

SESSION 4
ÉVOLUTION ET RÉPARTITION DE LA VALEUR AJOUTÉE
ET DES REVENUS PRIMAIRES

VERS UNE THÉORIE DU PARTAGE DE LA VALEUR AJOUTÉE

Philippe ASKÉNAZY¹
Paris Sciences Économiques, CEPREMAP, IZA

Résumé

Cette note propose une synthèse des connaissances théoriques et empiriques sur le partage primaire des revenus. Les économistes sont loins de disposer d'une théorie robuste compatible avec des faits stylisés remarquables. Des pistes de recherche sont proposées.

Le partage de la valeur ajoutée entre le capital et le travail est au coeur de polémiques récurrentes depuis maintenant 20 ans en France. La baisse de la part du travail au milieu des années 1980 donne lieu à 2 interprétations bien différentes. D'un côté, ce ne serait qu'un retour à la « normale » historique et internationale n'appelant pas d'intervention particulière. D'un autre côté, elle traduirait une déformation durable qui soulignerait soit un déséquilibre pouvant appeler un rééquilibrage en faveur du travail et de la demande (Timbeau, 2002) soit un dysfonctionnement des institutions, notamment de la régulation du marché du travail (Blanchard, 2005). La question du partage n'est pas cantonnée à la France, l'effritement de la part du travail aux États-Unis soulève également la question d'une relance de la dynamique salariale au sein même de l'administration Bush.

Le partage est également surveillé par les macroéconomistes ou les banques centrales. Ses évolutions sont des déterminants au moins de court terme non seulement du niveau de la demande mais aussi, à travers le taux de marge, de la rentabilité des entreprises, donc potentiellement du niveau d'endettement et d'investissement des entreprises et donc de la croissance.

L'ensemble de ces débats ou analyses s'appuie implicitement ou explicitement sur l'idée qu'il existerait une « norme », ou « bon » partage, un partage « naturel », reflétant un équilibre du conflit capital/travail. Ce dernier peut être celui prévalant à une certaine période donnée ou encore celui d'un pays référence ou de la moyenne de l'OCDE. De fait, les approches non purement descriptives reposent sur des a priori, ce qui les expose de fait à des biais idéologiques. Pour objectiver l'analyse du partage, il faudrait non seulement s'entendre sur une définition du concept, cerner ses propriétés empiriques mais aussi disposer d'une théorie robuste.

L'objectif de cette note est de synthétiser les principales connaissances empiriques comme théoriques autour du partage de la valeur ajoutée. Le corpus théorique demeure maigre mais plusieurs voies de recherche pourraient se révéler prometteuses. Une première section discute rapidement la définition du partage et tente de cerner les propriétés des séries temporelles de la part du travail ou du taux de marge. Une deuxième présente les principales théories. Une dernière s'interroge sur quelques pistes de recherche.

1 Définition et propriétés

Au premier abord, le partage de la valeur ajoutée ou le partage primaire du revenu semble une notion simple. Pour un euro de richesse créé, les travailleurs reçoivent α de rémunération et le restant $1 - \alpha$ revient aux « capitalistes » :

$$\alpha = \text{Part du travail} = \frac{\text{rémunération du travail}}{\text{valeur ajoutée}}$$

¹ Je tiens à remercier les participants au 11^{ème} colloque de l'ACN pour leurs remarques.
philippe.askenazy@ens.fr

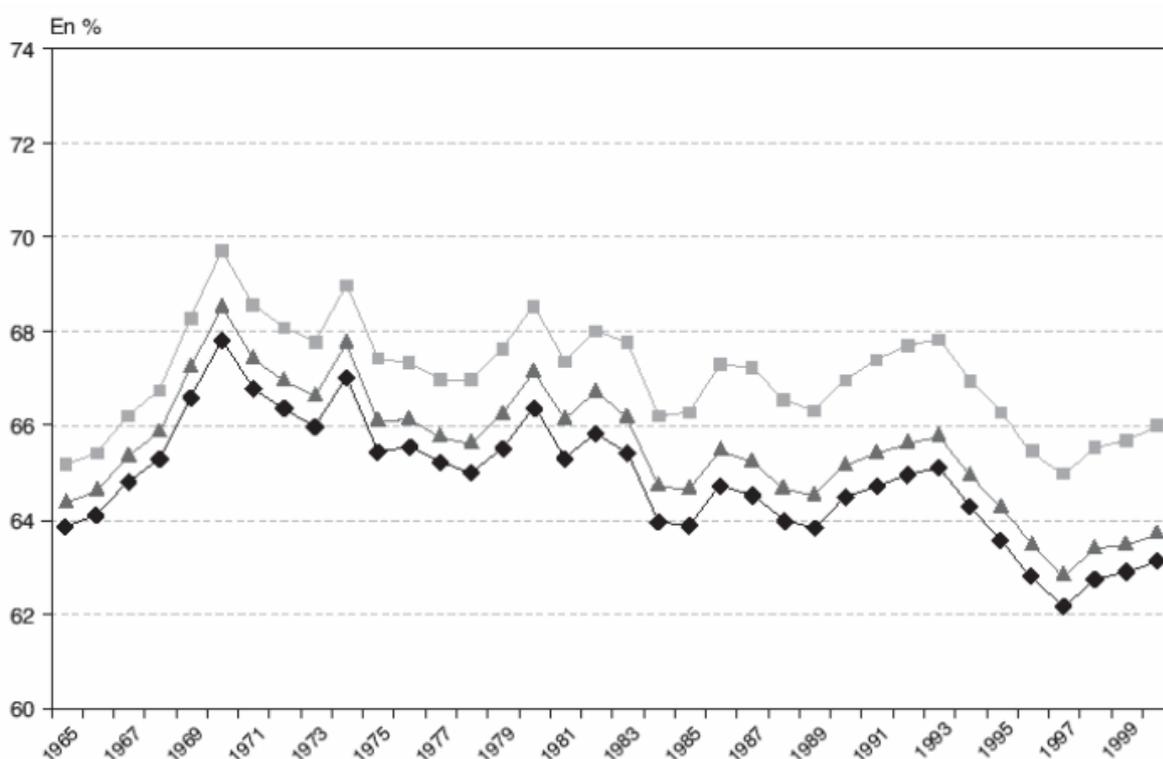
Néanmoins, ni le numérateur - rémunération - ni le dénominateur - valeur ajoutée - ne sont universellement définis.

1.1 La valeur ajoutée

Même si on retient la valeur ajoutée aux prix des facteurs, cette dernière est particulièrement difficile à mesurer dans des pans entiers des services. Les sociétés financières posent un problème bien connu des comptables nationaux. Elles tirent une partie importante des services financiers non directement facturés au client, notamment à travers le différentiel entre leurs taux de crédit et les taux directeurs.

En base française 80 ou 95, le choix des comptables nationaux avaient été d'exclure du dénominateur les Services Financiers Indirectement Mesurés. En nouvelle base les SIFIM finaux sont désormais intégrés dans la valeur ajoutée².

Un tel changement de convention peut avoir des conséquences importantes. Par exemple sur les États-Unis, une convention base 95 française donne un niveau de la part du travail restant dans une bande restreinte alors qu'une convention nouvelle base rend compte d'un effritement depuis 20 ans.



Graphique 1 : part du travail dans la valeur ajoutée aux États-Unis pour différentes approches des SIFIM (Source : Askenazy, 2003).

Carrés : hors SIFIM (équivalent de la base 95 française). Triangles : avec SIFIM finaux (équivalent de la nouvelle base française). Losanges : avec SIFIM finaux et intermédiaires.

Pour s'affranchir de ces difficultés, une solution souvent retenue est de ne considérer que les sociétés non financières. L'écueil est que la frontière financière versus non financière est de plus en plus insaisissable. Prenons une chaîne d'hypermarchés qui dispose d'une filiale bancaire. La plus grande part du placement des produits (crédits, cartes etc. ...) est réalisée en magasin par des salariés des hypermarchés et non de la filiale. Exclure du champ la filiale implique alors une sous-estimation de la valeur ajoutée produite en magasin.

Plus globalement, de nombreuses questions de champ ne sont pas résolues : doit-on inclure les associations à but non lucratif, les sociétés nationalisées, les hôpitaux privés participant au service public de la santé et inversement les hôpitaux publics avec activité commerciale, etc. ?

² La convention de la nouvelle base apparaît comme la plus cohérente économiquement (voir Askenazy(2003) pour une discussion)

1.2 La rémunération du facteur du travail

Côté numérateur, 2 questions majeures se posent. D'une part comment définir le partage pour les entrepreneurs individuels ? Ici aussi, leur exclusion n'est pas tenable, le fait d'être indépendant ou salarié étant une décision souvent exogène à la question du partage, par exemple liée à la fiscalité ou aux complexités administratives relatives. Ainsi la proportion des effectifs non salariés a été divisée par 2 en France ou en Allemagne depuis 1970, notamment avec le recul de l'agriculture, mais a pratiquement doublé en Grande-Bretagne. Aucune approche — par exemple, supposer un partage a priori fixe 2/3, 1/3 (Krueger, 1999) ou avec une clef complexe peu robuste (Canry, 2006), donner un salaire fictif estimé à partir de celui des salariés intervenant dans le même secteur (Askenazy, 2003) — n'est satisfaisante. Seule une enquête spécifique et longitudinale auprès de ces entrepreneurs permettrait d'obtenir une approximation plus convaincante.

D'autre part, les cotisations sociales doivent-elles être intégrées à la rémunération du travail ? La plupart des auteurs les considèrent comme une rémunération indirecte ou différée, la prise en charge d'une assurance que les salariés auraient sinon à payer ou de frais potentiels à engager en cas de sinistres. Mais comment considérer les allègements de charges sociales ou la mise en place d'une TVA sociale, qui substituerait massivement un impôt aux cotisations ?

1.3 Des propriétés remarquables

L'incertitude sur le calcul même du partage jette des doutes sur l'analyse des données notamment des séries temporelles. La stationnarité ou non des séries de partage est un élément empirique essentiel. Si elles sont stationnaires, on ne peut rechercher des déterminants non-stationnaires de court terme comme l'évolution des taux d'intérêt ou les prix du pétrole.

Sur la France, l'Italie ou l'Allemagne les séries sont clairement non stationnaires. Pour le Royaume-Uni ou les États-Unis, on trouve, avec malheureusement peu d'observations, une stationnarité (Baghli et al., 2003). Mais, une modification acceptable des conventions peut donner une série non stationnaire pour les États-Unis sur les 30 dernières années (Ashkenazi, 2003). Rappelons qu'avec des données portant sur la période 1929 à 1954, Solow (1958) aboutissait à une conclusion similaire.

Le partage de la valeur ajoutée possède cependant des propriétés de moyen et long terme remarquables. La première est, depuis que l'on dispose de séries de comptabilité nationale, une constance remarquable dans les pays industrialisés (si on exclut le Japon qui avait en 1970 encore 55 % des travailleurs non salariés). Le taux de marge en France comme aux États-Unis est globalement en 2000 égal à sa valeur du début du siècle dernier. Pour le Royaume-Uni, la constance a été observée dès 1900 pour une période débutant en 1860 par Sir Arthur Bowley dans son ouvrage *Wages and Income in the United Kingdom since 1860*, donnant ainsi naissance à cette "loi fondamentale" de la macroéconomie.

Ce résultat est surprenant alors que nos économies ont connu des bouleversements avec la réduction drastique du poids de l'agriculture, le passage d'une économie industrielle à une économie de service, la décolonisation ou une révolution industrielle avec les technologies de l'information. En outre le partage 1/3, 2/3 semble quasi-universel d'un pays à un autre à une date donnée, alors que les structures économiques sont fort différentes et que l'on constate d'un secteur à un autre des taux de marges allant de 10 à 70 %.

