

DÉFLATION SOUS-JACENTE

Département analyse et prévision¹

La crise économique débutée en 2008 s'est traduite par un choc d'activité conduisant au ralentissement de l'inflation et à la montée du chômage dans la plupart des pays développés. Ce choc inédit depuis 1945, parfois accompagné de baisses des prix ou des salaires dans certains pays, a fait ressurgir le spectre de la déflation puisqu'une hausse importante du chômage pourrait enclencher la déflation via la boucle salaires-prix. Les pays développés ont alors été confrontés au risque de tomber dans une spirale de déflation par la dette, spirale qui avait nourri la grande crise de 1929. Face à ce risque, les gouvernements et les banques centrales ont mis en œuvre un ensemble de politiques monétaires et budgétaires de soutien de l'activité. Ces politiques ont permis d'écarter jusqu'à présent la réalisation du risque déflationniste. Les entreprises ont aussi ajusté leur taux de marge, ce qui a limité la hausse du chômage et le risque d'apparition de la déflation. Par ailleurs, l'évolution du prix des matières premières, en hausse depuis 2009, a alimenté l'inflation. Cette étude évalue le rôle de l'ajustement du marché du travail et la contribution de la dynamique du prix du pétrole à la dynamique de l'inflation pendant la crise. Nous estimons économétriquement la boucle prix-salaire pour l'Allemagne, la France, l'Italie, l'Espagne, les États-Unis, le Royaume-Uni et le Japon. Puis nous montrons, à partir de ces estimations, que si le prix du pétrole avait poursuivi sa tendance haussière après le pic de l'été 2008 et si l'ajustement sur le marché du travail avait été identique à celui des États-Unis dans tous les pays, alors le glissement annuel de l'inflation au deuxième trimestre 2011 serait plus faible : de 0,7 point en France jusqu'à 3,4 points au Royaume-Uni.

1. Ont participé à cette étude : Christophe Blot, Marion Cochard, Bruno Ducoudré et Éric Heyer.

La nature et l'ampleur de la crise économique que nous vivons depuis 2008 rappellent les grandes crises à l'origine de périodes déflationnistes (crise de 1929, crise japonaise des années 1990, ...). L'enchaînement récessif enclenché en 2008 a suivi le même chemin ; le choc d'activité a conduit à un ralentissement de l'inflation – et parfois à des baisses de prix ou de salaires – dans la plupart des pays développés. Cependant, la baisse des prix n'est pas forcément synonyme de déflation. Celle-ci doit s'inscrire dans la durée et surtout, elle doit se nourrir de l'ancrage des anticipations² et d'un cercle vicieux de déflation par la dette³. Le scénario déflationniste ne s'est cependant pas matérialisé. Les gouvernements et les banques centrales ne sont en effet pas restés passifs et ont, dès la fin de l'année 2008, pris des mesures de politiques budgétaire et monétaire afin de stabiliser l'activité et de limiter la hausse du chômage. De plus, indépendamment de la réaction de politique économique, l'évolution des prix a été fortement influencée par celle du prix des matières premières. Dans un premier temps, l'effondrement du pétrole au deuxième semestre 2008 aurait pu accélérer le processus déflationniste, mais la hausse observée depuis 2009 est venue alimenter la hausse des prix éloignant le risque déflationniste (graphique 1). Par ailleurs, les entreprises ont partiellement amorti l'impact de la crise en consentant des baisses des taux de marges (graphique 2), ce qui a permis d'atténuer la hausse du chômage, facteur essentiel pouvant mener à la déflation. Partant d'une modélisation de la boucle prix-salaire, cette étude propose d'évaluer la contribution de la dynamique du prix du pétrole et le rôle de l'ajustement du marché du travail à l'évolution de l'inflation. Nous montrons que, si le prix du pétrole avait poursuivi sa tendance haussière après le pic de l'été 2008 et si l'ajustement sur le marché du travail avait été, dans tous les pays⁴, identique à celui des États-Unis, alors le glissement annuel de l'inflation au deuxième trimestre 2011 aurait été plus faible de

2. Les mécanismes d'entrée en déflation ont été décrits dans la *Revue de l'OFCE*, n° 109 : « Aux portes de la déflation ? » (2009).

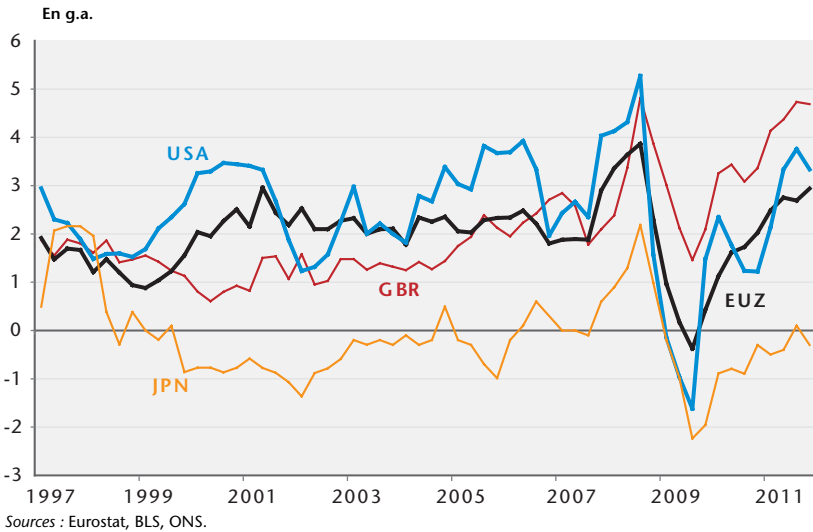
3. Voir A. Brender et F. Pisani (2003) : « Risque de déflation par la dette en Europe et aux États-Unis », *Revue de l'OFCE*, n° 86.

4. Ici l'Allemagne, la France, l'Italie, le Royaume-Uni et le Japon, la situation de l'Espagne étant du point de vue de l'ajustement sur le marché du travail déjà proche de celle des États-Unis.

0,8 point en Italie à 3,4 points au Royaume-Uni. Quant à la France, l'inflation aurait été réduite de 0,7 point.

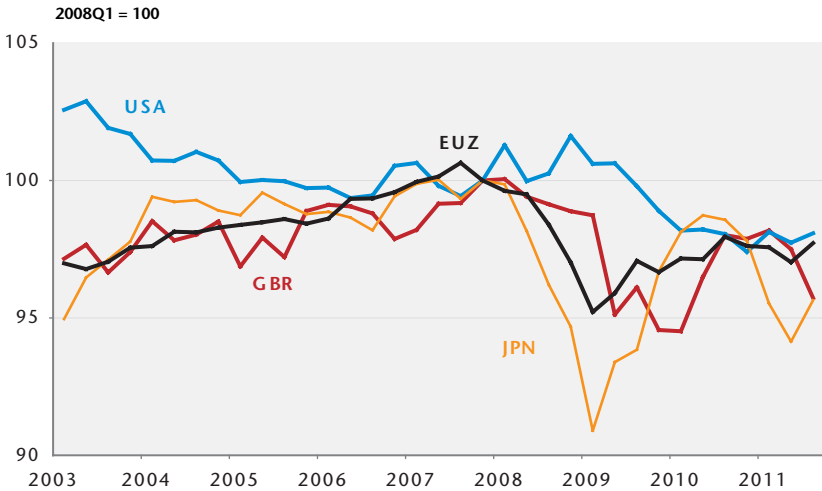
De fait, ces simulations ne permettent pas de montrer que nous aurions pu connaître un épisode déflationniste. Pourtant, ce risque est sans doute encore présent. Le souci de relance de l'activité a cédé la place à l'inquiétude sur la soutenabilité de la dette publique. Dès 2010, l'Espagne et le Royaume-Uni engageaient une politique budgétaire restrictive. En 2011, à l'exception du Japon, tous les principaux pays industrialisés suivaient la voie de la restriction, réduisant les perspectives de croissance, alors que l'écart de production n'est toujours pas refermé et que le chômage reste, sauf en Allemagne, plus élevé qu'avant le déclenchement de la crise. La crise n'est donc pas terminée. La zone euro retomberait en récession⁵ en 2012 ce qui entretiendrait les pressions déflationnistes. La première partie de cette étude revient sur la crise et le risque déflationniste. La boucle prix-salaire est développée dans une deuxième partie tandis que les différentes variantes et simulations sont présentées dans une troisième partie.

Graphique 1. Inflation (IPC)



5. Voir dans *Revue de l'OFCE*, n° 123, mai 2012 : « Les infortunes de la vertu : perspectives économiques 2012-2013 pour l'économie de la zone euro ».

Graphique 2. Taux de marges



1. La crise et le risque déflationniste

1.1. Un choc déflationniste...

Le choc à l'origine de la crise présente, par son ampleur et sa nature, de nombreuses similitudes avec les chocs qui ont déclenché la Grande Dépression ou la crise japonaise des années 1990⁶. Dès lors, l'enchaînement dépressif observé lors de ces crises déflationnistes s'est en grande partie reproduit en 2008 et 2009, conduisant à des ralentissements (voire des baisses) des prix dans tous les pays développés. Le risque déflationniste est inhérent à ce type de choc. En effet, la paralysie des canaux de financement de l'économie s'est rapidement transmise à l'activité, *via* le gel du crédit d'abord, puis les effets de richesse résultant de la chute des prix des actifs. L'effondrement des Bourses et du marché immobilier aux États-Unis, puis dans d'autres pays (Espagne, Royaume-Uni) a amplifié le climat d'incertitude poussant les agents à l'attentisme et confortant la baisse de l'activité. Tous les pays développés ont enregistré un retournement de leur demande intérieure dès le premier

6. Voir par exemple C. Blot, J. Creel, C. Riffart et D. Schweisguth (2011) : « L'éternel recommencement ? » dans *La crise dans tous ses états* édité par Yann Echirard et Fabien Labondance, PUG.

semestre 2008. L'effondrement de la demande a fragilisé les entreprises, précipitant les faillites et entraînant de fortes hausses du chômage dans les pays développés. Sur l'ensemble des pays de l'OCDE, le taux de chômage est passé de 5,6 % fin 2007 à 8,5 % fin 2009, soit une perte de 17,3 millions d'emplois. Si l'impact sur le revenu des ménages de la dégradation du marché du travail a été atténué par les stabilisateurs automatiques en 2008, la suppression des transferts exceptionnels et la hausse du chômage de longue durée ont fini par dégrader le revenu disponible brut, ce qui a pesé sur la consommation des ménages, notamment en Espagne, au Royaume-Uni et en Italie. Par ailleurs, l'incertitude accrue sur le marché du travail et l'effet de richesse ont entraîné une hausse du taux d'épargne, freinant encore davantage la consommation. Dans le cas de la France, ces deux éléments cumulés auraient contribué pour 0,7 point à la hausse de 0,8 point du taux d'épargne observée en 2009. Sur l'ensemble de la zone euro, le taux d'épargne a augmenté de 1,9 point entre la fin de l'année 2007 et le premier trimestre 2009. Aux États-Unis, la hausse a même atteint 4 points entre le quatrième trimestre 2007 et le quatrième trimestre 2008.

La faiblesse de la demande interne comme celle de la demande externe, liée à l'ajustement brutal du commerce mondial, ont conduit les entreprises à revoir leur projet d'investissement, d'autant plus que la recrudescence des faillites d'entreprises a laissé d'importantes capacités de production inutilisées. L'indice global des défaillances calculé par Euler-Hermes témoigne de cette hausse mondiale de la dégradation en 2008 (+28 %) et en 2009 (+29 %), la zone euro et les États-Unis étant particulièrement touchés. Face à l'effondrement de l'activité, les salaires ont brusquement décéléré dès l'année 2008 dans de nombreux pays (tableau 1). Outre les négociations salariales conventionnelles propres à chaque pays, cette évolution des salaires reflète des réalités différentes : une chute des primes et bonus au Japon et au Royaume-Uni, le recours massif au chômage partiel en Allemagne et en Italie, un mouvement de ralentissement durable des salaires en Espagne, affectée en profondeur par l'effondrement de l'activité. L'Italie, quant à elle, a vu les salaires progresser plus rapidement que la productivité en 2010, ce qui accroît sa perte de compétitivité par rapport à ses concurrents européens. Parallèlement, l'ampleur de la chute de l'activité a conduit à une décélération des prix en 2008 en Alle-

magne et aux États-Unis puis en 2009 en France, Italie, Espagne, Royaume-Uni et Japon.

Tableau 1. Salaires et inflation sous-jacente

En %

| | DEU | FRA | ITA | ESP | GBR | USA | JPN |
|---------------------------------|------|-----|-----|-----|-----|-----|------|
| Salaire horaire moyen* | | | | | | | |
| 2007 | 2,6 | 1,0 | 2,3 | 4,5 | 6,1 | 3,6 | -1,0 |
| 2008 | 4,3 | 2,2 | 2,2 | 5,8 | 0,4 | 2,6 | 3,1 |
| 2009 | -0,8 | 3,1 | 1,0 | 3,0 | 2,7 | 1,8 | -4,2 |
| 2010 | 0,1 | 1,9 | 2,9 | 0,9 | 1,1 | 1,6 | 0,4 |
| Inflation sous-jacente** | | | | | | | |
| 2007 | 1,9 | 1,6 | 1,8 | 2,5 | 1,6 | 2,3 | -0,3 |
| 2008 | 1,3 | 1,8 | 2,2 | 2,4 | 1,6 | 2,3 | 0,0 |
| 2009 | 1,3 | 1,4 | 1,6 | 0,9 | 1,7 | 1,7 | -0,8 |
| 2010 | 0,6 | 1,0 | 1,7 | 0,8 | 2,7 | 1,0 | -1,2 |
| 2011 | 1,2 | 1,1 | 2,0 | 1,2 | 3,0 | 1,7 | -0,9 |

* L'indisponibilité de l'ensemble des données pour le salaire horaire moyen n'a pas permis de calculer les glissements annuels pour l'année 2011.

** L'inflation sous-jacente est le taux de croissance en moyenne annuelle des prix à la consommation, hors alimentation, énergie, alcool et tabac.

Sources : Eurostat, données nationales.

