al.* (2007) effectuent un exercice analogue à celui de notre étude, en comparant les cycles de la zone euro et des États-Unis à l'aide de modèles DSGE. Le modèle utilisé par Smets et Wouters (2005) est un modèle d'économie fermée, caractérisée par des rigidités réelles sur les marchés des biens et du travail (concurrence monopolistique) et par des rigidités nominales sur les prix et les salaires (rigidités à la Calvo). L'estimation du modèle pour la zone euro et les États-Unis ne suggère pas de différences notables des paramètres structurels entre les deux économies. Notamment, les rigidités nominales sur les prix et les salaires en zone euro ne sont pas significativement différentes de celles des États-Unis. La seule différence relevée par les auteurs concerne les chocs de demande : leur variance est plus importante aux États-Unis qu'en zone euro, leur persistance plus faible. Ces résultats aboutissent à la conclusion qu'en réponse à un même choc, la dynamique des deux économies se révèle similaire. En revanche, l'examen des trois derniers cycles suggère de fortes différences de nature 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 par Grenouilleau *et al.* (2007) est enrichi d'une ouverture sur l'extérieur et d'une politique budgétaire, éléments susceptibles de remettre en cause les résultats de Smets et Wouters (2005). 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, les conclusions de Grenouilleau *et al.* (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 (2005) les écarts de dynamique observés sur le dernier cycle trouvent leur origine dans l'examen des chocs historiques ayant affecté les deux

économies : Grenouilleau *et al.* (2007) montrent en effet que si la zone euro avait subi le choc négatif de productivité² des États-Unis conduisant à la récession du début des années 2000, celle-ci aurait montré la même dynamique que les États-Unis.

Les deux études précédentes ne parviennent donc 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 y proviennent 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 persistants, ce qui est peu satisfaisant. Il est probable que la forte persistance des chocs ne cache en réalité des mécanismes économiques qui génèrent une certaine inertie macroéconomique. De ce point de vue, l'enrichissement de la description du marché du travail est un bon candidat à l'amélioration de la spécification, comme le suggère la littérature récente qui introduit des frictions à la recherche d'emploi dans la modélisation de type DSGE.

L'analyse des interactions entre chômage frictionnel et fluctuations : un champ d'investigation très dynamique depuis une dizaine d'années

Les premiers modèles du courant des cycles réels et de son successeur, le courant néokeynésien, ont tenté d'expliquer les fluctuations de l'activité sans rendre compte de celles du taux de chômage. Dans ces modèles, et plus généralement dans les DSGE standard, le travail est modélisé sous la forme d'un bien homogène, fourni par les ménages et demandé par les entreprises, le salaire permettant à chaque instant d'égaliser l'offre et la demande. Dans ce cadre, chaque travailleur fournit une quantité de travail conforme à la résolution de l'arbitrage entre consommation et loisir ; l'économie se trouve donc en permanence au plein emploi et la notion de chômage est, de fait, inexistante. Une diminution de la quantité de travail par rapport à l'état stationnaire peut, certes, s'interpréter comme une hausse du taux de chômage : néanmoins,

2. C'est-à-dire, un choc modifiant le niveau technologique de l'économie et impactant par conséquent les productivités des facteurs de production.

les causes microéconomiques à l'origine de la baisse de la quantité de travail ne décrivent qu'imparfaitement les comportements microéconomiques qui peuvent être à l'œuvre lorsque survient une hausse du chômage.

La difficulté des modèles DSGE standard à rendre compte des fluctuations du taux de chômage a ainsi conduit à un rapprochement entre le courant néo-keynésien et un autre grand courant de la littérature, celui qui s'est constitué à partir du modèle d'appariement de Diamond, Mortensen et Pissarides (DMP) dans les années 1980.

Le modèle DMP propose une vision du marché du travail qui tente de toucher au plus près des comportements microéconomiques : les créations d'emploi sont ainsi vues comme résultant d'un appariement entre des chômeurs (ou des salariés) cherchant un emploi et des entreprises proposant des emplois vacants. Le modèle DMP explique l'existence d'un chômage d'équilibre par la présence de frictions dans le processus de rencontre entre les chômeurs et les entreprises (la notion de frictions est bien antérieure au modèle DMP, cf. l'analyse historique de Petrongolo et Pissarides, 2001). Les frictions sur le marché du travail sont générées par l'imperfection de l'information sur les opportunités d'appariement, l'hétérogénéité des acteurs, les coûts à la mobilité, la congestion entre les acteurs, etc. Ainsi, aussi bien pour le chômeur que pour l'entreprise, la recherche du « bon » appariement est coûteuse (coût pour l'entreprise de faire passer des entretiens d'embauche, temps alloué à la recherche pour le chômeur). L'appariement entre un chômeur et une entreprise n'est donc pas automatique, ce qui explique la coexistence à chaque instant de travailleurs en recherche d'emploi et d'emplois vacants prêts à être occupés.

Malgré ses fondements microéconomiques, le modèle DMP usuel ne peut reproduire dans le cas des États-Unis le rapport de la volatilité du chômage à celle de la productivité (Shimer, 2005). Depuis, plusieurs améliorations ont été envisagées. Hall (2005) propose notamment d'introduire des rigidités salariales, le salaire réel ne s'ajustant que lorsque l'un des partenaires dispose d'une opportunité plus avantageuse et peut donc opposer une menace crédible de quitter l'appariement. Une telle rigidité amplifie les mécanismes de propagation des chocs de productivité au taux de chômage et permet aussi de mieux reproduire la cyclicité des salaires réels (leur corrélation avec les variations d'output).

Le résultat de la convergence du courant néo-keynésien et du courant du chômage frictionnel peut être divisé en trois types d'études : les études centrées sur les aspects théoriques (Blanchard et Galí, 2007 et 2010, Trigari, 2004), celles construisant des modèles plus riches, notamment concernant la détermination des salaires sous forme de négociation salariale (Moyen et Sahuc, 2005, Christoffel et Linzert, 2010) et, enfin, celles s'attachant à l'estimation de ce type de modèles (Fève et Langot, 1996, Christoffel *et al.*, 2006, Gertler *et al.*, 2008). Toutes soulignent l'importance des frictions et des rigidités salariales sur le marché du travail pour expliquer la propagation des chocs. De plus, certaines d'entre elles (par exemple Trigari, 2004, ou Christoffel et Linzert, 2010) mettent en avant le rôle de l'hypothèse de *droit à gérer* dans la réplique de la dynamique des salaires. Cette hypothèse renvoie au mode de négociation salariale entre les employés et l'employeur : le *droit à gérer* signifie que la négociation ne porte pas sur l'emploi et le salaire mais uniquement sur le salaire, l'emploi étant déterminé par l'employeur uniquement, une fois le salaire négocié. Christoffel et Linzert (2010) montrent que cette hypothèse améliore la persistance de la réponse du modèle face à un choc monétaire.

On présente maintenant en détail le modèle de Christoffel et Linzert (2010) utilisé pour comparer les cycles de la France et des États-Unis. On décrit les agents économiques, leurs comportements et on présente les principales équations de l'économie sous forme fonctionnelle.

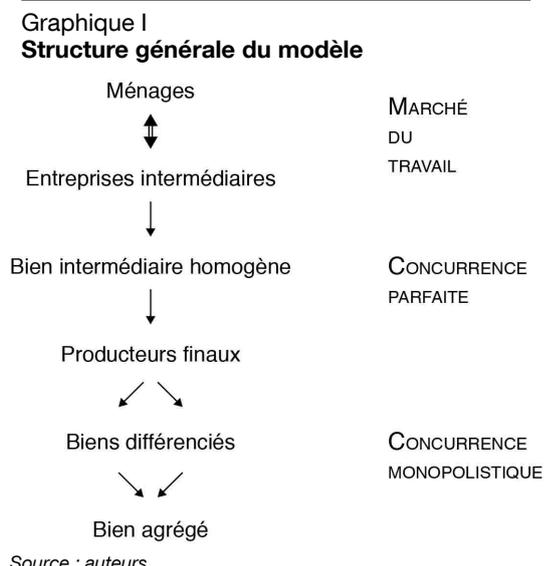
Un modèle d'appariement du marché du travail inséré dans un modèle DSGE néo-keynésien

Quatre agents (ménages, entreprises intermédiaires, producteurs finaux et banque centrale, cf. graphique I) ont les comportements suivants :

- les ménages travaillent dans les entreprises dites « intermédiaires ». Le marché du travail est caractérisé par un modèle d'appariement à la DMP ;
- les entreprises intermédiaires utilisent la force de travail des ménages pour produire en concurrence parfaite un bien intermédiaire homogène, vendu aux producteurs finaux ;
- les producteurs finaux transforment le bien intermédiaire en biens finaux différenciés et vendent ces biens dans un cadre de concurrence

monopolistique ; les biens finaux sont consommés par les ménages sous la forme d'un bien agrégé ;

- la banque centrale régule la quantité de monnaie dans l'économie, en ajustant le taux d'intérêt suivant une règle de politique monétaire.



