

PART DES SALAIRES ET MONDIALISATION : UNE ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE POUR TREIZE PAYS DE L'OCDE, 1970-2002

Arnaud Sylvain¹

Date de réception de l'article : 29 janvier 2008
Date d'acceptation pour publication : 30 juin 2008

RÉSUMÉ. L'hypothèse de stabilité du partage de la valeur ajoutée est largement contredite par les fluctuations de la part des salaires observées depuis trente ans dans les grands pays industrialisés. L'estimation d'une équation retenant les déterminants habituels de la part des salaires ainsi que le degré d'ouverture internationale conduit à mettre en évidence la forte significativité de cet aspect de la mondialisation. Le calcul de contributions révèle que les fluctuations du degré d'ouverture internationale semblent façonner largement le profil de la part des salaires dans la majorité des pays d'Europe continentale considérés. En revanche son impact n'apparaît pas significatif dans les pays anglo-saxons.

Classification JEL : C33 ; E25.

Mots-clefs : Part des salaires ; mondialisation ; données de panel.

ABSTRACT. The large fluctuations exhibited by labour share in major industrialised countries deny the neoclassical hypothesis of its long run stability. Conversely, the increase in trade openness seems the main factor driving the decline in labour share observed in most of these countries. The estimation of a relationship explaining movements in labour share by movements in its most common determinants and trade openness leads to the following conclusions: 1) trade openness is a highly significant determinant of labour share, except in Anglo-Saxon countries; 2) when significant, the computation of dynamic contributions shows that trade openness largely shapes fluctuations in labour share.

JEL Classification : C33 ; E25.

Keywords: Labour Share ; Trade Openness ; Panel Data.

1. Arnaud SYLVAIN, Chercheur associé au CEDERS, Université de la Méditerranée (arnaud.sylvain@freesbee.fr).

La stabilité du partage de la valeur ajoutée entre rémunération du travail et rémunération du capital est un fait stylisé mis en évidence par Kaldor au début des années soixante (Kaldor, 1961), que la fonction de production Cobb-Douglas a permis de justifier d'un point de vue théorique. Or, l'évolution diverse et parfois heurtée du partage de la valeur ajoutée sur les trois dernières décennies dans les grands pays industrialisés semble contredire ces enseignements et rend délicate toute appréciation normative. Ces mouvements ont alors conduit à un approfondissement de la réflexion autour du partage de la valeur ajoutée.

Parmi les travaux visant à expliquer les fluctuations du partage de la valeur ajoutée dans les grands pays industrialisés sur les dernières décennies, on peut distinguer trois grands types d'interprétation. Une première analyse (Blanchard, 1997) relie les mouvements de la part des salaires à la situation sur le marché du travail et au partage de rentes provenant du marché des biens et services. Une seconde interprétation (Caballero et Hammour, 1998) insiste sur l'existence d'une élasticité de substitution capital-travail supérieure à l'unité qui, couplée à un choc salarial, permettrait d'expliquer la baisse de la part des salaires dans la valeur ajoutée observée dans plusieurs pays d'Europe continentale. Une troisième approche relie les évolutions de la part des salaires à celles des prix de l'énergie et au coût réel du capital (Cotis et Rignols, 1998). L'hypothèse d'un progrès technique économe en capital qui conduirait à une déformation du partage de la valeur ajoutée en faveur du capital est une hypothèse transversale, considérée par chacune de ces approches.

Si chacune de ces interprétations a pu être confirmée par d'autres travaux, aucune n'est cependant pleinement satisfaisante, ce qui peut expliquer une analyse justifiant les mouvements du partage de la valeur ajoutée par le développement de la mondialisation, et plus précisément du degré d'ouverture internationale. Si les études reprenant cette hypothèse restent encore peu nombreuses (Ortega et Rodriguez, 2002 ; Guscina, 2006), leurs résultats semblent prometteurs. À la suite de ces travaux, cette étude vise à quantifier l'impact du degré d'ouverture internationale sur la part des salaires. L'analyse est menée depuis 1970 pour treize grands pays de l'OCDE.

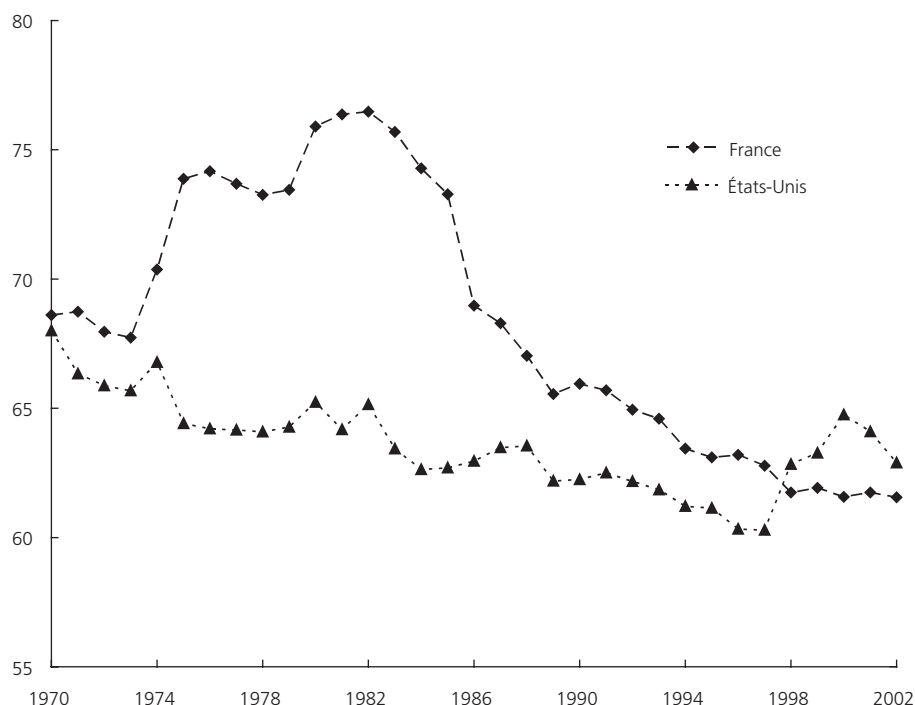
Après un rappel des éléments descriptifs, les principales interprétations des mouvements du partage de la valeur ajoutée sont présentées. La démarche économétrique retenue est ensuite précisée. Puis, les principaux résultats sont détaillés et une analyse des mouvements de la part des salaires reposant sur le calcul de contributions dynamiques est proposée.

1. LES MOUVEMENTS DU PARTAGE DE LA VALEUR AJOUTÉE, REFLET DE FONCTIONNEMENTS ÉCONOMIQUES OPPOSÉS ?

Les fluctuations marquées du partage de la valeur ajoutée depuis plus de trois décennies dans les grands pays occidentaux ont conduit à une remise en cause de l'hypothèse de stabilité du partage de la valeur ajoutée, fait stylisé mis en évidence par Kaldor (1961). Les analyses empiriques et théoriques de ces fluctuations se sont notamment articulées autour d'une opposition entre pays anglo-saxons et pays d'Europe continentale (Blanchard, 1997). Ce contraste entre pays anglo-saxons et pays d'Europe continentale peut être illustré par la représentation des parts des salaires en France et aux États-Unis telles qu'elles sont habituellement calculées (GRAPHIQUE 1) :

- les pays anglo-saxons présenteraient un partage de la valeur ajoutée fluctuant autour d'un niveau relativement stable. Les évolutions du partage de la valeur ajoutée dans ces pays seraient compatibles avec l'hypothèse de stabilité du partage de la valeur ajoutée ;
- en revanche, les pays européens présenteraient des mouvements heurtés du partage de la valeur et un biais en faveur du capital conduisant à un partage de la valeur ajoutée sensiblement plus favorable au capital en fin de période.

Graphique 1 - Part des salaires en France et aux États-Unis :
ensemble de l'économie hors administrations publiques (méthode courante)



Note : la part des salaires est calculée à partir d'une valeur ajoutée au coût des facteurs (valeur ajoutée brute - impôts indirects + subventions). Pour tenir compte de la présence de non salariés dans le champ considéré, un salaire équivalent à la rémunération moyenne des salariés leur a été affecté.

Source : Sylvain, 2007.

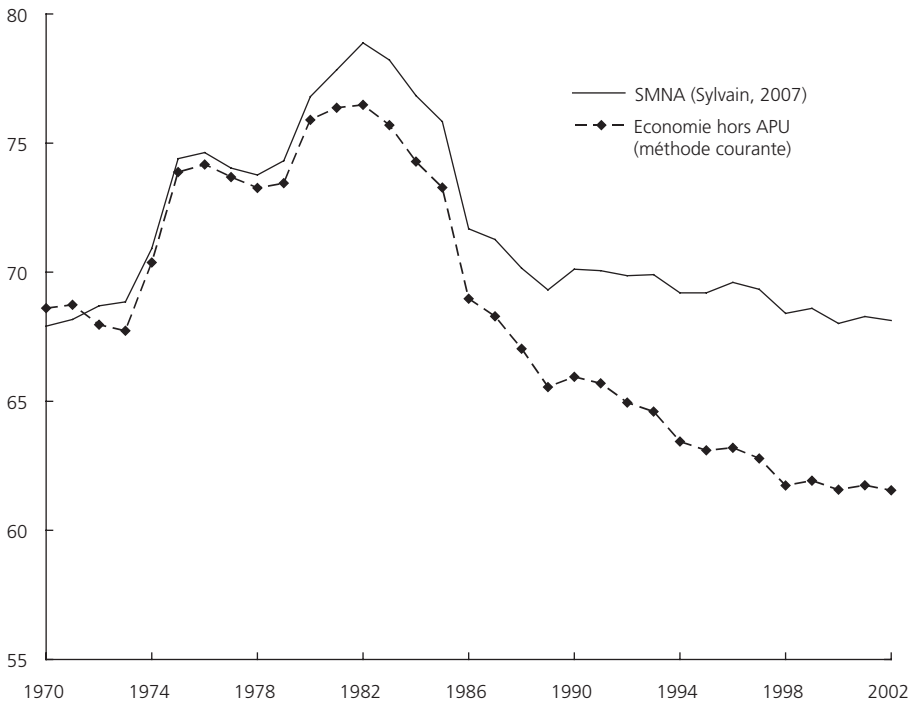
Comme le souligne Timbeau (2003), cette divergence entre pays européens et anglo-saxons s'expliquerait par des fonctionnements économiques opposés avec, « [...] D'un côté, des économies flexibles, concurrentielles, où le partage de la valeur ajoutée et le chômage fluctuent autour de valeurs de référence stables et acceptables. De l'autre côté, les pays européens englués dans des structures inadaptées à l'économie mondiale, qui connaissent d'importantes déviations du partage de la valeur ajoutée, traduisant un dysfonctionnement que l'on retrouve trait pour trait dans les évolutions du chômage. »

Cette opposition doit cependant être relativisée : différents travaux ont en effet souligné l'impact des conventions retenues sur ces faits stylisés (Cette et Mahfouz, 1996 ; De Serres, Scarpetta, de la Maisonneuve, 2002 ; Askenazy, 2003). Ainsi par exemple :

- la tendance à la baisse de la part des salaires en France depuis le milieu des années quatre-vingt et sa forte diminution sur les trente dernières années sont largement dépendantes de la méthode de correction de la non salarisation retenue et disparaissent lorsque le champ concerné ne comprend pas de non salariés (Cette et Mahfouz, 1996) ;
- à partir de retraitements et conventions propres, Askénazy (2003) a pu conclure à des évolutions relativement similaires des parts des salaires en France et aux États-Unis sur les dernières décennies².

Plus précisément, le calcul d'indicateurs de partage de la valeur ajoutée reposant sur un champ marchand le plus large possible et un coût du travail homogène entre les différents pays conduit à des indicateurs dont le profil est sensiblement modifié (graphique 2). Il révèle aussi qu'il ne semble pas y avoir d'opposition claire entre le partage de la valeur ajoutée dans les pays européens et les pays anglo-saxons en termes de niveau moyen, d'évolution tendancielle, de niveau relatif en fin de période, voire d'amplitude de variation (Sylvain, 2007).

Graphique 2 - Part des salaires en France : secteur marchand non agricole
méthode « corrigée » et méthode courante



Source : Sylvain, 2007.

2. Pour une présentation de différentes méthodes de construction d'indicateurs de partage de la valeur ajoutée et de l'impact des hypothèses retenues, voir Sylvain, 2007.

Ce résultat se retrouve lorsqu'on considère les treize pays retenus dans cette étude (TABLEAU 1).

Tableau 1 - Part des salaires dans le secteur marchand non agricole : statistiques descriptives sur la période 1970-2002 (en point de pourcentage)

	Moyenne	Écart-type	Évolution 1970-2002	Amplitude	Évolution tendancielle
Australie	74,6	3,4	-7,3	11,8	-0,3***
Autriche	68,4	3,4	-2,2	13,2	-0,2***
Belgique	72,1	3,4	5,1	13,9	-0,1
Canada (1970-2001)	70,9	2,5	-4,3	10,4	0,0
Allemagne (1970-1990)	68,2	1,9	-1,8	6,2	-0,2***
Danemark	71,1	3,6	-5,5	12,3	-0,3***
Finlande	69,9	4,9	-7,0	17,0	-0,4***
France	71,6	3,4	0,2	11,0	-0,1**
Royaume-Uni	70,2	2,2	1,3	10,3	0,0
Italie	66,8	2,7	-3,5	9,3	-0,2***
Japon	72,0	3,6	15,2	16,0	0,2***
Suède	71,1	3,9	0,7	17,0	-0,2***
États-Unis	69,9	1,8	-4,2	7,6	-0,1***

Note : L'amplitude représente l'écart entre le maximum et le minimum sur la période; l'évolution tendancielle correspond à la pente de la tendance estimée par les moindres carrés linéaires. ***, **, *, représentent des seuils de significativité de 1%, 5%, et 10%.