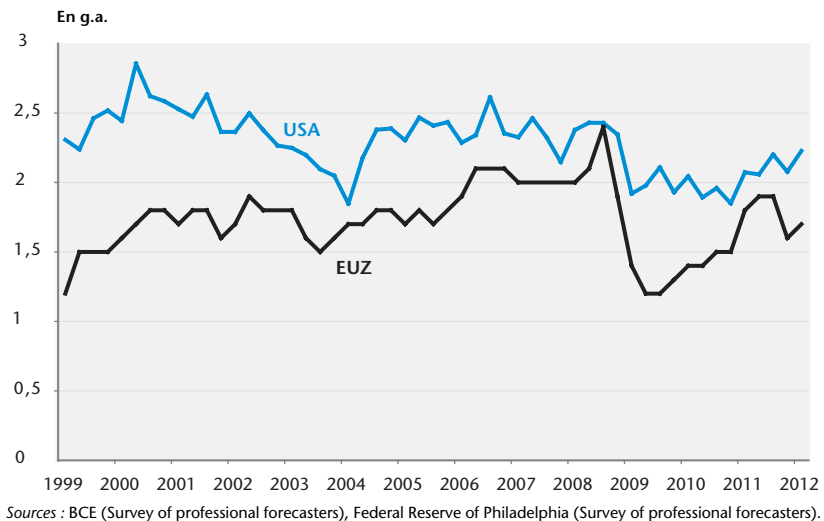
1.2. ... freiné par la réaction de la politique économique, la reprise de la croissance ...

Pourtant, malgré la violence du choc et la chute de l'activité, le scénario déflationniste ne s'est pas enclenché. D'une part, l'ajustement des prix et des anticipations a fait preuve d'inertie⁷. L'entrée en déflation ne fut pas immédiate. D'autre part, conscientes du risque, les banques centrales ont rapidement réagi en garantissant la liquidité du système financier et en baissant les taux d'intérêt. Puis, une fois atteint le niveau plancher des taux d'intérêt, elles se sont engagées dans des politiques dites non conventionnelles afin de relancer les anticipations d'inflation et d'orienter à la baisse les taux d'intérêt réels. Même s'il n'est pas certain que les mesures de politique monétaire ont réussi à sortir les pays de la trappe à liquidité, les anticipations d'inflation des « professionnels » n'ont jamais intégré de scénario déflationniste (graphique 3). En outre,

7. Voir L. Alvarez *et al.* : « Sticky prices in the euro area : a summary of new micro evidence » in *Journal of European Economic association* (2006) et ECB (2009) : « New survey evidence on wage setting in Europe », *Monthly Bulletin*, février.

les gouvernements ont accompagné l'action des banques centrales en recapitalisant le système bancaire et en décidant de plans de relance pour stabiliser l'activité économique. Cette réaction a en tout cas permis de sortir de l'enchaînement dépressif initial. La croissance est redevenue positive au troisième trimestre 2009 dans la plupart des pays, et début 2010 en Espagne si bien que le PIB des pays industrialisés affichait une progression de 2,6 % en 2010 après la récession de 3,9 % observée en 2009. Les prix et les salaires ont à nouveau accéléré au cours de l'année 2010 et en 2011 (tableau 1), éloignant le spectre déflationniste. Ainsi, après avoir fortement baissé en 2009, les taux d'inflation sont redevenus positifs aux États-Unis et dans la zone euro : respectivement 1,1 % et 2,3 % au premier trimestre 2010 contre -0,4 % et -1,6 % au troisième trimestre 2009 (graphique 1). Au Royaume-Uni, comme dans certains pays de la zone euro (tableau en annexe 1), les hausses des taux de TVA ont aussi contribué à accroître l'inflation. Au Royaume-Uni, cette hausse, intervenue en janvier 2010, a fait repasser l'inflation au-dessus de 3 % dès le début de l'année. Ces accélérations de l'inflation ont continué en 2011 où, sur l'ensemble de l'année, le taux d'inflation s'est élevé à 2,7 % dans la zone euro, 3,1 % aux États-Unis et 4,5 % au Royaume-Uni. Seul le Japon est resté en déflation avec une baisse des prix de 0,7 % sur l'ensemble de l'année 2010 et encore de 0,3 % en 2011.

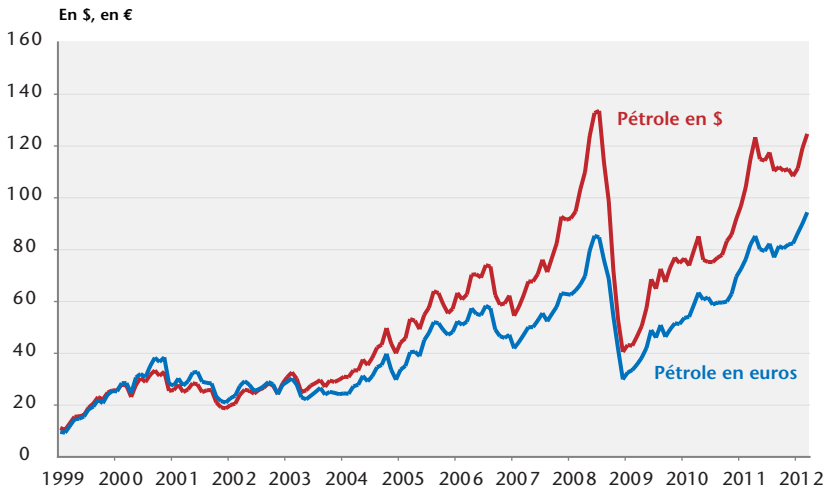
Graphique 3. Enquête sur les anticipations d'inflation



1.3. ... et la volatilité du prix du pétrole

Cette évolution des prix à la consommation a été particulièrement marquée par la forte volatilité des prix énergétiques et dans une moindre mesure par celle des prix des produits alimentaires. Ainsi, le prix du baril de pétrole est passé de 133 dollars (respectivement 85 euros) en juillet 2008 (graphique 4) à 40 dollars (respectivement 30 euros) en décembre 2008. Il est ensuite de nouveau reparti à la hausse, dépassant depuis le début de l'année 2012 le pic de l'été 2008. Ces fluctuations se sont répercutées sur le prix à la consommation. Ainsi, l'augmentation de l'indice « énergie » a contribué pour respectivement 1,1 et 1,8 point à l'inflation de la zone euro en 2010 et 2011 (tableau 2).

Graphique 4. Prix du pétrole en...



Sources : Datastream.

Cette volatilité est encore plus forte pour les États-Unis avec une contribution négative de l'énergie de 5,4 points en 2009 et une contribution positive de 4 points en 2011. Au Royaume-Uni, cette contribution s'élève à 1,4 point en 2011 pour une inflation qui a été, en revanche, plus forte (4,5 %) du fait de l'impact de la hausse de la TVA. L'effet lié aux variations des taxes indirectes peut être évalué à 1,7 point en 2011 selon les calculs réalisés par Eurostat, qui fournit une série corrigée de ces effets de changements de taux de TVA. D'autres pays de la zone euro ont également augmenté la fiscalité indirecte dans le cadre de leur plan d'ajustement budgétaire, ce qui aurait contribué, à une hausse de 0,1 point de

l'inflation en 2010 et 0,3 point en 2011. C'est en Grèce que cet impact est le plus fort car il dépassait 3 points en 2010 et était encore de 2 points en 2011.

Tableau 2. Contributions des indices énergie et alimentaire à l'inflation

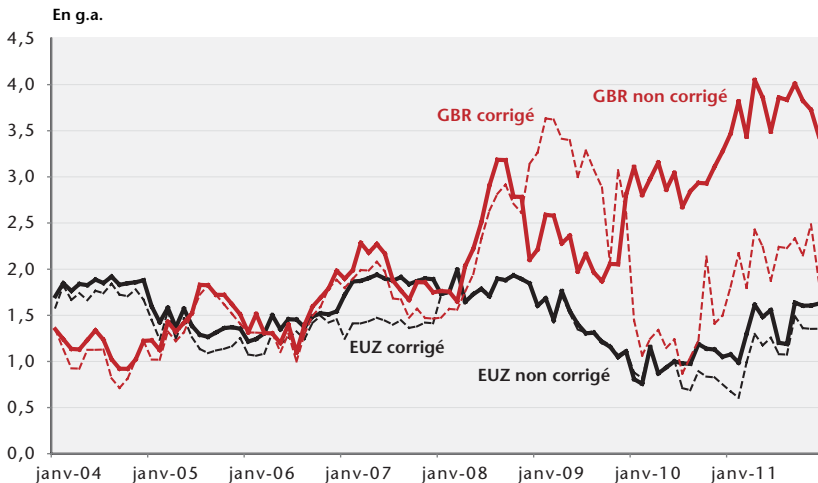
En %

| | EUZ | | | | USA | | | | GBR | | | |
|-----------------|------|------|------|------|------|-------|------|------|------|------|------|------|
| | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 |
| IPC | 3,3 | 0,3 | 1,6 | 2,7 | 3,8 | -0,3 | 1,6 | 3,1 | 3,6 | 2,2 | 3,3 | 4,5 |
| IPC énergie | 10,3 | -8,0 | 7,4 | 11,9 | 18,0 | -27,8 | 18,2 | 26,3 | 16,9 | -0,1 | 6,0 | 12,4 |
| Contribution | 1,6 | -1,3 | 1,1 | 1,8 | 2,9 | -5,4 | 2,4 | 4,0 | 1,4 | 0,0 | 0,7 | 1,4 |
| IPC alimentaire | 5,7 | -0,1 | 0,5 | 2,3 | 5,5 | 1,8 | 0,8 | 3,7 | 10,0 | 5,6 | 3,0 | 4,6 |
| Contribution | 0,6 | 0,0 | 0,0 | 0,2 | 0,5 | 0,1 | 0,1 | 0,3 | 1,0 | 0,6 | 0,3 | 0,5 |

Source : Eurostat, données nationales.

Ainsi, en corrigeant l'inflation de la volatilité des prix de l'énergie et de ces effets de taxation indirecte, l'inflation serait bien plus faible, particulièrement au Royaume-Uni (graphique 5) où l'inflation sous-jacente corrigée des variations des taxes indirectes atteindrait 1,9 % fin 2011 contre 4,2 % pour l'inflation totale. Dans la zone euro, l'inflation serait plus modérément réduite puisqu'elle atteignait 1,4 % en décembre 2011, une fois corrigée de l'énergie, de l'inflation alimentaire et des variations de taxes indirectes, contre un indice global qui progressait de 2,7 % en glissement annuel.

Graphique 5. Inflation sous-jacente corrigée des variations de taxe indirecte



Indépendamment de ces différentes perturbations, le ralentissement des prix a marqué le pas au milieu de l'année 2011. Dans la zone euro, l'inflation sous-jacente a augmenté de 0,5 point en un trimestre pour atteindre 1,6 % au deuxième trimestre. Un scénario assez proche semblait être à l'œuvre aux États-Unis. Cette accélération de l'inflation sous-jacente aurait pu indiquer que la reprise de l'activité, observée depuis la fin de l'année 2009, se serait transmise sur les prix confirmant la fin de la crise et écartant de fait progressivement l'hypothèse déflationniste.

1.4. Un risque pourtant toujours bien présent

Quel que soit l'indicateur considéré, il ressort donc que l'économie s'est éloignée du chemin de la déflation depuis début 2010. Pour autant, ce risque est encore bien présent et différents éléments laissent penser que les pressions déflationnistes subsistent aujourd'hui. D'abord, quel que soit le mode de calcul, les écarts de production sont loin d'être refermés et les capacités de production restent encore largement excédentaires. De même, les marchés du travail des pays développés sont, à l'exception de l'Allemagne, éloignés du plein emploi. Depuis début 2008, 13,6 millions de personnes sont ainsi venues grossir les rangs des chômeurs dans les pays de l'OCDE. Le chômage continue à progresser dans la zone euro et au Royaume-Uni. La sous-utilisation des capacités de production maintient donc une pression à la baisse sur les salaires et les prix. Or la décrue du chômage est une condition nécessaire à une évolution plus favorable des salaires qui viendrait mettre fin à d'éventuelles pressions déflationnistes. Pour les États-Unis, la dynamique serait plus favorable avec une baisse de 1,6 point du taux de chômage depuis le pic à 9,9 % atteint en fin d'année 2009. Ensuite, les niveaux d'inflation sous-jacente demeurent, dans la plupart des pays, inférieurs à ceux qui prévalaient avant la crise. Or, on sait qu'en cas de choc déflationniste, une inflation initialement faible est un des principaux facteurs favorisant la mise en place de la spirale déflationniste.

En somme, tous ces éléments montrent que les effets récessifs de la crise sont encore à l'œuvre et qu'ils pourraient être amplifiés par la crise de la dette et les plans d'ajustement budgétaire mis œuvre, notamment en Europe. Si la reprise semblait éloigner ce scénario, le risque de double récession (*double dip*) le remettrait rapidement

au goût du jour. C'est dans la zone euro que ce ralentissement serait le plus marqué puisque la récession serait de retour en 2012 avec un PIB qui reculerait de 0,4 %. Le chômage continuerait donc à progresser et atteindrait 11 % en fin d'année. Si le Royaume-Uni échappait à la récession, avec une croissance anticipée à 0,7 % en 2012, il n'en demeure pas moins que le chômage progresserait encore pour atteindre 9,1 % en moyenne sur l'année 2013. Le risque de déflation serait néanmoins accru dans la mesure où les conditions de la déflation sont déjà en place, et où la rechute de l'activité interviendrait dans un contexte beaucoup plus déflationniste et défavorable que lors de la crise de 2008. Les conséquences pourraient donc en être plus rapides et désastreuses cette fois-ci, sauf pour les États où la croissance permettrait de soutenir la baisse du chômage. Dans la zone euro, c'est en Italie et en Espagne que ce risque est a priori le plus important. Ces deux pays sont d'ores et déjà retombés en récession et les mesures de restrictions budgétaires s'amplifieraient en 2012.

Ces éléments de scénario sont toutefois insuffisants pour évaluer le risque déflationniste. L'estimation d'un modèle décrivant la formation des prix et des salaires permet de rendre compte de façon plus fine et quantifiée des principaux mécanismes de transmission des chocs.

2. La boucle prix-salaire

2.1. Un modèle à quatre équations

La spirale déflationniste s'installe dès lors que la dynamique dépressive prix-salaire se met en place : les employeurs répercutent les baisses de salaires sur les prix, afin d'accroître leur compétitivité à taux de marges constants, et les travailleurs, dans un contexte de chômage de masse et d'évolution des prix favorable à leur pouvoir d'achat, voient leur pouvoir de négociation mis à mal, ce qui entretient les baisses de salaires.