La présence d'entreprises intermédiaires en concurrence parfaite simplifie la résolution du programme des producteurs de biens finaux en dissociant la décision de fixation de prix de la détermination des salaires. Cette dernière, résultant d'une négociation salariale, a lieu au niveau des entreprises intermédiaires tandis que la détermination des prix relève des producteurs finaux. Du fait du comportement de 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. La présence d'entreprises intermédiaires, dont la justification est plus formelle qu'économique, constitue donc seulement une « commodité » 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.

Les ménages présentent des habitudes de consommation

Les ménages sont caractérisés par une fonction d'utilité séparable entre la consommation présente et passée et le loisir :

$$U(C_t(j), h_t(j)) = \varepsilon_t^{pref} \log(C_t(j) - h_c C_{t-1}) - \kappa_t^h \frac{(h_t(j))^{1+\varphi}}{1+\varphi}$$

où $C_t(j)$ est la consommation du ménage (indiqué ici par j) à l'instant t , C_{t-1} est la consommation agrégée des ménages à l'instant $t-1$ et $h_t(j)$ le nombre d'heures travaillées par le ménage j à l'instant t . La dépendance de l'utilité instantanée à la consommation passée représente des habitudes de consommation externes de paramètre h_c ³. φ permet de paramétrer l'élasticité de la désutilité du travail. Les variables exogènes ε^{pref} et κ^h représentent des chocs de préférence, modifiant l'utilité instantanée des ménages.

Comme dans les modèles DSGE standards, les ménages ont une durée de vie infinie, escomptent l'avenir d'un facteur β et leurs anticipations sont rationnelles. Ils ont accès à des marchés financiers complets⁴, que l'on peut donc réduire aux obligations nominales d'une autorité monétaire. La maximisation de leur programme de maximisation d'utilité conduit à l'équation d'Euler qui décrit l'arbitrage intertemporel caractérisant leurs décisions de consommation. Elle s'écrit :

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

où λ_t est l'utilité marginale de la consommation, R_t est le taux d'intérêt nominal des obligations et Π_t est le taux d'inflation.

Un marché du travail de type Diamond, Mortensen et Pissarides

À chaque période, des flux entrent et sortent de la population en emploi vers celle des chômeurs (cf. graphique II). En début de période le flux sortant provient de la destruction *exogène* d'une fraction ρ_t de la population en emploi n_t à ce moment. 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. 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 chômeurs cherchant un emploi et entreprises vacantes cherchant un employé⁵. Le taux d'appariements m_t croît avec le

3. Les habitudes de consommation introduites ici sont dites externes car elles dépendent non pas de la consommation individuelle passée du ménage mais de la consommation agrégée.

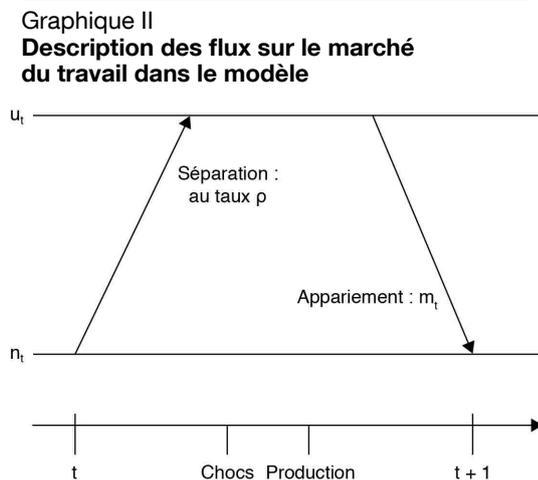
4. Cette hypothèse est essentielle pour simplifier l'agrégation des différents agents, compte tenu du fait qu'une partie d'entre eux sont employés et les autres au chômage (cf. Merz, 1995).

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

stock de chômeurs u_t et le nombre d'entreprises intermédiaires où l'unique poste de travail n'est pas pourvu v_t :

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

où σ_m représente l'efficacité de l'appariement.



Lecture : sur la ligne de temps en bas du schéma, on repère les différents événements entre t et $t+1$ chocs et production. Avant les chocs, une part ρ_t de la population en emploi n_t perd son emploi et le chômage u_t augmente. Après la production, une part m_t des chômeurs est embauchée.
Source : auteurs.

On peut alors exprimer la probabilité s pour un chômeur de trouver un emploi et la probabilité q pour une entreprise intermédiaire vacante de trouver un employé. La première est égale au quotient du taux d'appariement par le taux de chômage et la seconde au quotient du taux d'appariement par le taux de postes vacants :

$$s_t = m_t / u_t \text{ et } q_t = m_t / v_t$$

Ces deux probabilités dépendent du rapport entre le taux de postes vacants et le taux de chômage, appelé tension sur le marché du travail :

$$\theta_t = v_t / u_t$$

On a en effet :

$$s_t = \sigma_m \theta_t^{1-\sigma_2} \text{ et } q_t = \sigma_m \theta_t^{-\sigma_2}$$

La probabilité s_t pour un chômeur de trouver un emploi est une fonction croissante de la tension : un marché du travail tendu augmente les chances pour un chômeur de trouver un emploi.

Compte tenu de ce qui vient d'être décrit, la population en emploi en début de période $t+1$ dépend de celle en début de période t (n_t), des

destructions d'emplois (ρn_t) survenues en t et des appariements (m_t) effectués à la date t :

$$n_{t+1} = (1 - \rho)n_t + m_t$$

Par ailleurs, la dynamique du taux de chômage s'écrit :

$$u_t = 1 - (1 - \rho)n_t$$

Les entreprises intermédiaires ouvrent de nouveaux postes en arbitrant entre coût moyen de recherche d'un employé et profitabilité du poste

Dans ce modèle, la recherche d'un employé par une entreprise vacante implique des coûts⁶, notés κ_t . 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 est appelée condition de libre-entrée. Elle fait 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 ρ_t , un fort taux de destruction d'emploi réduit la profitabilité du poste :

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

où $\beta_{t,t+1} = \beta \lambda_{t+1} / \lambda_t$ est le facteur d'escompte stochastique et $\psi_t = x_t y_t^I - w_t h_t$ est le profit courant de l'entreprise intermédiaire, y_t^I étant sa production, x_t le prix du bien intermédiaire et w_t le salaire horaire.

La condition de libre-entrée peut se comprendre aisément en l'itérant car elle prend alors la forme suivante :

$$\frac{\kappa_t}{q_t} = \lambda_t E_t \left[\sum_{s=1}^{\infty} \left(\prod_{k=0}^{s-1} \beta_{t+k,t+1+k} (1 - \rho_{t+k}) \right) \psi_{t+s} \right]$$

Le terme de gauche représente le coût moyen de recherche d'un employé pour une entreprise vacante⁷. Le terme de droite représente la somme espérée des profits futurs, exprimés en terme d'utilité. L'équation exprime donc l'égalité

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

7. En effet, κ_t étant le coût de recherche d'un employé par unité de temps et q_t la probabilité de trouver un employé par unité de temps, le temps moyen passé à chercher un employé est $1/q_t$ et le coût moyen de recherche est donc κ_t / q_t .

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.

Les entreprises intermédiaires produisent un bien homogène en concurrence parfaite

La production de chaque entreprise intermédiaire y_t^I dépend du nombre d'heures travaillées h_t par son unique employé et du niveau de progrès technologique global z_t :

$$y_t^I = z_t h_t^\alpha$$

Le progrès technologique est supposé croître suivant une tendance stochastique⁸ à un taux g_z . 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 .

La production totale dépend d'une part de la marge extensive (le nombre d'entreprises intermédiaires productives) et d'autre part de la marge intensive (le nombre d'heures travaillées dans chaque entreprise intermédiaire).