2. TROIS INTERPRÉTATIONS DES ÉVOLUTIONS DU PARTAGE DE LA VALEUR AJOUTÉE DANS LES GRANDS PAYS INDUSTRIALISÉS

Les travaux qui cherchent à expliquer les évolutions du partage de la valeur ajoutée peuvent être classés selon trois grands types d'interprétation : l'interprétation « technologique-pétrolière » qui insiste sur l'importance des prix de l'énergie et d'une relation de long terme déterminée par les paramètres de la fonction de production; l'interprétation « classique-institutionnelle » qui explique les fluctuations du partage de la valeur ajoutée par des modifications successives de l'offre puis de la demande de travail; l'interprétation « technologique-institutionnelle » qui repose sur l'hypothèse d'une élasticité de substitution capital-travail supérieure à l'unité ou l'existence de rendements d'échelle croissants.

Ces interprétations s'inscrivent dans un cadre théorique largement commun :

- l'hypothèse d'une fonction de production de type Cobb-Douglas garantissant une stabilité du partage de la valeur ajoutée est abandonnée au profit d'une fonction de production dont l'élasticité de substitution capital-travail n'est plus nécessairement unitaire;
- une relation d'équilibre dérivée d'un programme de maximisation du profit et reliant la part des salaires au rapport capital-travail ou, à plus long terme, au seul coût du capital est couramment utilisée pour définir une cible de long terme;

- des déterminants de court terme sont ajoutés, qui visent à tenir compte entre autres de l'existence de coûts d'ajustement, de la situation sur le marché du travail et de ses caractéristiques institutionnelles.

Ces interprétations divergent sur l'impact respectif des différents déterminants. L'interprétation « technologique-pétrolière » (Cotis et Rignols, 1998 ; Prigent, 1998 ; Baghli, Cotte et Sylvain, 2003) explique l'essentiel des mouvements du partage de la valeur ajoutée par l'évolution des prix de l'énergie.

L'impact (positif) des prix de l'énergie sur la part des salaires peut être justifié de deux manières.

- i) Si l'on considère une fonction de production où les consommations intermédiaires en énergie sont un facteur de production (Prigent, 1998), l'impact du prix relatif de l'énergie sur la part des salaires dépend directement de la valeur de l'élasticité de substitution. Ainsi, Bentolila et Saint-Paul (2003) ont montré que l'impact des prix de l'énergie sur la part des salaires est positif quand l'élasticité de substitution capital-travail est inférieure à l'unité.
- ii) Cotis et Rignols (1998) et Baghli *et al.* (2003) considèrent plutôt l'impact d'un choc sur les prix de l'énergie sur la part des salaires. La relation positive entre ces deux variables s'explique par l'existence d'une « résistance salariale » (rigidité du salaire réel) et de délais d'ajustement du facteur travail : ainsi, l'indexation des salaires sur des prix de consommation poussés à la hausse par un choc sur les prix de l'énergie conduit à court-moyen terme à une hausse de la part des salaires.

Selon cette première interprétation, la situation sur le marché du travail n'a qu'un impact secondaire sur les mouvements du partage de la valeur. Cette interprétation a été surtout validée sur données françaises.

L'interprétation « classique-institutionnelle » relie les évolutions du partage de la valeur ajoutée à la situation sur le marché du travail, et notamment ses caractéristiques « institutionnelles » (Blanchard, 1997 ; Blanchard et Giavazzi, 2003 ; Giammarioli *et al.*, 2005 ; Torrini, 2005). Ainsi, les mouvements du partage de la valeur ajoutée dans les pays d'Europe continentale sur les trois dernières décennies s'expliquent par des modifications successives de l'offre et de la demande de travail.

- i) Jusqu'au milieu des années quatre-vingt, ces mouvements sont liés à des modifications de l'offre de travail en raison du ralentissement de la productivité globale des facteurs et des chocs pétroliers : le retard d'ajustement au ralentissement des gains de productivité et aux chocs pétroliers provoque la hausse de la part des salaires au cours des années soixante-dix ; la baisse de la part des salaires au cours des années quatre-vingt découle de l'ajustement dynamique aux chocs des années soixante-dix.
- ii) À partir du milieu des années quatre-vingt, la tendance à la baisse de la part des salaires est expliquée par la prise en compte de caractéristiques « institutionnelles » du marché du travail telles que le pouvoir de négociation des salariés. La baisse de la part des salaires en France pourrait par exemple s'expliquer par une baisse du pouvoir de négociation des salariés (Blanchard et Giavazzi, 2003).

L'interprétation « technologique-institutionnelle » (Caballero et Hammour, 1998 ; Fehn *et al.*, 2002) explique les mouvements du partage de la valeur ajoutée par des modifications institutionnelles intervenues sur le marché du travail et par les propriétés de la combinaison productive. D'après Caballero et Hammour (1998), dans le cas de la France, un choc « institutionnel » provoquant un choc salarial aurait conduit à la forte hausse observée de la part des salaires au cours des années soixante-dix. Le redressement de la part des salaires au-delà de son niveau de début de période serait

la conséquence d'une élasticité de substitution capital-travail supérieure à l'unité. Le choc initial est suivi d'une sur-réaction amenant la part des salaires à un niveau sensiblement supérieur à ce qu'il était avant le choc initial. Fehn et *al.* (2002) prolongent les travaux de Caballero et Hammour (1998) et expliquent la divergence de l'évolution de la part des salaires entre les pays anglo-saxons (les États-Unis) et les pays d'Europe continentale (la France et l'Allemagne) par une élasticité de substitution qui serait unitaire dans les pays anglo-saxons tandis qu'elle serait supérieure à l'unité dans les pays européens.

Bien que la plupart des déterminants retenus par ces approches aient pu être validés empiriquement, ces interprétations souffrent cependant de plusieurs limites : l'approche « technologique-pétrolière » fournit de bons résultats pour la France mais semble moins adaptée aux autres pays (voir les résultats d'estimation pour l'Allemagne, le Japon, les États-Unis et le Royaume-Uni de Baghli et *al.*, 2003). L'approche « classique-institutionnelle » se heurte à la difficulté de disposer de données relatives au pouvoir de marché des entreprises et au pouvoir de négociation des salariés. En outre, les données disponibles ne semblent pas totalement cohérentes avec les évolutions du partage de la valeur ajoutée. Les réserves sont identiques pour l'approche « technologique-institutionnelle ». De plus, l'hypothèse d'une élasticité de substitution capital-travail supérieure à l'unité n'est pas clairement validée par les données. Enfin, ces différentes approches sont le plus souvent partielles et ne considèrent qu'un profil particulier d'évolution du partage de la valeur ajoutée (le plus souvent, la tendance à la baisse de la part des salaires dans les pays d'Europe continentale).

Face aux limites de ces interprétations, d'autres déterminants sont parfois avancés. Bien qu'elle soit incompatible avec une croissance équilibrée de long terme, l'hypothèse d'un progrès technique économe en main-d'œuvre a été évoquée dans plusieurs travaux (Blanchard, 1997 ; Bentolila et Saint-Paul, 2003 ; Guscina, 2006). L'existence d'un tel progrès technique dans les seuls pays d'Europe continentale est néanmoins difficilement justifiable. Ainsi selon Nordhaus (1997), il paraît hautement improbable que des techniques de production soient utilisées dans les pays d'Europe continentale et soient inconnues ou délaissées au Royaume-Uni pourtant géographiquement proche. En outre, selon lui, les pays européens seraient plutôt dans un processus de rattrapage technologique plutôt que dans le développement d'un modèle alternatif s'accompagnant d'un progrès technique biaisé.

Hornstein, Krusel et Violante (2002) justifient également les mouvements du partage de la valeur ajoutée par le progrès technique incorporé au capital. Leur approche est cependant différente des travaux précédents. Selon eux, l'accroissement du progrès technique incorporé au capital augmente le taux de renouvellement du capital et aussi celui de la main-d'œuvre : un nouvel équipement nécessite de nouvelles compétences, ce qui tend à accroître le taux de rotation de la main-d'œuvre. Cela conduit alors à fragiliser la position des salariés et à limiter leur pouvoir de négociation. Il en résulte un partage des rentes, et donc une déformation du partage de la valeur ajoutée, en faveur du capital. Ellis et Smith (2007) reprennent le cadre défini par Hornstein et *al.* pour expliquer la tendance à la baisse de la part des salaires depuis le milieu des années quatre-vingt dans de nombreux pays.

La prise en compte du degré d'ouverture internationale comme facteur explicatif des évolutions de la part des salaires s'inscrit, quant à elle, dans le cadre de réflexions sur l'impact de la mondialisation sur la répartition des richesses. Le degré d'ouverture internationale est en effet un indicateur approché du processus de mondialisation. L'impact attendu du degré d'ouverture internationale sur la part des salaires est négatif.

Deux arguments sont généralement avancés pour expliquer l'impact négatif du degré d'ouverture internationale.

- i) Suivant le modèle d'Heckscher-Ohlin, l'ouverture des économies permet aux pays de se spécialiser selon leur avantage comparatif et tend à égaliser les rémunérations des facteurs entre pays. La plus grande ouverture des économies doit conduire les pays industrialisés à se spécialiser dans la production de biens intensifs en capital, ce qui devrait conduire au niveau agrégé à une baisse de la part des salaires dans la valeur ajoutée. Cette approche est retenue par Guscina (2006).
- ii) Une approche alternative suppose que l'ouverture des économies, et plus globalement la mondialisation, conduit à un affaiblissement du pouvoir de négociation des travailleurs et à une pression à la baisse sur les salaires. Il découle alors de cette hypothèse avancée par Rodrik (1997), une baisse de la part des salaires qui n'est pas liée à une modification de la structure de la production. Ortega et Rodriguez (2002) renforcent cette hypothèse en montrant qu'il existe une corrélation positive entre le degré d'ouverture internationale et la part des profits dans la valeur ajoutée qui se retrouve dans tous les secteurs et qui semble d'autant plus forte que le taux de syndicalisation est élevé (et que les salariés ont plus à perdre).

Compte tenu des limites des approches traditionnelles et des résultats apparemment robustes des études rapprochant les évolutions de la part des salaires du degré d'ouverture internationale, on propose ici une analyse visant à quantifier l'impact du degré d'ouverture internationale sur la part des salaires dans treize pays de l'OCDE sur la période 1970-2002.

3. STRATÉGIE EMPIRIQUE

3.1. Les déterminants habituels

Les déterminants du partage de la valeur ajoutée peuvent être séparés en deux catégories³ : ceux qui peuvent être dérivés formellement à partir d'un programme de maximisation du profit ; ceux dont l'influence est reconnue mais dont les modalités de l'impact restent floues.

Si les entreprises maximisent leur profit, on obtient des conditions d'équilibre de premier ordre reliant les productivités marginales des facteurs à leur coût. À partir de ces conditions, plusieurs variables peuvent être reliées au partage de la valeur ajoutée.

- i) En ne retenant que la condition d'équilibre du premier ordre relative au facteur travail, le remplacement du salaire par l'expression de la productivité marginale du travail dans l'expression de la part des salaires conduit à une relation où cette dernière dépend du rapport capital / travail⁴. Les travaux de Bentolila et Saint-Paul (2003) et Giammarioli et al. (2002) mobilisent une telle relation.
- ii) Si la fonction de production est à deux facteurs et qu'on considère les deux conditions d'équilibre du premier ordre, on obtient une relation entre le salaire réel et le coût réel du capital (la frontière

3. Pour une présentation plus formalisée des déterminants du partage de la valeur ajoutée, se référer à Blanchard, 1997 ; Bentolila et Saint-Paul, 2003.

4. Le rapport capital/travail peut être remplacé par le rapport entre l'*output* et le capital, ou l'*output* et le facteur travail.

de prix des facteurs). En supposant que le coût du facteur le plus mobile détermine le coût du second facteur et que le capital est plus mobile que le travail, le coût réel du capital détermine le salaire réel. Il détermine alors le rapport capital/travail et donc, compte tenu de la relation précédente entre ce rapport et la part des salaires, la part des salaires dans la valeur ajoutée. Une telle relation de (très) long terme entre le coût réel du capital et la part des salaires est explicitement retenue par Cotis et Rignols (1998), Prigent (1998), et Baghli et *al.* (2003), pour justifier l'impact du taux d'intérêt réel (assimilé au coût du capital) sur le partage de la valeur ajoutée.

- iii) Si un autre facteur entre dans la combinaison productive, son prix influence le partage de la valeur ajoutée par l'intermédiaire de la frontière de prix des facteurs (en supposant que ce prix détermine le salaire). En cas de progrès technique économe en main-d'œuvre, celui-ci impacte également le partage de la valeur ajoutée. Il est aussi possible de faire intervenir le pouvoir de marché des entreprises en raisonnant dans un cadre de concurrence monopolistique.

Parmi les autres déterminants du partage de la valeur ajoutée, on peut notamment citer :

- les déterminants qui visent à saisir la composante cyclique du partage de la valeur ajoutée et qui sont liés à l'existence de coûts d'ajustement : variation de la valeur ajoutée, des effectifs, *output gap*, taux d'utilisation des capacités ;
- les déterminants à relier à la situation sur le marché du travail : taux de chômage, pouvoir de négociation des travailleurs, autres déterminants institutionnels ;
- des variables traduisant les chocs ayant affecté le partage de la valeur ajoutée : chocs pétroliers, ralentissement de la productivité globale des facteurs ;
- le degré d'ouverture internationale.

3.2. Les variables retenues

Les cinq variables explicatives retenues appartiennent aux déterminants habituels. Il s'agit de celles qui ont permis d'obtenir les résultats d'estimation les plus satisfaisants⁵. La relation qui a été estimée retient les quatre déterminants suivants.

- Le taux d'intérêt réel (*TIR*) : à partir de la relation dite frontière de prix des facteurs, et en supposant que le coût du capital détermine le coût du travail, il est possible d'exprimer le niveau de la part des salaires d'équilibre de long terme (lorsque les coûts des facteurs travail et capital correspondent à leur productivité marginale) en fonction du niveau du coût du capital. L'impact du coût du capital dépend de la valeur de l'élasticité de substitution capital-travail. Si celle-ci est unitaire, le coût du capital est sans effet sur la part des salaires. En revanche, si l'élasticité de substitution est inférieure (supérieure) à 1, la part des salaires diminue (augmente) lorsque le coût du capital augmente (diminue)⁶. Le taux d'intérêt réel de long terme a été retenu comme une approximation du coût réel du capital.