Afin d'illustrer cette spirale, nous avons retenu un modèle simple à quatre équations :

La première équation (1) est une relation comptable où l'indice des prix à la consommation (P^C) est exprimé comme la somme pondérée des indices des prix à la valeur ajoutée (P^{VA}) et des prix à

l'importation (P^M) hors taxe. Le paramètre α est imposé et calculé comme la part moyenne des importations dans le PIB. Afin de simuler les prix TTC, nous multiplions cette combinaison linéaire par un taux de TVA apparent (tx_{TVA}). La deuxième équation (2) retrace la formation des prix d'importation qui dépendent du taux de change effectif réel (TCE) ainsi que du prix du pétrole ($P^{pétrole}$). L'équation (3) est celle des prix de la valeur ajoutée (P^{VA}) : ces derniers sont fonction du coût salarial unitaire qui se décompose comme la différence entre les salaires (W) et la productivité du travail (Π), et du taux d'utilisation des capacités de production (TU). Dans notre formulation, nous imposons une élasticité unitaire entre P^{VA} et $W-\Pi$, ce qui revient alors à estimer une équation du taux de marge des entreprises. Enfin, l'équation (4) est l'équation de formation des salaires qui dépend de l'indexation au prix à la consommation (P^C), de la productivité du travail (Π), du salaire minimum (SMIC) ainsi que du taux de chômage (U).

$$\left\{ \begin{array}{l} P_t^C = \left((P_t^M)^\alpha \times (P_t^{VA})^{1-\alpha} \right) (1 + tx_{TVA}) \end{array} \right. \quad (1)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} P_t^M = f_2 \left((P_t^{pétrole})^\beta, (TCER_t)^\psi \right) \end{array} \right. \quad (2)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} P_t^{VA} = f_3 \left((W_t - \Pi_t), (TU_t)^\sigma \right) \end{array} \right. \quad (3)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} W_t = f_4 \left((P_t^C)^\delta, (\Pi_t)^\eta, (smic_t)^\varphi, (U_t)^\lambda \right) \end{array} \right. \quad (4)$$

Pour les équations (2) à (4), nous avons testé deux formulations : la première en niveau (modèle « London School of Economics » (LES)), la seconde en taux de croissance (modèle « Phillips »).

Le choix de la formulation finalement retenue a été réalisé à l'aune de critères empiriques (meilleure simulation dynamique au cours de la crise, propriétés économétriques plus satisfaisantes) et non sur la base de considérations théoriques. Le modèle retenu nous permettra d'analyser des chocs de court terme sur l'évolution des prix dans les sept pays étudiés.

2.2. Les résultats

Les différentes équations ont été modélisées par des Modèles à Correction d'Erreur (MCE). Les estimations sont menées sur

données trimestrielles sur la période 1982-2011⁸. L'ensemble des résultats des estimations sont reproduits dans l'annexe 1. Les résultats des meilleures estimations pour chaque pays sont résumés dans le tableau 3.

Tableau 3. Estimation des paramètres de long terme du modèle prix-salaire

| | DEU | FRA | ITA | ESP | GBR | USA | JPN |
|---|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|----------------------|
| Part des imports dans le PIB | | | | | | | |
| α | 0,31* | 0,20 | 0,20 | 0,20 | 0,23 | 0,11 | 0,08 |
| Équation de prix d'importation | | | | | | | |
| Spécification | Niveau | Différence | Différence | Différence | Différence | Différence | Différence |
| Force de rappel γ_{pm} | -0,18 (-3,58) | -0,56 (-7,10) | -0,76 (-7,11) | -0,75 (-8,72) | -0,87 (-8,82) | -0,76 (-10,01) | -0,66 (-9,10) |
| β | 0,07 | 0,14 | 0,11 | 0,11 | 0,07 | 0,12 | 0,13 |
| ψ | -0,38 | -0,63 | -0,73 | -0,32 | -0,55 | -0,31 | -0,53 |
| Équation de prix de valeur ajoutée | | | | | | | |
| Spécification | Niveau | Niveau | Niveau | Différence | Différence | Différence | Niveau |
| Force de rappel γ_{pva} | -0,03 (-2,8) | -0,03 (-5,12) | -0,028 (-3,58) | -0,089 (-2,85) | -0,28 (-3,5) | -0,22 (-5,97) | -0,04 (-3,73) |
| σ | ns | 0,10 | 0,0007 | ns | 0,30 | ns | 0,003 |
| Diagnostics tests | | | | | | | |
| R2 | 0,61 | 0,71 | 0,36 | 0,85 | 0,51 | 0,55 | 0,76 |
| SSR | 0,001 | 0,001 | 0,002 | 0,0006 | 0,007 | 0,0005 | 0,001 |
| SSE | 0,003 | 0,003 | 0,005 | 0,003 | 0,008 | 0,0006 | 0,004 |
| LM(1) | 0,65 [p > 0,63] | 1,06 [p > 0,31] | 2,69 [p > 0,10] | 0,30 [p > 0,59] | 0,73 [p > 0,73] | 0,00 [p > 0,98] | 0,00 [p > 0,96] |
| LM(4) | 0,81 [p > 0,76] | 1,38 [p > 0,25] | 5,90 [p > 0,21] | 0,83 [p > 0,93] | 0,16 [p > 0,15] | 3,43 [p > 0,49] | 0,79 [p > 0,94] |
| ARCH(4) | 0,56 [p > 0,55] | 0,82 [p > 0,51] | 10,90 [p > 0,18] | 7,12 [p > 0,13] | 0,94 [p > 0,93] | 6,86 [p > 0,14] | 2,91 [p > 0,79] |
| Bera-Jarque | 4,9 [p > 0,09] | 2,43 [p > 0,29] | 0,63 [p > 0,73] | 1,56 [p > 0,46] | 4,64 [p > 0,10] | 1,00 [p > 0,61] | 13,00 [p > 0,001] |

Note : Entre parenthèses les T de Student des coefficients estimés. Entre crochets, la p value des tests sur les résidus du MCE.

* 1991-2010

Sources : INSEE, calculs des auteurs.

8. La période d'estimation est différente dans quelques pays. C'est le cas notamment pour l'Allemagne pour qui les estimations ne démarrent qu'en 1991 en raison de la réunification. Pour plus de détails, le lecteur pourra se référer à l'annexe 3.

Tableau 3(suite). Estimation des paramètres de long terme du modèle prix-salaire

| | DEU | FRA | ITA | ESP | GBR | USA | JPN |
|----------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Équation de salaire | | | | | | | |
| Spécification | Niveau | Différence | Différence | Différence | Différence | Différence | Niveau |
| Force de rappel γ_w | -0,15 (-4,25) | -0,45 (-5,52) | -0,54 (-5,48) | -0,70 (-5,32) | -0,50 (-8,03) | -0,69 (-4,37) | -0,11 (-5,34) |
| δ | 1 (NE) | 0,65 | 0,69 | 0,52 | 1 (NE) | 0,55 | 1 (NE) |
| η | 0,31 | 0,29 | 0,34 | 0,62 | 0,34 | 0,15 | 1 (NE) |
| φ | - | 0,42 | | 0,77 | - | | |
| λ | -0,015 | -0,002 | -0,0006 | -0,00007 | -0,001 | -0,0004 | -0,06 |
| Diagnostics tests | | | | | | | |
| R2 | 0,65 | 0,54 | 0,78 | 0,67 | 0,72 | 0,57 | 0,78 |
| SSR | 0,003 | 0,001 | 0,005 | 0,006 | 0,003 | 0,004 | 0,006 |
| SSE | 0,006 | 0,003 | 0,009 | 0,009 | 0,005 | 0,005 | 0,020 |
| LM(1) | 0,20 [p > 0,53] | 0,09 [p > 0,77] | 2,54 [p > 0,11] | 0,93 [p > 0,33] | 0,46 [p > 0,44] | 0,23 [p > 0,63] | 1,19 [p > 0,28] |
| LM(4) | 0,53 [p > 0,69] | 1,26 [p > 0,29] | 4,17 [p > 0,38] | 6,29 [p > 0,17] | 0,53 [p > 0,47] | 5,35 [p > 0,25] | 4,34 [p > 0,36] |
| ARCH(4) | 0,52 [p > 0,51] | 1,22 [p > 0,30] | 8,99 [p > 0,06] | 1,39 [p > 0,85] | 0,36 [p > 0,37] | 2,63 [p > 0,62] | 5,45 [p > 0,24] |
| Bera-Jarque | 0,87 [p > 0,65] | 0,42 [p > 0,81] | 1,42 [p > 0,49] | 1,18 [p > 0,55] | 1,07 [p > 0,58] | 3,06 [p > 0,22] | 0,41 [p > 0,81] |

Note : Entre parenthèses les T de Student des coefficients estimés. Entre crochets, la p value des tests sur les résidus du MCE.

Sources : INSEE, calculs des auteurs.

Avant de détailler les résultats, notons que ces équations ont des propriétés statistiques satisfaisantes. Les tests LM conduisent au rejet de l'hypothèse d'auto-corrélation des résidus des équations. Ceux-ci sont homoscédastiques au regard du test ARCH. Enfin, selon le test de Bera Jarque, les résidus suivent une loi normale.

Le premier enseignement que l'on peut tirer de ces estimations est que l'incidence des prix du pétrole sur les prix d'importation (β) apparaît la plus forte en France (0,14), deux fois plus forte que celle estimée pour l'Allemagne et le Royaume-Uni (0,07).

Le deuxième enseignement est que la spécification de la boucle prix-salaire (équations 3 et 4) retenue diffère selon les pays étudiés. Il ressort de notre travail, dont les résultats sont présentés dans l'annexe 1, trois types de modèles :

1. **Le modèle WS-PS** : les deux équations (3) et (4) sont en niveau. C'est le cas pour l'Allemagne et le Japon ;
2. **Le modèle de Phillips** : les deux équations (3) et (4) sont en taux de croissance. Ce modèle est la meilleure spécification pour l'Espagne, le Royaume-Uni et les États-Unis. ;
3. **Un modèle hybride** dans lequel l'équation de taux de marge (équation 3) est en niveau alors que l'équation des salaires (équation 4) est en taux de croissance. Ce modèle correspond le mieux aux économies française et italienne.

La différence de spécification induit des écarts importants dans l'évaluation des élasticités. C'est le cas notamment pour l'indexation des salaires sur les prix (δ) : dans un modèle WS-PS, cette élasticité est imposée unitaire (c'est le cas en Allemagne et au Japon), alors que dans les autres pays cette indexation est proche de 0,6. Enfin, l'élasticité des salaires au chômage (λ) est extrêmement variable d'un pays à l'autre. Dans les pays ayant une spécification en niveau, notons que cette élasticité est quatre fois plus faible en Allemagne (-0,015) qu'au Japon (-0.06). Dans les autres pays, elle apparaît extrêmement faible pour l'Espagne et à un degré moindre en Italie et aux États-Unis, et plus forte en France.

3. Une évaluation du risque déflationniste sous-jacent

Partant de ces modèles, nous pouvons simuler des scénarios alternatifs qui permettent de juger des tensions déflationnistes sous-jacentes. En particulier, comme nous l'avons décrit précédemment, les fortes variations du prix du pétrole au cours de la période, comme le sous-ajustement du marché du travail propre à cette crise, ont pu masquer des pressions déflationnistes qu'il convient d'isoler. De manière à identifier les déterminants de l'évolution de l'inflation au cours des quatre dernières années (2008-2011), nous avons donc étudié séparément, puis conjointement, les effets de l'ajustement de la productivité et du chômage ainsi que ceux des variations du prix du pétrole pendant la crise sur l'évolution des prix à la consommation.

3.1. Incidence d'un ajustement plus rapide du marché du travail sur l'inflation

Au cours de la crise, dans la plupart des pays, à l'exception de l'Espagne et des États-Unis, la dégradation du marché du travail a

été contenue par une forte chute de la productivité, qui n'a pas encore retrouvé sa tendance de long terme⁹. La dégradation du cycle de productivité a permis d'éviter une hausse trop brutale du chômage, qui aurait accéléré la spirale désinflationniste. Cette hausse du chômage demeure toutefois latente puisque la chute de la productivité s'est traduite par des baisses des marges des entreprises, que ces dernières pourraient vouloir restaurer.

Une façon de mesurer les pressions désinflationnistes sous-jacentes pouvant s'exercer sur l'économie consiste à déterminer une trajectoire alternative du taux de chômage en faisant une hypothèse de retour plus rapide de la productivité vers sa tendance.

Dans notre modèle, une croissance plus élevée de la productivité du travail aurait un impact désinflationniste par le biais de plusieurs canaux de transmission :

- une reprise plus rapide de la productivité engendrerait une hausse du taux de chômage qui pèserait sur les salaires ; ce canal dépendant bien entendu de la sensibilité des salaires au chômage (λ) ainsi que de l'indexation des salaires sur les prix (δ) qui conditionne le déclenchement des boucles prix-salaire ;
- en freinant le coût salarial unitaire, l'accélération de la productivité pèse directement sur les prix de la valeur ajoutée ; ce canal sera d'autant plus important que la part des prix de la valeur ajoutée dans les prix de consommation (α) est élevé ;
- à ces canaux désinflationnistes vient se greffer un effet inflationniste lié à l'indexation des salaires sur la productivité (η) qui pourrait compenser une partie des effets précités¹⁰.

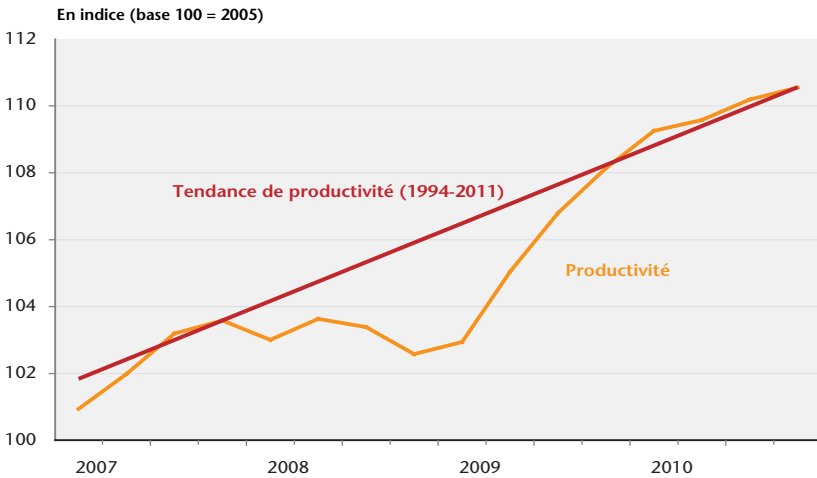
Enfin, le risque déflationniste sous-jacent à la situation du marché du travail dépend de la dynamique de la boucle prix-salaires. Plus la réactivité des prix aux salaires – et vice-versa – est forte, plus vite les chocs de productivité se traduiront par des pressions désinflationnistes.

9. Voir à ce sujet M. Cochard, G. Cornilleau et É. Heyer, 2010, « Les marchés du travail dans la crise », *Economie et statistique* n°438-440.

10. L'ajustement de leur taux de marge par les entreprises pourrait aussi accentuer ou contrebalancer la tendance déflationniste, selon qu'elles ajustent à la hausse ou à la baisse leur taux de marge en réaction à une croissance plus rapide de la productivité. Cet effet n'est pas pris en compte dans notre modèle.