La détermination du salaire résulte d'un processus de négociation salariale à la Nash entre l'entreprise intermédiaire et son employé

L'employé est rémunéré par son employeur au salaire horaire réel w_t , 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 étant imposées par l'employeur selon l'hypothèse de *droit à gérer*, de sorte qu'à salaire donné, elles maximisent le profit instantané ψ_t . Au terme de la négociation, le salaire dépend :

- de la profitabilité du poste, c'est-à-dire l'ensemble de ses profits futurs espérés ;
- de ce qu'il rapporte à l'employé par rapport à sa valorisation du loisir et de sa valorisation du chômage (en termes de revenu de remplacement b).

La part de ces deux composantes dans la détermination du salaire dépend du pouvoir de négociation η des salariés mais aussi du nombre d'heures travaillées, en raison de l'hypothèse de droit à gérer. On peut ainsi voir cette part comme un pouvoir de négociation *dynamique*, noté χ_t dans la suite (cf. Le Barbanchon *et al.* (2011) pour son expression exacte).

Par ailleurs, nous convenons de 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, sur lequel porte effectivement la négociation salariale précédemment décrite. Dans ce cadre, le salaire est défini par l'indice suivant :

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

où les grandeurs désignées par l'exposant n se rapportent à l'économie notionnelle⁹.

L'équation de salaire notionnel w_t^n , résultat de la négociation salariale entre l'employeur d'une entreprise intermédiaire et son employé, s'écrit :

$$w_t^n = \chi_t^n \left(x_t^n z_t (h_t^n)^{\alpha-1} + \frac{\kappa_t}{\lambda_t^n q_t^n h_t^n} \right) + (1 - \chi_t^n) \left(\kappa_t^h (h_t^n)^\varphi + \frac{b}{h_t^n} \right) - (1 - \chi_t^n) (1 - s_t^n) \frac{\kappa_t}{\lambda_t^n q_t^n h_t^n} \frac{\chi_{t+1}^n}{1 - \chi_{t+1}^n}$$

On peut distinguer dans cette équation trois éléments :

- le premier terme se rapporte au surplus de l'employeur et est relié à la profitabilité du poste occupé : en effet, on y retrouve le coût moyen de recherche qui, par la condition de libre-entrée vue plus haut, est lié à la profitabilité d'un poste occupé. Dans cette équation de salaire, 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 ;
- le deuxième terme se rapporte au surplus de l'employé. Il fait apparaître la désutilité marginale du travail. Un désutilité élevée signifie que la valeur du loisir augmente pour l'employé, l'incitant à négocier un salaire plus élevé ;

8. Cela signifie que z_t suit une marche aléatoire à tendance déterministe.

9. L'économie notionnelle est définie par des équations identiques à la log-linéarisation de l'économie effective (excepté l'équation de salaire).

- le troisième terme fait intervenir le pouvoir de négociation dynamique de l'employé : χ_t^n a un effet positif sur le salaire puisque l'employé est alors à même de réclamer une plus grande part du surplus total. En revanche, le salaire réagit négativement à l'anticipation du pouvoir de négociation χ_{t+1}^n : 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.

Les entreprises intermédiaires fixent le nombre d'heures travaillées

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 :

$$w_t = x_{z_t} \alpha (h_t)^{\alpha-1}$$

Une courbe de Phillips néo-keynésienne

Les producteurs finaux sont soumis à des rigidités nominales de prix dites « à la Calvo » : à chaque période, une fraction aléatoire de producteurs, noté ϕ_p ci-dessous, peut ajuster son prix. Le prix des autres producteurs est indexé en partie sur l'inflation passée et en partie sur la cible d'inflation de la politique monétaire (le degré d'indexation est noté γ). Le programme de maximisation de leur profit par les producteurs finaux prend alors en compte le fait qu'ils ne peuvent nécessairement ajuster leur prix aux périodes futures. Sa résolution, compte tenu de la concurrence monopolistique et de ces rigidités nominales à la Calvo, conduit à la relation appelée « nouvelle courbe de Phillips néo-keynésienne », qui exprime la dynamique de l'inflation dans le modèle. Cette équation est présentée sous sa forme log-linéarisée (pour une présentation du principe de la log-linéarisation du modèle, cf. encadré 1) :

$$\hat{\pi}_t = \frac{\gamma}{1 + \beta\gamma} \cdot \hat{\pi}_{t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta\gamma} \cdot E_t(\hat{\pi}_{t+1}) + \frac{(1 - \phi_p)(1 - \beta\phi_p)}{\phi_p(1 + \beta\gamma)} \left(\hat{x}_t + \mu^p \hat{\varepsilon}_t^{cp} \right)$$

L'inflation à la date t dépend de l'inflation passée, de l'inflation anticipée et du prix du bien intermédiaire, qui est aussi le coût réel marginal des producteurs finaux.

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 production de type CES des biens finaux intermédiaires, où l'élasticité de substitution entre les différentes variétés est notée ε^{cp} . Cette élasticité de substitution est reliée au taux de marge μ^p des producteurs finaux puisqu'à l'état stationnaire, on a $\mu^p = 1 / (\varepsilon^{cp} - 1)$.

La banque centrale suit une règle de politique monétaire

Linéarisée, la règle de politique monétaire s'écrit :

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

La variation du taux d'intérêt nominal par l'autorité monétaire dépend du taux d'intérêt passé, de la déviation de la production par rapport au sentier de croissance régulier (SCR) et de l'inflation par rapport à l'inflation cible. ε_t^m est un choc sur le taux d'intérêt nominal, provoquant une déviation ponctuelle par rapport à ce qu'implique la règle de Taylor de la politique monétaire.

Les chocs introduisent de l'incertitude dans l'économie et l'éloignent de son sentier de croissance régulier

En l'absence de chocs, l'économie modélisée croît au taux de croissance exogène du progrès technique g_z (cf. encadré 1). On dit qu'elle suit alors un sentier de croissance régulier (SCR) sur lequel les variables réelles croissent au même taux g_z . L'économie dévie de son sentier de croissance équilibré sous l'effet de plusieurs chocs usuels : sur la productivité, sur l'utilité de la consommation et la désutilité du travail, sur le taux de marge des producteurs de biens finaux et sur la création monétaire. Elle peut dévier de son SCR sous l'effet de chocs spécifiques au marché du travail, comme les chocs sur le coût de création d'un poste vacant¹⁰ ou sur le taux de séparation ρ_t .

10. 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.).

Si l'on excepte la modélisation de type DMP du marché du travail et la présence d'entreprises intermédiaires, le modèle se présente sous la forme d'un DSGE particulièrement simple : des entreprises en concurrence monopolistique, sans capital, soumises à des rigidités nominales à la Calvo sur les prix ; dans ce dernier cadre, 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 : aux heures travaillées s'ajoute le nombre d'employés.

Calibrage du modèle pour la France et les États-Unis

Afin de comparer la dynamique des économies française et américaine, on effectue deux calibrations trimestrielles du modèle, une sur données françaises et l'autre sur données américaines (cf. encadré 2). Dans un premier temps, on fixe les paramètres déterminant le sentier de croissance régulier afin de reproduire le taux de croissance des économies, leur taux de profit, leur taux de chômage, etc. en moyenne sur la période d'étude. Ces paramètres renseignent aussi bien sur les caractéristiques macroéconomiques que sur le marché du travail¹¹. Dans un deuxième temps, on calibre ensuite les paramètres propres aux comportements de court

terme de l'économie modélisée, notamment les rigidités et les caractéristiques de la politique monétaire. Dans cette étude, l'ensemble des paramètres, aussi bien de long terme que de court terme, ont été calibrés, c'est-à-dire qu'ils ne sont pas estimés économétriquement au sens usuel de ce terme. On leur donne une valeur en se référant au bilan des études les concernant, en tenant compte de contraintes de cohérence à long terme, en proposant des investigations économétriques ciblées¹².

Notre fenêtre d'observation commence en 1986 T1 et se termine en 2007 T2 pour la France et 2007 T3 pour les États-Unis. Cette fenêtre 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

11. Le calibrage des paramètres usuels des modèles DSGE (facteur d'escompte, habitude de consommation, inflation-cible, etc.) est disponible dans Le Barbanchon et al. (2011).

12. Cette technique peut susciter des interrogations : c'est en particulier le cas lorsque le calibrage des paramètres provient d'études ne portant pas nécessairement sur la même période d'observation ni sur la même économie. Une extension du travail serait de se livrer à une estimation de ces paramètres, par exemple de manière bayésienne : les valeurs présentées dans la littérature seraient alors utilisées comme valeurs a priori des paramètres, l'estimation bayésienne permettant ensuite de fournir une valeur a posteriori, compte tenu de l'a priori et de la quantité d'information contenue dans les données.