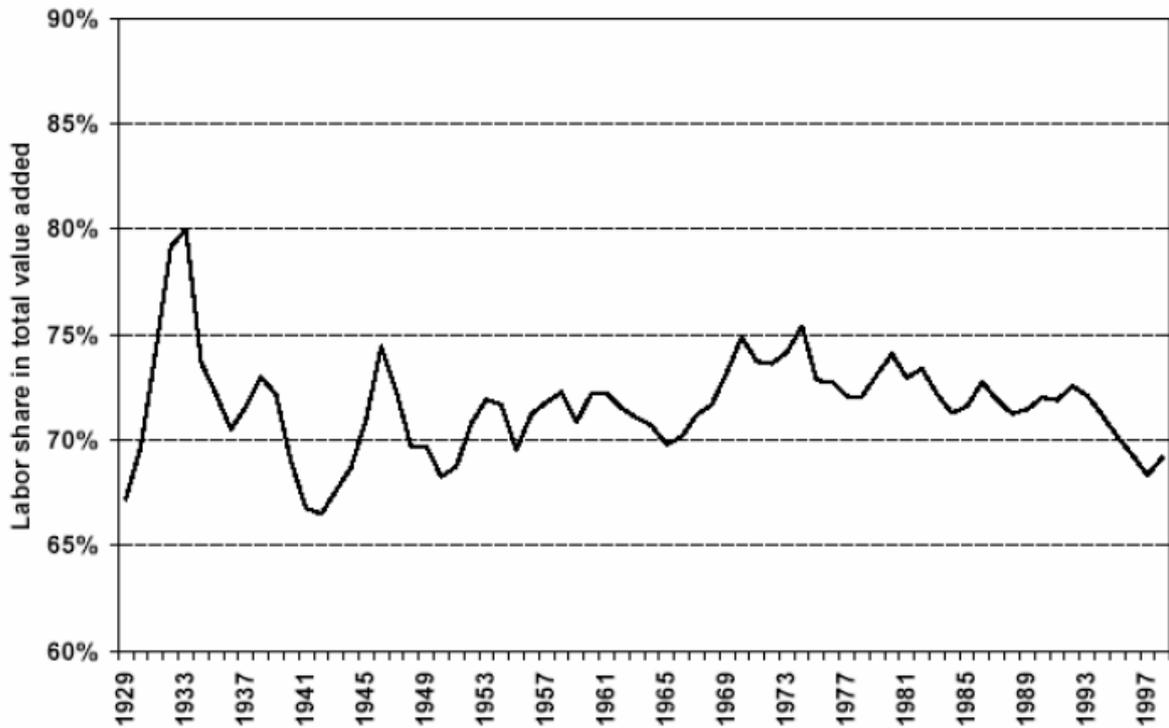
De fait, en travaillant sur données sectorielles assez détaillées (à partir du niveau 15 ou 30), on obtient que l'évolution des poids relatifs des secteurs dans l'économie n'influence pas le partage. Formellement, si $\beta_{i,t}$ est le poids du secteur i dans la valeur ajoutée à la date t , et $m_{i,t}$ est le taux de marge de ce secteur à la même date, alors pour $u > t$:

$$\text{taux de marge observé} = \sum_{i \in I} \beta_u^i m_u^i \simeq \sum_{i \in I} \beta_t^i m_u^i = \text{taux de marge à poids constants}$$

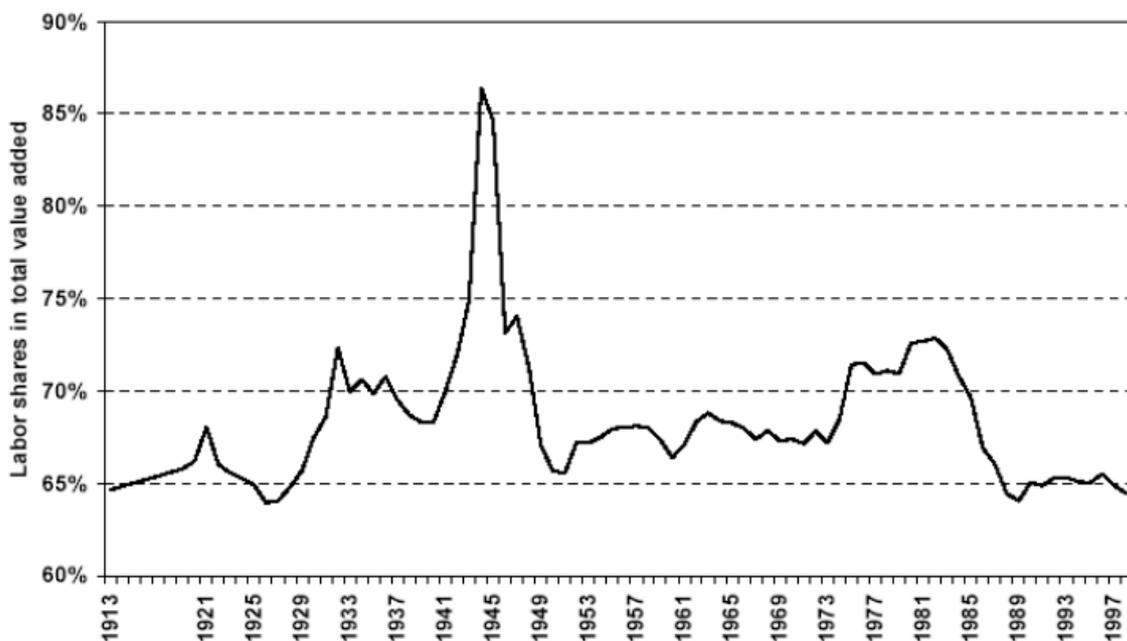
Le phénomène a, là aussi, été constaté en 1958 par Solow, ou dès 1938 sur données américaines et britanniques (Kalecki, 1938). Lorsque la part du travail monte, elle monte dans la plupart des secteurs ; ce ne sont pas les secteurs à forte part du travail qui croissent. Lorsqu'elle est plate alors que le poids d'un secteur à forte part pour le travail s'accroît, le poids d'un autre secteur à forte part travail diminue ou un secteur à forte part capital se développe.

Cette mystérieuse propriété d'agrégation - composition que confirme les données récentes (par ex. sur les U.S., Young, 2005) et que l'on retrouve sur les séries françaises (calculs personnels non publiés) n'a donné lieu à

pratiquement aucune analyse théorique. En revanche, la constance sur longue période est considérée comme une des “constantes fondamentales” de la macroéconomie et est interprétée théoriquement.



Graphique 2 : Part du travail dans la valeur ajoutée aux Etats-Unis (source : Piketty et Saez)



Graphique 2 bis : Part du travail dans la valeur ajoutée en France (source : Piketty)

2 Des théories insuffisantes

On peut distinguer 2 types d'approches : la première rendant compte d'un partage de long terme et la seconde cherchant les déterminations des fluctuations de court terme.

2.1 Modèle de long terme simple

2.1.1 La Cobb-Douglas

En l'absence de rigidités sur les marchés des biens et du travail, une fonction de production avec une élasticité de substitution unitaire donne une part constante à chacun des facteurs. Une Cobb-Douglas homogène de degré 1

$$Y_t = A_t L_t^\alpha K_t^{1-\alpha} \quad (1)$$

où K_t est le stock de capital, L_t le travail et Y_t la valeur ajoutée, induit ainsi, chaque facteur étant rémunéré à sa productivité marginale w et r , des parts pour le travail et le capital :

$$Lw = \alpha Y \quad (2)$$

$$rK = (1 - \alpha)Y \quad (3)$$

La "théorie" Cobb-Douglas est appuyée par les centaines d'estimations de fonctions agrégées de production en série temporelle ou bien en panel qui trouvent une valeur de α proche de 0,6, cohérente avec un partage "universel" 2/3, 1/3.

Une des principales critiques de ce modèle est le fait que la plupart des estimations de l'élasticité de substitution capital/travail donnent des valeurs significativement en-dessous de l'unité entre 0,3 et 0,8 (Hamermesh, 1993 ; Krussell et al., 2000).

2.1.2 Progrès technique neutre au sens de Harrod

Cette critique peut être levée en prenant une fonction de production F quelconque

$$Y_t = F(M_t K_t, N_t L_t), \quad (4)$$

où M_t est le progrès augmentant l'efficacité du capital et N_t le progrès technologique ou d'accumulation du capital humain améliorant l'efficacité du travail.

Si le progrès technologique est purement "labor-augmenting"³ c'est-à-dire n'affecte pas M_t et que le ratio capital sur valeur ajoutée est constant alors le partage demeurera constant. Seuls des chocs sur le ratio capital/valeur ajoutée ou un progrès technologique biaisé dû par exemple aux dysfonctionnements du marché du travail (Blanchard, 2005), peuvent modifier le partage capital/travail. Des estimations empiriques confirment ce lien (Bentolila et Saint-Paul, 2003). Mais dans le cadre des modèles de croissance exogène ou endogène classique, une trajectoire équilibrée⁴ de croissance commande des croissances au même taux de la valeur ajoutée et du stock de capital, ce qui assure une constance du partage.

³ Si le travail est hétérogène - qualifiés/non qualifiés par exemple, la propriété demeure même si le progrès technologique affecte différemment les 2 types de travail (Bentolila et Saint-Paul, 2003).

⁴ On peut obtenir un partage constant également lorsque le taux de croissance est asymptotiquement nul (Drandakis et al., 1966).

La critique est là évidente : pourquoi le progrès technologique n'améliorerait que les performances du travail ? Par exemple, pourquoi les progrès rapides des TIC ne seraient-ils pas incorporés ?

2.2 Progrès technologique induit

La nature du progrès technologique a donné lieu à une dynamique littéraire théorique dans les années 1960 (par exemple, Drandakis et Phelps (1966) ou Samuelson (1965)). L'idée de ces modèles est de considérer que les choix technologiques des entreprises sont dirigés par les déformations de leur structure de coûts. Or à niveau technologique fixe, le capital s'accumule et le coût du travail tend à augmenter (revendications sociales, etc. ..). Avec une élasticité de substitution inférieure à 1, cette mécanique induit une augmentation du poids du travail dans les coûts. Cela pousse les entreprises à adopter des technologies économes en travail, donc labor-augmenting.

Cette approche est relativement tautologique. Pour assurer un partage constant des coûts, donc de la valeur ajoutée, les entreprises choisissent des technologies qui induisent un partage constant.

Presque 40 ans plus tard, Acemoglu (2003) relance cette idée en l'introduisant dans un modèle de croissance endogène générique où les entreprises de R&D orientent la recherche vers le capital ou vers le travail.

L'unique asymétrie entre le travail et le capital est le fait que le capital, contrairement au travail, s'accumule. Des calculs lourds mais élémentaires permettent de montrer qu'une trajectoire de croissance stable, du fait de cette asymétrie, ne peut exister que si le progrès incorporé au capital n'est que transitoire. Acemoglu (2003) contient un autre résultat intéressant que nous verrons dans la section 2.3. Mais ce modèle souffre d'un handicap important. Une trajectoire stable n'existe que s'il n'existe pas d'externalité positive entre la recherche "labor-augmenting" et la recherche "capital-augmenting". Si une externalité positive existait, de gros progrès côté travail rendraient rentable une R&D côté équipement.

Cette limite importante au modèle ne signifie pas que cette voie de recherche est à abandonner. Il faudrait construire une théorie s'affranchissant de cette hypothèque.

Il demeure que l'ensemble de ces modèles de technologie induit un partage constant avec une élasticité de substitution capital-travail inférieure à l'unité... mais constante. Il convient alors de justifier cette propriété.

2.3 Les déterminants de court terme du partage

Une littérature fournie et convergente, théorique comme empirique, a analysé les déterminants des fluctuations de court terme voire de moyen terme du partage primaire.