5. D'autres variables « institutionnelles » calculées par l'OCDE telles que des indicateurs de pouvoir de marché des entreprises, de montant des allocation chômage, de taux de syndicalisation, ou encore de protection de l'emploi ont été incorporées sans succès dans les régressions.

6. Une augmentation du coût du capital conduit à une substitution du travail au capital. Quand l'élasticité de substitution est inférieure à 1, l'ampleur de la substitution est inférieure à la variation du coût, ce qui conduit à une élévation de la part des salaires.

- Le taux de croissance de l'activité (Δy) : cette variable vise à capturer le caractère contra-cyclique de la part des salaires, traduisant l'existence de coûts d'ajustement du facteur travail⁷ qui conduisent à décaler les évolutions de la demande de travail par rapport aux fluctuations de l'activité. Une progression de l'activité ne se traduira pas immédiatement par celle de l'emploi, ce qui provoquera une baisse de la part des salaires. Inversement, une baisse de l'activité ne s'accompagnera qu'avec retard d'une contraction des effectifs, conduisant à une hausse temporaire de la part des salaires. Ce sont donc les variations de l'activité qui impactent le niveau de la part des salaires. Le coefficient associé au taux de croissance de l'activité est attendu négatif.
- La variation du taux de chômage ($\Delta tcho$) : l'augmentation du taux de chômage exerce une pression à la baisse sur les salaires en raison d'un « rapport de force » moins favorable aux travailleurs. L'effet attendu d'une augmentation du taux de chômage est une baisse de la part des salaires dans la valeur ajoutée. L'évolution du chômage n'a qu'un impact transitoire sur la part des salaires puisque à long terme, la part des salaires est déterminée en dehors du marché du travail (le coût du travail est entièrement déterminé par le coût du capital). C'est donc la variation du taux de chômage qui impacte le niveau de la part des salaires.
- Les chocs de prix réel des imports (Δpri_p) : on retient ici une variable définie dans Nickell, Nunziata et Ochel (2005), dont l'objectif est de capturer la rigidité du salaire réel. Un choc de prix réel des importations provoque de l'inflation, qui, compte tenu de la rigidité du salaire réel, conduit à une élévation temporaire de la part des salaires. Le rôle de cette variable est donc identique au choc de prix de l'énergie retenu par Cotis et Rignols (1998) et Baghli et al. (2003). C'est l'existence d'une « résistance salariale » qui conduit à un impact positif d'un choc de prix réel des importations sur le niveau de la part des salaires.

Enfin, le degré d'ouverture internationale (*open*) : la variable retenue est la somme des importations et des exportations rapportée au PIB (données en volume). Le signe attendu du coefficient associé à cette variable est négatif.

La variable expliquée est la part des salaires dans le secteur marchand non agricole (Sylvain, 2007). L'ANNEXE 1 présente la part des salaires dans le secteur marchand non agricole ; l'ANNEXE 2 détaille la construction des variables utilisées et fournit de brèves statistiques descriptives.

La relation qui a été estimée est une forme réduite qui ne permet pas de préjuger des mécanismes de transmission et des relations de causalité. Il s'agit d'une équation dynamique reliant la part des salaires aux cinq variables retenues ainsi qu'à la part des salaires retardée de 1 et de 2 périodes, afin de tenir compte de l'ajustement progressif de la part des salaires aux évolutions de ses déterminants. Le choix de cette spécification a été dicté par des considérations pratiques : il s'agit de la formulation qui a conduit aux résultats économétriques les plus satisfaisants. La relation estimée s'écrit :

$$psal_{it} = \mu_i + \lambda_{i1} psal_{it-1} + \lambda_{i2} psal_{it-2} + \delta_{i1} tir_{it} + \delta_{i2} open_{it} + \delta_{i3} \Delta y_{it} + \delta_{i4} \Delta tcho_{it} + \delta_{i5} \Delta pri_p_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

avec *psal*, la part des salaires dans le secteur marchand non agricole (logarithme) ; *tir*, le taux d'intérêt réel de long terme ; *open*, le degré d'ouverture internationale (logarithme) ; Δy , le taux de croissance

7. Bentolila et Saint-Paul, *op. cit.*, retiennent à la place le taux de croissance des effectifs.

de la valeur ajoutée du secteur marchand non agricole; $\Delta tcho$, le taux de croissance du taux de chômage; Δpri_p , le choc de prix réel des importations.

La relation (1) peut se réécrire sous la forme d'un modèle à correction d'erreur :

$$\Delta psal_{it} = \mu_i + \phi_i (psal_{i,t-1} - \theta_{i1} tir_{it} - \theta_{i2} open_{it} - \theta_{i3} \Delta y_{it} - \theta_{i4} \Delta tcho_{it} - \theta_{i5} \Delta pri_{-p_{it}}) + \lambda_{i1}^* \Delta psal_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

avec $\phi_i = \lambda_{i1} + \lambda_{i2} - 1$, le terme correcteur d'erreur; $\theta_{ij} = \frac{-\delta_{ij}}{\phi_i}$, $j=1, \dots, 5$, les coefficients de la relation de cointégration; $\lambda_{i1}^* = -\lambda_{i2}$, coefficient de court terme.

3.3. Méthode d'estimation

Dans le cas d'un panel hétérogène où la dimension temporelle T est relativement importante et la dimension individuelle N plus réduite, Pesaran et Smith (1995) ont montré qu'une relation dynamique telle que la relation (2) pouvait être estimée au moyen d'un estimateur de type « estimateur moyen » (Mean Group, MG) où chaque paramètre estimé correspond à la moyenne des paramètres obtenus à partir de N régressions individuelles séparées. Pesaran et Smith (1995) montrent également que cet estimateur moyen est consistant et sans biais, que les variables soient ou non intégrées d'ordre 1, ce qui permet de s'affranchir dans une certaine mesure de la détermination de l'ordre d'intégration des variables. En revanche, certaines conditions doivent être respectées pour que l'estimateur MG conserve ses bonnes propriétés, et notamment la validité de la relation de cointégration estimée, la stricte exogénéité des régresseurs, et l'absence d'autocorrélation des résidus.

Néanmoins, si des coefficients sont homogènes pour l'ensemble des individus, l'estimateur MG est inefficace. Dans ce cas, il est préférable de recourir à un estimateur de type PMG (Pooled Mean Group) proposé par Pesaran, Shin et Smith (1999), qui permet de tenir compte de la présence de paramètres homogènes et hétérogènes dans la relation à estimer. Dès lors que des paramètres se révèlent homogènes, l'estimateur PMG est plus précis que l'estimateur MG. La validité des conditions d'homogénéité peut être vérifiée au moyen d'un test d'Hausman comparant l'estimateur contraint PMG et l'estimateur non contraint MG. Comme l'estimateur MG, l'estimateur PMG est consistant et sans biais, que les variables soient ou non intégrées d'ordre 1.

En pratique, les estimations ont été réalisées en adaptant le programme utilisé par Pesaran, Shin et Smith (1999)⁸. L'estimation des coefficients de la relation (2) est réalisée en deux étapes : les coefficients de la relation de long terme ainsi que les termes d'ajustement sont d'abord estimés par la méthode du maximum de vraisemblance; puis les coefficients de court terme sont obtenus, toujours par la méthode du maximum de vraisemblance⁹.

8. Les estimations ont été réalisées à partir d'une adaptation du programme GAUSS utilisé dans Pesaran et al. (1999). Ce programme peut être téléchargé : <http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/jasa.exe>.

9. Plus précisément, en reprenant Pelgrin et de Serres (2003) : « La procédure d'estimation peut être résumée de la façon suivante : en postulant la normalité des termes d'erreur, la vraisemblance du modèle fondé sur des données de panel peut s'écrire comme le produit de la vraisemblance de chaque groupe. Une procédure du maximum de vraisemblance concentrée estime à la fois les coefficients de long terme et les coefficients d'ajustement dans les différents pays. Au moyen des coefficients de long terme estimés, les coefficients de court terme ainsi que les variances de l'erreur par pays sont estimés pays par pays, avec la méthode du maximum de vraisemblance. »

Plusieurs tests de spécification¹⁰ permettant de s’assurer des propriétés standard des estimateurs PMG ont été effectués, dont les résultats sont reportés dans l’ANNEXE 3. Afin de valider la relation de cointégration, des tests de racine unitaire ont été réalisés sur les séries des résidus des relations de long terme. Des tests ADF (Dickey-Fuller augmenté) ont été réalisés sur les séries individuelles (ANNEXE 3), puis le test proposé par Im, Pesaran et Smith ainsi que celui de Maddala et Wu ont également été effectués (TABLEAU 2). Tous concluent à la stationnarité des résidus des équations de long terme¹¹.

Tableau 2 - Tests de racine unitaire

	Statistique	p-stat
Test de Im, Pesaran et Shin	- 11,41	< 0,001
Test de Maddala et Wu	165,70	< 0,001

Notes : Les résidus de la relation de long terme ($\hat{\varepsilon}_it$) sont définis tels que $\hat{\varepsilon}_it = psal_{i,t-1} - \hat{\theta}_{i1}tir_{it} - \hat{\theta}_{i2}open_{it} - \hat{\theta}_{i3}\Delta y_{it} - \hat{\theta}_{i4}\Delta tcho_{it} - \hat{\theta}_{i5}\Delta pri_p_{it}$. Les statistiques des tests reposent sur les statistiques ADF individuelles et sont calculées suivant la présentation de Hurlin et Mignon (2005).

4. RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

4.1. Les coefficients estimés sont significatifs au seuil de 1% et présentent les signes attendus

À des fins de comparaison, les résultats d’estimation obtenus en supposant que tous les coefficients sont identiques et que l’hétérogénéité entre pays se résume à un effet fixe individuel (estimateur à effets fixes dynamique) sont également reportés. Les résultats des trois estimateurs retenus sont globalement cohérents entre eux et présentent des coefficients dont les signes sont conformes aux attentes (TABLEAU 3).

Tous les coefficients estimés sont significatifs au seuil de 1% pour les estimations PMG. Le coefficient du taux d’intérêt réel est négatif, résultat correspondant à une élasticité de substitution capital-travail inférieure à l’unité.

La part des salaires est contracyclique (coefficient négatif associé aux variations de l’activité); une hausse du taux de chômage ou du degré d’ouverture internationale conduisent à une baisse de la part des salaires. En revanche, un choc sur le prix réel des importations augmente la part des salaires dans la valeur ajoutée.

Les résultats du test d’Hausman révèlent que le postulat d’homogénéité ne peut pas être rejeté en ce qui concerne le taux d’intérêt réel et le taux de chômage. L’imposition de conditions d’homogénéité permet une meilleure précision des estimations : le taux d’intérêt réel et le taux de chômage sont significatifs au seuil de 1% pour les estimations PMG, contrairement aux estimations MG.

10. Ces tests sont disponibles dans le programme GAUSS utilisé.
11. Une procédure visant à tester explicitement la validité d’une relation de cointégration estimée à partir de l’estimateur PMG a été proposée par Pesaran Shin et Smith (1999b). Néanmoins, compte tenu de sa complexité, seuls des tests de racine unitaire sur les résidus de la relation de long terme ont été effectués.

Le coefficient moyen estimé associé au terme de correction d'erreurs est négatif et significatif, confirmant une relation d'équilibre entre la part des salaires et les déterminants retenus.

La forte significativité des estimations agrégées reflète en grande partie les gains d'efficacité liés au regroupement des observations et aux conditions d'homogénéité imposées. Les résultats des régressions par pays (TABLEAU 3), et plus encore par pays sans condition d'homogénéité (ANNEXE 3) révèlent des niveaux de significativité sensiblement plus faibles¹².

Tableau 3 - Résultats des régressions de la part des salaires sur données de panel dynamiques (1970-2002)

	PMG	MG	Effet fixe dynamique*
Terme moyen de correction d'erreur	-0,324**	-0,373**	-0,217**
	0,032	0,057	0,023
<i>Variables contraintes dans l'estimation PMG</i>			
Taux d'intérêt réel	-0,377**	-0,168	-0,472**
	0,068	0,163	0,122
Variation du taux de chômage	-0,126**	-0,081	-0,191**
	0,026	0,056	0,060
<i>Variables non contraintes dans l'estimation PMG</i>			
Degré d'ouverture internationale	-0,163**	-0,132**	-0,140**
	0,033	0,034	0,034
Variation de l'activité	-1,898**	-1,677**	-2,277**
	0,223	0,273	0,300
Choc de prix réel des importations	0,868**	0,956**	-0,003
	0,284	0,295	0,002
Variation retardée de la part des salaires	0,205**	0,17**	0,214**
	0,041	0,041	0,045
Test de Hausman**			
Statistique	2,19		
p-stat	0,33		
Nombre d'observations	389	389	389

* Écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité.

** Le test d'Hausman permet de tester la validité des conditions d'homogénéité imposées.

À droite des valeurs des coefficients, * et ** renvoient respectivement à des seuils de significativité de 1 et 5 pour cent.