Encadré 1

RÉSOLUTION DU MODÈLE

En l'absence de chocs, l'économie modélisée croît au taux de croissance exogène du progrès technique g_z . On dit qu'elle suit alors un *sentier de croissance régulier* (SCR) sur lequel les variables réelles croissent au même taux g_z . 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 \hat{X}_t , on note \bar{X} sa valeur à l'état stationnaire. La résolution de l'état stationnaire du modèle est détaillée dans la section 5 du document de travail de Le Barbanchon et al. (2011). Elle est simplifiée par le fait que les sphères réelles et nominales sont indépendantes à long terme. Seule l'équation d'Euler impose une relation entre taux d'intérêt nominal et inflation.

La résolution de l'équilibre de la sphère réelle s'effectue en deux étapes successives : d'abord à la marge extensive puis à la marge intensive. À la marge extensive, la confrontation de la condition de libre entrée et

de la courbe de Beveridge (égalant les flux d'entrants et de sortants du chômage) permet de déterminer la tension sur le marché du travail et le taux de chômage. De manière plus usuelle, le salaire et le nombre d'heures travaillées sont déterminés conjointement par les équations de demande de travail et de salaire.

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 régulier 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 \hat{X}_t , on note \hat{X}_t la log-déviante par rapport à l'état stationnaire. Elle est définie par $\hat{X}_t = \log(\hat{X}_t / \bar{X})$.

La nouvelle courbe de Phillips et la règle de politique monétaire sont présentées sous forme log-linéarisée dans le corps du texte. Les formes log-linéarisées des autres équations du modèle sont détaillées dans la section 5 de Le Barbanchon et al. (2011).

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.

Taux de chômage et taux de sortie du chômage : le calibrage du marché du travail sur le sentier de croissance régulier

Le taux de chômage utilisé pour la France et les États-Unis (cf. tableau 1) est celui défini au sens du BIT, dont on assimile la valeur moyenne sur la période d'étude au taux de chômage à l'état stationnaire (taux de chômage moyen de 9,2 % en France et de 5,5 % aux États-Unis sur la période considérée). La probabilité pour un chômeur de trouver un emploi (le taux de sortie du chômage) au cours d'un trimestre \bar{s} est calculée, pour la France, à partir des données de l'ANPE publiées par la Dares, en rapportant le flux de sortie des chômeurs de catégorie 1 et les stocks de demande d'emploi en fin de mois (DEFM) pour les chômeurs de catégorie 1. Pour les États-Unis, le taux de sortie du chômage est calculé comme l'inverse de la durée moyenne du chômage, telle qu'elle est rapportée par l'OCDE. Là aussi, les taux de sortie

moyens sur la période étudiée sont assimilés au taux de sortie à l'état stationnaire. Ces statistiques permettent alors de fixer le taux de séparation moyen $\bar{\rho}$. En effet, à l'état stationnaire, l'égalité des flux entrant et sortant de l'emploi conduit à la relation :

$$\bar{\rho} = \frac{\bar{u} \cdot \bar{s}}{1 - \bar{u} + \bar{u} \cdot \bar{s}}$$

Cette équation, appelée courbe de Beveridge, peut être réécrite sous une forme plus usuelle où apparaît la tension sur le marché du travail :

$$\bar{\rho} = \frac{\bar{u} \cdot \sigma_m \bar{\theta}^{1-\sigma_2}}{1 - \bar{u} + \bar{u} \cdot \sigma_m \bar{\theta}^{1-\sigma_2}}$$

La courbe de Beveridge traduit une relation décroissante, à l'état stationnaire, entre le taux de chômage et la tension sur le marché du travail. Une faible tension sur le marché du travail, c'est-à-dire peu d'emplois vacants par rapport au nombre de chômeurs, coïncide avec un fort taux de chômage ; une forte tension sur le marché du travail coïncide avec un niveau faible du chômage. Une hausse du taux de séparation déplace la courbe de Beveridge vers la droite,

Encadré 2

DONNÉES UTILISÉES

Données françaises

Des comptes trimestriels de l'Insee, on tire le volume de la consommation finale des ménages, le PIB, son déflateur qui permet de calculer l'inflation dans le modèle, la masse salariale du secteur marchand et le volume horaire total travaillé (cette série n'étant disponible qu'à partir du début des années 1990, on procède à sa rétroproportion à l'aide de la comptabilité annuelle, puis à sa trimestrialisation). 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.

Le taux d'intérêt nominal à trois mois de la Banque centrale européenne est fourni par la Banque de France.

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 BIT fourni par l'Insee et estimé à l'aide des enquêtes *Emploi*. Par ailleurs, la Dares centralise des données sur les flux du marché du travail. À l'aide des données de l'ANPE disponibles sur le site de la Dares, on peut calculer une série trimestrielle de taux de sortie du chômage, comme le rapport entre le flux de sortie des listes de catégorie 1

et les stocks de demandes d'emploi en fin de mois (DEFM) de catégorie 1. D'autres solutions sont envisageables pour observer la tension sur le marché du travail. En utilisant les flux d'offres d'emploi publiées à l'ANPE, la Dares calcule son propre indicateur de tension. Nous l'écartons pour éviter d'utiliser la statistique d'offres d'emploi qui peut tendre à brouiller la description du cycle. En effet, une part jugée importante des offres d'emploi n'est pas déclarée à l'ANPE et on connaît mal son évolution au cours du cycle. Une troisième source peut être utilisée. Il s'agit des déclarations de mouvements de main d'œuvre (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.

Données américaines

Des bases mises à disposition par l'OCDE, on tire le volume de la 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.

Le salaire horaire et le nombre d'heures travaillées par salariés proviennent des estimations du *Bureau of Labour Statistics*.

traduisant une plus grande difficulté, à taux de chômage donné, de trouver un emploi.

En première intuition, plus le taux de sortie du chômage est élevé, plus le taux de séparation est fort. Pourtant, malgré des taux de sortie du chômage bien distincts - l'un est pratiquement le double de l'autre - les taux de séparation 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 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'emploi, est pratiquement identique dans les deux économies¹³.

On utilise ensuite un ordre de grandeur de la probabilité de pourvoir un poste vacant, $\bar{q} = 0,7$, valeur utilisée par Blanchard et Galí (2007) et par Trigari (2004), que l'on attribue indistinctement aux deux pays. En accord avec la pratique majoritaire 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. La probabilité de sortie du chômage \bar{s} , celle de pourvoir un poste vacant \bar{q} et le paramètre σ_2 étant déterminés, on en déduit la tension $\bar{\theta}$ sur le marché du travail à l'état stationnaire, rapport entre le nombre d'emplois vacants et le nombre de chômeurs et l'efficacité de l'appariement σ_m ¹⁴. À ce stade, on peut aussi calculer le coût¹⁵ d'un poste vacant à l'état stationnaire, qui est issu de la condition de libre entrée. On vérifie que les ordres de grandeur trouvés sont cohérents avec des taux de profit¹⁶ instantanés raisonnables pour les entreprises intermédiaires ($\bar{\psi} / \bar{y}$ de l'ordre de 20 %).

Calibrage du salaire et des heures travaillées sur le sentier de croissance régulier

Compte tenu de la probabilité \bar{s} pour un chômeur de trouver un poste vacant, l'équation de négociation salariale fournit, à l'état stationnaire, une relation croissante entre le salaire \bar{w} et les heures travaillées \bar{h} tandis que l'équation de demande d'heures travaillées donne une relation décroissante entre \bar{w} et \bar{h} . À l'état stationnaire, les niveaux de salaire et d'heures travaillées dépendent notamment du pouvoir de négociation (η) et du taux de remplacement du salaire par les indemnités de chômage (η_b) :

- en l'absence d'information complémentaire sur le pouvoir de négociation des travailleurs, on impose la condition d'Hosios¹⁷, c'est-à-dire $\eta = \sigma_2$;

- le taux de remplacement, rapport entre les indemnités chômage et le salaire, est supposé

13. 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 cet 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.

14. Une comparaison avec efficacité d'appariement identique dans les deux zones ne modifie pas les résultats.

15. Au sens indiqué par la note (6).

16. Les entreprises intermédiaires ont un profit non nul qui permet de compenser le coût associé à la vacance du poste.

17. Cette condition permet, dans un modèle d'appariement sans rigidités sur les prix ni sur les salaires et où les salaires et l'emploi résultent d'une négociation à la Nash, de parvenir à un équilibre identique à celui de l'économie centralisée, c'est-à-dire maximisant le bien-être global. Dans le modèle étudié ici, on s'écarte certainement de ce résultat dans la mesure où les deux types de rigidités sont présents mais aussi parce que le mode de négociation s'effectue sous l'hypothèse de droit à gérer.