Le modèle canonique pose une fonction de production CES avec élasticité de substitution inférieure à l'unité auquel se rajoute de nombreux ingrédients. Prigent (1999) ou Bentolila-Saint-Paul (2003) en recensent les plus classiques :

- le taux de marge est croissant avec le coût du capital, l'élasticité de substitution entre capital et travail étant inférieure à 1. Ce coût lui-même est décroissant en l'inflation anticipée et croissant en les taux d'intérêt.
- Lorsque la combinaison productive incorpore les consommations intermédiaires ou, plus particulièrement, l'énergie comme facteur de production, alors la frontière de prix des facteurs relie le coût du capital, le coût du travail et le prix de ce troisième facteur supposé exogène (par exemple parce que le prix de ce troisième facteur est largement influencé par un prix étranger). Le niveau d'équilibre du taux de marge dépend alors de l'hypothèse de substituabilité retenue entre ce troisième facteur et les deux autres. Dans le cas d'une élasticité de substitution non-unitaire avec au moins un des deux autres facteurs, le prix relatif de ce troisième facteur influence le taux de marge d'équilibre.
- Dans un cadre de concurrence monopolistique, où les entreprises disposent d'un pouvoir de marché leur permettant de rémunérer les facteurs de production en-dessous de leur productivité marginale à l'équilibre, le taux de mark-up (indicateur du pouvoir de marché des entreprises) devient un déterminant du partage. Si le mark-up est par exemple contracyclique, alors la part des salaires tend à être pro-cyclique.

- Le coin social, i.e. les prélèvements sociaux expliquant l'écart entre le coût du travail et le salaire net, peut également intervenir si la taxation du facteur travail est considérée par les travailleurs comme un prélèvement au lieu d'un revenu différé, une prime d'assurance.

- Si la technologie est putty-clay et la durée de vie des équipements de longue durée, le délai d'ajustement du capital à un choc induit des déformations transitoires du partage.

- La flexibilité des salaires peut être également très progressive, en particulier si les salaires sont indexés sur les prix à la consommation. Cet argument est l'une des principales raisons évoquées pour expliquer la hausse puis la baisse de la part du travail consécutives aux deux chocs pétroliers constatés en France (Artus et Cohen, 1997).

- Dernier facteur, le pouvoir de négociation des salariés ou des syndicats. Plus le pouvoir est important, plus les rentes sont accaparées par les travailleurs, notamment les insiders (Layard et al., 1991). Cette idée n'est guère différente de celle du conflit capital/travail. Une phase de désyndicalisation peut ainsi induire une chute de la part du travail dans la valeur ajoutée.

L'ensemble de ces liens ont été testés sur séries temporelles, du moins pour des pays comme la France ou l'Allemagne où le partage est clairement non stationnaire. Au total, on a les résultats suivants. Globalement les prédictions théoriques se vérifient (voir par exemple Baghli et al., 2003). Au total, on a les résultats suivants :

Tableau 3: Déterminants de court terme du taux de marge

	Théoriques avec une élasticité capital/travail < 1	Empiriques
Taux d'intérêt	+	+
Inflation	-	-
Prix relatif de l'énergie	nd	+
Coin social	+	+
Pouvoir de marché des entreprises	-	0
Pouvoir de négociation des syndicats	+	+

Lecture : + (resp. -) signifie un lien théorique positif (resp. négatif) ou une corrélation empirique positive (pas nécessairement significative)

L'approche dynamique d'Acemoglu (2003) permet de compléter cette littérature. En particulier, il montre que des politiques influençant exogènement le coût relatif du capital ou du travail ne peuvent avoir d'effet de long terme sur le partage. Par exemple si le coût du capital augmente, alors l'effort de recherche se déplace vers des technologies économes en capital. Globalement plus une économie est technologiquement réactive, moins les principaux déterminants de court terme ont d'influence. Cette prédiction n'a, à ma connaissance, jamais été testée. Elle permettrait pourtant d'expliquer la plus grande stabilité du partage chez un champion de la R&D et de la réactivité comme le Royaume Uni.

3 Des pistes de recherche

La faiblesse du corpus théorique suggère de s'attaquer à des pistes de recherche alternatives. En particulier, cette section propose quelques approches qui pourraient mériter d'être explorées.

3.1 Une croyance auto-réalisatrice

Si le modèle de court-terme du partage capture des mécaniques réelles, de fait, les acteurs économiques, et en particulier les banquiers centraux, ont capacité à influencer le partage de la valeur ajoutée. De même, les individus peuvent se mobiliser. Or il existe une croyance forte, même hors du milieu des économistes, dans l'existence qu'un bon équilibre du partage de la valeur ajoutée est l'équilibre historique. En gros, la constante macroéconomique se doit d'être respectée sous peine de défavoriser l'investissement ou bien de plomber la demande. Dans ce cadre, les décisions des banquiers centraux ou des gouvernements seraient de rétablir le partage en cas de déviation du 1/3, 2/3 et cela sans véritable connection avec les fondamentaux économiques.

Une telle a-théorie pourrait être testée sur séries temporelles. Par exemple, les modifications des taux d'intérêt sont-elles liées à des déformations *ex-ante* du partage, induisant un retour *ex-post* à la constante de Bowley ?

3.2 Conflit capital/travail endogène

Le rapport de force entre les employeurs et les salariés est un des déterminants du partage primaire du revenu. Une hausse du pouvoir de négociation des salariés est porteur d'une baisse du taux de marge. Or le pouvoir de négociation est endogène au choix d'engagement des salariés, notamment leur adhésion syndicale ou leur participation à des conflits. Si on considère que ce degré d'engagement dépend positivement du degré d'« équité » ressenti dans le partage de la valeur ajoutée, alors l'endogénéisation du pouvoir de négociation offre un modèle de retour à l'« équilibre » du partage.

Ainsi, une déformation en faveur du capital entraînerait une forte mobilisation des salariés pour retrouver une rente à sa valeur initiale. Et inversement. Un tel modèle pourrait ainsi rendre compte à la fois de l'effondrement de la syndicalisation en France dans les années 1980 et la baisse de la part du travail et son retour à des valeurs proches de celles des années 1960 : les déséquilibres notamment macro des années 1970 auraient impliqué une hausse de la part du travail qui elle-même aurait entraîné un désengagement de salariés conscients de récupérer une part importante des rentes. Le conflit capital/travail serait ainsi endogènement constant, au sens impliquant une constance du partage. Là aussi, un travail sur séries temporelles de partage et de syndicalisation ou de conflits du travail pourrait valider ou infirmer cette hypothèse.

3.3 Des modèles « physiques »⁵

La constante 1/3 ne se rencontre pas qu'en économie. Les physiciens et les mathématiciens l'ont mise en évidence pour les surfaces solides en croissance.

Considérons une surface sur laquelle se déposent des atomes ou des molécules semblables. Les dépôts suivent un processus stochastique. Ils sont asymptotiquement indépendants. Progressivement se créent à la surface des sommets et des vallées (voir illustration 4).

La morphologie de ces surfaces présente des propriétés d'échelle remarquables. En particulier si k est le nombre de particules déposées, les expériences comme les travaux théoriques montrent, et cela pour tous les matériaux et pour tous les processus de dépôt aléatoire, que la hauteur moyenne des sommets par rapport au fond de vallée h est proportionnelle à

$$k^\alpha \text{ avec } \frac{1}{4} \leq \alpha \leq 1/3$$

et la distance entre 2 sommets d est proportionnelle à

$$k^\beta \text{ avec } \frac{1}{3} \leq \beta \leq 1/2.$$

En particulier, si les pentes des montagnes demeurent constante i.e. h/d constant alors $\beta = \alpha = 1/3$... Si on imagine que le processus d'accumulation du capital est fondamentalement stochastique, asymptotiquement indépendant et qu'une « montagne de capital » constitue une entreprise ou une activité économique, on obtiendrait une fonction de production agrégée Cobb-Douglas avec coefficient 1/3 pour le capital. La propriété d'agrégation/composition serait également vérifiée. Evidemment cette analogie demande un important travail d'approfondissement pour être étayée, mais ouvre une perspective aussi étonnante que les propriétés du partage.

⁵ Cette section est issue de réflexions menées avec Thierry Bodineau (CNRS, Universités Paris 6-7).

Au total, tant sur le plan théorique qu'empirique, le partage de la valeur ajoutée est loin d'avoir révélé ses mystères, ce qui commande une poursuite des recherches dans le domaine.

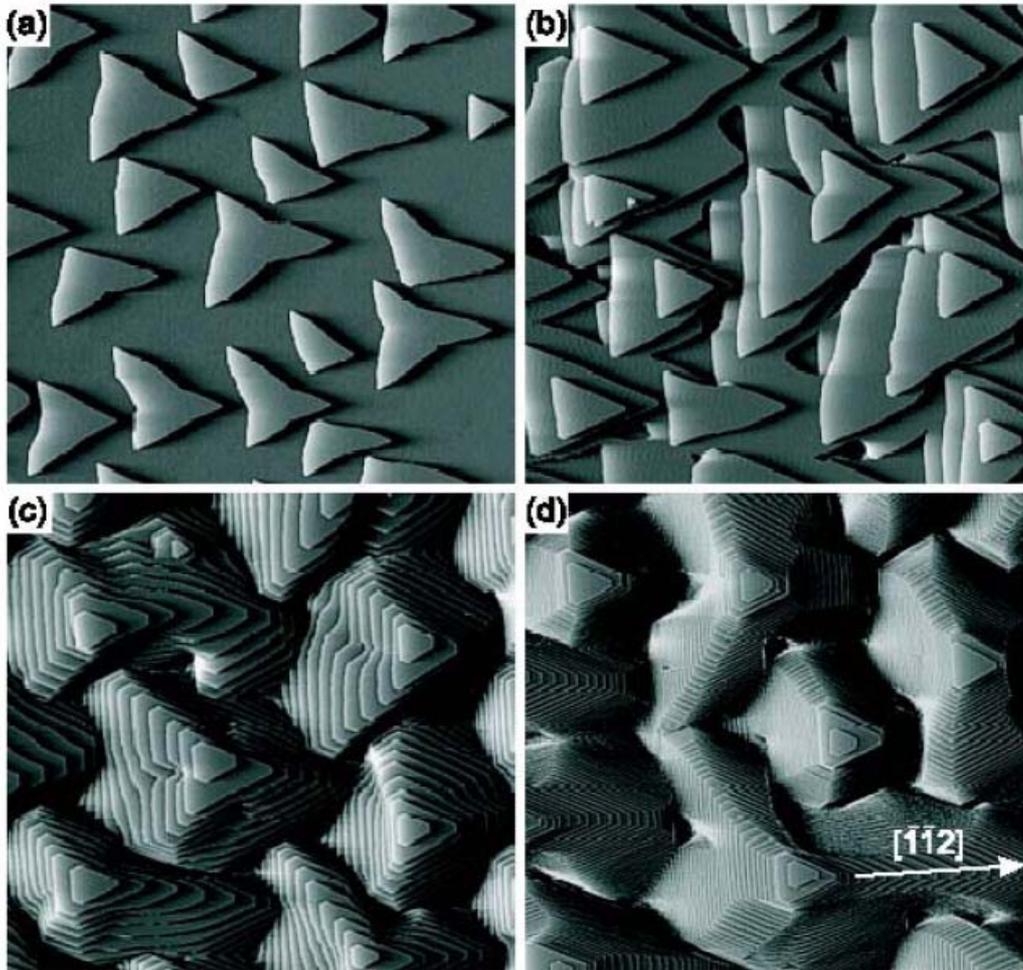


Illustration 4. Dépôts d'atomes de platine à 440 K sur une surface, observés au microscope à tunnel. a). 0.35 monocouche (MC), b) 3 MC, c) 12 MC, d) 90 MC.

Bibliographie

Acemoglu, D., 2003, "Labor and Capital Augmenting Technical Change", *Journal of the European Economic Association*, vol. 1 (1), pp 1-37.

Artus P., D. Cohen, 1997, *Partage de la valeur ajoutée*, Rapport du CAE N°2., Paris : la documentation Française.

Askenazy, P., 2003, "Partage de la valeur ajoutée et rentabilité du capital : une réévaluation", *Economie et Statistique*, n° 363-364-365, pp 167-189.

Baghli, M., G. Cette, A. Sylvain, 2003, "Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays", *Economie et Prévision*, n° 158, pp 1-25.

Canry N., "La part salariale dans le PIB en France : comment corriger au mieux le phénomène de la salarisation croissante de l'emploi", *Communication dans ce colloque*.

Bentolila, S., G. Saint-Paul, 2003, "Explaining Movement in the Labor Share", *Contributions to Macroeconomics*, vol. 3 (1).

Blanchard, O., 2005, "European Unemployment: the Evolution of Facts and Ideas", NBER WP n° 11750, nov.