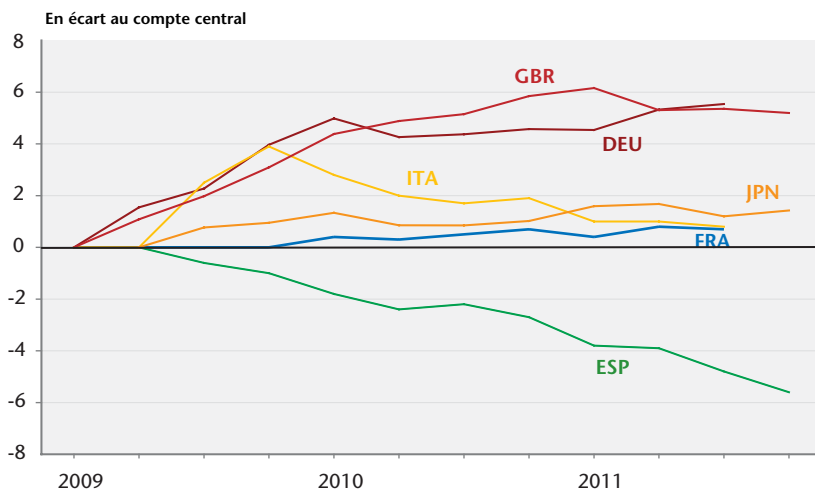
Pour quantifier ce risque, nous avons simulé un scénario dans lequel le cycle de productivité se referme au même rythme dans tous les pays étudiés, ce qui se traduit par un retour à la tendance de productivité, comme ce fut le cas aux États-Unis au premier trimestre 2010 (graphique 6). Cet ajustement plus rapide de la productivité s'est traduit par une hausse du chômage plus forte par rapport à la hausse observée pendant la crise dans la plupart des pays à l'exception de l'Espagne (graphique 7). Dans ce pays, la productivité s'est ajustée plus rapidement qu'aux États-Unis, ce qui implique une baisse du taux de chômage dans le scénario.

Graphique 6. Ajustement de la productivité du travail aux États-Unis pendant la crise



L'étude de ces éléments montre que le risque déflationniste sous-jacent diffère selon les pays. D'abord, la hausse potentielle du chômage, qui dépend de l'ampleur du retard de productivité accumulé depuis le début de la crise, varie fortement d'un pays à l'autre. L'ajustement de l'emploi à la baisse d'activité passée est ainsi achevé en Espagne et aux États-Unis, tandis que le retour plus rapide de la productivité à sa tendance de long terme se traduirait par des hausses du taux de chômage allant de 0,4 point en France à 5 points en Allemagne. Ensuite, les pressions déflationnistes sous-jacentes seront d'autant plus fortes que les prix seront sensibles à des variations du chômage.

Graphique 7. Évolution du taux de chômage dans la variante de productivité

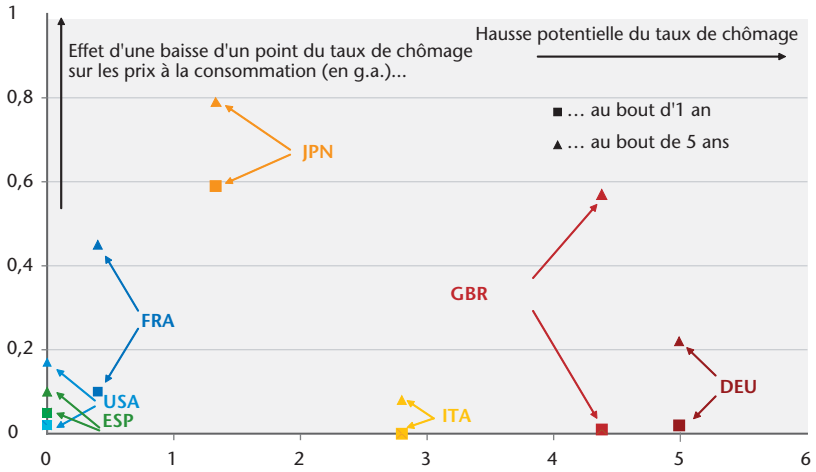


Sources : Données nationales, calculs OFCE.

Le graphique 8 résume l'exposition des différents pays au risque déflationniste selon ces deux critères. Il apparaît que les deux pays les plus exposés sont l'Allemagne et le Royaume-Uni. Suivent l'Italie et le Japon : si l'ajustement du marché du travail est moins avancé en Italie, la moindre sensibilité des salaires, donc des prix à la situation du marché du travail situe le risque déflationniste à un niveau proche de celui du Japon. En France, l'ajustement du marché du travail est presque achevé. Enfin, États-Unis et Espagne cumulent à la fois un ajustement du marché du travail achevé et une faible sensibilité des salaires et des prix au chômage.

Il ressort qu'au deuxième trimestre 2011, la hausse du chômage se serait traduite par une croissance plus faible des salaires dans l'ensemble des pays (graphique 9). En écart au compte central, la baisse de la progression des salaires atteindrait -0,5 à -0,7 point en France et en Espagne, contre -1 à -1,2 point en Italie et au Japon, -2,6 points en Allemagne et -6,9 points au Royaume-Uni, pays où le risque déflationniste est plus important. La hausse de la productivité ne permet pas de contrebalancer l'effet déflationniste de la hausse du chômage sur la croissance des salaires. En Espagne, la baisse de productivité aurait pour conséquence une baisse de la croissance des salaires, l'effet de la productivité étant plus fort que la baisse du chômage.

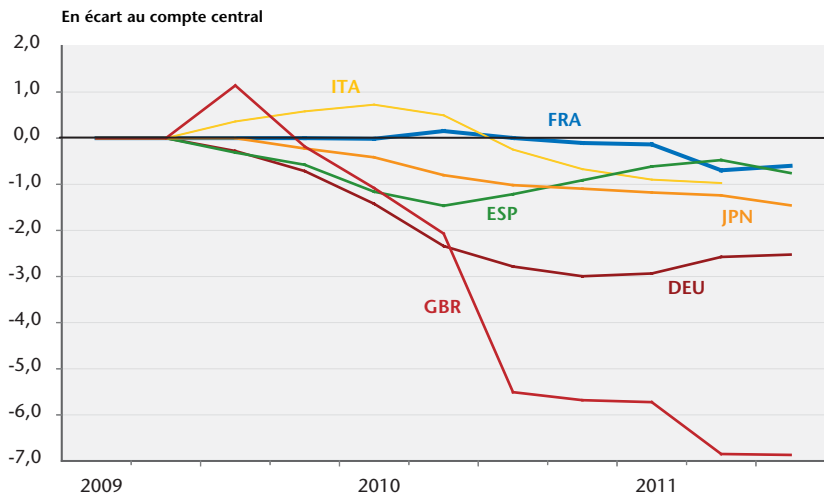
Graphique 8. Exposition au risque déflationniste



Note de lecture : en abscisse, se lit l'évolution du taux de chômage qui résulterait d'un retour plus rapide de la productivité à sa tendance de long terme. Si l'ajustement à la crise passée s'achevait au premier trimestre 2010, la hausse du taux de chômage serait donc de 4,4 points au Royaume-Uni. En ordonnée figure l'effet d'une baisse de 1 point du taux de chômage sur le prix de consommation aux horizons d'un an et de cinq ans. Cet effet est calculé à partir d'une simulation dynamique des modèles estimés (cf. tableau 3).

Sources : Données nationales, calculs OFCE.

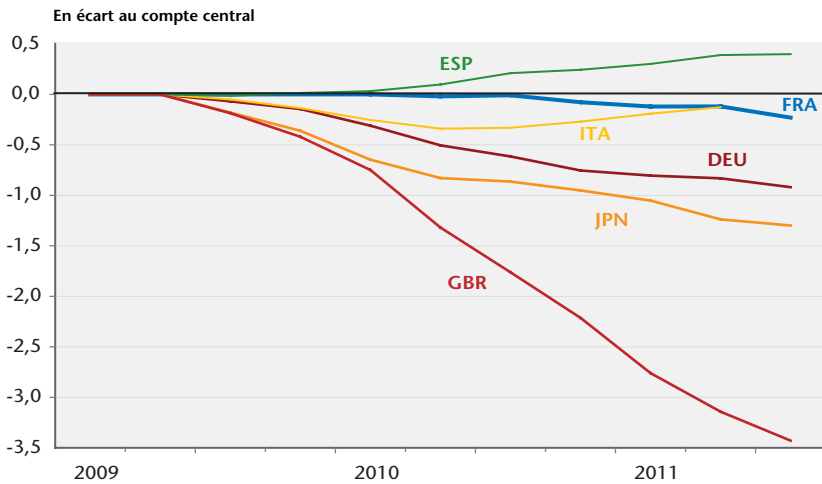
Graphique 9. Impact sur le glissement annuel des salaires



Sources : Données nationales, calculs OFCE.

Le retour plus rapide de la productivité à sa tendance de longue période aurait pour conséquence une baisse de l'inflation marquée dans les pays conjuguant forte hausse du chômage et forte sensibilité des salaires au taux de chômage (graphique 10). L'impact serait de -3,1 points mi-2011 au Royaume-Uni, -0,8 point en Allemagne et de -1,2 point au Japon. En Italie, l'inflation baisserait de -0,1 point, les salaires étant peu sensibles à une variation du taux de chômage. Pour la France, la faible hausse du taux de chômage aurait pour conséquence une baisse de 0,1 point du taux d'inflation.

Graphique 10. Impact sur le glissement annuel des prix à la consommation



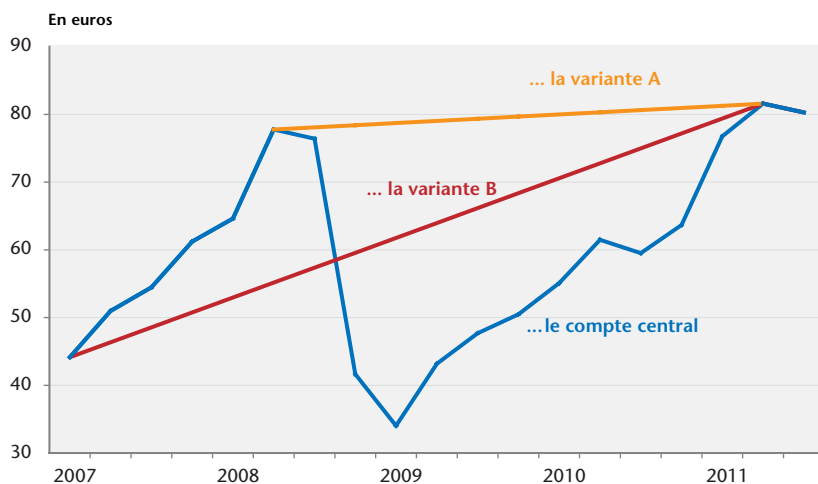
3.2. Incidence de l'évolution du prix du pétrole sur l'inflation

Les prix à la consommation sont impactés par le prix du pétrole. Or, ce dernier a considérablement varié au cours des quatre dernières années. En euros, celui-ci est passé de près de 78 euros le baril au deuxième trimestre 2008 à 34 euros au premier trimestre 2009, pour finalement remonter à 80 euros au troisième trimestre 2011. Deux variantes ont été réalisées ; elles sont illustrées par le graphique 11 :

- Dans la variante A, nous supposons une progression régulière du prix du baril en euros entre le pic atteint au deuxième trimestre 2008 et le deuxième trimestre 2011. Cette variante permet de mesurer l'impact désinflationniste de la forte baisse du prix du pétrole au début de la crise.

- Dans la variante B, nous supposons à titre de comparaison une progression régulière du prix du baril en euros entre le premier trimestre 2007 et le deuxième trimestre 2011. Cette variante est menée uniquement pour la France.

Graphique 11. Évolution du prix du pétrole dans...

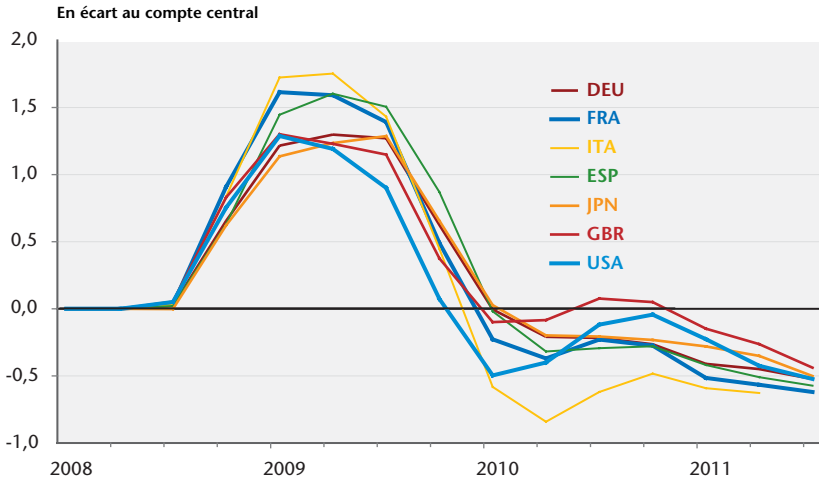


Sources : INSEE, calculs OFCE.

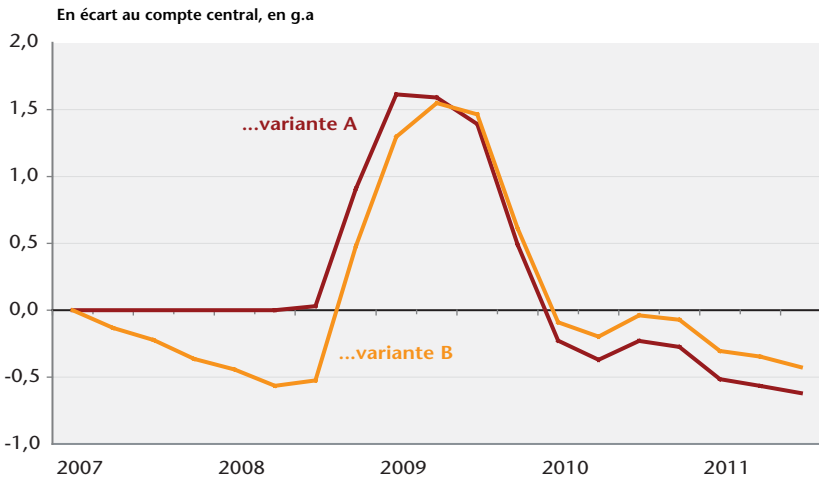
Dans la boucle prix-salaires, l'effet du prix du baril de pétrole sur les prix à la consommation dépend de l'impact du prix du pétrole sur celui des importations, et de la part du prix des importations dans le prix de consommation. Une hausse progressive des prix du pétrole entre 2008 et 2011 aurait eu pour effet d'accélérer la hausse des prix fin 2008 et tout au long de l'année 2009. En revanche, à partir de 2010, elle aurait contribué à modérer l'inflation, plus fortement en Italie et en France, modération de l'ordre de -0,6 point au deuxième trimestre 2011 contre -0,3 à -0,4 point dans les autres pays (graphique 12). La forte variabilité du prix du pétrole a donc contribué à contrebalancer le risque déflationniste à partir de 2010. La différence d'impact entre l'Italie, la France et les autres pays s'explique par une sensibilité plus grande du prix des importations au prix du baril conjuguée à un poids important du prix des imports dans le prix de consommation. À titre de comparaison, nous avons aussi mis en œuvre une variante alternative dans laquelle le prix du pétrole progresse régulièrement entre 2007 et 2011. Ce scénario alternatif aurait impliqué moins d'inflation en 2008 (graphique 13)

au plus fort de la crise, mais aussi à partir de 2010 (-0,3 point de taux d'inflation au deuxième trimestre 2011).