Tableau 1
Étalonnage du marché du travail

Paramètre	Symbole	Modèle France	Modèle États-Unis
Marché du travail			
Taux de chômage (en %)	\bar{u}	9,2	5,5
Probabilité de sortie du chômage	\bar{s}	0,39	0,79
Taux de séparation	$\bar{\rho}$	0,038	0,044
Efficacité de l'appariement	σ_m	0,52	0,74
Coût d'un poste vacant	κ	11,9	9,9
Négociation salariale			
Taux de remplacement du salaire par les indemnités chômage	η_b	0,6	0,3

Lecture : Le taux de chômage-cible (\bar{u}) pour la France est de 9,2 %.

Champ : France et États-Unis.

Source : calcul des auteurs.

universel, constant et ancré sur le salaire courant. Ces trois caractéristiques ne sont pas vérifiées en réalité. Tout d'abord, tous les chômeurs ne sont pas indemnisés, leurs allocations sont souvent indexées sur leur salaire passé 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.

C'est aussi dans la détermination du salaire qu'interviennent les paramètres de la désutilité du travail, son poids ($\bar{\kappa}^h$) et son élasticité aux heures travaillées (φ). L'élasticité φ est un paramètre usuel des modèles DSGE (son calibrage est identique pour la France et les États-Unis, il induit une désutilité quadratique). Le poids $\bar{\kappa}^h$, fixé à 1, permet de normaliser le modèle : il a peu d'impact sur la dynamique du modèle log-linéarisé.

Calibrage de la dynamique des prix, des salaires et du taux d'intérêt

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. Pour chacun de ces groupes de paramètres (dynamique des prix, des salaires et du taux d'intérêt), on

évalue la pertinence d'un calibrage différencié entre le modèle France et le modèle États-Unis (cf. tableau 2).

En ce qui concerne la dynamique des prix, il s'agit de calibrer la probabilité φ_p pour un producteur final de ne pouvoir ajuster son prix à la période courante et calibrer le degré d'indexation de l'inflation courante sur l'inflation passée (γ_p). Ces grandeurs sont au cœur de l'estimation des courbes de Phillips néo-keynésiennes. 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 (2005), il y a peu de différences entre les résultats sur données européennes¹⁸ ou américaines : $\varphi_p = 0,9$ et $\gamma_p = 0,3$. Lorsque la nouvelle courbe de Phillips est estimée seule, comme dans Galí *et al.* (2001), la conclusion précédente est renforcée, même si les auteurs remarquent que la probabilité de réajustement des prix est légèrement plus forte aux États-Unis qu'en Europe. On préfère donc utiliser un calibrage plus flexible pour l'économie américaine, pour laquelle $\varphi_p = 0,8$ et $\gamma_p = 0$ (absence d'indexation automatique sur le passé).

Dans les modèles DSGE standard, les salaires présentent généralement à la fois des rigidités nominales à la Calvo (seule une fraction des entreprises a la possibilité de modifier son salaire à une date donnée) et des rigidités liées à une indexation sur le passé, chaque type de

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

Tableau 2
Calibrage de la dynamique de l'économie

Paramètre	Symbole	Modèle France	Modèle États-Unis
Rigidités nominales sur les prix			
Probabilité de ne pas ajuster son prix	φ_p	0,9	0,8
Temps moyen entre deux ajustements (en trimestres)		10	5
Indexation sur l'inflation passée	γ_p	0,3	0
Rigidités réelles sur les salaires à la Hall			
Indexation sur le salaire passé	γ_w	0,75	0,66
Temps moyen entre deux négociations (en trimestres)		4	3
Politique monétaire			
Inertie de la règle de Taylor	γ_m	0,9	0,7
Réaction à la déviation de l'inflation	γ_π	1,5	2
Réaction à la déviation de la production	γ_y	0,125	0,25

Lecture : 10 % des entreprises françaises réajustent leur prix chaque trimestre.
Champ : France et États-Unis.
Source : calcul des auteurs.

rigidité correspondant à un paramètre différent. La contrepartie empirique des rigidités à la Calvo correspond au temps moyen entre deux négociations salariales. Smets et Wouters (2005) estiment une durée moyenne de l'ordre de deux ans, sans différence significative entre les États-Unis et l'Europe. En revanche l'indexation des salaires est considérée comme plus forte en Europe qu'aux États-Unis. Le paramètre γ_w du modèle représente à la fois le caractère *backward* des salaires réels et une forme de rigidité réelle plus générale, rendant difficile de le comparer aux résultats des estimations précédentes. On définit alors deux calibrages, un « rigide » pour représenter la France, l'autre « flexible » pour les États-Unis, au sein d'un intervalle de valeurs raisonnables.

Smets et Wouters (2005) ne remarquent pas de différences significatives entre leurs estimations de la règle de politique monétaire en Europe et aux États-Unis. Ce résultat pouvant provenir de problèmes de simultanément lors de l'estimation de cette équation au sein d'un modèle complet, Grenouilleau *et al.* (2007) proposent une estimation de la règle de Taylor indépendamment du reste du modèle : alors que la règle de politique monétaire a une inertie comparable dans les deux économies, elle est plus réactive aux États-Unis, à la fois sur l'inflation et la production. En outre, s'agissant des États-Unis, la règle de politique monétaire estimée est relativement plus réactive à la production qu'à l'inflation. Ces résultats confirment les estimations de Clarida *et al.* (1998) dont on s'inspire pour définir deux types de règles monétaires, la règle la plus réactive caractérisant l'économie américaine.

Comparer les résiliences entre la France et les États-Unis à partir de simulations contrefactuelles en réponse à des chocs types

La comparaison des résiliences des deux économies est faite ici en termes de différence de propagation dans les modèles ainsi étalonnés de chocs calibrés identiques aux deux pays. Sept chocs sont présents dans le modèle. On peut distinguer ceux qui ne sont pas liés au marché du travail (choc de productivité, choc de préférence sur l'utilité de la consommation des ménages, choc sur la désutilité du travail, choc monétaire, choc sur l'élasticité de substitution des biens finaux) de ceux qui le touchent spécifiquement (choc sur le taux de séparation, choc sur le coût de création d'un poste vacant).

Les chocs considérés sont temporaires, l'impact, d'amplitude immédiate de 1 %, décroissant ensuite progressivement jusqu'à l'état stationnaire¹⁹. Le degré de persistance dépend du choc considéré : il est usuel de spécifier les chocs de politique monétaire, de préférence et de coût sans autocorrélation ; à l'inverse, de nombreuses estimations de modèles DSGE standard aboutissent à des autocorrélations non nulles pour les chocs de productivité ou pour ceux affectant la désutilité du travail. On choisit $\rho_z = 0,3$ et $\rho_{kh} = 0,3$ pour les degrés de persistance respectifs du choc de productivité et du choc sur la désutilité du travail. Concernant les chocs spécifiques au marché du travail, on choisit $\rho_p = 0,9$ pour la persistance du choc sur le taux de séparation et $\rho_\kappa = 0,7$ pour celle du choc sur le coût de création d'un poste vacant (cf. Christofell et Linzert, 2010).

On évalue les différences de propagation des chocs selon deux dimensions : d'une part la déviation initiale, d'autre part la vitesse de retour à l'équilibre, mesurée ici par le temps de demi-vie (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).

Pour comparer les dynamiques de chaque modèle ainsi calibré face aux différents chocs, on procède 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. On ajoute ensuite les degrés de rigidité sur les prix et les salaires et, enfin, la règle de politique monétaire.

Comparaison entre la France et les États-Unis, lorsque seul le marché du travail diffère

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. Pour plus de lisibilité dans cette sous-partie, on parlera de modèle « français » et de modèle « américain » même si ce dernier

19. Ainsi, le choc s'écrit $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + \eta_t$ avec η_t valant 1 % à l'instant du choc, 0 ensuite.

n'est pas à proprement parler le modèle États-Unis calibré à la partie précédente.