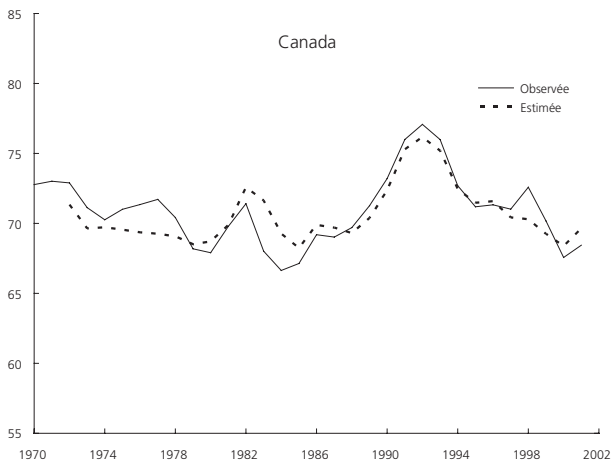
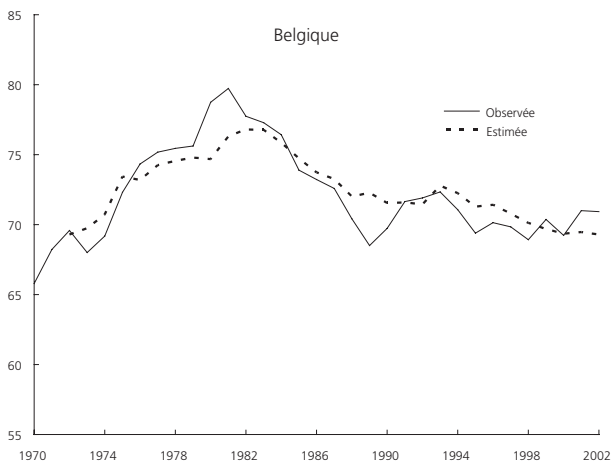
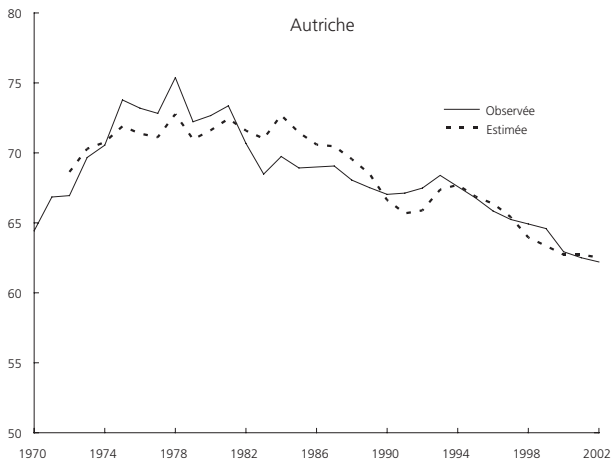
12. Il semble s'agir d'un résultat habituel, cf. Pelgrin et de Serres, 2003.

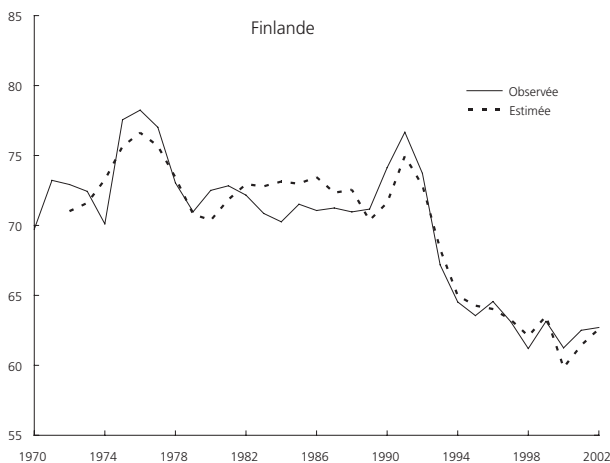
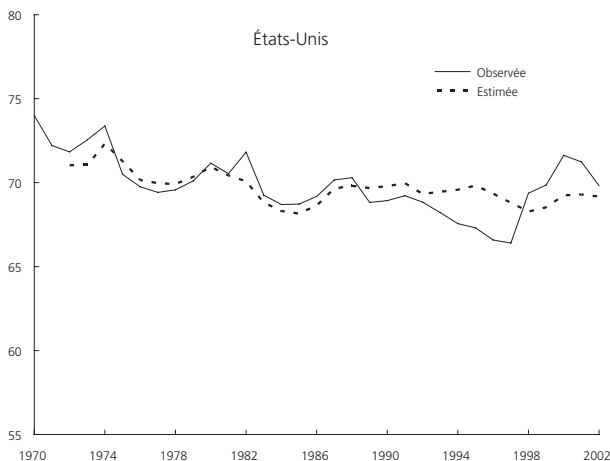
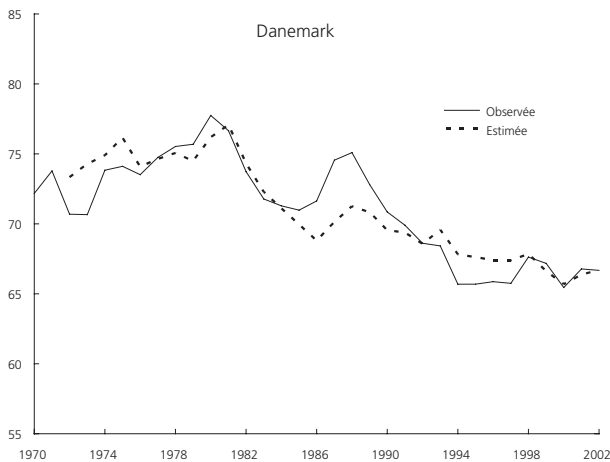
4.2. Un effet massivement négatif du degré d'ouverture internationale, excepté dans les pays anglo-saxons

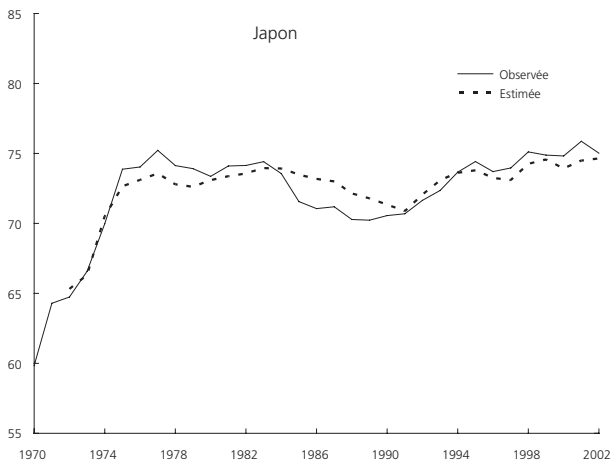
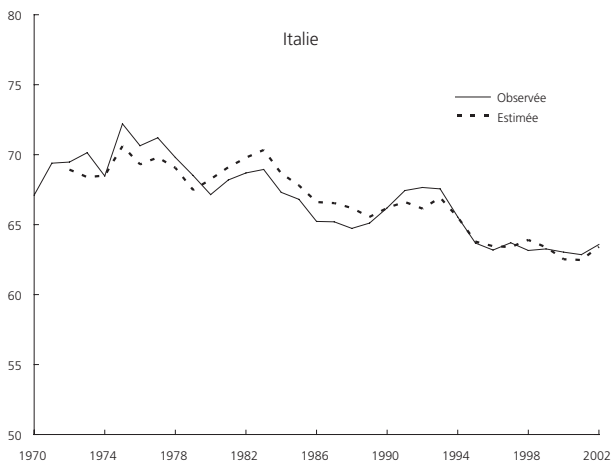
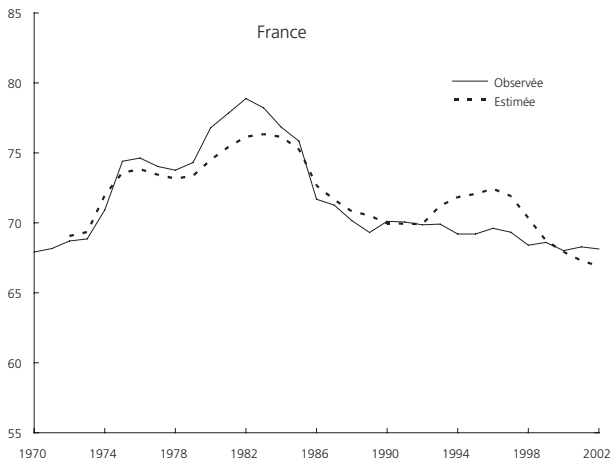
La forte significativité des coefficients, couplée à une qualité d'ajustement relativement satisfaisante (GRAPHIQUE 3) permettent d'expliquer les évolutions du partage de la valeur ajoutée en fonction de ses déterminants (ANNEXE 4).

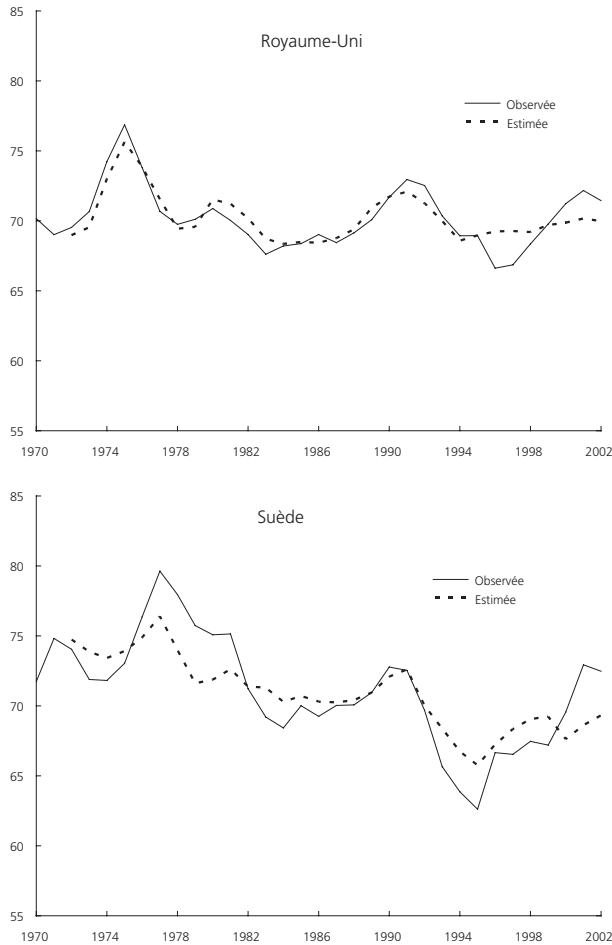
Graphique 3 - Part des salaires dans la valeur ajoutée : observée et estimée











Sur la période 1972-2002, le degré d'ouverture internationale est le facteur qui a eu l'impact le plus prononcé sur l'évolution du partage de la valeur ajoutée. Hormis pour les quatre pays où cette variable n'est pas significative (États-Unis, Royaume-Uni, Canada, Japon), cet impact est fortement négatif et compris entre -4,6 points (en Suède) et -14,6 points (en Finlande). L'ouverture croissante des économies semble avoir exercé une forte pression à la baisse sur la part des salaires dans la valeur ajoutée. L'impact de cette variable apparaît encore plus clairement sur la période 1982-2002 : la baisse de la part des salaires observées dans la plupart des pays européens est imputable à l'ouverture croissante de leur économie (TABLEAU 4).

Tableau 4 : Contribution du degré d'ouverture internationale à l'évolution de la part des salaires (Points de pourcentage)

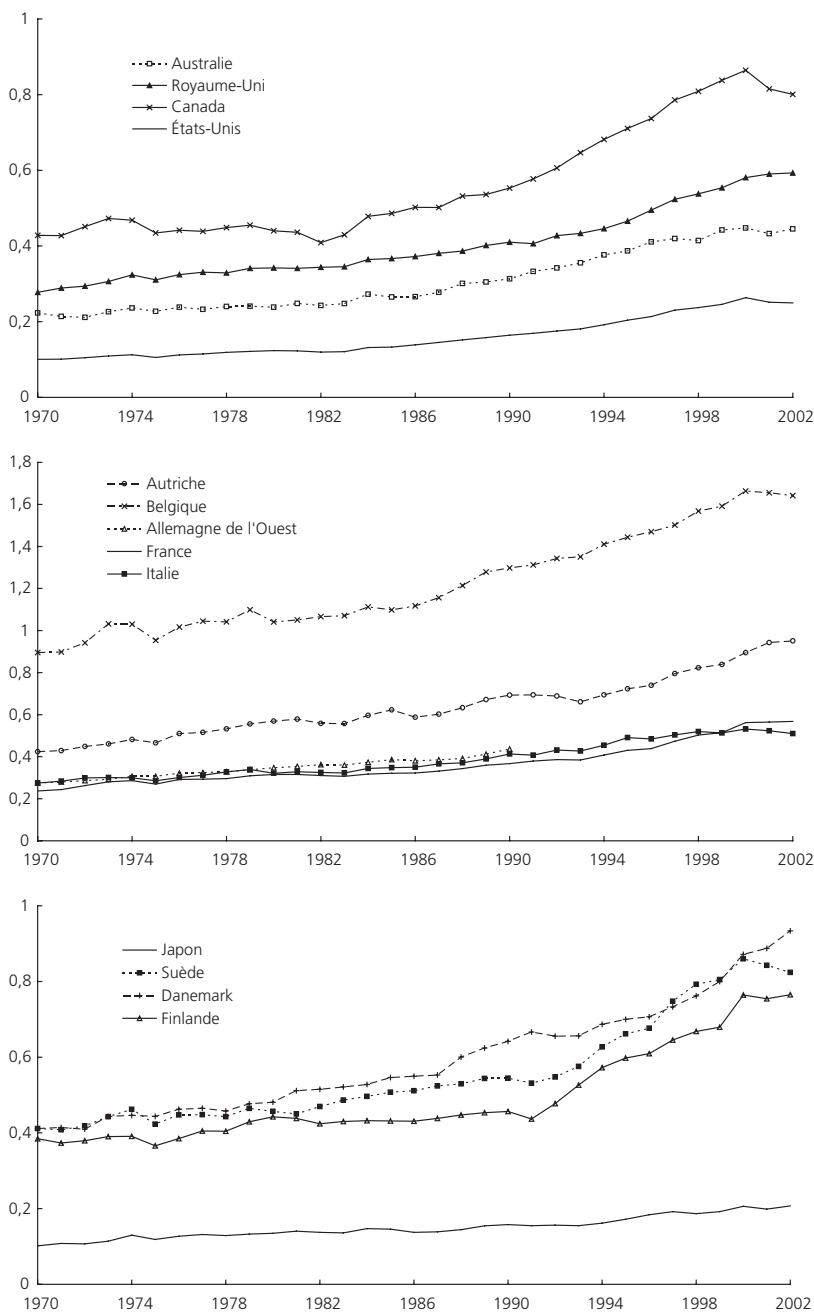
	1972-1982	1982-2002	1972-2002
Australie			
Part des salaires	2,5	-9,1	-6,4
Ouverture internationale	-1,6	-5,7	-7,2
Autriche			
Part des salaires	3,8	-8,4	-4,7
Ouverture internationale	-4,4	-10,0	-14,4
Belgique			
Part des salaires	8,2	-6,9	1,4
Ouverture internationale	-1,8	-6,6	-8,4
Allemagne de l'Ouest**			
Part des salaires	2,1	-5,5	-3,5
Ouverture internationale	-3,3	-2,3	-5,6
Danemark			
Part des salaires	3,1	-7,1	-4,0
Ouverture internationale	-2,4	-7,6	-10,1
Finlande			
Part des salaires	-0,8	-9,4	-10,2
Ouverture internationale	-3,0	-11,6	-14,6
France			
Part des salaires	10,2	-10,7	-0,6
Ouverture internationale	-1,8	-6,1	-8,0
Italie			
Part des salaires	-0,8	-5,1	-5,9
Ouverture internationale	-1,4	-7,7	-9,2
Suède			
Part des salaires	-2,8	1,3	-1,6
Ouverture internationale	-0,7	-4,0	-4,6

* 1972-2001 ; ** 1972-1990

Note : Pour les États-Unis, le Royaume-Uni, le Canada et le Japon, le degré d'ouverture internationale n'est pas un déterminant significatif. Les contributions correspondantes n'ont donc pas été reportées. La méthode de calcul des contributions dynamiques est détaillée dans l'ANNEXE 5.