Graphique 12. Évolution des prix à la consommation dans la variante A (en g.a.)



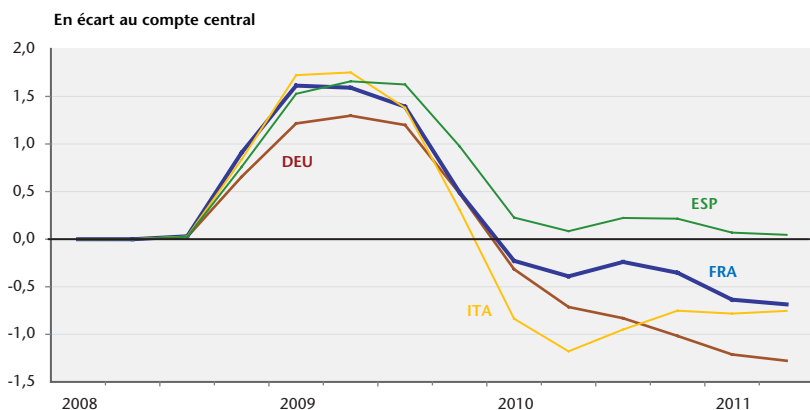
Graphique 13. Évolution des prix à la consommation pour la France dans...



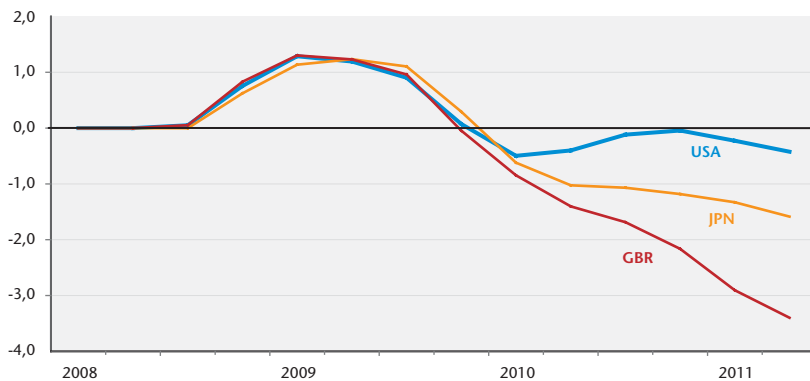
3.3. Incidence complète de l'évolution du prix du pétrole et de la productivité sur l'inflation

L'ajustement lent du marché du travail et la forte volatilité du prix du pétrole ont atténué le risque déflationniste pendant la crise. Si la productivité s'était ajustée au même rythme dans l'ensemble des pays qu'aux États-Unis, et si la progression du prix du baril de pétrole avait été plus régulière, l'inflation aurait diminué de 0,2 à 0,8 point dès le début 2010, excepté pour l'Espagne (graphique 14a). Au Royaume-Uni, l'effet cumulé des deux chocs aurait eu pour conséquence de faire baisser l'inflation de 0,8 point début 2010, et jusqu'à -3,9 points mi-2011 (graphique 14b). Le Japon aurait connu une déflation plus marquée, avec un taux d'inflation plus faible de 1,2 point fin 2010 (tableau 4). Dans ce pays, le faible ajustement de l'emploi et la forte variabilité du prix du pétrole ont largement contribué à atténuer la déflation.

Graphique 14a. Impact des deux chocs sur les prix à la consommation (en g.a.)



Graphique 14b



Sources : Données nationales, calculs OFCE.

Tableau 4. Impact des chocs sur les prix à la consommation

En glissement annuel

| Effet sur le taux d'inflation... | | 2010 | | | | 2011 | |
|----------------------------------|---|------|------|------|------|------|------|
| | | T1 | T2 | T3 | T4 | T1 | T2 |
| DEU | ... de la vitesse d'ajustement de la productivité | 0,3 | 0,5 | 0,6 | 0,8 | 0,8 | 0,8 |
| | ... de la variabilité du pétrole | 0,0 | 0,2 | 0,2 | 0,3 | 0,4 | 0,4 |
| | Effet total | 0,3 | 0,7 | 0,8 | 1,0 | 1,2 | 1,3 |
| FRA | ... de la vitesse d'ajustement de la productivité | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,1 | 0,1 | 0,1 |
| | ... de la variabilité du pétrole | 0,2 | 0,4 | 0,2 | 0,3 | 0,5 | 0,6 |
| | Effet total | 0,2 | 0,4 | 0,2 | 0,4 | 0,6 | 0,7 |
| ITA | ... de la vitesse d'ajustement de la productivité | 0,3 | 0,3 | 0,3 | 0,3 | 0,2 | 0,1 |
| | ... de la variabilité du pétrole | 0,6 | 0,8 | 0,6 | 0,5 | 0,6 | 0,6 |
| | Effet total | 0,8 | 1,2 | 1,0 | 0,8 | 0,8 | 0,8 |
| ESP | ... de la vitesse d'ajustement de la productivité | 0,0 | -0,1 | -0,2 | -0,2 | -0,3 | -0,4 |
| | ... de la variabilité du pétrole | 0,0 | 0,3 | 0,3 | 0,3 | 0,4 | 0,5 |
| | Effet total | 0,0 | 0,2 | 0,1 | 0,0 | 0,1 | 0,1 |
| GBR | ... de la vitesse d'ajustement de la productivité | 0,7 | 1,3 | 1,8 | 2,2 | 2,8 | 3,1 |
| | ... de la variabilité du pétrole | 0,1 | 0,1 | -0,1 | -0,1 | 0,1 | 0,3 |
| | Effet total | 0,8 | 1,4 | 1,7 | 2,2 | 2,9 | 3,4 |
| USA | ... de la vitesse d'ajustement de la productivité | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 |
| | ... de la variabilité du pétrole | 0,5 | 0,4 | 0,1 | 0,0 | 0,2 | 0,4 |
| | Effet total | 0,5 | 0,4 | 0,1 | 0,0 | 0,2 | 0,4 |
| JPN | ... de la vitesse d'ajustement de la productivité | 0,6 | 0,8 | 0,9 | 1,0 | 1,1 | 1,2 |
| | ... de la variabilité du pétrole | 0,0 | 0,2 | 0,2 | 0,2 | 0,3 | 0,4 |
| | Effet total | 0,6 | 1,0 | 1,1 | 1,2 | 1,3 | 1,6 |

Sources : Données nationales, calculs OFCE.

Annexe 1

Tableau A1. Évolution des taux de TVA dans les pays de l'Union européenne

| Depuis janvier 2008 | Date | Taux normal | Taux réduit |
|---------------------|----------------|-------------|-------------|
| Estonie | Janvier 2009 | | +4 |
| | Juillet 2009 | +2 | |
| Grèce | Mars 2010 | +2 | +0,5/+1 |
| | Juillet 2010 | +2 | +0,5/+1 |
| | Janvier 2011 | | +1/+2 |
| Espagne | Juillet 2010 | +2 | +1 |
| Italie | Septembre 2011 | +1 | |
| Portugal | Juillet 2008 | -1 | |
| | Juillet 2010 | +1 | +1/+1 |
| | Janvier 2011 | +2 | |
| Finlande | Juillet 2010 | +1 | +1 |
| Royaume-Uni | Décembre 2008 | -2,5 | - |
| | Janvier 2010 | +2,5 | |
| | Janvier 2011 | +2,5 | |

Source : Commission européenne.

Annexe 2

Le modèle utilisé pour estimer les risques déflationniste comporte quatre équations :

La première équation (1) traduit la relation comptable entre l'indice des prix à la consommation (P^C) et les indices des prix à la valeur ajoutée (P^{VA}) et des prix à l'importation (P^M) hors taxe. Le paramètre α est imposé et calculé comme la part moyenne des importations dans le PIB. Afin de simuler les prix TTC, nous multiplions cette combinaison linéaire par un taux de tva apparent (tx_{TVA}).

La deuxième équation (2) retrace la formation des prix d'importation qui dépendent du taux de change effectif réel (TCE) ainsi que du prix du pétrole ($p^{pétrole}$).

L'équation (3) est celle des prix de la valeur ajoutée (P^{VA}) : ces derniers sont fonction du coût salarial unitaire qui se décompose comme la différence entre les salaires (W) et de la productivité du travail (II) et du taux d'utilisation des capacités de production (TU). Dans notre formulation, nous imposons une élasticité unitaire entre P^{VA} et $W-II$, ce qui revient alors à estimer une équation du taux de marge des entreprises.

Enfin, l'équation (4) est l'équation de formation des salaires qui dépend de l'indexation au prix à la consommation (P^C), de la productivité du travail (II), du salaire minimum (SMIC) ainsi que du taux de chômage (U).

$$P_t^C = \left((P_t^M)^\alpha \times (P_t^{VA})^{1-\alpha} \right) (1 + tx_{TVA}) \quad (1)$$

$$P_t^M = f_2 \left((P_t^{pétrole})^\beta, (TCE R_t)^\psi \right) \quad (2)$$

$$P_t^{VA} = f_3 \left((W_t - \Pi_t), (TU_t)^\sigma \right) \quad (3)$$

$$W_t = f_4 \left((P_t^C)^\delta, (\Pi_t)^\eta, (smic_t)^\varphi, (U_t)^\lambda \right) \quad (4)$$

Pour chaque équation nous avons testé deux formulations : la première en niveau (modèle « London School of Economics » (LES)), la seconde en taux de croissance (modèle « Phillips »).

Quatre combinaisons sont alors possibles :

1. **le modèle WS-PS** : les deux équations (3) et (4) sont en niveau ;
2. **le modèle de Phillips** : les deux équations (3) et (4) sont en taux de croissance ;
3. **les modèles hybrides** : a) L'équation des salaires en taux de croissance et celle des prix en niveau (« **Phillips-PS** »); b) L'équation des salaires en niveau et celle des prix en taux de croissance (« **WS-Phillips** ») .

Les résultats

Les différentes équations ont été modélisées par des Modèles à Correction d'Erreur (MCE). Les estimations sont menées sur données trimestrielles sur la période 1982-2011. Le détail des périodes d'estimation est donné dans le tableau en fin de cette annexe.

TableauA2.i. Allemagne

| Équation de prix d'importations | | | | | |
|------------------------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| Spécification | Niveau | Différence | | | |
| Force de rappel γ_{pm} | -0,18 (-3,58) | -0,64 (-5,58) | | | |
| β | 0,07 | 0,08 | | | |
| ψ | -0,38 | -0,45 | | | |
| Équation de prix de valeur ajoutée | | | | | |
| Spécification | Niveau | Différence | | | |
| Force de rappel γ_{pva} | Niveau | -0,07 (-2,5) | | | |
| σ | -0,03 (-2,8) | - | | | |
| Diagnostics tests | | | | | |
| R2 | 0,61 | 0,57 | | | |
| SSR | 0,001 | 0,001 | | | |
| SSE | 0,003 | 0,003 | | | |
| LM(1) | 0,65 [p > 0,63] | 0,77 [p > 0,75] | | | |
| LM(4) | 0,81 [p > 0,76] | 0,56 [p > 0,49] | | | |
| ARCH(4) | 0,56 [p > 0,55] | 0,69 [p > 0,67] | | | |
| RESET | | | | | |
| Bera- Jarque | 4,9 [p > 0,09] | 0,21 [p > 0,90] | | | |
| Équation de salaire | | | | | |
| Spécification | Niveau | Différence | Différence | Différence | Niveau |
| Force de rappel γ_w | -0,15 (-4,25) | -0,97 (-7,65) | -1,07 (-8,62) | -0,37 (-4,63) | -0,00 (0,01) |
| δ | 1 (NE) | 1 (NE) | - | 1 (NE) | 1 (NE) |
| η | 0,31 | - | - | 1 (NE) | 1 (NE) |
| φ | - | - | - | - | - |
| λ | -0,015 | -0,002 | -0,003 | -0,003 | 24,5 |
| Diagnostics tests | | | | | |
| R2 | 0,65 | 0,64 | 0,70 | 0,42 | 0,56 |
| SSR | 0,003 | 0,005 | 0,004 | 0,008 | 0,003 |
| SSE | 0,006 | 0,008 | 0,008 | 0,011 | 0,007 |
| LM(1) | 0,20 [p > 0,53] | 0,29 [p > 0,26] | 0,31 [p > 0,28] | 0,01 [p > 0,01] | 0,54 [p > 0,51] |
| LM(4) | 0,53 [p > 0,69] | 0,64 [p > 0,59] | 0,45 [p > 0,39] | 0,05 [p > 0,04] | 0,68 [p > 0,62] |
| ARCH(4) | 0,52 [p > 0,51] | 0,76 [p > 0,75] | 0,146 [p > 0,14] | 0,38 [p > 0,37] | 0,89 [p > 0,88] |
| RESET | | | | | |
| Bera- Jarque | 0,87 [p > 0,65] | 4,85 [p > 0,09] | 0,95 [p > 0,62] | 11,04 [p > 0,00] | 1,29 [p > 0,52] |

Note : Entre parenthèses les T de Student des coefficients estimés. Entre crochets, la p value des tests sur les résidus du MCE.

Sources : OCDE, Données nationales, calculs OFCE.