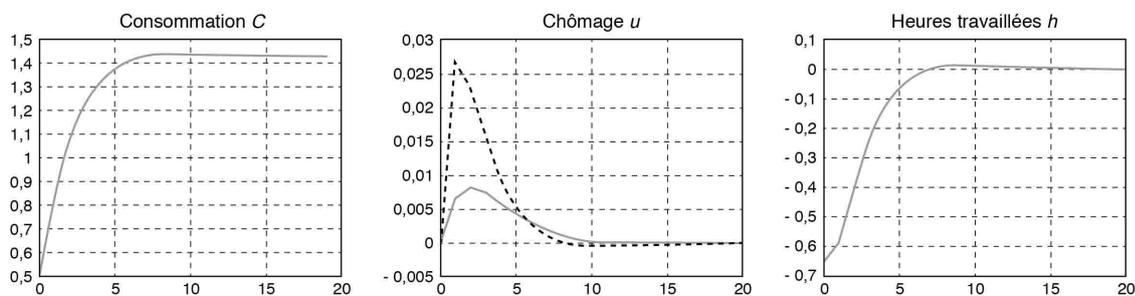
Dans un premier temps, on considère deux chocs non liés au marché du travail et usuels dans la littérature liée aux modèles DSGE : le choc technologique et le choc monétaire. On se concentre ensuite sur les chocs affectant directement le marché du travail, avec l'exemple du choc sur le coût de création d'un poste vacant (cf. graphique III, la totalité des fonctions de réponse étant disponibles in Le Barbanchon *et al.*, 2011).

Face aux chocs non liés au marché du travail, les deux modèles réagissent de manière similaire

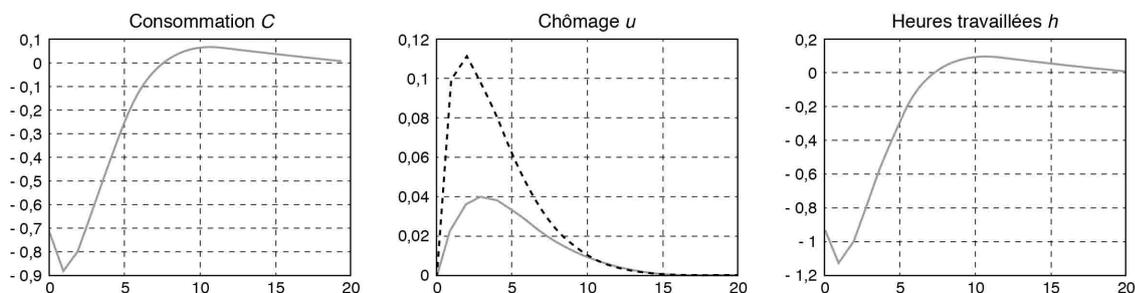
Le choc de productivité représente une accélération temporaire du progrès technique. Le rythme de croissance de long terme n'est pas modifié. En revanche, le niveau technologique de l'économie augmente durablement. Du fait des hypothèses d'additivité de la fonction d'utilité et de la forme logarithmique de l'utilité de la consommation, l'effet de substitution (entre le travail et le loisir) et l'effet de revenu se compensent

Graphique III
Réponse des deux économies...

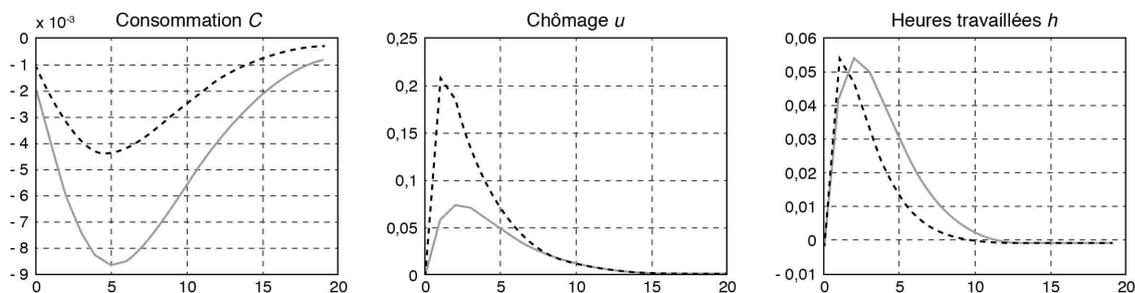
A - ... à un choc sur le taux de croissance de la productivité



B - ... à un choc sur la création monétaire



C - ... à un choc sur le coût de création d'un poste vacant



Lecture : la courbe en trait plein désigne la réponse du modèle France ; celle en tirets la réponse du modèle États-Unis. Les deux modèles ne diffèrent que par leur calibrage sur le marché du travail. Ils sont identiques en ce qui concerne la flexibilité des prix et des salaires et la politique monétaire. Les fonctions de réponse, à l'exception de celles du taux de chômage, sont exprimées en déviation relative par rapport à l'équilibre stationnaire initial (points de pourcentage). La réponse de u est une déviation absolue en points. Le temps est mesuré en trimestres sur l'axe des abscisses.

Champ : France et États-Unis.
Source : calcul des auteurs.

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 est absorbée dans les salaires et la consommation. À court terme, le choc se traduit par une hausse immédiate de la consommation. Celle-ci est toutefois inférieure à l'ampleur initiale du choc du fait des habitudes de consommation : la demande est persistante car ancrée sur la consommation passée²⁰. Du fait des frictions liées à l'ajustement du travail par la marge extensive (nombre d'emplois), le déséquilibre entre l'offre et la demande se résorbe dans un premier temps par la marge intensive : le nombre d'heures travaillées diminue. Il s'ensuit un ajustement à la marge extensive : le chômage augmente.

Le choc monétaire, quant à lui, se traduit par une augmentation 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. Cet effet est renforcé par le fait que pour un employé, les chances de sortir du chômage se réduisant, l'arbitrage entre travailler et rester au chômage exerce une pression à la baisse sur le salaire. En raison des rigidités salariales, la diminution du salaire est toutefois moins forte que celle du prix du bien intermédiaire. 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 essentiellement *via* les heures travaillées.

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 dans les deux économies 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 en effet les différences de frictions à l'appariement entre les deux économies modélisées, qui apparaissent alors aussi résilientes l'une que l'autre²¹.

Face aux chocs touchant directement au marché du travail, les réactions sont sensiblement différentes entre les deux modèles

On considère à présent un choc touchant directement au marché du travail, à savoir un choc positif sur le coût de création des emplois vacants. Ce choc agit de la même manière qu'un choc d'offre négatif : à taux de profit fixé, il est plus coûteux 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. 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 à la marge extensive n'est pas contemporain à l'impact initial (car les flux d'emplois font preuve d'inertie) mais il est parfaitement anticipé.

Face à la réduction de l'offre, la demande de biens, du fait des habitudes de consommation, se trouve alors en excès et le prix du bien intermédiaire augmente, d'où une hausse de l'inflation. Jointe à la montée du chômage, la hausse de l'inflation tend à diminuer la consommation. Le salaire, quant à lui, est influencé par deux effets contraires : d'une part, la hausse du prix du bien intermédiaire qui augmente la rentabilité des entreprises intermédiaires et incite les employeurs à payer un salaire plus élevé ; d'autre part, la hausse du chômage qui pousse les salariés à accepter un salaire plus faible. C'est ici le premier effet qui 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

20. 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.

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

marge intensive (au nombre d'heures travaillées dans chaque entreprise intermédiaire) est privilégié à un ajustement à la marge extensive (le nombre d'entreprises intermédiaires productives).

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.

Comment expliquer ces différences ?

- La dynamique du taux de chômage est liée à la taille du taux de séparation dans chaque économie. D'une part, la condition de libre entrée des entreprises intermédiaires implique que plus le taux de séparation est élevé, plus leur profitabilité instantanée affecte fortement la tension sur le marché du travail. D'autre part, la dynamique des flux d'entrée et de sortie sur le marché du travail entraîne que 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. Ainsi le marché du travail américain, caractérisé par un taux de séparation élevé, est plus résilient que le marché du travail français.

- 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, lorsque la tension sur le marché du travail est forte, les ménages s'approprient une part plus importante du surplus de l'appariement qui dépend directement du coût de création d'un emploi vacant. La dynamique du salaire se répercute ensuite 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, plus l'économie est résiliente.

Les chocs décrits précédemment ont été choisis pour illustrer les réponses des deux modèles à des impulsions de nature différente : deux chocs usuels d'abord, puis un choc touchant directement le marché du travail. Du fait de l'ajustement prépondérant de la marge intensive par rapport à la marge extensive, les deux économies réagissent de manière très similaire en réponse aux chocs ne touchant pas explicitement le marché du travail. 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.

Comparaison entre la France et États-Unis, lorsque les rigidités sur les prix et les salaires et la politique monétaire peuvent aussi différer

Les fonctions de réponse précédentes ont été obtenues avec deux modèles ne différant que sur le calibrage du marché du travail. Cette première étape a permis de déterminer comment des différences de frictions sur le marché du travail se traduisent, toutes choses égales par ailleurs, par des différences de résiliences. Une seconde étape consiste à comparer le modèle français à des calibrages ajoutant successivement les autres spécificités du modèle américain : flexibilité des prix ou des salaires et réactivité de la règle monétaire.