Drandakis, E., E. Phelps, 1966, "A Model of Induced Invention, Growth and Distribution", *The Economic Journal*, vol. 76 (304), pp 823-840.

Hamermesh, D., 1993, *Labor Demand*, Princeton UP : Princeton

Kalecki, M., 1938, "The Determinants of Distribution of the National Income", *Econometrica*, vol. 6 (2), pp 97-112.

Krueger A., 1999. "Measuring Labor's Share", NBER *Working Papers* 7006

Krussell, P., L. Ohanian, V. Rios-Rull, G. Violante, 2000, "Capital Skill Complementary and Inequality", *Econometrica*, vol. 68, pp 223-274.

Layard R., S. Nickell R. Jackman, 1991, *Unemployment. Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press : Oxford.

Prigent C., 1999, "La part des salaires dans la valeur ajoutée en France : une approche macroéconomique", *Economie et Statistiques*, n° 323, pp 73-94.

Samuelson, P., 1965, "A theory of Induced Innovation along Kennedy-Weisacker Lines", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 47 (4), pp 343-356.

Solow, R., 1958, "A skeptical Note on the Constancy of Relative Shares", *American Economic Review*, vol. 48 (4), pp 618-631.

Timbeau X., 2002, "Le partage de la valeur ajoutée en France", *Revue de l'OFCE*, n° 80, pp 63-86.

Young, A., 2005, "One of the Things We know that Ain't So : Why US Labor's Share is not Relatively Stable", miméo University of Mississippi.

PARTAGE DE LA VALEUR AJOUTÉE : ÉLÉMENTS DESCRIPTIFS ET COMPARAISONS INTERNATIONALES

*Arnaud SYLVAIN
Ceders, Université de la Méditerranée*

Résumé

L'adoption de nouvelles conventions pour calculer des indicateurs de partage de la valeur ajoutée conduit à relativiser deux faits stylisés communément admis.

- En France, la part des profits dans la valeur ajoutée ne présente pas de tendance à la hausse depuis le début des années quatre-vingts. La part des profits dans la valeur ajoutée est relativement stable depuis le début des années quatre-vingt-dix et s'établit à un niveau proche de celui du début des années soixante-dix.
- La différence entre les pays continentaux européens et certains pays anglo-saxons est largement atténuée. Le profil moins heurté du partage de la valeur ajoutée dans certains pays « anglo-saxons » peut s'expliquer par des évolutions du partage de la valeur ajoutée dans le secteur « pétrolier ». Hors secteur pétrolier, les fluctuations du partage de la valeur ajoutée dans ces pays se rapprochent de celles constatées dans les pays continentaux européens.

Le partage de la valeur ajoutée s'inscrit généralement dans le cadre de réflexions sur les inégalités sociales ou la croissance économique et le chômage.

- La question de l'inégalité sociale reste souvent posée en termes d'opposition entre capital et travail, profits et salaires. Dans ce cadre, le partage de la valeur ajoutée est considéré comme reflétant l'état du rapport de forces entre capitalistes et travailleurs et résultant d'un « pur conflit redistributif. »
- Le salaire représente la majeure partie du revenu des salariés et influence directement la consommation ; la rémunération du capital est à la base de la formation du profit qui constitue pour les entreprises l'un des modes de financement des investissements. Le partage de la valeur ajoutée peut donc se révéler préjudiciable à la croissance s'il conduit à un déficit d'investissement.
- Les évolutions du partage de la valeur ajoutée sont souvent rapprochées de celles du chômage : différents travaux se sont ainsi attachés à les expliquer simultanément (Blanchard, 1997 ; Caballero et Hammour, 1998) et ont montré que le profil du partage de la valeur ajoutée reflétait les rigidités du marché du travail à l'origine des évolutions du taux de chômage.

Les travaux visant à déterminer le partage de la valeur ajoutée le plus favorable à la croissance reposent sur l'hypothèse de l'existence d'un partage optimal. S'il est couramment admis que ce partage est stable à très long terme, il n'existe pas de théorie normative consensuelle permettant de définir le partage de la valeur ajoutée souhaitable à un horizon plus rapproché de court ou moyen terme. Afin de disposer d'éléments d'appréciation, il semble alors utile de recourir à des analyses descriptives et comparatives. De telles analyses ne se substituent pas à des analyses théoriques mais permettent, par le jeu des comparaisons, de mettre en perspective les évolutions du partage de la valeur ajoutée et d'isoler certains faits stylisés. Elles sont un préalable nécessaire aux analyses théoriques.

De nombreuses analyses descriptives et comparatives des évolutions du partage de la valeur ajoutée en France et dans d'autres grands pays industrialisés ont déjà été réalisées (Cette et Mahfouz, 1996 ; Blanchard, 1997 ; Sylvain, 1998 ; De Serres, Scarpetta et de La Maisonnette, 2002 ; Askénazy, 2003). La plupart des travaux convergent pour mettre en lumière une distinction entre les pays d'« Europe continentale » et les pays « Anglo-saxons », qui s'expliquerait notamment par des fonctionnements différenciés des économies.

- Les pays du premier groupe connaîtraient une dérive temporelle du partage de la valeur ajoutée en faveur des profits alors que les pays « anglo-saxons » se caractériseraient par une relative stabilité du partage de la valeur ajoutée ;
- Les pays d'« Europe continentale » auraient été affectés de manière prolongée par les mouvements des prix du pétrole et le ralentissement des gains de productivité du travail au cours des années soixante-dix et

quatre-vingts en raison de rigidités salariales, alors que les pays « anglo-saxons » auraient absorbé ces chocs de coût plus rapidement.

Certaines études soulignent cependant la fragilité des indicateurs mobilisés et des diagnostics qui en découlent (Cette et Mahfouz, 1996 ; Askénazy, 2003). La divergence d'appréciation à laquelle conduit le calcul d'un taux de marge sur les seules « sociétés non financières » dans le cas de la France ainsi que la pertinence de la séparation entre pays « européens » et pays « anglo-saxons » sont ainsi parmi les interrogations n'ayant pas abouti à des réponses claires. De plus l'apparente flexibilité des économies « anglo-saxonnes » pourrait masquer des transferts de richesses entre le secteur « pétrolier » et le reste de l'économie.

A partir d'indicateurs reposant sur diverses hypothèses de construction, l'objet de cette étude est d'essayer d'apporter des éléments de réponse aux interrogations suivantes : quelle est l'origine des divergences entre les taux de marge calculés sur le champ des sociétés non financières et le secteur marchand pour la France ? La distinction entre pays « européens » et « anglo-saxons » est-elle pertinente ? Quel est le rôle des transferts de richesses entre le secteur « pétrolier » et le reste de l'économie dans l'apparente flexibilité⁶ du partage de la valeur ajoutée des pays anglo-saxons ?

La première partie présentera les conclusions des analyses descriptives du partage de la valeur ajoutée et les principaux points de divergence. Ensuite, les indicateurs de partage de la valeur ajoutée mobilisés pour la suite de l'analyse et les hypothèses sur lesquelles ils reposent seront détaillés. La troisième partie évaluera l'impact des hypothèses retenues sur les indicateurs. La quatrième partie s'interrogera sur les divergences de diagnostic concernant les évolutions du partage de la valeur ajoutée en France. La cinquième partie comparera les évolutions des indicateurs dans les neuf pays retenus (États-Unis, Japon, Allemagne, Royaume-Uni, France, Canada, Italie, Norvège, Danemark) et la sixième s'interrogera sur l'impact du secteur de l'énergie sur le profil du partage de la valeur ajoutée. La septième partie approfondira l'analyse descriptive en proposant une décomposition comptable des évolutions du partage de la valeur ajoutée.

1 Depuis 1970, la part des profits dans la valeur ajoutée s'accroît tendanciellement dans les pays d'Europe continentale et reste stable dans les pays Anglo-Saxons

La plupart des travaux s'accordent pour reconnaître qu'en France, la part des profits dans la valeur ajoutée (le taux de marge) a fortement diminué au cours de la décennie soixante-dix avant de se redresser continûment jusqu'au début des années 2000, dépassant nettement son niveau du début des années soixante-dix à la fin des années quatre-vingt-dix (Artus et Cohen, 1998 ; Cotis et Rignols, 1998 ; Blanchard, 1997, 1998 ; Caballero et Hammour, 1998).

L'affaîssement de la part des profits dans la valeur ajoutée au cours de la décennie soixante-dix est généralement expliquée par un retard d'ajustement des salaires aux effets cumulés des chocs pétroliers et des ralentissements de gains de productivité. La hausse qui a suivi est allée au-delà d'une simple correction. Elle serait liée à une diminution du pouvoir de négociation des syndicats (Blanchard 1997 ; Blanchard et Giavazzi, 1999), à une baisse des prix de l'énergie (Cotis et Rignols, 1998), à une substitution du capital au travail (Caballero et Hammour, 1998), ou encore à l'apparition d'un progrès technique économe en main d'œuvre.

Les comparaisons internationales d'indicateurs de partage de la valeur ajoutée (Blanchard, 1997 ; Sylvain 1998) conduisent à isoler deux groupes de pays : d'un côté les pays d'« Europe continentale » où le partage de la valeur ajoutée présente un profil heurté et pour certains une tendance à la hausse ; de l'autre, les pays « Anglo-saxons »⁷, où le partage de la valeur ajoutée fluctue autour d'un niveau relativement stable. Comme le souligne Timbeau (2003), cette opposition est généralement expliquée par « *des fonctionnements économiques opposés : 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.* »

⁶ On considère le partage de la valeur ajoutée comme flexible lorsque celui-ci connaît des fluctuations rapprochées et d'ampleur limitée autour d'un niveau de référence stable.

⁷ Cette terminologie a notamment été utilisée par Blanchard (1997). Dans ses travaux, les pays d'« Europe Continentale » comprenaient l'Allemagne, l'Australie, l'Autriche, la Belgique, le Danemark, l'Espagne, la France, l'Irlande, l'Italie, les Pays-Bas et la Suède ; les pays « Anglo-Saxons » étaient composés du Canada, des États-Unis, et du Royaume-Uni.

Plusieurs travaux relativisent néanmoins ces conclusions.

- Cette et Mahfouz (1996) et Baghli, Cette, Sylvain (2003) montrent que sur le champ des seules sociétés non financières, la part des profits progresse au cours des années quatre-vingts avant de se stabiliser depuis le début des années quatre-vingt-dix.
- Askénazy (2003) met en évidence l'impact du champ et des conventions retenues. Il montre que la hausse de la part des profits en France ainsi que la stabilité du partage de la valeur ajoutée aux Etats-Unis sont fortement dépendantes des conventions méthodologiques retenues et qu'on ne peut exclure des évolutions proches du partage de la valeur ajoutée dans ces deux pays au cours des vingt dernières années. A l'opposé du consensus établi, il conclut ainsi que « *Plus qu'une divergence, une approche qui s'emploie à s'affranchir d'une partie de ces écueils* [les difficultés techniques dans la comparaison des économies françaises et américaines] *suggère une nette convergence du partage de la valeur ajoutée au niveau macroéconomique mais aussi au niveau sectoriel depuis la fin des années 1970.* »
- De Serres, Scarpetta et de la Maisonneuve (2002) ne remettent pas en cause la déformation du partage de la valeur ajoutée en faveur de la rémunération du capital dans les pays d'Europe continentale, mais ils montrent qu'elle s'explique essentiellement par des modifications de composition sectorielle (un « biais d'agrégation »).

Ces remises en causes invitent à une réflexion sur la méthode de construction des indicateurs de partage de la valeur ajoutée afin d'essayer d'apporter des éléments de réponse concernant l'évolution tendancielle du partage de la valeur ajoutée en France ainsi que la pertinence de la séparation entre pays « européens » et « anglo-saxons ».

4 Construire des indicateurs de partage de la valeur ajoutée

Des indicateurs de partage de la valeur ajoutée⁸ ont été construits pour neuf pays (Etats-Unis, Japon, Allemagne, Royaume-Uni, France, Canada, Italie, Norvège, Danemark) sur la période 1970-2002⁹. Le choix de la période est justifié par la nécessité de disposer d'une vision de moyen-long terme. Le choix des pays a été guidé par la disponibilité des données.