TableauA2.ii. France

| Équation de prix d'importations | | | | | |
|------------------------------------|---------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| Spécification | Niveau | Différence | | | |
| Force de rappel γ_{Pm} | -0,06*** (-2,92) | -0,56 (-7,10) | | | |
| β | 0,10 | 0,14 | | | |
| ψ | -0,48 | -0,63 | | | |
| Équation de prix de valeur ajoutée | | | | | |
| Spécification | Niveau | Différence | | | |
| Force de rappel γ_{Pva} | -0,03 (-5,12) | -0,36 (-6,00) | | | |
| σ | 0,10 | | | | |
| Diagnostics tests | | | | | |
| R2 | 0,71 | 0,66 | | | |
| SSR | 0,001 | 0,001 | | | |
| SSE | 0,003 | 0,004 | | | |
| LM(1) | 1,06 [p > 0,31] | 0,66 [p > 0,42] | | | |
| LM(4) | 1,38 [p > 0,25] | 1,38 [p > 0,25] | | | |
| ARCH(4) | 0,82 [p > 0,51] | 0,91 [p > 0,46] | | | |
| RESET | 0,43 [p > 0,78] | 1,72 [p > 0,15] | | | |
| Bera- Jarque | 2,43 [p > 0,29] | 3,66 [p > 0,16] | | | |
| Équation de salaire | | | | | |
| Spécification | Niveau | Différence | Différence | Différence | Niveau |
| Force de rappel γ_w | -0,07 (-3,14) | -0,45 (-5,52) | -0,32 (-4,70) | -0,20*** (-2,72) | -0,01*** (-0,83) |
| δ | 1 (NE) | 0,65 | 1 (NE) | 1 (NE) | 1 (NE) |
| η | 0,33 | 0,29 | -0,19*** | 1 (NE) | 1 (NE) |
| φ | 0,58 | 0,42 | 0,57 | 0,68* | -0,38*** |
| λ | -0,01 | -0,002 | 0,0001*** | 0,002*** | -0,09*** |
| Diagnostics tests | | | | | |
| R2 | 0,85 | 0,54 | 0,49 | 0,48 | 0,84 |
| SSR | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 |
| SSE | 0,003 | 0,003 | 0,003 | 0,003 | 0,003 |
| LM(1) | 0,006 [p > 0,94] | 0,09 [p > 0,77] | 0,01 [p > 0,91] | 0,16 [p > 0,68] | 0,99 [p > 0,32] |
| LM(4) | 1,02 [p > 0,40] | 1,26 [p > 0,29] | 1,03 [p > 0,39] | 0,76 [p > 0,55] | 0,81 [p > 0,52] |
| ARCH(4) | 0,22 [p > 0,93] | 1,22 [p > 0,30] | 1,23 [p > 0,27] | 1,51 [p > 0,20] | 1,05 [p > 0,38] |
| RESET | 1,71 [p > 0,16] | 1,68 [p > 0,19] | 1,83 [p > 0,12] | 1,75 [p > 0,14] | 1,71 [p > 0,16] |
| Bera- Jarque | 1,44 [p > 0,48] | 0,42 [p > 0,81] | 2,23 [p > 0,33] | 1,21 [p > 0,55] | 0,51 [p > 0,78] |

Note : Entre parenthèses les T de Student des coefficients estimés. Entre crochets, la p value des tests sur les résidus du MCE.

*, **, ***, Non significatif à respectivement 1, 5 et 10 %.

Sources : INSEE, calculs OFCE.

TableauA2.iii. Italie

| Équation de prix d'importations | | | | | |
|------------------------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Spécification | Niveau | Différence | | | |
| Force de rappel γ_{pm} | -0,05 (-2,58) | -0,76 (-7,11) | | | |
| β | 0,44 | 0,11 | | | |
| ψ | -1,53 | -0,73 | | | |
| Équation de prix de valeur ajoutée | | | | | |
| Spécification | Niveau | Différence | | | |
| Force de rappel γ_{pva} | -0,028 (-3,58) | -0,08 (-2,25) | | | |
| σ | 0,0007 | | | | |
| Diagnostics tests | | | | | |
| R2 | 0,36 | 0,54 | | | |
| SSR | 0,002 | 0,003 | | | |
| SSE | 0,005 | 0,006 | | | |
| LM(1) | 2,69 [p > 0,10] | 6,03 [p > 0,01] | | | |
| LM(4) | 5,90 [p > 0,21] | 6,30 [p > 0,18] | | | |
| ARCH(4) | 10,90 [p > 0,02] | 2,33 [p > 0,67] | | | |
| RESET | | | | | |
| Bera- Jarque | 0,63 [p > 0,73] | 0,10 [p > 0,95] | | | |
| Équation de salaire | | | | | |
| Spécification | Niveau | Différence | Différence | Différence | Niveau |
| Force de rappel γ_w | -0,14 (-1,91) | -0,54 (-5,48) | -0,50 (-5,29) | -0,32 (-6,54) | -0,54 (-5,48) |
| δ | 1 (NE) | 0,69 | 1 (NE) | 1 (NE) | 1 (NE) |
| η | 0,29 | 0,34 | 0,33 | 1 (NE) | 1 (NE) |
| φ | | | | | |
| λ | 0,001a | -0,0006 | -0,0006 | -0,002 | 0,005 |
| Diagnostics tests | | | | | |
| R2 | 0,55 | 0,78 | 0,78 | 0,78 | 0,55 |
| SSR | 0,003 | 0,005 | 0,006 | 0,006 | 0,003 |
| SSE | 0,008 | 0,009 | 0,009 | 0,009 | 0,008 |
| LM(1) | 0,64 [p > 0,43] | 2,54 [p > 0,11] | 1,91 [p > 0,17] | 2,05 [p > 0,15] | 0,70 [p > 0,40] |
| LM(4) | 6,08 [p > 0,19] | 4,17 [p > 0,38] | 4,78 [p > 0,31] | 6,83 [p > 0,14] | 4,42 [p > 0,35] |
| ARCH(4) | 4,16 [p > 0,39] | 8,99 [p > 0,06] | 5,64 [p > 0,23] | 5,57 [p > 0,23] | 3,44 [p > 0,49] |
| RESET | | | | | |
| Bera- Jarque | 0,02 [p > 0,99] | 1,42 [p > 0,49] | 0,61 [p > 0,73] | 1,58 [p > 0,45] | 0,15 [p > 0,93] |

Note : Entre parenthèses les T de Student des coefficients estimés. Entre crochets, la p value des tests sur les résidus du MCE.

Sources : OCDE, Données nationales, calculs OFCE.

TableauA2.iv. Espagne

| Équation de prix d'importations | | | | | |
|------------------------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Spécification | Niveau | Différence | | | |
| Force de rappel γ_{Pm} | -0,11 (-1,99) | -0,75 (-8,72) | | | |
| β | 0,186 | 0,11 | | | |
| ψ | -0,72 | -0,32 | | | |
| Équation de prix de valeur ajoutée | | | | | |
| Spécification | Niveau | Différence | | | |
| Force de rappel γ_{Pva} | 0,075 (3,59) | -0,089 (-2,85) | | | |
| σ | 0,075 (3,59) | -0,089 (-2,85) | | | |
| Diagnostics tests | | | | | |
| R2 | 0,82 | 0,85 | | | |
| SSR | 0,0005 | 0,0006 | | | |
| SSE | 0,003 | 0,003 | | | |
| LM(1) | 0,017 [p > 0,90] | 0,30 [p > 0,59] | | | |
| LM(4) | 0,18 [p > 0,67] | 0,83 [p > 0,93] | | | |
| ARCH(4) | 7,47 [p > 0,11] | 7,12 [p > 0,13] | | | |
| RESET | | | | | |
| Bera- Jarque | 1,10 [p > 0,58] | 1,56 [p > 0,46] | | | |
| Équation de salaire | | | | | |
| Spécification | Niveau | Différence | Différence | Différence | Niveau |
| Force de rappel γ_w | -0,11 (-2,30) | -0,70 (-5,32) | -0,66 (-4,66) | -0,33 (-3,99) | -0,11 (-2,35) |
| δ | 1 (NE) | 0,52 | 1 (NE) | 1 (NE) | 1 (NE) |
| η | 0,98 | 0,62 | 0,476 | 1 (NE) | 1 (NE) |
| φ | 0,129 | 0,77 | 0,57 | 0,62 | 0,128 |
| λ | -0,012 | -0,00007 | -0,0003 | -0,0003 | 0,0012 |
| Diagnostics tests | | | | | |
| R2 | 0,49 | 0,67 | 0,67 | 0,70 | 0,50 |
| SSR | 0,01 | 0,006 | 0,006 | 0,005 | 0,009 |
| SSE | 0,01 | 0,009 | 0,009 | 0,008 | 0,009 |
| LM(1) | 0,04 [p > 0,84] | 0,93 [p > 0,33] | 1,68 [p > 0,19] | 0,27 [p > 0,60] | 0,04 [p > 0,84] |
| LM(4) | 1,69 [p > 0,79] | 6,29 [p > 0,17] | 7,63 [p > 0,10] | 5,84 [p > 0,21] | 1,69 [p > 0,79] |
| ARCH(4) | 6,23 [p > 0,18] | 1,39 [p > 0,85] | 2,87 [p > 0,58] | 9,25 [p > 0,06] | 6,24 [p > 0,18] |
| RESET | | | | | |
| Bera- Jarque | 2,49 [p > 0,29] | 1,18 [p > 0,55] | 0,48 [p > 0,79] | 1,56 [p > 0,46] | 2,46 [p > 0,29] |

Note : Entre parenthèses les T de Student des coefficients estimés. Entre crochets, la p value des tests sur les résidus du MCE.

Sources : OCDE, Données nationales, calculs OFCE.

TableauA2.v. Royaume-Uni

| Équation de prix d'importations | | | | | |
|------------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Spécification | Niveau | Différence | | | |
| Force de rappel γ_{pm} | -0,1 (-5,55) | -0,87 (-8,82) | | | |
| β | 0,13 | 0,07 | | | |
| ψ | -1,2 | -0,55 | | | |
| Équation de prix de valeur ajoutée | | | | | |
| Spécification | Niveau | Différence | | | |
| Force de rappel γ_{pva} | -0,12 (-4,07) | -0,28 (-3,5) | | | |
| σ | - | 0,30 | | | |
| Diagnostics tests | | | | | |
| R2 | 0,35 | 0,51 | | | |
| SSR | 0,006 | 0,007 | | | |
| SSE | 0,007 | 0,008 | | | |
| LM(1) | 0,99 [p > 0,31] | 0,73 [p > 0,73] | | | |
| LM(4) | 1,47 [p > 0,2] | 0,16 [p > 0,15] | | | |
| ARCH(4) | 0,28 [p > 0,88] | 0,94 [p > 0,93] | | | |
| RESET | | | | | |
| Bera- Jarque | 1,06 [p > 0,59] | 4,64 [p > 0,10] | | | |
| Équation de salaire | | | | | |
| Spécification | Niveau | Différence | Différence | Différence | Niveau |
| Force de rappel γ_w | -0,06 (-3,22) | -0,50 (-8,03) | -0,43 (-5,80) | -0,53 (-7,06) | -0,04 (-2,83) |
| δ | 1 (NE) | 1 (NE) | 1 (NE) | 0,81 | 1 (NE) |
| η | 0,51 | 0,34 | 1 (NE) | 0,35 | 1 (NE) |
| φ | - | - | - | - | - |
| λ | -0,035 | -0,001 | -0,001 | -0,001 | -0,008 |
| Diagnostics tests | | | | | |
| R2 | 0,71 | 0,72 | 0,68 | 0,72 | 0,66 |
| SSR | 0,003 | 0,003 | 0,004 | 0,003 | 0,003 |
| SSE | 0,006 | 0,005 | 0,006 | 0,005 | 0,006 |
| LM(1) | 0,85 [p > 0,84] | 0,46 [p > 0,44] | 0,95 [p > 0,95] | 0,81 [p > 0,80] | 0,39 [p > 0,36] |
| LM(4) | 0,54 [p > 0,47] | 0,53 [p > 0,47] | 0,53 [p > 0,47] | 0,78 [p > 0,74] | 0,24 [p > 0,19] |
| ARCH(4) | 0,46 [p > 0,45] | 0,36 [p > 0,37] | 0,15 [p > 0,15] | 0,50 [p > 0,49] | 0,46 [p > 0,45] |
| RESET | | | | | |
| Bera- Jarque | 1,39 [p > 0,50] | 1,07 [p > 0,58] | 4,92 [p > 0,09] | 0,79 [p > 0,68] | 6,59 [p > 0,04] |

Note : Entre parenthèses les T de Student des coefficients estimés. Entre crochets, la p value des tests sur les résidus du MCE.

Sources : OCDE, Données nationales, calculs OFCE.

TableauA2.vi. États-Unis

| Équation de prix d'importations | | | | | |
|------------------------------------|-----------------------|---------------------------|--------------------|--------------------|--------|
| Spécification | Niveau | Différence | | | |
| Force de rappel γ_{pm} | | -0,76 (-10,01) | | | |
| β | | 0,12 | | | |
| ψ | | -0,31 | | | |
| Équation de prix de valeur ajoutée | | | | | |
| Spécification | Niveau (1970-2011) | Différence (1980-2011) | | | |
| Force de rappel γ_{pva} | -0,16 (-5,53) | -0,22 (-5,97) | | | |
| σ | ns | ns | | | |
| Diagnostics tests | | | | | |
| R2 | 0,83 | 0,55 | | | |
| SSR | 0,001 | 0,0005 | | | |
| SSE | 0,006 | 0,0006 | | | |
| LM(1) | 0,38 [p > 0,54] | 0,00 [p > 0,98] | | | |
| LM(4) | 3,05 [p > 0,55] | 3,43 [p > 0,49] | | | |
| ARCH(4) | 5,91 [p > 0,21] | 6,86 [p > 0,14] | | | |
| RESET | 0,83 [p > 0,36] | 1,07 [p > 0,30] | | | |
| Bera- Jarque | 0,73 [p > 0,70] | 1,00 [p > 0,61] | | | |
| Équation de salaire | | | | | |
| Spécification | Niveau | Différence | Différence | Différence | Niveau |
| Force de rappel γ_w | -0,13 (-3,68) | -0,69 (-4,37) | -0,52 (-3,83) | -0,89 (-10,09) | ns |
| δ | 0,54 | 0,55 | 1 (NE) | 1 (NE) | 1 (NE) |
| η | 1,00 | 0,15 | 0,20 | 1 (NE) | |
| φ | | | | | |
| λ | -0,01 | -0,0004 | -0,0006 | -0,0005 | |
| Diagnostics tests | | | | | |
| R2 | 0,66 | 0,57 | 0,52 | 0,50 | |
| SSR | 0,002 | 0,004 | 0,004 | 0,004 | |
| SSE | 0,004 | 0,005 | 0,005 | 0,004 | |
| LM(1) | 0,48 [p > 0,49] | 0,23 [p > 0,63] | 0,32 [p > 0,57] | 0,24 [p > 0,62] | |
| LM(4) | 2,69 [p > 0,61] | 5,35 [p > 0,25] | 4,91 [p > 0,30] | 4,22 [p > 0,38] | |
| ARCH(4) | 4,33 [p > 0,36] | 2,63 [p > 0,62] | 2,62 [p > 0,62] | 2,58 [p > 0,63] | |
| RESET | 0,35 [p > 0,55] | 0,73 [p > 0,39] | 0,64 [p > 0,42] | 0,04 [p > 0,84] | |
| Bera- Jarque | 2,75 [p > 0,25] | 3,06 [p > 0,22] | 2,54 [p > 0,28] | 3,49 [p > 0,17] | |

Note : Entre parenthèses les T de Student des coefficients estimés. Entre crochets, la p value des tests sur les résidus du MCE.