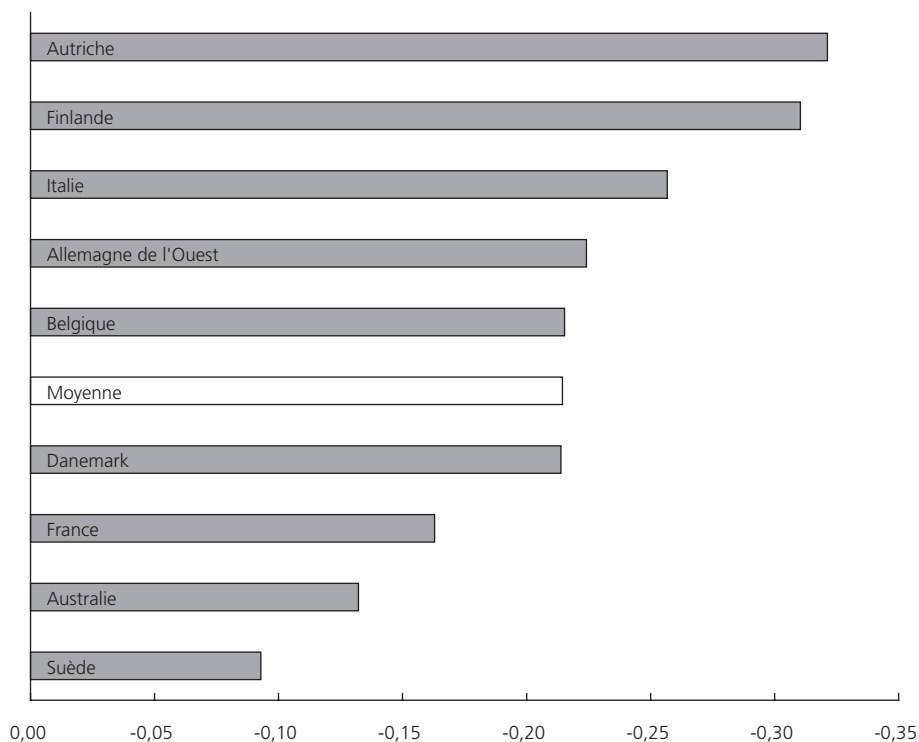
Concernant l'impact différencié du degré d'ouverture internationale sur la part des salaires, celui-ci s'explique par l'hétérogénéité des coefficients associés à cette variable plutôt que par une diversité des degrés d'ouverture internationale (GRAPHIQUES 4 et 5).

Graphique 4 - Degré d'ouverture internationale*



* Somme des importations et des exportations (en volume) rapportée au produit intérieur brut.

Source : OCDE.

Graphique 5 - Estimations PMG, coefficient associé au degré d'ouverture internationale

Note : Aux États-Unis, au Royaume-Uni, au Canada et au Japon, le coefficient est non significatif.

Un autre déterminant ayant un impact relativement fort sur la part des salaires est la variable de l'activité. Sur la période 1972-2002, sa contribution est comprise entre -0,2 point et 5,3 points, hormis au Japon et en Finlande, où ces contributions atteignent 8,5 et 17,3 points. En revanche, la contribution cumulée du taux de chômage varie entre -1,1 point et 3,3 points selon les pays ; celle du taux d'intérêt réel s'établit entre -0,4 et -1,1 point ; enfin, celle des chocs de prix réel des importations est comprise entre -0,3 et 0,9 point.

Le calcul des contributions dynamiques permet de préciser l'origine des profils des parts des salaires observés. En Australie, l'ouverture croissante de l'économie est à l'origine de la dégradation régulière de la part des salaires dans la valeur ajoutée depuis la fin des années soixante-dix. Les fluctuations autour de cette tendance baissière sont largement dues aux fluctuations de l'activité. Le modèle estimé ne permet pas d'expliquer les fortes baisses de la part des salaires intervenues à la fin des années 1980 et 1990.

La hausse de la part des salaires jusqu'au milieu des années soixante-dix en Autriche provient d'ajustements dynamiques ainsi que d'éléments inexpliqués. À partir du milieu des années soixante-dix, la baisse régulière de la part des salaires (-10,5 points entre 1977 et 2002) est à relier à l'ouverture croissante de l'économie. Sur la période 1977-2002, la contribution du degré d'ouverture internationale est de -12,7 points.

Si l'ouverture croissante de l'économie a aussi pesé négativement sur la part des salaires en Belgique, cet effet a été compensé par les effets conjugués des variations de l'activité et du taux de chômage. Le ralentissement de l'activité au cours des années soixante-dix a fortement poussé la part des salaires à la hausse. Celle-ci s'est ensuite réduite sous l'effet de l'ouverture de l'économie.

Au Canada, les mouvements amples de la part des salaires sont à relier aux fluctuations de l'activité. La baisse de la part des salaires entre 1972 et 2002 (-4,4 points) reste largement inexpliquée. Le degré d'ouverture internationale n'a pas d'impact significatif sur les évolutions du partage de la valeur ajoutée.

En Allemagne de l'Ouest, la hausse de la part des salaires au début des années soixante-dix a été la conséquence d'un ralentissement de l'activité couplée au premier choc pétrolier et à un taux de chômage en diminution. La tendance à la baisse de la part des salaires à partir de la fin des années soixante-dix (atténuée au début par la contribution positive des variations de l'activité) a trouvé son origine dans l'ouverture croissante de l'économie.

Au Danemark, de 1972 à 1982, les contributions positives des variations de l'activité (liées à un ralentissement de l'activité) ont dépassé les contributions négatives du degré d'ouverture internationale (liées à une ouverture croissante), provoquant une hausse de la part des salaires dans la valeur ajoutée. En revanche, la tendance à la baisse de la part des salaires à partir du début des années quatre-vingt provient de la poursuite de l'ouverture de l'économie. La hausse temporaire de la part des salaires à la fin des années quatre-vingt reste inexpliquée.

Les contributions des fluctuations de l'activité sont d'ampleur particulièrement importante et dessinent assez largement le profil du partage de la valeur ajoutée jusqu'au milieu des années quatre-vingt-dix en Finlande. À partir du milieu des années quatre-vingt-dix, l'ouverture de l'économie exerce une forte pression à la baisse sur la part des salaires.

La France est le seul pays où les chocs de prix réel des importations ont un impact sensible sur le partage de la valeur ajoutée. On retrouve ici l'impact des chocs pétroliers des années soixante-dix et du contre-choc du milieu des années quatre-vingt mis en évidence dans de précédents travaux. Comparativement à d'autres pays, les fluctuations de l'activité ont un impact relativement faible sur le partage de la valeur ajoutée. La contribution cumulée du degré d'ouverture internationale atteint -8 points. Enfin, il convient de souligner l'importance de la composante inexpliquée, qui traduit une certaine faiblesse du modèle et notamment son incapacité à rendre compte du caractère très faiblement fluctuant de la part des salaires depuis le début des années quatre-vingt.

Au Royaume-Uni, la part des salaires dans la valeur ajoutée est globalement déterminée par les fluctuations de l'activité jusqu'au milieu des années quatre-vingt-dix. À partir de cette date, les évolutions du partage de la valeur ajoutée sont largement inexpliquées. La contribution du degré d'ouverture internationale est faible et ce déterminant n'est pas statistiquement significatif.

En Italie, à partir de 1977, la part des salaires connaît une tendance à la baisse liée à l'ouverture de l'économie; les fluctuations autour de cette tendance s'expliquent surtout par les fluctuations de l'activité.

Au Japon, la part des salaires semble fortement déterminée par les fluctuations de l'activité.

En Suède, les évolutions de la part des salaires peuvent s'expliquer par les mouvements de l'activité et du taux de chômage, hormis en fin de période où les mouvements de la part des salaires restent inexpliqués.

Aux États-Unis, le degré d'ouverture internationale n'a aucun impact sur la part des salaires, et les mouvements de la part des salaires restent inexpliqués.

L'ouverture croissante des économies semble donc avoir fortement pesé sur la part des salaires dans les pays européens alors qu'elle n'a eu aucun impact au Royaume-Uni, aux États-Unis, et au Canada. S'il existe une distinction entre pays européens et anglo-saxons, elle concerne l'impact de l'ouverture des économies sur le partage de la valeur ajoutée plutôt les profils d'évolution du partage de la valeur ajoutée.

4.3. Des résultats statistiquement robustes

Pour évaluer la robustesse du modèle empirique, les tests statistiques suivants ont été appliqués aux équations par pays : le test de Godfrey pour l'autocorrélation des résidus, le test d'erreurs de spécification de la régression (RESET) de Ramsey pour la forme fonctionnelle, le test de Jarque-Bera pour la normalité des résidus et, pour l'homoscédasticité, le test de Breusch-Pagan fondé sur le multiplicateur de Lagrange. Au vu des résultats, les résidus des équations présentent globalement les propriétés recherchées, excepté pour les États-Unis. De plus, la stationnarité des résidus des relations de long terme valide les relations de long terme estimées.

Afin d'évaluer la stabilité temporelle de la spécification, les équations ont été réestimées sur les périodes 1972-1995 à 1972-2002, en augmentant l'échantillon d'un an chaque fois. Les estimations des paramètres de long terme apparaissent plutôt stables dans le temps, surtout à partir de 1998 (ANNEXE 3).

4.4. L'impact de la mondialisation résiste à l'hypothèse d'un progrès technique biaisé

La robustesse des déterminants retenus peut également être évaluée. Il paraît ainsi particulièrement intéressant de comparer les résultats précédents à ceux obtenus en incorporant une tendance linéaire dans les estimations ou en substituant une telle tendance au degré d'ouverture internationale. Dans la mesure où la significativité d'une telle tendance peut plaider en faveur de l'existence d'un progrès technique biaisé, cela permettra de s'assurer de la robustesse des déterminants retenus à l'hypothèse de l'existence d'un progrès technique biaisé.

Il convient cependant de rappeler que l'incorporation d'une tendance linéaire est une approche indirecte qui ne saurait à elle seule traduire l'existence d'un progrès technique biaisé (Ellis et Smith, 2007). La significativité de cette tendance est une condition nécessaire mais pas suffisante à l'existence d'un progrès technique biaisé.

Les résultats obtenus en incorporant une tendance déterministe commençant en 1985 (Ellis et Smith, 2007), ils ne permettent pas de trancher clairement en faveur de la tendance déterministe ou du degré d'ouverture. Les deux variables se neutralisent : le degré d'ouverture n'est plus significatif que pour deux pays, mais la tendance déterministe ne l'est que pour quatre pays. Dans la majorité des cas, aucune de ces deux variables n'est significative (ANNEXE 6). Néanmoins, la qualité de l'ajustement ainsi que les résultats des tests de spécification se dégradent.

Lorsqu'une tendance déterministe est substituée au degré d'ouverture international, les résultats en terme de significativité des coefficients et de tests de spécification ne sont pas sensiblement modifiés. Seule la qualité de l'ajustement est parfois sensiblement moins bonne (ANNEXE 6).

Les éléments qui ressortent de ces estimations alternatives sont que le degré d'ouverture internationale ou une tendance déterministe depuis 1985 conduit à des résultats proches et que ces deux variables se neutralisent lorsqu'elles sont présentes simultanément. Ils ne permettent pas de remettre en cause les résultats de la spécification de référence et l'impact massif du degré d'ouverture internationale au profit de l'hypothèse d'un progrès technique biaisé. En l'absence d'une confrontation directe (ou moins indirecte) entre ces deux déterminants, le débat reste néanmoins ouvert.

Tableau 5 - Sensibilité des estimations à d'autres déterminants

	Spécification de référence	Avec tendance déterministe	Avec tendance déterministe et sans degré d'ouverture internationale
Terme moyen de correction d'erreur	-0,324** 0,032	-0,401** 0,049	-0,367** 0,042
<i>Variables contraintes dans l'estimation PMG</i>			
Taux d'intérêt réel	-0,377** 0,068	-0,274** 0,051	-0,320** 0,056
Variation du taux de chômage	-0,126** 0,026	-0,076** 0,017	-0,093** 0,020
<i>Variables non contraintes dans l'estimation PMG</i>			
Degré d'ouverture internationale	-0,163** 0,033	--0,098 0,052	
Variation de l'activité	-1,898** 0,223	-1,561** 0,217	-1,623** 0,197
Choc de prix réel des importations	0,868** 0,284	0,701** 0,217	0,329 0,291
Variation retardée de la part des salaires	0,205** 0,041	0,219** 0,060	0,247** 0,058
Tendance déterministe		-0,001 0,001	-0,002** 0,000
Test de Hausman **			
Statistique	2,19	0,25	0,45
p-stat	0,33	0,88	0,80
Nombre d'observations	389	389	389

* Écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité.