La totalité des graphiques des fonctions de réponse des économies contrefactuelles est présentée dans Le Barbanchon *et al.* (2011). On ne reprend ici que les conclusions de l'exercice.

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 à l'ensemble des chocs (à l'exception du choc monétaire). Une flexibilité accrue des prix et salaires entraîne un retour à l'équilibre plus rapide de la consommation américaine en réponse aux chocs distorsifs

(chocs sur la désutilité du travail ou sur le taux de marge) et aux chocs spécifiques au marché du travail. En revanche, une flexibilité accrue n'affecte pas la dynamique de la consommation en réponse aux autres chocs.

En définitive, les différences de dynamiques de retour à l'équilibre entre les modèles américain et français dépendent du type de choc auquel ils sont confrontés. Il reste maintenant à déterminer quels sont les chocs qui sont quantitativement importants pour dresser les cycles historiques 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 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 peuvent être pertinentes pour expliquer les écarts historiques observés.

Comparer les résiliences entre la France et les États-Unis à partir des chroniques historiques des chocs

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 (persistance et écart-type, cf. tableau 3). On peut ensuite « inverser » le modèle : à partir des séries observées, on obtient la chronique historique des chocs. Ceci étant fait, on peut se livrer à plusieurs exercices. D'une part, la forme des processus des chocs permet de décomposer la variance des variables 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 des variables endogènes du modèle.

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 trois mois (cf. encadré 2).

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 (cf. tableau 3). 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 des variables endogènes du modèle à différents horizons²². En particulier, on peut décomposer la variance de ces variables suivant les différents types de chocs (cf. tableau 4).

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.

22. Pour une variable endogène x_t , il s'agit de calculer la variance de la 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 conditionnelle à l'ensemble d'information disponible à la date t .

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. graphique IV). 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 monétaire²³. 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 affectées : le début de 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 les résultats de Smets et Wouters (2007). De plus, l'impact négatif du choc technologique en France est suivi par un choc négatif de demande

en 2001, au moment où la contribution du premier choc se retourne. Aux États-Unis, l'impact négatif du choc de demande se résorbe au cours de l'année 2002 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.

* *
*

Afin d'explorer les différences de résilience des économies française et américaine, on effectue, à l'aide d'un modèle DSGE augmenté d'un modèle d'appariement à la Diamond-Mortensen-Pissarides, des simulations contre-factuelles de la réponse des économies face à différents types de chocs. De ces simulations théoriques ressortent les résultats suivants :

- les différences de taux de rotation de la main d'œuvre sur les marchés du travail américain et français n'entraînent pas de différences de résilience de la production face aux chocs usuels. Des différences de résilience n'apparaissent que pour les chocs spécifiques au marché du travail,

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

Tableau 3
Persistence et écart-type des chocs estimés par maximum de vraisemblance

Type de choc	Persistence		Écart-type	
	France	États-Unis	France	États-Unis
Choc de taux de marge	0,65 (0,17)	0,91 (0,04)	0,0008 (0,0003)	0,0007 (0,0001)
Choc de création de poste	0,98 (0,01)	0,97 (0,02)	0,038 (0,003)	0,029 (0,0023)
Choc de désutilité du travail	0,61 (0,08)	0,32 (0,09)	0,025 (0,002)	0,031 (0,003)
Choc monétaire	0,14 (0,09)	0,42 (0,08)	0,0022 (0,0002)	0,0016 (0,0001)
Choc de préférence	0,87 (0,03)	0,73 (0,05)	0,013 (0,002)	0,016 (0,0017)
Choc sur le taux de destruction	0,87 (0,03)	0,89 (0,02)	0,035 (0,0027)	0,033 (0,0026)
Choc de productivité	0,55 (0,06)	0,53 (0,07)	0,0042 (0,0003)	0,0048 (0,0004)

Lecture : on indique entre parenthèse l'écart-type associé à chaque estimateur. Dans l'estimation de la courbe de Phillips néo-keynésienne, le choc de taux de marge est extrait du terme de coût marginal. Il est donc implicitement multiplié par la pente de la courbe de Phillips.

Champ : France et États-Unis.

Source : calcul des auteurs.

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 de la production à l'équilibre. De plus, sur l'ensemble des chocs, le chômage a dans le modèle américain une dynamique plus résiliente que dans le modèle français ;

- 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 ;

- 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.

Afin de quantifier l'importance des chocs « usuels », on estime la persistance et la volatilité de tous les chocs introduits dans le modèle, conditionnelle au calibrage de ses autres paramètres structurels, 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 « usuels » : chocs technologiques, chocs de préférence et, dans une moindre

Tableau 4
Décomposition de la variance du taux de croissance du produit, du taux de chômage et des heures travaillées

En %

Horizon (en trimestres)	France			États-Unis		
	2	10	Long terme	2	10	Long terme
A. Contribution au taux de croissance du produit						
Choc de taux de marge	2,3	4,0	4,2	3,9	4,5	4,8
Choc de création de poste	0,8	1,1	1,2	0,2	0,2	0,2
Choc de désutilité du travail	0,5	0,8	0,9	1,5	1,9	2,0
Choc monétaire	14,5	14,4	14,2	5,7	6,1	6,1
Choc de préférence	26,3	23,9	23,9	35,7	33,6	33,5
Choc sur le taux de destruction	0,2	0,3	0,4	0,3	0,3	0,4
Choc de productivité	55,4	56,0	55,3	52,8	53,3	53,0
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
B. Contribution au taux de chômage						
Choc de taux de marge	0,2	0,4	0,3	0,0	0,1	0,0
Choc de création de poste	18,1	43,9	66,5	20,7	58,7	88,7
Choc de désutilité du travail	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0
Choc monétaire	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Choc de préférence	0,1	0,1	0,0	0,2	0,2	0,1
Choc sur le taux de destruction	81,6	55,6	33,1	79,0	40,9	11,2
Choc de productivité	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
C. Contribution aux heures travaillées						
Choc de taux de marge	3,2	8,6	5,9	6,3	20,9	22,0
Choc de création de poste	1,6	9,3	33,3	1,1	4,0	9,2
Choc de désutilité du travail	1,0	4,0	3,0	2,8	7,0	6,4
Choc monétaire	24,9	10,9	7,5	9,8	5,3	4,8
Choc de préférence	46,2	49,4	37,5	62,5	50,6	46,1
Choc sur le taux de destruction	14,3	14,0	10,2	6,6	5,7	5,6
Choc de productivité	8,9	3,8	2,6	10,9	6,6	5,9
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