Les données mobilisées proviennent essentiellement de la base ANA (*Annual National Accounts*) de l'OCDE, qui fournit des données de branches selon un découpage homogène depuis 1970. Lorsque les données n'étaient pas disponibles dans cette base où étaient incomplètes, les comptes nationaux des pays ont été directement mobilisés. Une description détaillée des données et de la construction des indicateurs de partage de la valeur ajoutée est présentée en annexe (*Annexe 2*).

L'indicateur de partage de la valeur ajoutée retenu est la part des profits dans la valeur ajoutée, ou taux de marge, correspondant au rapport de la rémunération du capital à la valeur ajoutée. Il est calculé en retenant une approche au coût des facteurs (*encadré 1*). Les principales différences entre les indicateurs construits dans cette étude et ceux qui se retrouvent fréquemment dans la littérature sont les suivantes : le champ retenu est celui du secteur marchand non agricole alors que le champ habituellement considéré est le secteur privé (l'ensemble de l'économie hors administrations publiques) ; à la suite de de Serres *et alii.* (2002) et d'Askénazy (2003), la correction de la non salarisation est réalisée par branche ; les loyers fictifs sont retirés de la valeur ajoutée.

L'hypothèse que les Services d'Intermédiation Financière Indirectement Mesurés¹⁰ (SIFIM) représentaient entièrement une consommation intermédiaire a été retenue. Ils sont intégralement retirés de la valeur ajoutée au coût des facteurs. La nécessité de retraiter les SIFIM est justifiée par la nécessité d'avoir des séries longues homogènes¹¹. Ce n'est en effet que tout récemment que les pays concernés ont publié des comptes avec des SIFIM proprement répartis selon leurs emplois respectifs (consommation intermédiaire, consommation finale, exportation).

⁸ L'étude porte sur le partage de la valeur ajoutée brute, et non de la valeur ajoutée nette (i.e. des amortissements, appelés "consommation de capital fixe"). La consommation de capital fixe fait partie de la rémunération du capital.

⁹ 2001 pour le Canada. Pour l'Allemagne, l'analyse est réalisée pour l'Allemagne de l'Ouest sur la période 1970-1991, et pour l'Allemagne sur la période 1991-2002.

¹⁰ Les intermédiaires financiers facturent une partie des services rendus à leur clientèle et se rémunèrent également en prenant une marge de taux d'intérêt sur les dépôts de leur clientèle et sur les prêts qu'ils leur accordent. Les SIFIM visent à évaluer cette rémunération.

¹¹ Ce point a déjà été souligné dans des travaux antérieurs (Sylvain, 1998 ; Askénazy, 2003).

Valeur ajoutée au prix du marché et au coût des facteurs

Les indicateurs de partage de la valeur ajoutée dépendent de la notion de valeur ajoutée retenue¹². Si on ignore les transferts avec l'État et suppose que la valeur ajoutée (VA) est obtenue à partir de deux facteurs de production, travail et capital fixe, celle-ci est répartie entre les deux facteurs de production :

$$VA = \text{Rémunération du travail} + \text{Rémunération du capital}$$

En réalité, les administrations publiques (APU) interviennent en versant des subventions et en prélevant des taxes assises sur la production. Deux approches se distinguent alors dans la définition de la valeur ajoutée :

1) Soit on considère la valeur ajoutée y compris les prélèvements indirects nets des APU, c'est-à-dire au prix effectivement payé par l'acquéreur. On parle alors de valeur ajoutée au prix de marché (VAPM) qui se partage en trois composantes : la rémunération du travail (RTRAV), celle du capital (RCAP), et les prélèvements indirects nets des APU (PIN_APU) :

$$VAPM = RTRAV + RCAP + PIN_APU$$

En France et dans les pays européens ayant adopté le SEC 95 (la nouvelle base 95), la valeur ajoutée n'est plus évaluée au prix de marché mais au prix de base (VAPB). Seul le PIB reste évalué au prix de marché. La valeur ajoutée au prix de base correspond à la valeur ajoutée au prix de marché diminuée des impôts sur les produits et augmentée des subventions sur les produits (Eurostat, 1996 ; Lequiller, 1998). Si on considère la valeur ajoutée au prix de base, on alors la relation suivante, en notant PIN_APU_B les prélèvements indirects nets des APU non compris les impôts sur les produits et les subventions sur les produits :

$$VAPB = RTRAV + RCAP + PIN_APU_B$$

2) Soit on s'intéresse à la valeur ajoutée hors prélèvements indirects nets des APU. La valeur ajoutée au coût des facteurs (VACF) est alors exactement la somme des rémunérations des facteurs :

$$VACF = VAPM - PIN_APU = RTRAV + RCAP$$

La valeur ajoutée au coût des facteurs peut varier selon la logique prévalant à l'évaluation empirique du partage de la valeur ajoutée.

- Dans une logique de répartition, visant à décrire comment la valeur ajoutée se partage entre rémunération du travail et rémunération du capital, les taxes et impôts indirects dont l'assiette est la masse salariale ne sont pas une composante de la rémunération du travail et ne sont donc pas intégrés dans la valeur ajoutée. Cette logique est plus adaptée que la suivante aux analyses portant sur l'offre de facteurs ou la croissance ;
- Dans une logique de coûts visant à décrire comment se modifie la structure des coûts du travail et du capital dans la production de la valeur ajoutée, les prélèvements des administrations publiques ne doivent inclure que les prélèvements neutres du point de vue du coût des facteurs. Ainsi, les taxes et impôts indirects dont l'assiette est la masse salariale sont une composante du coût du travail et sont donc à ce titre intégrés dans la valeur ajoutée. Cette seconde logique s'articule mieux que la précédente avec les analyses en lien avec les demandes de facteurs, par exemple celles concernant les phénomènes de substitution entre facteurs de production ou la productivité de ces mêmes facteurs. En pratique, du fait des limites inhérentes à l'information statistique, les indicateurs construits sont intermédiaires entre ces deux approches.

L'appréciation du niveau et des évolutions du partage de la valeur ajoutée dépend donc de la définition de la valeur ajoutée retenue.

Afin de s'articuler pleinement avec les analyses étudiant la substitution entre facteurs et leur productivité, la rémunération du travail devrait correspondre au coût du travail et la valeur ajoutée devrait être une valeur ajoutée marchande. Le choix de se limiter à un champ marchand est lié au mode de détermination de la valeur ajoutée non marchande : celle-ci n'est pas évaluée en terme de prix mais au coût supporté.

La rémunération du travail a été limitée à la seule rémunération des salariés (plus une estimation du coût du travail des non salariés). Elle ne correspond pas exactement au coût du travail puisqu'elle omet d'éventuels modes de rémunération innovants (Askénazy, 2003). Cela peut fragiliser l'analyse mais est rendu inévitable par la difficulté d'isoler le coût du travail dans le cadre d'une analyse comparative reposant sur des systèmes de comptabilité nationale hétérogènes.

¹² On reprend ici la présentation de Cette et Mahfouz, 1996.

Le champ économique retenu est défini à partir de données de branches. Il correspond à un *secteur marchand non agricole* calculé comme l'ensemble de l'économie hors les branches de l'agriculture, de l'administration générale et de la défense, de l'éducation, de la santé et l'action sociale. Ce secteur représente aux alentours de 80% de la valeur ajoutée dans la plupart des pays, cette part étant plus faible en Norvège et au Danemark (de l'ordre de 70%) et proche de 90% au Japon (*tableau 1*). Le choix de retirer l'éducation, la santé et l'action sociale est motivé par la volonté de retenir un champ marchand homogène en terme de branches. Comme ces secteurs sont à des degrés divers le lieu de productions non marchandes, ils ont été retirés du champ d'analyse. La branche « agriculture » a été retirée en raison du nombre important de non salariés qu'elle contient.

Lorsque le champ étudié inclut des non salariés, il est nécessaire d'évaluer leur rémunération : en comptabilité nationale, leur revenu global, appelé « revenu mixte », inclut des éléments de rémunération du travail qui ne sont pas distingués du profit de l'entrepreneur. Cette évaluation est d'autant plus nécessaire que la part des non salariés dans l'emploi total diffère sensiblement selon les pays. Sur la période 1970-2002, ceux-ci représentent en moyenne 8,5% de l'emploi total aux États-Unis contre 27,1% en Italie. De plus, comme la part des non salariés dans l'emploi total s'est modifiée depuis trente ans (*tableau 2*), la correction de la non salarisation a un effet sur la dynamique du taux de marge.

Plusieurs hypothèses ont été proposées pour évaluer la rémunération des non salariés (Krueger, 2000). La plus courante consiste à affecter à chaque non salarié une rémunération correspondant à la rémunération moyenne des salariés. Mais cette correction globale ne permet pas de tenir compte de l'évolution de la composition sectorielle des non salariés. Une méthode qui semble plus adéquate (de Serres *et alii.*, 2002 ; Askénazy, 2003) consiste à affecter à chaque non salarié la rémunération moyenne des salariés de la branche à laquelle il appartient.

Tableau 1
Poids du « secteur marchand non agricole »
En % de la valeur ajoutée au coût des facteurs

	1970-2002*
Etats-Unis	76,0
Japon	88,4
Allemagne de l'Ouest	81,9
Allemagne	81,5
Royaume-Uni	81,3
France	77,1
Italie	80,8
Canada	77,6
Norvège	67,6
Danemark	73,5

Note de lecture : dans ce tableau, les SIFIM sont distribuées selon les branches proportionnellement à la valeur ajoutée

*1970-2001 pour le Canada ; 1970-1991 pour l'Allemagne de l'Ouest ; 1991-2002 pour l'Allemagne

Tableau 2
Le poids des non salariés dans l'emploi total
En %

	1970-1979	1980-1989	1990-2002*	1970-2002**
Etats-Unis	8,7	8,9	8,1	8,5
Japon	29,5	23,2	17,3	22,8
Allemagne de l'Ouest	14,1	11,3	10,4	12,5
Allemagne			10,2	10,2
Royaume-Uni	8,7	11,2	12,9	11,1
France	18,1	15,1	10,6	14,2
Italie	27,0	27,9	26,6	27,1
Canada	10,4	10,0	10,9	10,4
Norvège	15,1	11,9	8,7	11,6
Danemark	14,6	11,1	8,1	11,0

*jusqu'en 2001 pour le Canada ; à partir de 1991 pour l'Allemagne ; 1990-1991 pour l'Allemagne de l'Ouest ; **1970-2001 pour le Canada ; 1970-1991 pour l'Allemagne de l'Ouest ; 1991-2002 pour l'Allemagne

Le retrait de la branche agriculture est lié au nombre important de non salariés qu'elle incorpore et aux conséquences auxquelles la correction de la non salarisation peut conduire (*tableau 3*).

- Excepté au Royaume-Uni, cette branche inclut en moyenne entre 17% (aux États-Unis) et 46% (en Norvège) des non salariés. Plus du tiers des non salariés appartient à cette branche au Japon, en France, au Danemark, en Norvège, voire en Allemagne. Retirer cette branche permet d'atténuer l'impact de la correction de la non salarisation.
- Les non salariés représentent en moyenne une part importante de l'emploi total de cette branche (entre 45,8% aux États-Unis et 84,6% au Japon). Cela conduit, compte tenu de la méthode de correction de la non salarisation retenue, à une grande diversité des taux de marge dans cette branche : il atteint en moyenne 63,1% au Royaume-Uni et 53,9% aux États-Unis alors qu'il est négatif au Japon (-53,4%) et en Allemagne de l'Ouest (-17,6%)¹³. Cette diversité liée en partie au traitement de la non salarisation se répercute sur le taux de marge global si l'agriculture est conservée dans le champ d'analyse.

¹³ Ces derniers résultats peuvent s'expliquer par la présence de travailleurs familiaux non rémunérés, auxquels est affectée par convention une rémunération que l'on peut penser supérieure à leur rémunération effective.