** Le test d'Hausman permet de tester la validité des conditions d'homogénéité imposées.

À droite des valeurs des coefficients, * et ** renvoient respectivement à des seuils de significativité de 1 et 5 pour cent.

5. CONCLUSION

En accord avec de précédents travaux, cette étude conclut à un impact massif du degré d'ouverture internationale sur la part des salaires. Dans plusieurs pays européens, elle expliquerait largement la tendance à la baisse à l'œuvre depuis près de vingt ans. L'analyse des contributions dynamiques souligne également l'impact important des fluctuations de l'activité. En revanche, le taux d'intérêt réel, les variations du taux de chômage et les chocs sur le prix des importations ne semblent pas réellement façonner le profil de la part des salaires, même si leur impact est statistiquement significatif.

Cette étude révèle également que, toutes choses égales par ailleurs, l'ouverture des économies n'a pas le même impact selon les pays. Alors que celui-ci est significativement négatif dans l'ensemble des pays européens considérés, il n'est pas significatif dans les trois pays anglo-saxons, États-Unis, Royaume-Uni et Canada, pas plus qu'au Japon. Si la distinction entre pays européens et anglo-saxons paraît de moins en moins pertinente du point de vue de l'évolution du partage de la valeur ajoutée, elle semble réapparaître au niveau de l'impact de la mondialisation sur la part des salaires. Ces résultats doivent maintenant être confirmés et affinés, et l'origine des différences entre pays anglo-saxons et pays européens expliquée. L'impact du degré d'ouverture des économies sur le pouvoir de négociation des salariés (Ortega et Rodriguez, 2002) ainsi que sur le degré de concurrence sur le marché des biens semblent des pistes prometteuses.

Enfin, il faut rappeler que ces résultats restent fragiles : le modèle estimé ne fournit pas une interprétation pleinement satisfaisante des mouvements de la part des salaires, la composante inexpliquée restant particulièrement élevée pour certains pays. Ainsi, le caractère peu fluctuant de la part des salaires en France depuis le début des années quatre-vingt-dix reste mal expliqué.

A. S.

ANNEXE 1

Tableau A1.1 - Part des salaires dans la valeur ajoutée

	Australie	Autriche	Belgique	Finlande	Suède
1970	77,3	64,4	65,8	69,7	71,7
1971	77,5	66,8	68,2	73,2	74,8
1972	76,4	66,9	69,6	72,9	74,0
1973	78,9	69,7	68,0	72,4	71,9
1974	81,8	70,5	69,2	70,1	71,8
1975	80,4	73,8	72,3	77,6	73,0
1976	79,3	73,2	74,3	78,2	76,4
1977	79,8	72,8	75,2	77,0	79,6
1978	77,5	75,4	75,4	73,0	78,0
1979	75,9	72,2	75,6	71,0	75,7
1980	76,5	72,7	78,7	72,5	75,1
1981	77,7	73,4	79,7	72,8	75,1
1982	79,0	70,7	77,7	72,2	71,2
1983	75,1	68,5	77,3	70,9	69,2
1984	74,4	69,7	76,4	70,3	68,4
1985	73,9	68,9	73,9	71,5	70,0
1986	73,7	69,0	73,2	71,1	69,2
1987	71,8	69,1	72,6	71,2	70,0
1988	70,5	68,1	70,4	71,0	70,1
1989	71,7	67,5	68,5	71,2	70,9
1990	72,8	67,0	69,7	74,1	72,8
1991	72,9	67,1	71,7	76,7	72,5
1992	71,7	67,5	71,9	73,7	69,7
1993	71,5	68,4	72,3	67,2	65,6
1994	71,3	68,4	71,1	64,5	63,9
1995	72,7	66,8	69,4	63,5	62,6
1996	72,5	65,8	70,1	64,6	66,7
1997	71,2	65,2	69,8	63,1	66,5
1998	71,5	64,9	68,9	61,2	67,5
1999	71,0	64,6	70,4	63,1	67,2
2000	72,4	62,9	69,2	61,2	69,6
2001	70,9	62,5	71,0	62,5	72,9
2002	70,0	62,2	70,9	62,7	72,5

Les données relatives aux autres pays sont disponibles dans Sylvain (2007) et ne sont pas reproduites.

ANNEXE 2

LES VARIABLES UTILISÉES

L'indicateur de partage de la valeur ajoutée retenu est la part des salaires dans le secteur marchand non agricole (Sylvain, 2007). Il se caractérise notamment par le champ considéré (le secteur marchand non agricole), les retraitements sur la valeur ajoutée effectués (retrait des loyers fictifs, traitement des services d'intermédiation financière indirectement mesurés, ...), et la correction de la non salarisation par branche. Initialement calculé pour neuf pays en raison des données disponibles, cet indicateur a été calculé au mieux pour cinq autres pays (Australie, Autriche, Belgique, Finlande, Suède), toujours à partir de la base ANA de l'OCDE.

Le taux d'intérêt réel correspond au taux d'intérêt à long terme diminué du taux de croissance du déflateur du PIB. Ces deux variables sont issues des Perspectives économiques de l'OCDE.

Le degré d'ouverture internationale est calculé comme la somme des importations et des exportations rapportée au PIB. Cette variable est directement issue des bases de données de l'OCDE.

Les fluctuations de l'activité correspondent au taux de croissance de la valeur ajoutée en volume. La valeur ajoutée en valeur est celle servant à calculer la part des salaires. L'indice de prix utilisé est le prix du PIB.

Les variations du taux de chômage sont directement calculées à partir du taux de chômage issu des Perspectives économiques de l'OCDE.

Le choc de prix réel des imports. Cette variable, calculée comme dans Nickell, Nunziata et Ochel (2005), vise à capturer la rigidité des salaires réels. Elle correspond à la variation du logarithme du prix réel des importations (prix des importations rapporté au prix du PIB) multiplié par le poids des importations dans le PIB.

Tableau A2.1 - Statistiques descriptives

Variables en niveaux									
	Taux d'intérêt réel			Degré d'ouverture internationale					
	TIR			open					
	moyenne	min	max	moyenne	min	max			
Australie	0,03	-0,08	0,09	-1,22	-1,55	-0,80			
Autriche	0,04	0,00	0,06	-0,48	-0,86	-0,05			
Belgique	0,04	-0,04	0,08	0,18	-0,11	0,51			
Canada	0,04	-0,06	0,09	-0,60	-0,89	-0,15			
Allemagne de l'Ouest	0,04	0,01	0,06	-1,07	-1,29	-0,83			
Danemark	0,06	0,00	0,12	-0,55	-0,89	-0,07			
Finlande	0,02	-0,14	0,11	-0,74	-1,01	-0,27			
France	0,04	-0,03	0,08	-1,04	-1,44	-0,57			
Royaume-Uni	0,02	-0,14	0,07	-0,94	-1,28	-0,52			
Italie	0,02	-0,11	0,09	-0,98	-1,29	-0,63			
Japon	0,02	-0,13	0,06	-1,92	-2,29	-1,58			
Suède	0,03	-0,05	0,09	-0,61	-0,90	-0,15			
États-Unis	0,04	-0,01	0,09	-1,89	-2,30	-1,33			
Variables en différences									
	Fluctuations de l'activité			Variations du taux de chômage			Chocs de prix réel des importations		
	Δy			$\Delta tcho$			Δpri_p		
	moy.	min	max	moy.	min	max	moy.	min	max
Australie	0,03	-0,03	0,06	0,04	-0,17	0,61	0,00	-0,01	0,01
Autriche	0,03	-0,02	0,07	0,05	-0,20	0,44	0,00	-0,02	0,02
Belgique	0,02	-0,04	0,07	0,06	-0,21	0,67	0,00	-0,07	0,07
Canada	0,03	-0,05	0,08	0,01	-0,13	0,38	0,00	-0,02	0,02
Allemagne de l'Ouest	0,02	-0,02	0,06	0,12	-0,17	0,59	0,00	-0,03	0,03
Danemark	0,02	-0,03	0,06	0,05	-0,43	0,82	-0,01	-0,04	0,03
Finlande	0,03	-0,10	0,09	0,05	-0,29	0,57	0,00	-0,03	0,03
France	0,02	-0,02	0,06	0,04	-0,14	0,37	0,00	-0,03	0,04
Royaume-Uni	0,02	-0,04	0,06	0,01	-0,20	0,35	0,00	-0,02	0,03
Italie	0,02	-0,02	0,08	0,02	-0,17	0,16	0,00	-0,04	0,04
Japon	0,03	-0,03	0,09	0,05	-0,12	0,31	0,00	-0,02	0,02
Suède	0,02	-0,04	0,07	0,03	-0,23	0,59	0,00	-0,03	0,06
États-Unis	0,03	-0,04	0,07	0,00	-0,24	0,41	0,00	-0,01	0,02

ANNEXE 3

RÉSULTATS D'ESTIMATION COMPLÉMENTAIRES

Tableau A3.1 - Résultats des régressions de la part des salaires sur données de panel dynamiques (1970-2002)

	Terme de correction d'erreur	Taux d'intérêt réel	Taux de chômage	Activité	Prix réel des importations	Degré d'ouverture internationale	Part des salaires retardée	$\bar{R}^2$
		Niveau	Différence	Différence	Différence	Niveau	Différence	
Australie	-0,453** 0,084	-0,377** 0,068	-0,126** 0,026	-0,848** 0,269	1,194 0,686	-0,132** 0,021	0,387** 0,146	0,50
Autriche	-0,256** 0,057	-0,377** 0,068	-0,126** 0,026	-2,465** 0,642	0,747 1,082	-0,321** 0,057	0,062 0,127	0,50
Belgique	-0,254** 0,077	-0,377** 0,068	-0,126** 0,026	-1,809** 0,514	0,251 0,391	-0,215** 0,071	0,216 0,144	0,18
Canada	-0,262** 0,072	-0,377** 0,068	-0,126** 0, et	-2,295** 0,648	-0,004 0,006	0,056 0,039	0,145 0,129	0,60
Allemagne de l'Ouest	-0,314** 0,064	-0,377** 0,068	-0,126** 0,026	-1,511** 0,339	1,460** 0,470	-0,224** 0,058	0,305 0,158	0,56
Danemark	-0,214** 0,064	-0,377** 0,068	-0,126** 0,026	-3,239** 0,944	0,716 1,059	-0,214** 0,058	-0,010 0,143	0,37
Finlande	-0,472** 0,084	-0,377** 0,068	-0,126** 0,026	-1,483** 0,262	-1,263 0,728	-0,310** 0,038	0,120 0,115	0,55
France	-0,203** 0,049	-0,377** 0,068	-0,126** 0,026	-2,640** 0,673	3,003** 1,144	-0,163** 0,044	0,247* 0,117	0,52
Royaume-Uni	-0,524** 0,065	-0,377** 0,068	-0,126** 0,026	-0,948** 0,208	0,651 0,353	-0,010 0,020	0,445** 0,103	0,70
Italie	-0,298** 0,073	-0,377** 0,068	-0,126** 0,026	-2,067** 0,590	0,500 0,528	-0,257** 0,048	0,090 0,114	0,49
Japon	-0,157** 0,041	-0,377** 0,068	-0,126** 0,026	-3,016** 0,849	1,558 1,584	-0,235 0,123	0,155 0,090	0,61
Suède	-0,399** 0,080	-0,377** 0,068	-0,126** 0,026	-1,572** 0,433	0,545 0,578	-0,093* 0,040	0,424** 0,135	0,48
Etats-Unis	-0,402** 0,118	-0,377** 0,068	-0,126** 0,026	-0,784** 0,250	1,926 1,639	-0,003 0,027	0,084 0,169	0,20

* et ** renvoient respectivement à des seuils de significativité de 1 et 5 pour cent. ; variable dépendante, part des salaires dans la valeur ajoutée. Estimations sur la période 1970-2002

Tableau A3.2 - Estimateur Mean Group (MG)

	Terme de correction d'erreur	Taux d'intérêt réel	Taux de chômage	Activité	Prix réel des importa- tions	Degré d'ouverture interna- tionale	Part des salaires retardée	$\bar{R}^2$
		Niveau	Différence	Différence	Différence	Niveau	Différence	
Australie	-0,396** 0,137	-0,529** 0,181	-0,163 0,095	-0,975* 0,454	1,369 0,967	-0,126** 0,033	0,384* 0,182	0,52
Autriche	-0,308** 0,115	-0,132 0,972	-0,055 0,083	-1,898* 0,814	0,858 1,037	-0,294** 0,058	0,052 0,161	0,51
Belgique	-0,415** 0,122	0,809* 0,350	0,128 0,113	-0,665 0,403	0,394 0,254	-0,116* 0,057	0,069 0,176	0,38
Canada	-0,249** 0,097	-0,484 0,430	-0,167 0,178	-2,548* 1,275	-0,005 0,008	0,058 0,054	0,137 0,155	0,60
Allemagne de l'Ouest	-0,372** 0,129	0,862 0,972	-0,135 0,080	-1,463* 0,656	0,807 0,644	-0,322** 0,121	0,379 0,223	0,62
Danemark	-0,445** 0,115	0,572* 0,244	-0,022 0,040	-1,381** 0,519	0,153 0,549	-0,153** 0,032	0,138 0,159	0,51
Finlande	-0,980** 0,145	0,024 0,093	0,020 0,028	-0,460** 0,158	-0,007 0,312	-0,280** 0,019	0,177 0,112	0,73
France	-0,178** 0,061	-1,012 0,864	0,098 0,257	-2,402 1,315	3,506* 1,638	-0,101 0,074	0,117 0,152	0,57
Royaume-Uni	-0,443** 0,103	-0,406** 0,148	-0,222* 0,110	-1,337** 0,519	0,543 0,513	-0,025 0,036	0,436** 0,121	0,71
Italie	-0,355** 0,133	-0,271 0,231	-0,076 0,120	-1,668* 0,784	0,527 0,521	-0,240** 0,067	0,104 0,134	0,50
Japon	-0,211** 0,064	-0,307 0,420	0,314 0,214	-1,227 0,750	2,490 1,426	-0,099 0,091	-0,072 0,146	0,68
Suède	-0,186 0,115	-0,832 0,868	-0,486 0,362	-4,289 2,924	0,070 1,433	-0,020 0,133	0,216 0,165	0,59
États-Unis	-0,313 0,169	-0,482 0,638	-0,283 0,273	-1,492 1,265	1,720 3,059	-0,001 0,041	0,081 0,193	0,23

* et ** renvoient respectivement à des seuils de significativité de 1 et 5 pour cent. ; variable dépendante, part des salaires dans la valeur ajoutée. Estimations sur la période 1970-2002.