Sources : OCDE, Données nationales, calculs OFCE.

TableauA2.vii. Japon

| Équation de prix d'importations | | | | | |
|------------------------------------|-----------------------|---------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Spécification | Niveau | Différence | | | |
| Force de rappel γ_{Pm} | -0,06 (-1,92) | -0,66 (-9,10) | | | |
| β | 0,19 | 0,13 | | | |
| ψ | -0,32 | -0,53 | | | |
| Équation de prix de valeur ajoutée | | | | | |
| Spécification | Niveau (1970-2011) | Différence (1980-2011) | | | |
| Force de rappel γ_{Pva} | -0,04 (-3,73) | -0,23 (-5,05) | | | |
| σ | 0,003 | ns | | | |
| Diagnostics tests | | | | | |
| R2 | 0,76 | 0,78 | | | |
| SSR | 0,001 | 0,001 | | | |
| SSE | 0,004 | 0,004 | | | |
| LM(1) | 0,00 [p > 0,96] | 0,00 [p > 0,97] | | | |
| LM(4) | 0,79 [p > 0,94] | 0,52 [p > 0,97] | | | |
| ARCH(4) | 2,91 [p > 0,57] | 1,68 [p > 0,79] | | | |
| RESET | 13,00 [p > 0,001] | 0,44 [p > 0,51] | | | |
| Bera- Jarque | 1,25 [p > 0,53] | 2,30 [p > 0,32] | | | |
| Équation de salaire | | | | | |
| Spécification | Niveau | Différence | Différence | Différence | Niveau |
| Force de rappel γ_w | -0,10 (-5,27) | -1,60 (-13,56) | -1,52 (-13,46) | -1,27 (-15,94) | -0,11 (-5,34) |
| δ | 1 (NE) | 0,44 | 1 (NE) | 1 (NE) | 1 (NE) |
| η | 0,98 | 0,62 | 0,57 | 1 (NE) | 1 (NE) |
| φ | | 0,38 | | | |
| λ | -0,07 | -0,003 | -0,003 | -0,001 | -0,06 |
| Diagnostics tests | | | | | |
| R2 | 0,78 | 0,85 | 0,84 | 0,84 | 0,78 |
| SSR | 0,006 | 0,005 | 0,005 | 0,005 | 0,006 |
| SSE | 0,020 | 0,029 | 0,029 | 0,028 | 0,020 |
| LM(1) | 1,77 [p > 0,18] | 0,00 [p > 0,98] | 1,45 [p > 0,23] | 1,18 [p > 0,28] | 1,19 [p > 0,28] |
| LM(4) | 4,32 [p > 0,36] | 1,99 [p > 0,74] | 4,50 [p > 0,34] | 3,98 [p > 0,41] | 4,34 [p > 0,36] |
| ARCH(4) | 4,34 [p > 0,36] | 4,84 [p > 0,30] | 3,15 [p > 0,53] | 1,04 [p > 0,90] | 5,45 [p > 0,24] |
| RESET | 3,10 [p > 0,08] | 0,89 [p > 0,34] | 1,28 [p > 0,26] | 4,49 [p > 0,03] | 3,21 [p > 0,07] |
| Bera- Jarque | 0,62 [p > 0,73] | 0,89 [p > 0,64] | 1,44 [p > 0,49] | 3,27 [p > 0,19] | 0,41 [p > 0,81] |

Note : Entre parenthèses les T de Student des coefficients estimés. Entre crochets, la p value des tests sur les résidus du MCE.

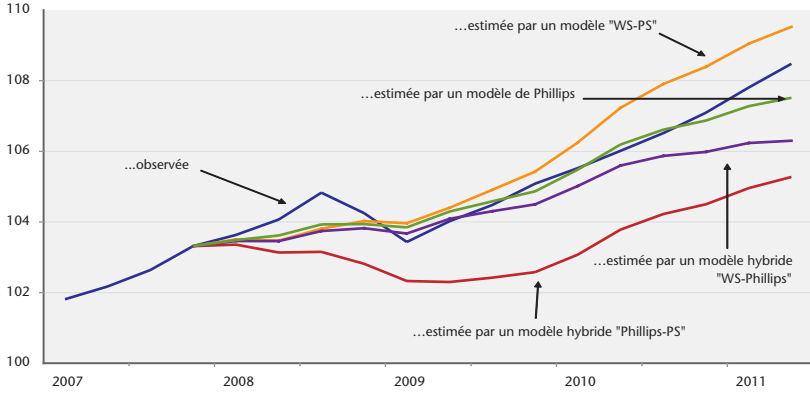
Sources : OCDE, Données nationales, calculs OFCE.

Périodes d'estimation retenues pour chaque pays

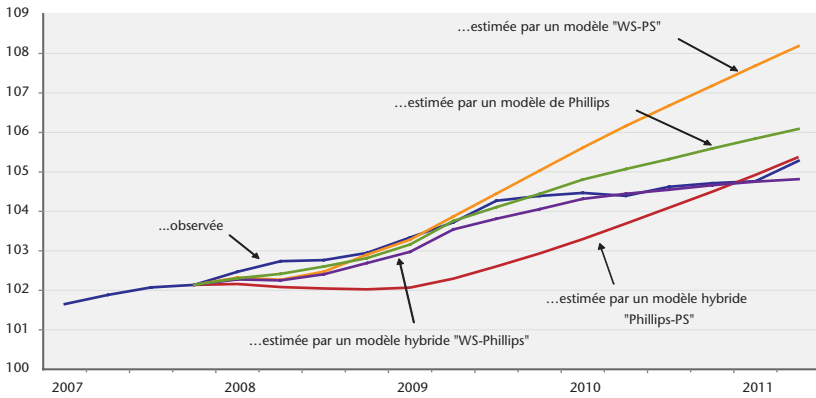
| | Équation de prix d'importation | Équation de prix de valeur ajoutée | Équation de salaire |
|--------------------|--------------------------------|------------------------------------|---------------------|
| Allemagne | 1991 Q1 – 2007 Q4 | 1991 Q1 – 2011 Q2 | 1991 Q1 – 2011 Q2 |
| France | 1982 Q1 – 2011 Q3 | 1982 Q1 – 2011 Q3 | 1982 Q1 – 2011 Q3 |
| Italie | 1990 Q1 – 2011 Q2 | 1990 Q1 – 2011 Q2 | 1990 Q1 – 2011 Q2 |
| Espagne | 1993 Q1 – 2011 Q4 | 1990 Q1 – 2011 Q4 | 1990 Q1 – 2011 Q4 |
| Royaume-Uni | 1980 Q1 – 2007 Q4 | 1980 Q1 – 2011 Q2 | 1980 Q1 – 2007 Q4 |
| États-Unis | 1990 Q1 – 2011 Q2 | 1980 Q1 – 2011 Q2 | 1980 Q4 – 2011 Q3 |
| Japon | 1980 Q2 – 2011 Q4 | 1978 Q1 – 2011 Q4 | 1980 Q1 – 2011 Q4 |

i. Allemagne

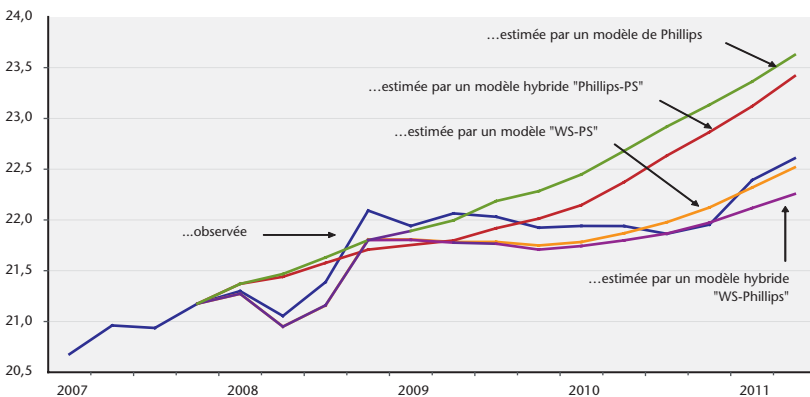
i.1. Simulations dynamiques pour l'Allemagne des prix à la consommation...



i.2. Simulations dynamiques pour l'Allemagne des prix de la valeur ajoutée...



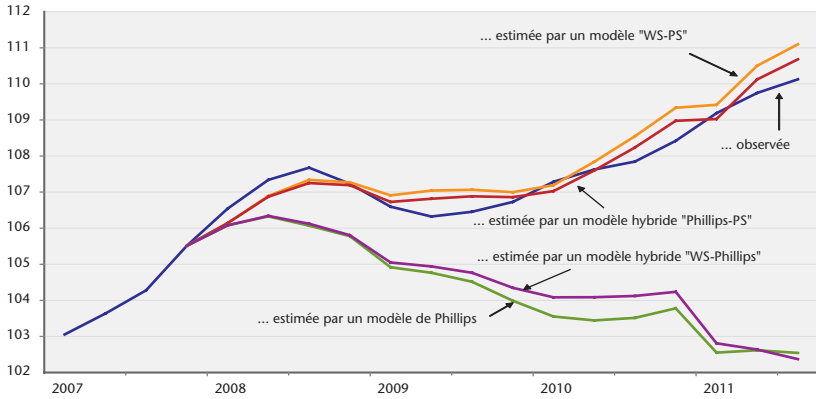
i.3. Simulations dynamiques pour l'Allemagne des salaires...



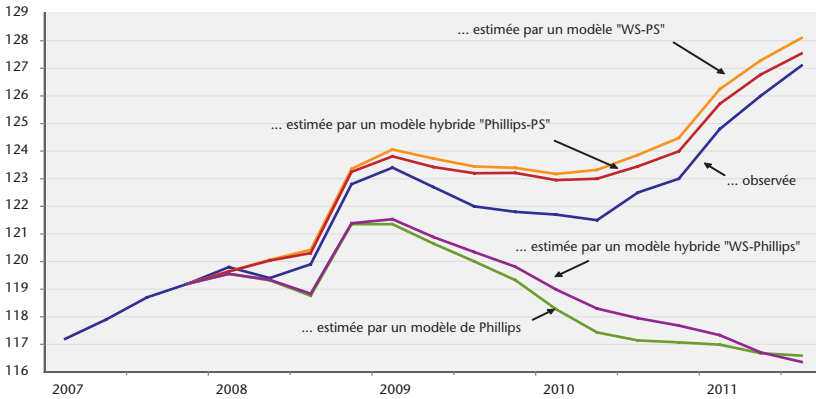
Sources : OCDE, données nationales, calculs OFCE.

ii. France

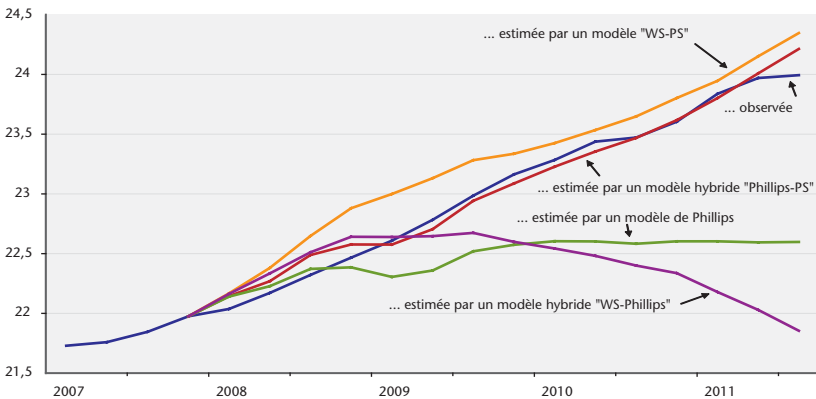
ii.1. Simulations dynamiques pour la France des prix de la consommation...



ii.2. Simulations dynamiques pour la France des prix de la valeur ajoutée...



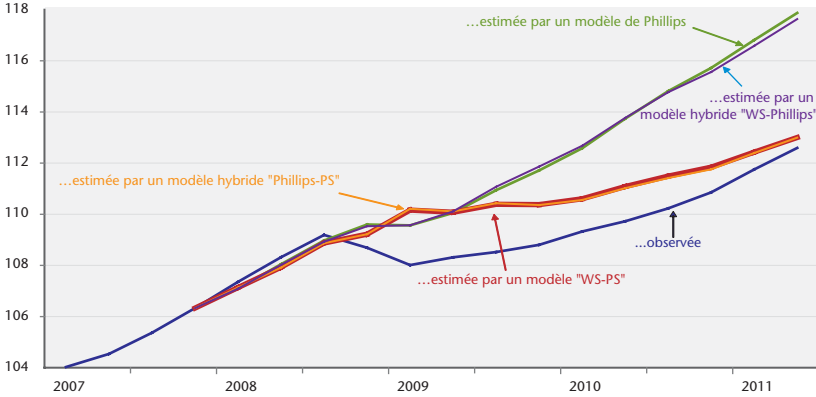
ii.3. Simulations dynamiques pour la France des salaires...



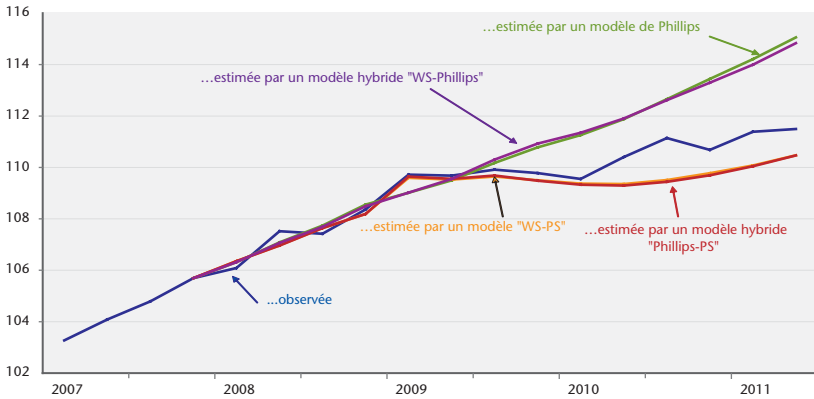
Sources : INSEE, calculs OFCE.

iii. Italie

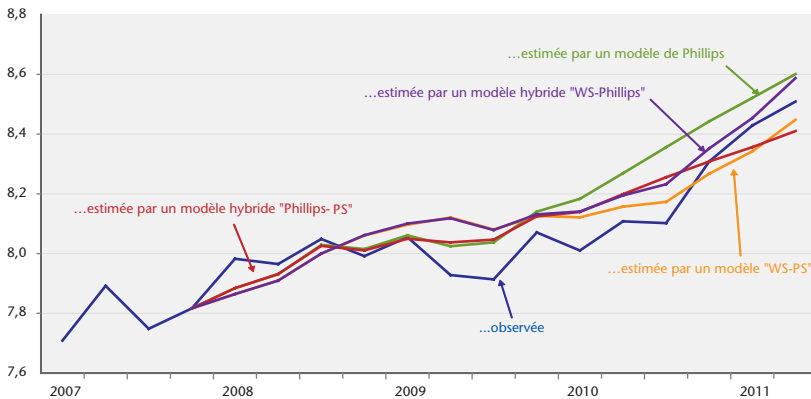
iii.1. Simulations dynamiques pour l'Italie des prix de la consommation...



iii.2. Simulations dynamiques pour l'Italie des prix de la valeur ajoutée...