Tableau 3
La branche « agriculture »
Valeurs moyennes sur la période 1970-2002*

	Poids des non salariés dans les non salariés totaux	Poids des non salariés dans l'emploi de la branche agriculture	Taux de marge	Poids de la VA agricole dans la VA totale
Etats-Unis	17,0	45,8	53,9	2,3
Japon	39,8	84,6	-53,4	3,2
Allemagne de l'Ouest	35,0	79,3	-17,6	2,6
Allemagne	15,2	52,7	12,2	1,5
Royaume-Uni	1,5	11,3	63,1	2,0
France	37,4	73,4	33,4	5,0
Italie	23,0	57,0	33,0	5,2
Canada	28,1	59,3	26,3	3,7
Norvège	46,0	76,1	20,7	4,9
Danemark	37,5	63,2	42,9	5,0

* 1970-1991 pour l'Allemagne de l'Ouest ; 1991-2002 pour l'Allemagne ; 1970-2001 pour le Canada

Tableau 4
Poids des loyers fictifs
En % de la valeur ajoutée au coût des facteurs
du « secteur marchand non agricole »

	1970-1979	1980-1989	1990-2002*	1970-2002**
États-Unis	7,5	8,2	8,8	8,3
Japon	7,5	8,8	10,4	9,0
Allemagne de l'Ouest	5,1	5,7	5,7	5,4
Allemagne			6,6	6,6
Royaume-Uni	4,2	5,1	7,3	5,7
France	6,7	8,6	10,6	8,8
Italie	4,7	5,1	8,5	6,3
Canada	8,8	10,2	12,5	10,6
Norvège	8,8	10,8	10,4	10,0
Danemark	7,9	9,5	9,2	8,9

Note de lecture : la valeur ajoutée du « secteur marchand non agricole est corrigée des SIFIM a prorata de son poids dans la valeur ajoutée de l'ensemble de l'économie.

*jusqu'en 2001 pour le Canada ; à partir de 1991 pour l'Allemagne ; 1990-1991 pour l'Allemagne de l'Ouest ; **1970-2001 pour le Canada ; 1970-1991 pour l'Allemagne de l'Ouest ; 1991-2002 pour l'Allemagne

Les services de logement produits par les propriétaires occupants¹⁴, qui sont une production non marchande, ont été retirés de la valeur ajoutée du secteur marchand non agricole. Cette correction vise à éliminer une production sans coût salarial et ne conserver qu'une véritable valeur ajoutée marchande¹⁵. Selon les pays, cela conduit à retirer en moyenne entre 5,4% et 10,6% de la valeur ajoutée au coût des facteurs du secteur marchand non agricole. Cette correction n'est pas neutre sur le profil du partage de la valeur ajoutée puisque le poids des loyers fictifs tend à s'accroître sur les trente dernières années (*tableau 4*). Il est possible qu'une meilleure façon de traiter le problème aurait été une exclusion complète du secteur locatif. Les données disponibles empêchent néanmoins une telle correction.

L'ensemble de ces retraitements vise à obtenir des indicateurs de taux de marge reposant sur un champ marchand le plus large possible et un coût du travail homogène entre les différents pays. Les indicateurs obtenus présentent cependant certaines insuffisances qui amènent à les considérer avec prudence :

- La méthode de correction de la non salarisation reste imparfaite.
- Le coût du travail retenu est incomplet.
- Les SIFIM sont considérés comme une consommation intermédiaire.
- Une certaine hétérogénéité peut subsister puisqu'il a été parfois nécessaire de recourir aux données de comptabilité nationale qui ne sont pas directement comparables à celles de la base de référence. En outre, certaines données ont dû être reconstruites à partir d'hypothèses *ad hoc* (*Annexe 2*).
- Ces indicateurs articulent sur trois décennies des bases comptables différentes.

5 L'impact des hypothèses retenues

Le *tableau 5* compare, pour chaque pays, les grandes évolutions de quatre indicateurs de taux de marge reposant sur des hypothèses de construction différentes qui permettent d'isoler l'impact des principaux choix méthodologiques.

TM0 est calculé sur un champ hors administration, éducation, santé et action sociale ; à partir des conventions habituelles (correction de la non salarisation globale, pas de retraitement des loyers fictifs, agriculture maintenue dans le champ d'analyse). L'ensemble des indicateurs *TM0* présente une tendance positive sur la période 1970-2002. Cette tendance varie entre +0,1 point par an (États-Unis, Royaume-Uni, Canada) et +0,5 point par an (Italie et Norvège) selon les pays. Dans les pays européens et au Japon, le taux de marge est d'un niveau sensiblement supérieur en fin de période qu'en début de période.

TM1 est calculé sur le même champ que *TM0* ; mais la correction de la non salarisation est effectuée par branche. La comparaison entre *TM0* et *TM1* montre qu'une telle modification conduit à augmenter le niveau moyen du taux de marge. Cela traduit une présence des non salariés plutôt dans des branches où la rémunération est inférieure à la rémunération moyenne du secteur marchand. Les pays dont le taux de marge est le plus affecté par cette modification sont le Japon, l'Italie et la France, pays où le poids des non salariés est le plus important. En moyenne, le taux de marge est augmenté de près de 3 points. Cette modification a peu d'impact sur les évolutions cumulées du taux de marge, excepté pour la France et l'Italie où celles-ci passent de +7,1 points et +11,8 points sur la période 1970-200 à +2,3 points et + 6,1 points. Cela conduit à diminuer l'évolution tendancielle du taux de marge dans ces deux pays (de +0,4 à +0,3, et de +0,5 à +0,4). La décennie la plus affectée par cette modification est la décennie 1970-1980, où les non salariés sont les plus nombreux (*graphiques I.1 à I.9*).

TM2 est calculé sur le même champ et avec la même correction de la non salarisation que *TM1* ; les loyers fictifs sont retirés de la valeur ajoutée au coût des facteurs. La comparaison entre *TM2* et *TM1* montre que le retrait des loyers fictifs de la valeur ajoutée conduit à une forte diminution du niveau moyen du taux de marge. Cette diminution est comprise entre -3,9 points pour le Royaume-Uni et -7,3 points pour le Canada. Cette baisse généralisée du taux de marge moyen s'accompagne, excepté pour la Norvège, d'une diminution des évolutions cumulées du taux de marge comprise entre -0,8 point au Royaume-Uni et -5,2 points au Japon. Il en découle une évolution tendancielle positive moins nette pour l'ensemble de ces indicateurs. Cette tendance devient nulle pour le Japon, le Canada, et le Royaume-Uni.

¹⁴ « En comptabilité nationale, on considère que les propriétaires occupants produisent également un service de logement, mais pour leur propre compte. Il s'agit alors d'une production non marchande, dont la valeur correspond aux loyers de logements locatifs comparables à ceux des propriétaires. » (Insee, 2004)

¹⁵ Mais un tel retraitement est par exemple réalisé pour le calcul de la valeur ajoutée du *Business Sector* aux États-Unis et au Canada, ainsi que pour le calcul de la valeur ajoutée du *Market Sector* au Royaume-Uni (Herbert et Pike, 2005)

TMREF correspond au taux de marge de référence (les taux de marge qui seront commentés et comparés). Il est calculé comme *TM2*, mais sur un champ hors administration, éducation, santé, action sociale, et agriculture ; la comparaison entre *TM2* et *TMREF* permet une évaluation de l'exclusion de l'agriculture. Le taux de marge moyen augmente (diminue) dans les pays où le taux de marge de la branche agriculture est inférieur (supérieur) à *TM2*. L'augmentation est forte en Norvège (+3,8 points), au Japon (+3,2 points) et en Allemagne (+1,6 point pour l'Allemagne de l'Ouest puis +0,4 point pour l'Allemagne) du fait d'un taux de marge de la branche agriculture faible ou négatif ; elle est faible en Italie et au Canada. En revanche, le taux de marge moyen diminue en Norvège, au Danemark, aux États-Unis, au Royaume-Uni et en France. Cette diminution du taux de marge s'accompagne d'une légère augmentation des évolutions cumulées du taux de marge sur la période. L'exclusion de l'agriculture modifie l'évolution tendancielle du taux de marge en Allemagne de l'Ouest (de +0,3 point à +0,2 point par an), au Japon (de 0,0 à -0,2 point), et au Danemark (de +0,2 à +0,3 point).

Tableau 5
Impact des hypothèses retenues

	Valeur 1970	Evolutions cumulées 1970-1980	Evolutions cumulées 1980-1990	Evolutions cumulées 1990-2002	Evolutions cumulées 1970-2002	Moyenne 1970-2002	Tendance ^a 1970-2002
Etats-Unis							
TM0	32,0	2,8	3,0	-0,6	5,1	36,4	0,1
TM1	33,6	2,4	2,4	-0,9	3,8	37,3	0,1
TM2	28,3	2,6	1,7	-1,3	3,0	31,9	0,1 (NS1)
TMREF	27,0	3,2	1,8	-0,9	4,1	31,1	0,1
Japon							
TM0	33,3	-8,7	6,4	0,0	-2,2	28,1	0,2
TM1	35,4	-6,9	5,4	-1,1	-2,6	31,1	0,1 (NS1)
TM2	31,2	-8,5	5,1	-4,4	-7,8	24,8	0,0 (NS5)
TMREF	40,2	-13,5	2,8	-4,5	-15,2	28,0	-0,2
Allemagne de l'Ouest*							
TM0	32,3	-2,4	7,1	-0,1	4,6	32,6	0,3
TM1	33,8	-2,4	7,0	-0,1	4,4	34,1	0,3
TM2	30,5	-2,7	6,9	-0,1	4,1	30,4	0,3
TMREF	33,5	-4,1	5,8	0,0	1,8	32,0	0,2
Allemagne**							
TM0	35,3			2,2	2,2	36,2	0,3
TM1	36,5			2,1	2,1	37,4	0,3
TM2	33,0			0,8	0,8	33,0	0,2 (NS1)
TMREF	33,7			0,4	0,4	33,4	0,2 (NS1)
Royaume-Uni							
TM0	33,3	-0,3	-0,3	1,5	1,0	34,2	0,1
TM1	33,5	-0,2	-0,1	1,6	1,3	34,5	0,1
TM2	31,2	-1,1	-1,0	-0,2	-2,3	30,6	0,0 (NS5)
TMREF	29,8	-0,7	-0,8	0,3	-1,3	29,8	0,0 (NS5)
France							
TM0	31,4	-7,3	10,0	4,4	7,1	31,6	0,4
TM1	37,4	-9,6	8,2	3,7	2,3	34,6	0,3
TM2	34,2	-11,4	7,2	2,6	-1,6	28,9	0,1 (NS5)
TMREF	32,1	-8,9	6,7	2,0	-0,2	28,4	0,1 (NS1)
Italie							
TM0	30,3	0,4	4,9	6,5	11,8	34,1	0,5
TM1	36,9	-2,4	3,0	5,6	6,1	37,1	0,4
TM2	34,3	-2,4	1,6	3,6	2,8	33,1	0,2
TMREF	32,9	0,0	0,9	2,6	3,5	33,2	0,2

Canada***							
TM0	31,6	5,7	-3,3	4,8	7,1	35,3	0,1
TM1	33,0	5,2	-3,1	3,9	6,0	36,3	0,1 (NS1)
TM2	26,5	5,8	-5,6	4,7	5,0	29,0	0,0 (NS5)
TMREF	27,2	4,9	-5,3	4,8	4,3	29,1	0,0 (NS5)
Norvège							
TM0	36,3	6,8	1,5	5,7	14,0	42,2	0,5
TM1	37,9	6,2	1,8	5,2	13,1	43,3	0,5
TM2	32,6	6,6	0,7	7,3	14,7	38,2	0,5
TMREF	36,4	4,6	-0,5	7,5	11,5	39,5	0,5
Danemark							
TM0	29,8	-1,6	6,8	3,4	8,5	33,9	0,3
TM1	33,0	-2,4	5,5	3,1	6,3	35,8	0,3
TM2	29,2	-6,0	6,5	3,6	4,2	29,9	0,2
TMREF	27,8	-5,6	6,9	4,2	5,5	28,9	0,3

* Pour l'Allemagne de l'Ouest, les données concernent la période 1970-1989 ; ** Pour l'Allemagne, les données concernent la période 1991-2002 ; *** Pour le Canada, les données concernent la période 1970-2001 ; ^a La tendance est obtenue par régression linéaire du taux de marge sur une constante et l'année. Elle correspond au coefficient estimé pour cette dernière variable. NS1 signifie que la tendance n'est pas significative au seuil de 1% ; NS5 signifie que la tendance n'est pas significative au seuil de 5% ; significativité d'après la statistique *t* de Student.