Tableau A3.3 - Tests de spécification

	Ch-SC ¹	CH-FF ²	CH-NO ³	CH-HE ⁴
Australie	1,59	0,06	1,14	0,13
Autriche	7,31	0,01	0,71	1,00
Belgique	2,30	1,89	0,88	1,32
Canada	2,07	1,00	1,67	0,68
Allemagne de l'Ouest	1,47	2,93	0,79	4,77
Danemark	11,76	0,14	0,35	0,93
Finlande	1,94	0,93	0,96	0,79
France	1,01	1,80	0,73	4,94
Royaume-Uni	0,06	0,15	18,01	0,42
Italie	3,28	2,72	0,02	0,10
Japon	0,95	2,86	0,05	1,87
Suède	2,11	2,48	3,44	0,01
États-Unis	4,67	4,94	7,39	0,16

Note : Les valeurs en gras indiquent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5%.

¹ Test d'autocorrélation des résidus de Godfrey. La statistique est asymptotiquement distribuée comme un Chi deux à un degré de liberté sous l'hypothèse nulle de non autocorrélation. La valeur critique est 3,841 au seuil de 5%.

² Test d'erreurs de spécification RESET de Ramsey. Sous l'hypothèse nulle d'absence d'erreur de spécification, la statistique est asymptotiquement distribuée comme un Chi deux à un degré de liberté. La valeur critique est 3,841 au seuil de 5%.

³ Test de normalité des résidus de Jarque-Bera. Sous l'hypothèse nulle de normalité des résidus, la statistique est asymptotiquement distribuée comme un Chi deux à deux degrés de liberté. La valeur critique est 5,991 au seuil de 5%.

⁴ Test d'homoscédasticité de Breusch-Pagan. La statistique est asymptotiquement distribuée comme un Chi deux à un degré de liberté sous l'hypothèse nulle. La valeur critique est 3,841 au seuil de 5%.

Tableau A3.4 - Test de Dickey-Fuller augmenté sur les résidus des relations de long terme

	Retard p_i	statistique	p-stat
Australie	0	-5,15	< 0,001
Autriche	0	-5,04	< 0,001
Belgique	0	-4,89	< 0,001
Canada	1	-4,27	0,002
Allemagne de l'Ouest	0	-2,84	0,072
Danemark	0	-4,49	0,001
Finlande	0	-4,61	0,001
France	0	-3,33	0,022
Royaume-Uni	1	-4,09	0,004
Italie	3	-4,63	0,001
Japon	3	-5,93	< 0,001
Suède	0	-3,85	0,006
États-Unis	0	-3,76	0,008

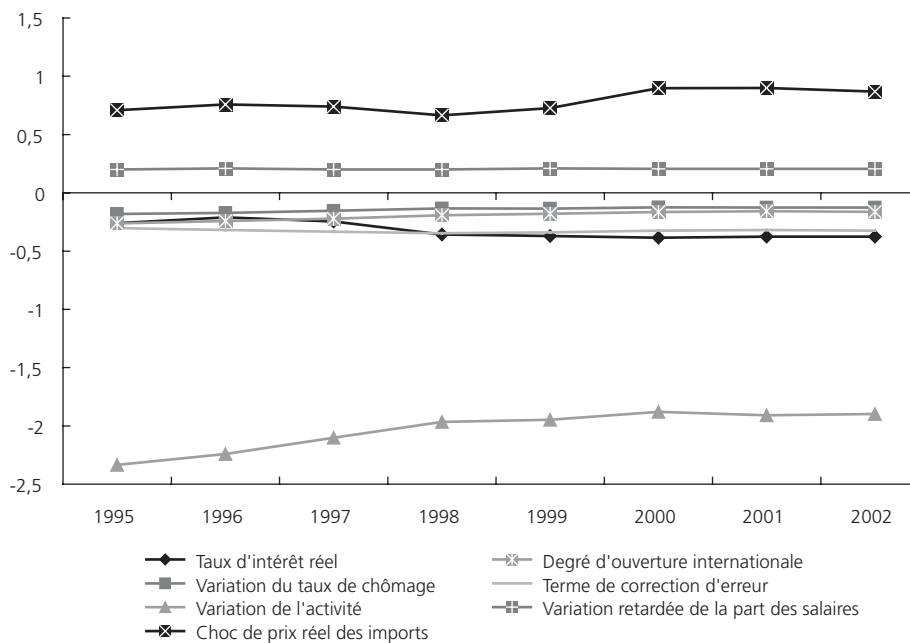
Notes : les résidus de la relation de long terme ($\hat{\varepsilon}_i$) sont définis tels que

$$\hat{\varepsilon}_i = p_{sal} \Delta i_{i,t-1} - \hat{\theta}_{11} \text{tir}_i - \hat{\theta}_{12} \text{open}_i - \hat{\theta}_{13} \Delta y_i - \hat{\theta}_{14} \Delta \text{tcho}_i - \hat{\theta}_{15} \Delta \text{pri}_{-p_i}$$

La relation estimée dans le cadre du test ADF est $\Delta \hat{\varepsilon}_i = \alpha + \rho \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + \sum_{s=1}^{(n/p)} \gamma_s \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t-s} + \mu_i$.

Le retard p_i est le retard significatif le plus éloigné, dans la limite de quatre périodes. La statistique ADF correspond au t-student associé au coefficient estimé $\hat{\rho}$. L'hypothèse nulle H_0 correspond à l'hypothèse d'existence de racine unitaire. Le rejet de l'hypothèse H_0 signifie la stationnarité de la série testée.

Graphique A3.1 - Stabilité des paramètres, estimations Pooled Mean Group



ANNEXE 4

Tableau A4.1 - Contributions aux variations de la part des salaires, 1972-2002
(Points de pourcentage)

Australie	1972-1977	1977-1982	1982-1987	1987-1992	1992-1997	1997-2002	1972-2002
Taux d'intérêt réel	0,2	-1,7	-1,0	-0,4	0,7	1,0	-1,1
Taux de chômage	1,3	1,3	1,1	-2,6	2,5	-0,4	3,3
Fluctuations de l'activité	3,7	-1,3	-2,0	2,5	-2,5	1,3	1,9
<i>Prix réel des importations</i>	0,4	-0,8	0,6	-0,1	-0,8	0,4	-0,3
Ouverture internationale	-1,2	-0,4	-1,1	-2,0	-2,0	-0,6	-7,2
Autres	-1,2	2,0	-4,7	2,5	1,4	-3,0	-3,0
Part des salaires	3,3	-0,8	-7,2	-0,1	-0,6	-1,2	-6,4
Autriche	1972-1977	1977-1982	1982-1987	1987-1992	1992-1997	1997-2002	1972-2002
Taux d'intérêt réel	-0,6	-0,5	-0,2	-0,1	-0,1	0,3	-1,1
Taux de chômage	-1,2	-1,2	0,6	0,4	0,2	0,1	-1,1
Fluctuations de l'activité	1,6	4,0	0,4	-2,3	1,0	0,6	5,3
<i>Prix réel des importations</i>	0,4	0,2	-0,4	0,0	0,4	-0,2	0,4
Ouverture internationale	-1,7	-2,7	-1,6	-2,7	-1,9	-3,8	-14,4
Autres	7,3	-1,8	-0,4	3,0	-1,8	-0,2	6,2
Part des salaires	5,9	-2,1	-1,6	-1,6	-2,2	-3,0	-4,7
Belgique	1972-1977	1977-1982	1982-1987	1987-1992	1992-1997	1997-2002	1972-2002
Taux d'intérêt réel	0,3	-1,8	-0,1	0,1	0,2	0,5	-0,9
Taux de chômage	0,2	1,3	1,4	0,3	-0,4	0,4	3,1
Fluctuations de l'activité	4,2	3,2	-3,1	-0,1	0,9	-0,6	4,6
<i>Prix réel des importations</i>	0,3	0,6	-0,9	0,0	0,5	0,0	0,6
Ouverture internationale	-1,0	-0,8	-0,9	-2,2	-1,7	-1,8	-8,4
Autres	1,6	0,0	-1,6	1,1	-1,4	2,6	2,3
Part des salaires	5,6	2,6	-5,2	-0,7	-2,1	1,1	1,4
Canada*	1972-1977	1977-1982	1982-1987	1987-1992	1992-1997	1997-2001	1972-2001
Taux d'intérêt réel	0,5	-1,0	-0,8	-0,1	0,2	0,4	-0,7
Taux de chômage	-0,6	-0,3	1,3	-1,0	0,9	0,1	0,4
Fluctuations de l'activité	2,2	5,3	-3,7	7,0	-7,8	-1,9	1,1
<i>Prix réel des importations</i>	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Ouverture internationale	0,0	-0,1	0,4	0,6	1,0	0,5	2,3
Autres	-3,3	-4,2	0,4	1,6	-0,3	-1,8	-7,6
Part des salaires	-1,2	-0,3	-2,4	8,1	-6,1	-2,6	-4,4

Tableau A4.1 - Suite

Allemagne de l'Ouest**	1972-1977	1977-1982	1982-1987	1987-1990	1972-1990		
Taux d'intérêt réel	-0,2	-0,3	0,0	-0,1	-0,6		
Taux de chômage	0,9	-0,7	2,4	0,7	3,3		
Fluctuations de l'activité	1,6	2,0	-1,9	-1,9	-0,2		
Prix réel des importations	0,8	0,4	-2,2	0,9	0,0		
Ouverture internationale	-1,6	-1,7	-1,2	-1,1	-5,6		
Autres	-0,1	0,9	-0,9	-0,3	-0,4		
Part des salaires	1,4	0,7	-3,7	-1,8	-3,5		
Danemark	1972-1977	1977-1982	1982-1987	1987-1992	1992-1997	1997-2002	1972-2002
Taux d'intérêt réel	-0,5	-1,3	0,2	0,2	0,2	0,5	-0,6
Taux de chômage	-1,9	0,6	1,5	-0,9	1,1	-0,3	0,2
Fluctuations de l'activité	5,7	2,0	-4,0	1,1	-1,1	1,7	5,3
Prix réel des importations	0,2	0,0	-0,5	0,2	0,2	-0,1	0,0
Ouverture internationale	-1,1	-1,3	-1,4	-2,2	-1,5	-2,5	-10,1
Autres	1,7	-1,0	5,0	-4,4	-1,7	1,6	1,2
Part des salaires	4,1	-1,0	0,8	-5,9	-2,9	0,9	-4,0
Finlande	1972-1977	1977-1982	1982-1987	1987-1992	1992-1997	1997-2002	1972-2002
Taux d'intérêt réel	0,4	-0,7	-0,8	-1,6	1,2	0,5	-1,1
Taux de chômage	-2,4	3,4	0,3	-3,8	4,5	-0,6	1,4
Fluctuations de l'activité	10,7	-3,0	-1,1	9,1	-9,8	2,6	8,5
Prix réel des importations	0,3	-0,2	1,1	-1,9	0,9	0,7	0,9
Ouverture internationale	-0,8	-2,2	-0,2	-1,3	-6,3	-3,8	-14,6
Autres	-4,2	-2,1	-0,3	2,0	-1,0	0,3	-5,3
Part des salaires	4,1	-4,9	-0,9	2,5	-10,6	-0,4	-10,2
France	1972-1977	1977-1982	1982-1987	1987-1992	1992-1997	1997-2002	1972-2002
Taux d'intérêt réel	0,3	-0,7	-0,7	-0,4	0,3	0,4	-0,8
Taux de chômage	-0,8	0,1	0,5	0,3	-0,1	0,6	0,6
Fluctuations de l'activité	0,5	3,4	-1,0	-1,0	3,2	-3,1	2,0
Prix réel des importations	2,3	0,5	-2,9	0,7	0,3	-0,4	0,6
Ouverture internationale	-0,8	-1,0	-0,5	-1,4	-1,7	-2,5	-8,0
Autres	3,7	2,6	-3,0	0,3	-2,5	3,8	4,9
Part des salaires	5,3	4,9	-7,6	-1,4	-0,5	-1,2	-0,6
Royaume-Uni	1972-1977	1977-1982	1982-1987	1987-1992	1992-1997	1997-2002	1972-2002
Taux d'intérêt réel	1,4	-2,3	-0,4	0,2	0,0	0,5	-0,6
Taux de chômage	-1,0	-0,9	3,0	-2,5	3,2	-1,3	0,5
Fluctuations de l'activité	1,1	1,9	-3,6	4,8	-4,7	1,1	0,6
Prix réel des importations	0,2	0,0	-0,3	0,1	-0,3	0,5	0,1
Ouverture internationale	-0,1	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,5
Autres	-0,4	-0,4	0,8	1,6	-3,7	3,9	1,8
Part des salaires	1,2	-1,7	-0,6	4,1	-5,7	4,6	1,9