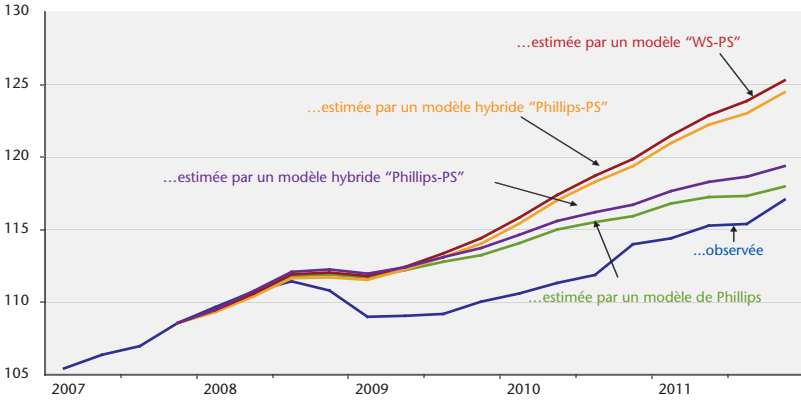
iii.3. Simulations dynamiques pour l'Italie des salaires...



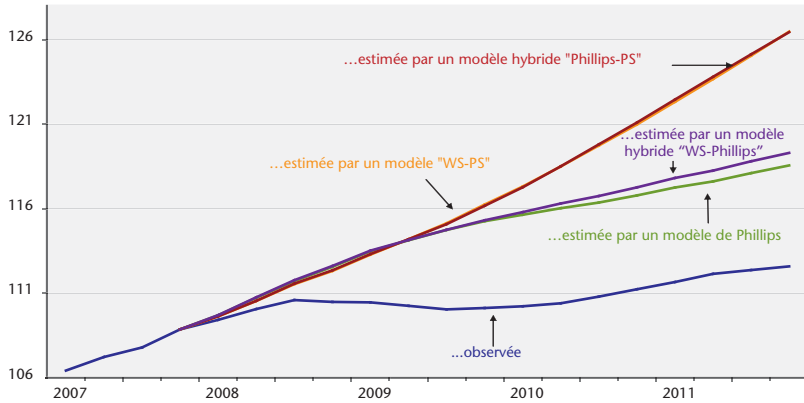
Sources : OCDE, données nationales, calculs OFCE.

iv. Espagne

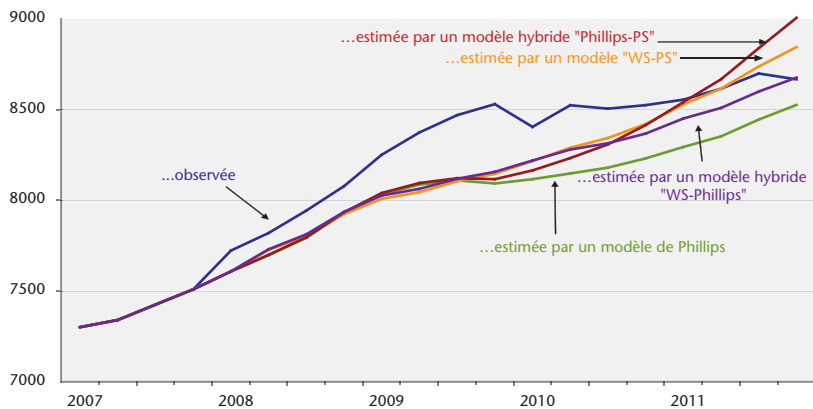
iv.1. Simulations dynamiques pour l'Espagne des prix de la consommation...



iv.2. Simulations dynamiques pour l'Espagne des prix de la valeur ajoutée...



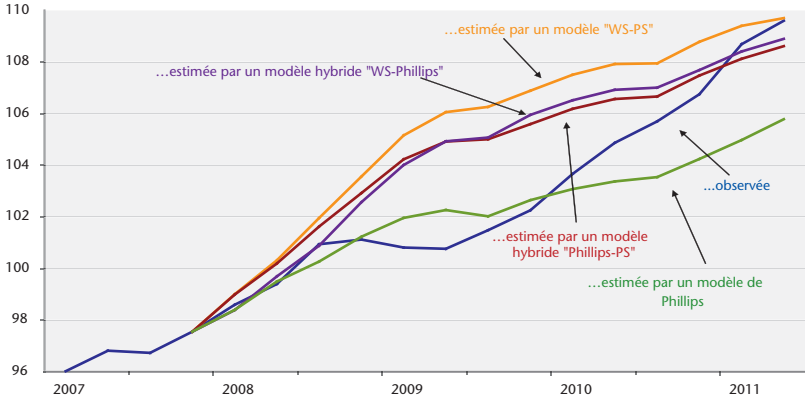
iv.3. Simulations dynamiques pour l'Espagne des salaires...



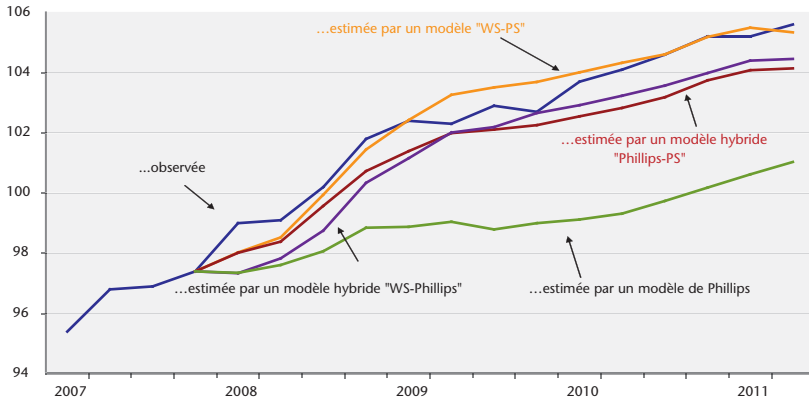
Sources : OCDE, données nationales, calculs OFCE.

v. Royaume-Uni

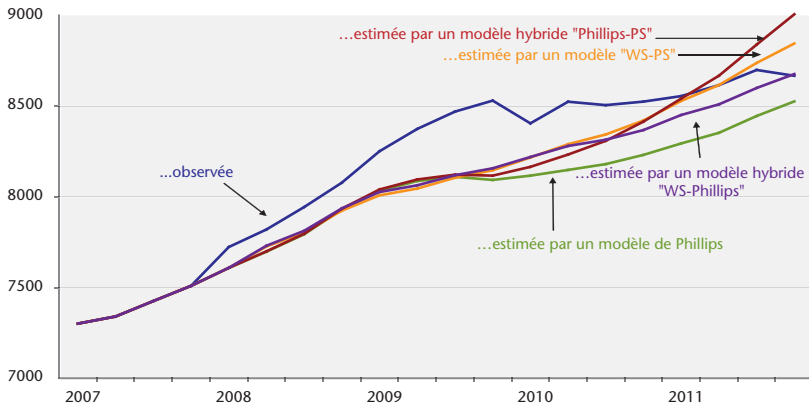
v.1. Simulations dynamiques pour le Royaume-Uni des prix de la consommation...



v.2. Simulations dynamiques pour le Royaume-Uni des prix de la valeur ajoutée...



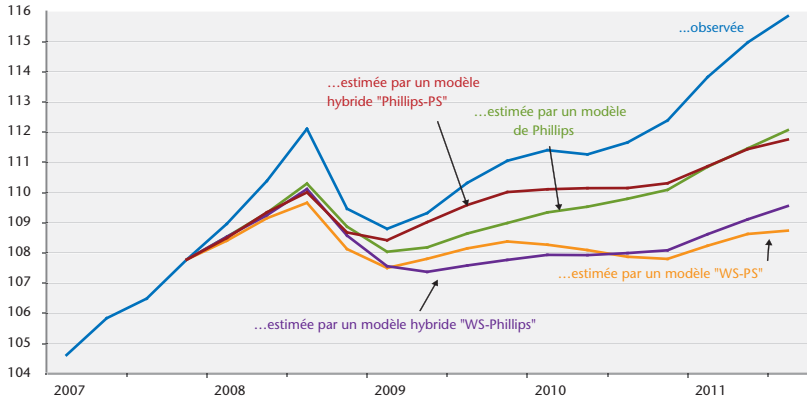
v.3. Simulations dynamiques pour le Royaume-Uni des salaires...



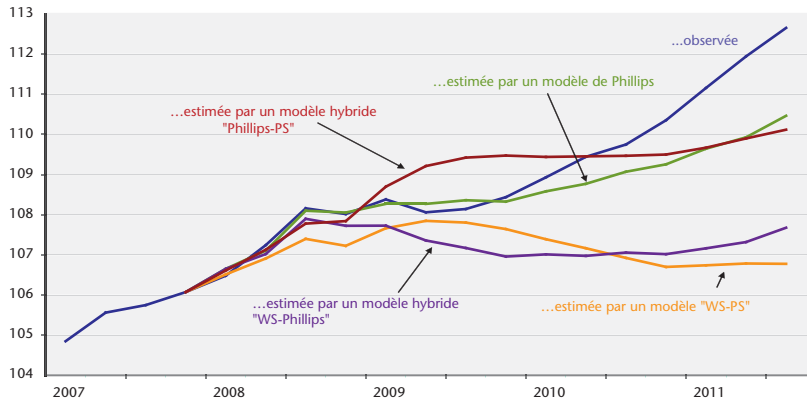
Sources : OCDE, données nationales, calculs OFCE.

vi. États-Unis

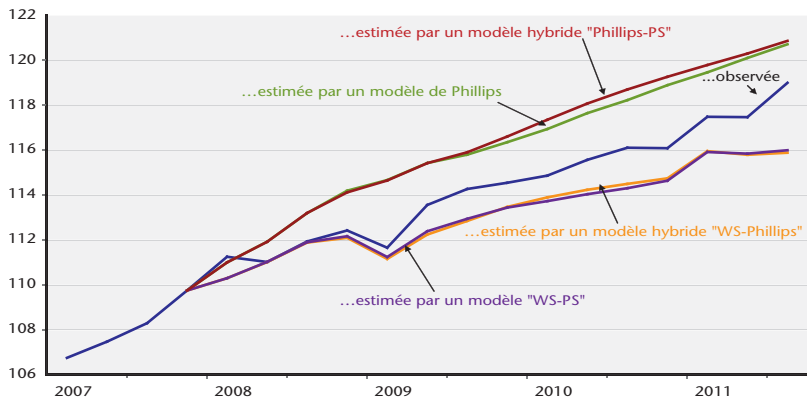
vi.1. Simulations dynamiques pour les États-Unis des prix de la consommation...



vi.2. Simulations dynamiques pour les États-Unis des prix de la valeur ajoutée...

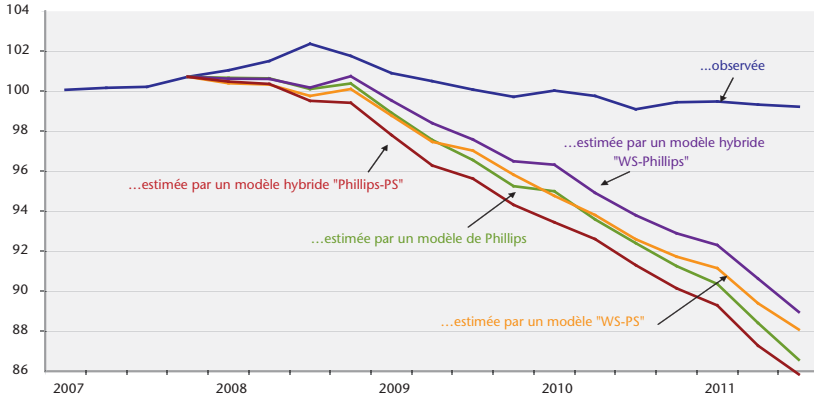


vi.3. Simulations dynamiques pour les États-Unis des salaires...

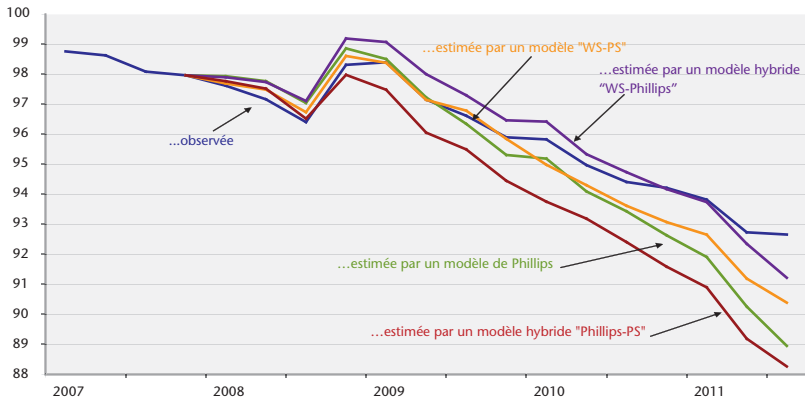


vii. Japon

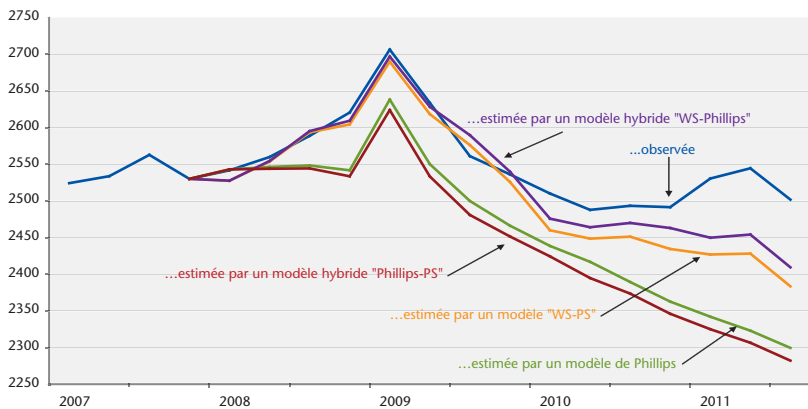
vii.1. Simulations dynamiques pour le Japon des prix de la consommation...



vii.2. Simulations dynamiques pour le Japon des prix de la valeur ajoutée...



vii.3. Simulations dynamiques pour le Japon des salaires...



Sources : OCDE, données nationales, calculs OFCE.