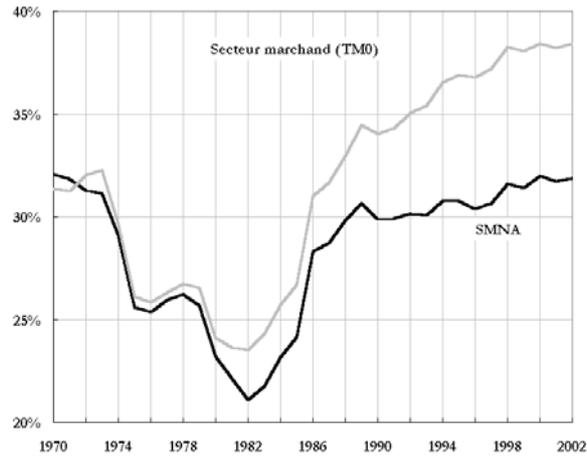
Note de lecture : TM0 est calculé sur un champ hors administration, éducation, santé et action sociale ; la correction de la non salarisation consiste à affecter à chaque non salarié la rémunération moyenne des salariés de l'ensemble du champ ; TM1 est calculé sur le même champ que TM0 ; la correction de la non salarisation consiste à affecter à chaque non salarié la rémunération moyenne des salariés de la branche à laquelle il appartient ; TM2 est calculé sur le même champ et avec la même correction de la non salarisation que TM1 ; les loyers fictifs sont retirés de la valeur ajoutée au coût des facteurs ; TMREF est calculé sur un champ hors administration, éducation, santé, action sociale, et agriculture ; la correction de la non salarisation consiste à affecter à chaque non salarié la rémunération moyenne des salariés de la branche à laquelle il appartient ; les loyers fictifs sont retirés de la valeur ajoutée au coût des facteurs.

L'ensemble des corrections permettant de passer de *TM0* à *TMREF* conduit à modifier sensiblement les indicateurs de taux de marge. Les indicateurs *TMREF* sont généralement d'un niveau plus faible et présentent des évolutions tendanciennes plus atténuées. Les évolutions cumulées du taux de marge sur la période 1970-2002 sont sensiblement modifiées dans les pays où les non salariés ont un poids important dans l'emploi total : de -2,2 points pour *TM0* à -15,2 points pour *TMREF* au Japon ; de +11,8 points à +3,5 points en Italie ; de +7,1 points pour *TM0* à -0,2 point pour *TMREF* en France.

La pertinence des conventions alternatives retenues pour calculer les indicateurs de référence peut être appréciée en comparant ces indicateurs à ceux calculés sur un champ concernant les seules sociétés (*Corporations*). De tels indicateurs, disponibles dans les bases de données de l'OCDE (*ANA, Simplified Institutional Accounts*), sont calculés à partir d'un champ où les non salariés sont absents et la valeur ajoutée est entièrement marchande (*Annexe 3*). Ils semblent donc plus adaptés pour décrire les évolutions du partage de la valeur ajoutée. Malheureusement, ils ne couvrent que des périodes limitées et ne sont pas homogènes entre pays. Néanmoins, les indicateurs qui ont pu être construits présentent une forte proximité de profil avec les indicateurs de référence. Bien que fragile, ce résultat tendrait à valider les conventions retenues.

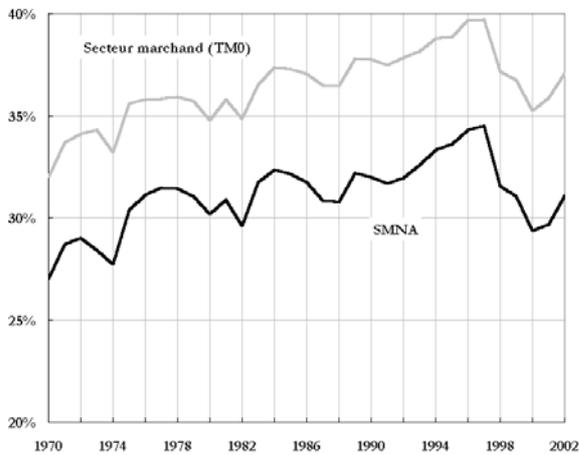
Graphiques I.1 à I.9
Taux de marge de référence (SMNA) et taux de marge
reposant sur la méthodologie « habituelle » (Secteur marchand, TM0)

I.1 France



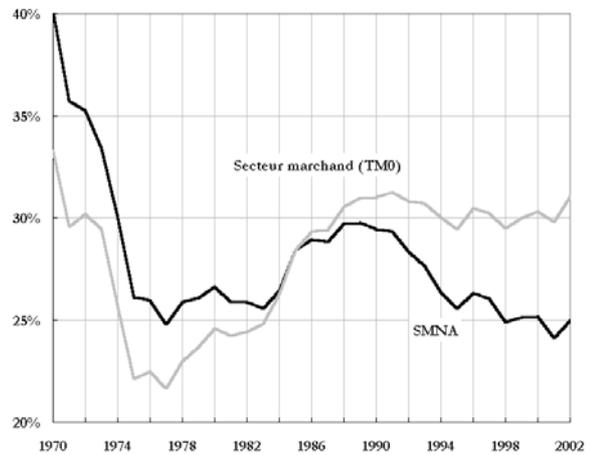
source : comptes nationaux, Ocde ; calculs des auteurs

I.2 États-Unis



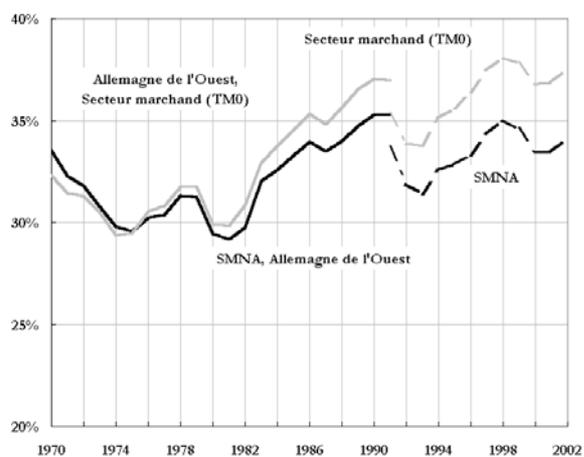
source : comptes nationaux ; calculs des auteurs

I.3 Japon



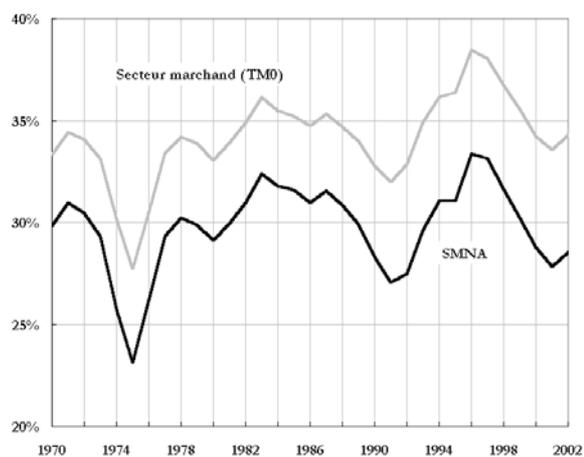
source : comptes nationaux, Ocde ; calculs des auteurs

I.4 Allemagne



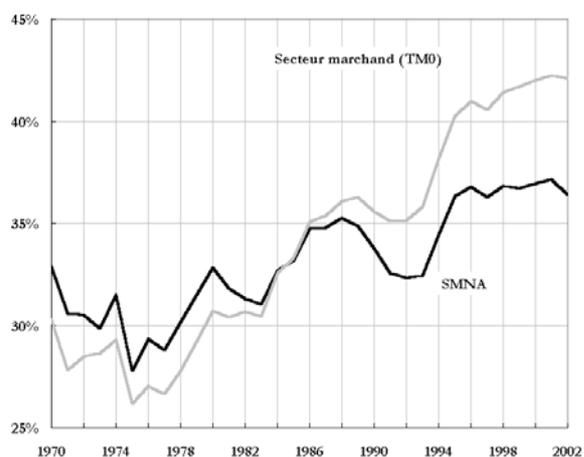
source : Ocde ; calculs des auteurs

I.5 Royaume-Uni



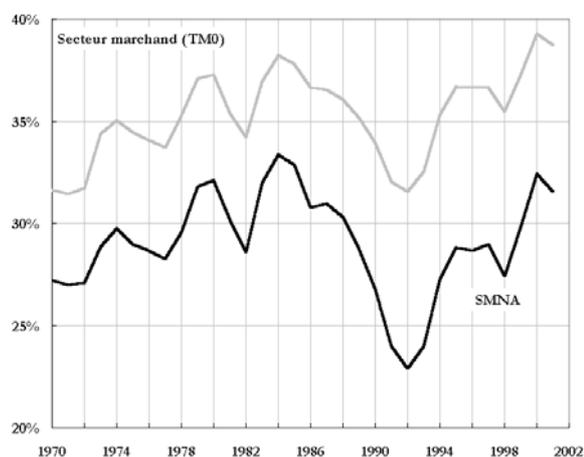
source : Ocde ; calculs des auteurs

I.6 Italie



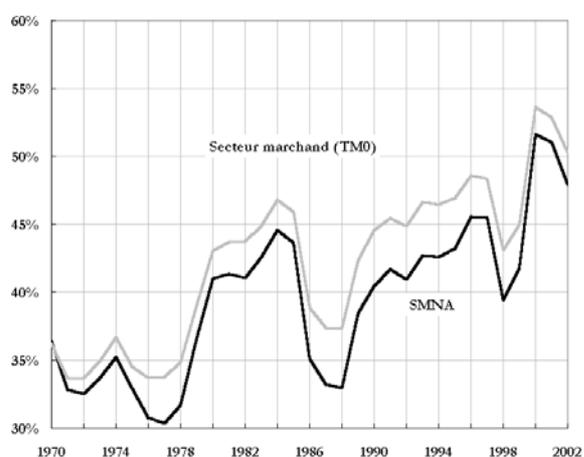
source : Ocde ; calculs des auteurs

I.7 Canada



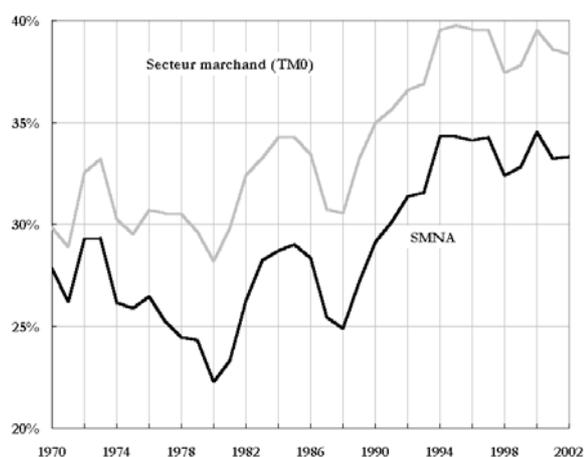
source : comptes nationaux, Ocde ; calculs des auteurs

I.8 Norvège



source : Ocde ; calculs des auteurs

I.9 Danemark



source : Ocde ; calculs des auteurs

6 Une relative convergence du diagnostic sur l'évolution du partage de la valeur ajoutée en France sur les trente dernières années.