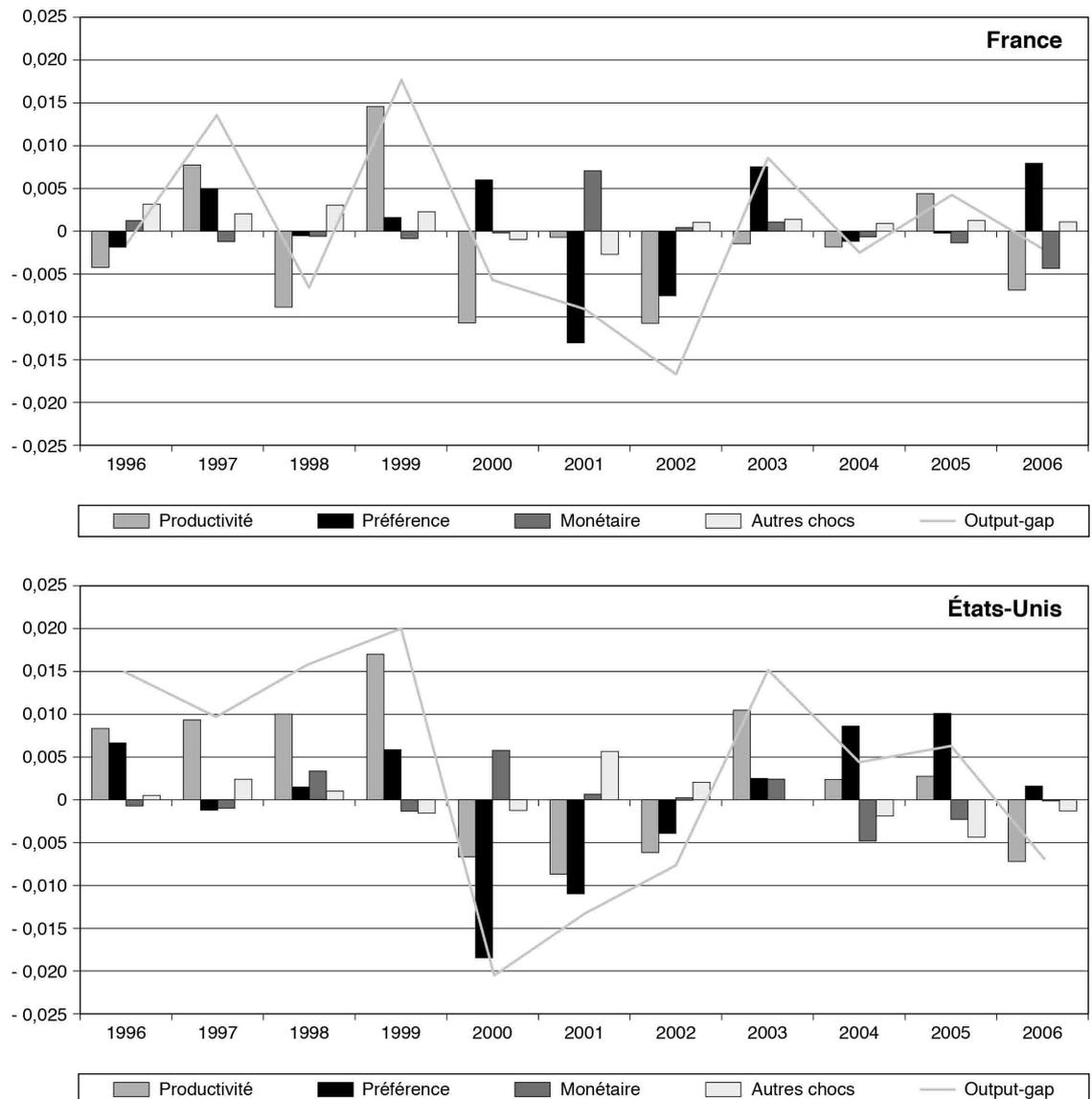
Lecture : 2,3 % de la variance du taux de croissance du produit, à l'horizon de 2 trimestres, s'explique par le choc sur le taux de marge.
Champ : France et États-Unis.
Source : calcul des auteurs.

mesure, 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. Ainsi les différences de dynamiques observées entre les États-Unis et la France ne peuvent pas s'expliquer par les différences structurelles modélisées dans les deux économies. En revanche, les dynamiques des économies française et américaine semblent

se distinguer par une combinaison différente des chocs de technologie et de préférence au cours du cycle. Ceci est particulièrement visible pendant la récession du début des années 2000.

Notre conclusion selon laquelle les différences de frictions sur le marché du travail, de flexibilité des prix et des salaires et de réactivité de la politique monétaire ne sont pas à l'origine des écarts d'*output gap* observés lors de

Graphique IV
Décomposition historique des variations du taux de croissance du PIB par actif suivant les contributions des différents chocs



Lecture : la courbe en gris représente le taux de croissance du PIB par actif. Les contributions des différents chocs apparaissent sous forme de barre. Comme les chocs sur le taux de marge, de séparation, sur le coût d'un poste vacant et sur la désutilité du travail contribuent peu à l'évolution du PIB, ils sont regroupés sous le label « autres chocs ». Le modèle est trimestriel et les contributions sont donc sommées sur une année pour plus de lisibilité. En 2000, le taux de croissance du PIB français est négatif (- 0,6 %). Cette évolution est essentiellement le fait de chocs de productivité qui auraient entraîné une chute de croissance de - 1,1 % si les autres chocs n'avaient pas contribué à l'évolution du produit. Les chocs de demande vont à l'encontre de cette évolution, puisqu'ils auraient entraîné une augmentation de 0,6 %. Les autres chocs ne contribuent que marginalement à hauteur de - 0,1 %. On vérifie bien que les différentes contributions expliquent le taux de croissance du produit (- 1,1 + 0,6 - 0,1 = - 0,6).

*Champ : France et États-Unis.
 Source : calcul des auteurs.*

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. Il serait également intéressant de distinguer les chômeurs de longue durée du reste des chômeurs, la différence de frictions sur le marché du travail entre la France et les États-Unis se situant en effet dans la capacité des chômeurs de longue durée à retrouver un emploi (Cohen et Dupas, 2000).

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. □

BIBLIOGRAPHIE

Blanchard O. et Galí J. (2007), « Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 39, Issue Supplement s1, pp. 35-65.

Blanchard O. et Galí J. (2010), « Labor Markets and Monetary Policy : A New Keynesian Model with Unemployment », *American Economic Journal : Macroeconomics*, vol. 2, n° 2, pp. 1-30.

Christoffel K., Kuester K. et Linzert T. (2006), « Identifying the Role of Labor Markets for Monetary Policy in an Estimated DSGE Model », *Working Paper Series*, n° 635, European Central Bank.

Christoffel K. et Linzert T. (2010), « The Role of Real Wage Rigidity and Labor Market Frictions for Inflation Persistence », *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 42, n° 7, pp. 1435-1446.

Clarida R., Galí J. et Gertler M. (1998), « Monetary Policy Rules in Practice. Some International Evidence », *European Economic Review*, vol. 42, n° 6, pp. 1033-1067.

Cohen D. et Dupas P. (2000), « Trajectoires comparées des chômeurs en France et aux États-Unis », *Économie et Statistique*, numéro spécial Marchés du travail : comparaisons internationales, n° 332-333, pp. 17-26.

DG ECFIN (2007), « The Resilience of the Euro-Area Economy », *Quarterly Report on the Euro Area*, vol. 6, n° 3, Focus, pp. 30-41.

Drew A., Kennedy M. et Sløk T. (2004), « Differences in Resilience Between the Euro-Area and US Economies », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 382, OECD Economics Department.

Duval R., Elmeskov J. et Vogel L. (2007), « Structural Policies and Economic Resilience to Shocks », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 567, OECD Economics Department.

Fève P. et Langot F. (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*, vol. 20, n° 9-10, pp. 1609-1639.

Galí J., Gertler M. et Lopez-Salido J.D. (2001), « European Inflation Dynamics », *European Economic Review*, vol. 45, n° 7, pp. 1237-1270.

Gertler M., Sala L. et Trigari A. (2008), « An Estimated Monetary DSGE Model with Unemployment and Staggered Nominal Wage Bargaining », *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 40, n° 8, pp. 1713-1764.

- Grenouilleau D., Ratto M. et Roeger W. (2007)**, « Adjustment to Shocks : a Comparison Between the Euro Area and the US Using Estimated DSGE Models », présenté au workshop *Structural Reforms and Economic Resilience : Evidence and Policy Implications*, OCDE, 14 juin 2007 à Paris.
- Hall R. (2005)**, « Employment Fluctuations with Equilibrium Wage Stickiness », *American Economic Review*, vol. 95, n° 1, pp. 50-65.
- Le Barbanchon T., Ourliac B. et Simon O. (2011)**, « Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE », *Document de travail*, Dese, n° G2011/01, Insee.
- Lucas R. (1987)**, *Studies in Business-Cycle Theory*, Cambridge, MIT Press, première édition en 1981.
- Merz M. (1995)**, « Search in the Labor Market and the Real Business Cycle », *Journal of Monetary Economics*, vol. 36, n° 2, pp. 269-300.
- Moyen S. et Sahuc J.-G. (2005)**, « Incorporating Labour Market Frictions into an Optimising Based Monetary Policy Model », *Economic Modelling*, vol. 22, n° 1, pp. 159-186.
- Petrongolo B. et Pissarides C.A. (2001)**, « Looking into the Black Box : A Survey of the Matching Function », *Journal of Economic Literature*, vol. 39, n° 2, pp. 390-431.
- Shimer R. (2005)**, « The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies », *American Economic Review*, vol. 95, n° 1, pp. 25-49.
- Smets F. et Wouters R. (2005)**, « Comparing Shocks and Frictions in US and Euro Area Business Cycles : A Bayesian DSGE Approach », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, n° 2, pp. 161-183.
- Smets F. et Wouters R. (2007)**, « Shocks and Frictions in US Business Cycles : A Bayesian DSGE Approach », *American Economic Review*, vol. 97, n° 3, pp. 586-606.
- Trigari A. (2004)**, « The Role of Search Frictions and Bargaining for Inflation Dynamics », *Working Paper Series*, n° 304, Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research (IGIER), Bocconi University.
-