Tableau A4.1 - Suite

Italie	1972-1977	1977-1982	1982-1987	1987-1992	1992-1997	1997-2002	1972-2002
Taux d'intérêt réel	1,5	-1,0	-1,2	-0,7	0,2	0,7	-0,6
Taux de chômage	0,8	0,0	0,0	0,8	-0,4	0,6	1,8
Fluctuations de l'activité	0,1	2,7	-0,2	1,8	-0,2	-0,1	4,1
<i>Prix réel des importations</i>	<i>0,3</i>	<i>-0,1</i>	<i>-0,5</i>	<i>0,1</i>	<i>0,3</i>	<i>0,1</i>	<i>0,2</i>
Ouverture internationale	-0,1	-1,3	-1,2	-2,5	-2,7	-1,3	-9,2
Autres	-0,8	-2,7	-0,3	2,9	-1,2	-0,1	-2,2
Part des salaires	1,7	-2,5	-3,5	2,5	-4,0	-0,1	-5,9
Japon	1972-1977	1977-1982	1982-1987	1987-1992	1992-1997	1997-2002	1972-2002
Taux d'intérêt réel	0,6	-1,0	-0,3	0,0	0,0	0,2	-0,5
Taux de chômage	0,3	0,4	0,1	0,5	-0,6	-0,2	0,6
Fluctuations de l'activité	7,8	1,7	1,3	-0,3	3,1	3,7	17,3
<i>Prix réel des importations</i>	<i>0,6</i>	<i>0,3</i>	<i>-0,8</i>	<i>0,2</i>	<i>0,3</i>	<i>0,0</i>	<i>0,6</i>
Ouverture internationale	-1,6	-1,6	-0,9	-1,3	-1,9	-2,2	-9,5
Autres	2,9	-0,9	-2,3	1,4	1,3	-0,5	1,9
Part des salaires	10,5	-1,1	-2,9	0,5	2,3	1,1	10,3
Suède	1972-1977	1977-1982	1982-1987	1987-1992	1992-1997	1997-2002	1972-2002
Taux d'intérêt réel	1,1	-2,1	-0,4	0,3	-0,4	0,8	-0,7
Taux de chômage	0,8	-1,9	3,0	-6,0	5,0	0,3	1,2
Fluctuations de l'activité	4,1	-1,9	-1,8	5,6	-4,8	0,5	1,7
<i>Prix réel des importations</i>	<i>0,2</i>	<i>0,6</i>	<i>-1,1</i>	<i>0,2</i>	<i>0,3</i>	<i>0,4</i>	<i>0,6</i>
Ouverture internationale	-0,5	-0,2	-0,8	-0,3	-1,8	-1,1	-4,6
Autres	-0,1	-2,8	-0,1	-0,1	-1,5	5,0	0,3
Part des salaires	5,6	-8,4	-1,2	-0,3	-3,1	5,9	-1,6
États-Unis	1972-1977	1977-1982	1982-1987	1987-1992	1992-1997	1997-2002	1972-2002
Taux d'intérêt réel	0,3	-1,0	-0,4	0,4	0,0	0,4	-0,4
Taux de chômage	-0,6	-1,2	1,9	-1,5	1,3	-1,5	-1,4
Fluctuations de l'activité	0,5	2,8	-1,9	0,9	-1,6	1,5	2,2
<i>Prix réel des importations</i>	<i>0,0</i>	<i>-0,4</i>	<i>0,1</i>	<i>-0,1</i>	<i>-0,3</i>	<i>0,0</i>	<i>-0,7</i>
Ouverture internationale	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,2
Autres	-2,7	2,2	-1,2	-1,0	-1,9	3,1	-1,5
Part des salaires	-2,4	2,4	-1,7	-1,3	-2,4	3,4	-2,0

Notes : Contributions dynamiques calculées d'après la méthode définie en dans l'annexe 5. « Autres » regroupe les contributions des résidus (composante inexpliquée) ainsi que les évolutions de la part des salaires de référence. Les résidus sont calculés à partir de l'ensemble des variables explicatives, y compris variables non significatives reportées en italique.

* 1972-2001.

** 1972-1990.

ANNEXE 5

CALCUL DES CONTRIBUTIONS DYNAMIQUES

Les contributions dynamiques sont calculées d'après la méthode exposée par Karanassou, Sala et Snower (2003). Par souci de simplicité, on suppose que la part des salaires y_t dépend de sa valeur retardée y_{t-1} et de deux variables exogènes, $x1_t$ et $x2_t$:

$$y_t = \phi y_{t-1} + \alpha x1_t + \beta x2_t$$

Compte tenu du terme autorégressif, le maintien des variables exogènes à leur niveau initial ($t=1$) s'accompagne de mouvements temporaires de la part des salaires. Cette part des salaires de référence s'écrit :

$$y_t^{REF} = \phi^t y_0 + \alpha \sum_{j=0}^{j=t-1} \phi^j x1_{t-j} + \beta \sum_{j=0}^{j=t-1} \phi^j x2_{t-j}$$

La contribution dynamique de l'ensemble des variables explicatives correspond à l'écart entre la part des salaires et sa référence :

$$y_t^{CD} = y_t - y_t^{REF} = \alpha \sum_{j=0}^{j=t-1} \phi^j (x1_{t-j} - x1_1) + \beta \sum_{j=0}^{j=t-1} \phi^j (x2_{t-j} - x2_1)$$

La contribution dynamique de chaque variable s'écrit :

$$y_t^{CD}(x1) = \alpha \sum_{j=0}^{j=t-1} \phi^j (x1_{t-j} - x1_1)$$

$$y_t^{CD}(x2) = \beta \sum_{j=0}^{j=t-1} \phi^j (x2_{t-j} - x2_1)$$

La part des salaires peut donc se décomposer telle que :

$$y_t = y_t^{REF} + y_t^{CD}(x1) + y_t^{CD}(x2)$$

Dans les tableaux retraçant les contributions dynamiques, compte tenu de l'existence de résidus d'estimation, leur contribution dynamique est agrégée avec celle de la part des salaires de référence sous l'intitulé « Autres ».

ANNEXE 6

SENSIBILITÉ À D'AUTRES DÉTERMINANTS :

RÉSULTATS D'ESTIMATION COMPLÉMENTAIRES

Tableau A6.1 - Estimations PMG

	Terme de correction d'erreur	Taux d'intérêt réel	Taux de chômage	Activité	Prix réel des importa- tions	Degré d'ouverture internationale	Part des salaires retardée	Tendance
		Niveau	Différence	Différence	Différence	Niveau	Différence	
Australie	-0,746** 0,106	-0,275** 0,051	-0,0761** 0,017	-0,462** 0,131	1,118** 0,343	0,024 0,029	0,559** 0,130	-0,002** 0,001
Autriche	-0,252** 0,065	-0,275** 0,051	-0,0761** 0,017	-2,494** 0,748	1,443 1,161	-0,496** 0,177	-0,000 0,127	0,003 0,002
Belgique	-0,287** 0,075	-0,275** 0,051	-0,0761** 0,017	-1,446** 0,423	-0,108 0,429	0,103 0,215	0,140 0,140	-0,004 0,003
Canada	-0,261** 0,079	-0,275** 0,051	-0,0761** 0,017	-2,039** 0,650	-0,002 0,007	-0,033 0,154	0,112 0,145	0,002 0,003
Allemagne de l'Ouest	-0,592** 0,118	-0,275** 0,051	-0,0761** 0,017	-0,822** 0,197	0,506* 0,263	-0,034 0,050	0,610 0,187	-0,002** 0,000
Danemark	-0,240** 0,079	-0,275** 0,051	-0,0761** 0,017	-2,714** 0,909	0,549 0,977	-0,250 0,178	-0,021 0,145	0,001 0,003
Finlande	-0,596** 0,092	-0,275** 0,051	-0,0761** 0,017	-1,114** 0,193	-0,740 0,535	-0,316** 0,052	0,135 0,107	0,000 0,001
France	-0,260** 0,048	-0,275** 0,051	-0,0761** 0,017	-2,134** 0,452	1,626* 0,772	0,066 0,078	0,088 0,119	-0,005** 0,002
Royaume-Uni	-0,561** 0,072	-0,275** 0,051	-0,0761** 0,017	-0,783** 0,192	0,618 0,351	-0,018 0,045	0,475** 0,112	0,000 0,001
Italie	-0,346** 0,086	-0,275** 0,051	-0,0761** 0,017	-1,716** 0,510	0,589 0,479	-0,280** 0,105	0,100 0,114	0,001 0,001
Japon	-0,181** 0,058	-0,275** 0,051	-0,0761** 0,017	-2,574** 0,909	1,401 1,805	-0,171 0,242	0,136 0,089	0,000 0,002
Suède	-0,434** 0,091	-0,275** 0,051	-0,0761** 0,017	-1,392** 0,402	0,130 0,608	0,069 0,101	0,429 0,144	-0,003* 0,002
États-Unis	-0,456** 0,126	-0,275** 0,051	-0,0761** 0,017	-0,599** 0,208	1,981 1,392	0,068 0,058	0,081 0,165	-0,002 0,001

* et ** renvoient respectivement à des seuils de significativité de 1 et 5 pour cent ; variable dépendante, part des salaires dans la valeur ajoutée. Estimations sur la période 1970-2002.

Tableau A6.2 - Qualité d'ajustement

	Spécification de référence	Tendance déterministe et degré d'ouverture internationale	Tendance déterministe
Australie	0,52	0,65	0,66
Autriche	0,51	0,52	0,29
Belgique	0,38	0,23	0,25
Canada	0,60	0,58	0,60
Allemagne de l'Ouest	0,62	0,65	0,65
Danemark	0,51	0,36	0,33
Finlande	0,73	0,59	0,33
France	0,57	0,59	0,60
Royaume-Uni	0,71	0,64	0,68
Italie	0,50	0,48	0,35
Japon	0,68	0,6	0,61
Suède	0,59	0,44	0,48
États-Unis	0,23	0,20	0,20

RÉFÉRENCES

- Askénazy P., 2003. Partage de la valeur ajoutée et rentabilité du capital en France et aux États-Unis : une réévaluation, *Economie et Statistique* 363-364-365, 167-189.
- Baghli, M., Cette, G., Sylvain, A., 2003. Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés : analyse empirique sur la période 1970-2000, *Economie et Prévision*, 158, 1-27.
- Bentolila, S., Saint-Paul, G., 2003. Explaining movements in the labor share, *Contributions to Macroeconomics* 3(1).
- Fehn, R., Berthold, N., Thode, E., 2002. Falling labor share and rising unemployment: Long-run consequences of institutional shocks?, *German Economic Review* 3, 431-459.
- Blanchard, O., 1997. The medium run, *Brooking Papers on Economic Activity* 2, 89-158.
- Blanchard, O., Giavazzi, F., 2003. The macroeconomic effects of regulation and deregulation in goods and labor markets, *Quarterly Journal of Economics* 118-3, août, 879-909.
- Caballero, R., Hammour, M.L., 1998. Jobless growth : Appropriability, factor substitution and unemployment, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 48, juin, 51-94.
- Cette, G., Mahfouz, S., 1996. Le partage primaire du revenu : un constat descriptif sur longue période, *Economie et Statistique* 296-297, 165-189.
- Cotis, J.P., Rignols, E., 1998. Le partage de la valeur ajoutée : quelques enseignements tirés du « paradoxe franco-américain », *Revue de l'OFCE* 65, 291-344.
- De Serres, A., Pelgrin, F., 2003. La baisse des taux d'épargne privée durant les années quatre-vingt-dix dans les pays de l'OCDE : contribution des déterminants autres que la richesse, *Revue économique de l'OCDE* 36.
- De Serres, A., Scarpetta, S., de La Maisonnette, C., 2002. Sectoral shifts in Europe and the United States: How they affect aggregate labour shares and the properties of wage equations, Document de Travail du Département des Affaires Économiques, OCDE, n°326.
- Ellis, L., Smith, K., 2007. The global upward trend in the profit share, BIS Working Papers 231, Bank for International Settlements.
- Giammarioli, N., Messina, J., Steinberger, T., Strozzi, C., 2002. European labor share dynamics: An institutional perspective, European University Institute Working Paper ECO 2002/13.
- Guscina, A., 2006. Effects of globalization on labor's share in national income, IMF Working Paper 294, décembre.
- Hornstein, A., Krusel, P., Violante, G.L., 2002. Vintage capital as an origin of inequalities, Proceedings, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Hurlin, C., Mignon, V., 2005. Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel, *Économie et Prévision* 169-171, 253-294.

Kaldor, N., 1961. Capital accumulation and economic growth, in Lutz, F. & Hague, D.C., *The Theory of Capital*, 177-222.

Karanassou, M., Sala, H., Snower, D.J., 2003. Unemployment in the European Union : Institutions, prices and growth, Working Papers 493, Queen Mary, University of London, Department of Economics.

Nickell, S., Nunziata, L., Ochel, W., 2005. Unemployment in the OECD since the 1960s. What do we know?, *The Economic Journal* 115, 1-27, janvier.

Nordhaus, W., 1997. Commentaires sur Blanchard, O., The medium run, *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 89-158.

Ortega, D., Rodriguez, F., 2002. Openness and factor shares, Office of Economic and Financial Advisors (OAEF), National Assembly, Venezuela, octobre.

Pesaran, H., Shin, Y., Smith, R.P., 1999. Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels, *Journal of the American Statistical Association* 94(446), juin, 621-34.

Pesaran, H., Shin, Y., Smith, R. P., 1999b. Bounds testing approaches to the analysis of long run relationships, mimeo.

Pesaran, H., Smith, R.P., 1995. Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels, *Journal of Econometrics* 68(1), 79-113, juillet.

Prigent, C., 1999. La part des salaires dans la valeur ajoutée en France : une approche macroéconomique, *Économie et Statistique* 323, mars, 73-94.

Rodrik, D., 1997. *Has Globalization Gone Too Far?* Washington, DC : Institute for International Economics.

Sylvain, A., 2007. Partage de la valeur ajoutée dans les pays industrialisés. De nouvelles estimations, *Revue de l'OFCE* 100, 201-234.

Timbeau, X., 2003. Partage de la valeur ajoutée : de l'importance d'être précis, commentaire sur Askénazy, P., *Économie et Statistique* 364-365-366, 187-189.

Torrini, R., 2005. Profit share and returns on capital stock in Italy: The role of privatisations behind the rise of the 1990s, CEP Discussion Paper 671, janvier.