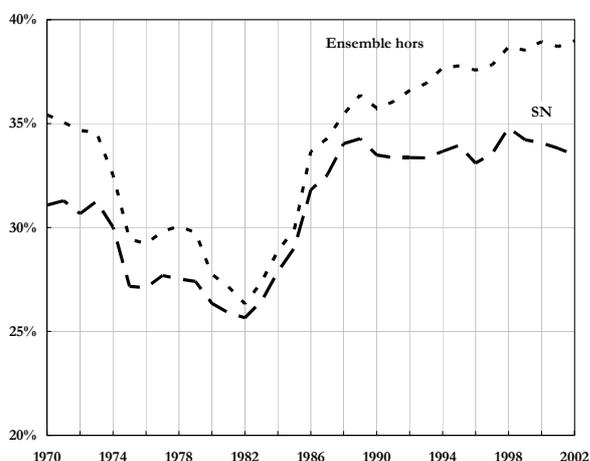
Dans le cas de la France, la part des profits calculée pour l'ensemble de l'économie hors administrations publiques à partir des conventions « habituelles » présente une dérive tendancielle au cours des années quatre-vingt-dix. Cette dérive a été mise en évidence dans plusieurs études (Artus et Cohen, 1998 ; Blanchard, 1997 ; Caballero et Hammour 1998 ; Cotis et Rignols, 1998) et a fait l'objet de différentes analyses théoriques.

Mais cette tendance à la hausse du taux de marge n'existe plus lorsqu'on considère le taux de marge des sociétés non financières (*graphique II.1*). Or, celui-ci semble plus robuste, compte tenu de l'absence de non salariés dans le champ et d'une valeur ajoutée entièrement marchande. Ce résultat fragilise donc les indicateurs reposant sur les conventions habituelles ainsi que les interprétations et conclusions auxquelles leur analyse conduit. Il semble en effet peu probable que la seule différence de champ explique une telle différence de profil.

L'adoption de nouvelles conventions conduit à rapprocher le profil de la part des profits de celui de la part des profits des sociétés non financières (*graphique II.2*) : Ces deux indicateurs se caractérisent ainsi par une forte diminution au cours des années soixante-dix, suivie d'un redressement au cours des années quatre-vingts, puis d'une relative stabilité depuis le début des années quatre-vingt-dix. La dérive tendancielle du taux de marge au cours des années quatre-vingt-dix apparaît ainsi largement liée aux hypothèses de construction.

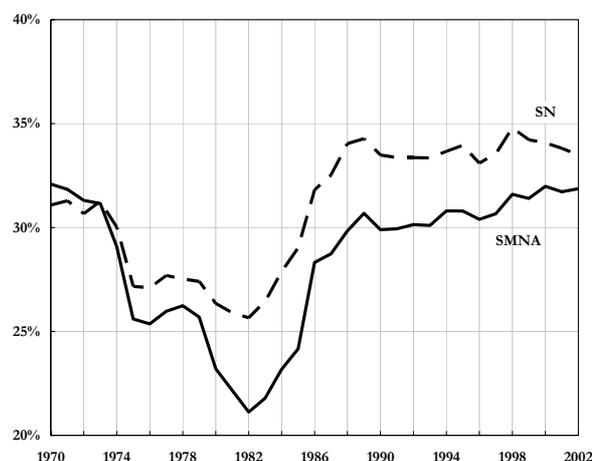
L'adoption de nouvelles conventions ne permet cependant pas une unification complète du diagnostic. Des différences subsistent quant au niveau atteint en fin de période comparativement au début de période et à l'ampleur du redressement intervenu au cours des années quatre-vingts. Ces divergences s'expliquent par des différences de champ mais traduisent surtout la fragilité des indicateurs et leur forte dépendance aux champs et conventions présidant à leur construction.

Graphique II.1
Taux de marge au coût des facteurs
Sociétés non financières et ensemble de l'économie hors administrations publiques



source : OCDE, INSEE, calculs des auteurs.

Graphique II.2
Taux de marge au coût des facteurs (%)
Secteur marchand non agricole et Sociétés non financières



source : OCDE, INSEE, calculs des auteurs.

7 De nouvelles conventions qui atténuent fortement la séparation entre pays européens et anglo-saxons

A partir des hypothèses de construction retenues, le niveau moyen du taux de marge du secteur marchand non agricole sur la période 1970-2002 s'établit entre 28% (au Japon) et 33,4% (en Italie), excepté pour la Norvège. Ce dernier pays se distingue nettement des autres puisque le taux de marge y atteint en moyenne 39,5%.

Entre 1970 et 2002, le taux de marge a progressé dans six des neuf pays étudiés (*graphiques III.1 à III.9*). La hausse atteint +11,5 points en Norvège ; elle est comprise entre +2,2 et +5,5 points pour les cinq autres pays. Le partage de la valeur ajoutée est d'un niveau proche en début et en fin de période en France (-0,2 point) et au Royaume-Uni (-1,3 point), tandis qu'il s'est effondré au Japon (-15,2 points).

Le diagnostic sur l'évolution tendancielle du partage de la valeur ajoutée peut être précisé en estimant une tendance linéaire pour chaque indicateur. Il apparaît alors que le taux de marge connaît une tendance positive relativement forte en Norvège (+0,5 point par an) et au Danemark (+0,3 point), plus limitée en Allemagne et en Italie (+0,2 point par an), faible aux Etats-Unis et en France (+0,1 point par an), nulle au Royaume-Uni et au Canada, et négative (-0,2 point au Japon). Dans le cas de la France, la tendance est peu significative.

Le partage de la valeur ajoutée a connu des mouvements importants qui soulignent l'ampleur des fluctuations que peut connaître la redistribution primaire des revenus sur une période relativement courte. L'amplitude de variation de la part des profits (l'écart entre le point le plus haut et le point le plus bas sur l'ensemble de la période) est de l'ordre de 10 points pour la plupart des pays. Elle dépasse 20 points en Norvège. Aux Etats-Unis, cet écart est limité à 7,5 points.

Le profil heurté et la tendance positive du taux de marge dans les pays européens sont généralement opposés à la stabilité du partage de la valeur ajoutée dans les pays anglo-saxons. L'examen des profils d'évolution des différents taux de marge amène à relativiser cette séparation :

- La dérive tendancielle du partage de la valeur ajoutée semble légèrement plus prononcée dans les pays européens, mais l'écart est sensiblement réduit comparativement aux études antérieures. Ainsi, la dérive tendancielle apparaît plus prononcée aux États-Unis qu'en France.
- Comparativement au début de période, le partage de la valeur ajoutée n'est pas plus défavorable aux salaires en fin de période dans les pays européens que dans les pays anglo-saxons : le taux de marge a progressé de près de 4 points aux États-Unis et au Canada alors qu'il est demeuré stable en France et a progressé d'à peu près deux points en Allemagne.

Sur les trente dernières années, 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. Plus qu'une séparation entre pays européens et anglo-saxons, la comparaison des différents indicateurs révèle une relative proximité entre cinq pays (Japon, Allemagne, France, Italie, Danemark). Dans ces pays du premier groupe, le partage de la valeur ajoutée connaît une diminution au cours des années soixante-dix puis un redressement au cours des années quatre-vingts et une poursuite de la progression ou une stabilisation du taux de marge au cours des années quatre-vingt-dix. Le Japon connaît un profil d'évolution légèrement différent puisque le partage de la valeur ajoutée diminue au cours de la décennie quatre-vingt-dix.

- Le taux de marge diminue fortement au cours des années soixante-dix. Entre 1970 et 1980, la baisse est comprise entre -4 points en Allemagne et -13,5 points au Japon, excepté en Italie où il est d'un niveau équivalent en 1980 et en 1970.
- Le taux de marge se redresse au cours de la décennie quatre-vingts. La hausse est sensible en Allemagne, en France, et au Danemark (autour de +6 points), plus limitée au Japon (+2,8 points) et en Italie (+0,9 point). En 1990, le taux de marge dépasse son niveau de début de période en Allemagne, au Danemark et en Italie. Il reste nettement inférieur au Japon, plus légèrement en France.
- Entre 1990 et 2002, les évolutions sont différenciées : le taux de marge diminue en début de période en Italie et en Allemagne avant de se redresser, tandis qu'une baisse intervient au Danemark à la fin des années quatre-vingt-dix. En France, le taux de marge demeure relativement stable depuis le début des années quatre-vingt-dix.
- Sur l'ensemble de la période, le taux de marge a progressé de +5,5 points au Danemark et de +3,5 points en Italie. Il est resté stable en France (-0,2 point) et a fortement diminué au Japon (-15,2 points). Pour

l'Allemagne, les variations cumulées atteignent +2,2 points (+1,8 point pour l'Allemagne de l'Ouest puis +0,4 point pour l'Allemagne).

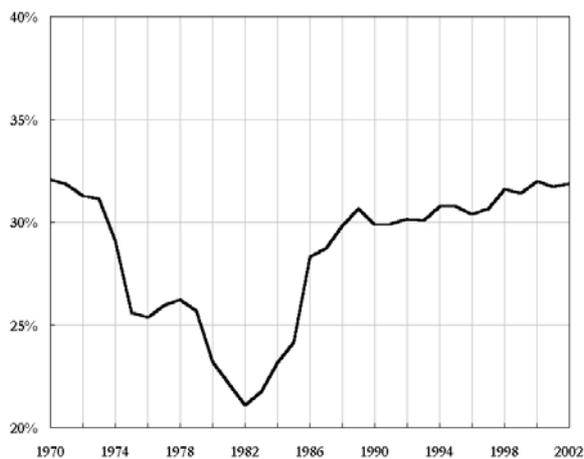
Les autres pays connaissent des évolutions différenciées :

- Aux États-Unis, le partage de la valeur ajoutée connaît des fluctuations régulières autour d'une tendance positive jusqu'en 1997 (+7,5 points entre 1970 et 1997) avant de chuter fortement (-5,1 points entre 1997 et 2000) et de se redresser légèrement en fin de période. Entre 1970 et 2002, la part des profits a progressé de +4,1 points.
- Au Royaume-Uni, le partage de la valeur ajoutée fluctue autour d'un niveau stable. Les périodes de hausse et de baisse se succèdent rapidement et sont de forte ampleur. Sur l'ensemble de la période, la part des profits a diminué de -1,3 point. Comme aux États-Unis, on constate une forte correction à la fin des années quatre-vingt-dix.
- Au Canada, le partage de la valeur ajoutée fluctue autour d'une tendance légèrement positive jusqu'au milieu des années quatre-vingts puis à partir du milieu des années quatre-vingt-dix. Entre ces deux sous-périodes, il s'affaïsse brutalement à partir de 1987 et atteint un point bas en 1992 (-8 points entre 1987 et 1992) avant de se redresser sans toutefois compenser cette diminution brutale (+6 points entre 1992 et 1995). Sur la période 1970-2001, la part des profits progresse de +4,1 points.
- En Norvège, le niveau moyen de la part des profits est particulièrement élevé et les évolutions de la part des profits révèlent une forte tendance positive. La part des profits baisse au début des années soixante-dix (-6 points entre 1970 et 1977) avant de connaître ensuite une forte tendance haussière jusqu'en fin de période (+17,5 points entre 1977 et 2002) accompagnée d'amples fluctuations caractérisées par des périodes de hausses relativement longues et soutenues suivies par des chutes brèves et violentes.

L'opposition entre pays « européens » et « anglo-saxons » doit donc être fortement relativisée. Si certains pays européens peuvent être rapprochés lorsqu'on considère les grandes périodes d'évolutions du partage de la valeur ajoutée, les pays anglo-saxons ne présentent pas d'évolutions communes. Concernant la France, cette comparaison révèle le profil particulièrement marqué du partage de la valeur ajoutée

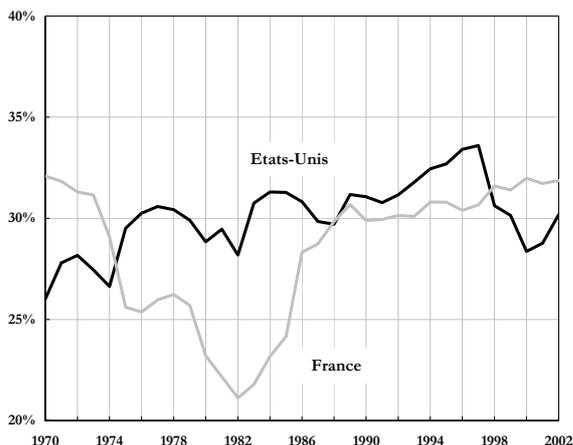
Graphiques III.1 à III.9
Taux de marge au coût des facteurs (%)
« Secteur marchand non agricole »

III.1 France



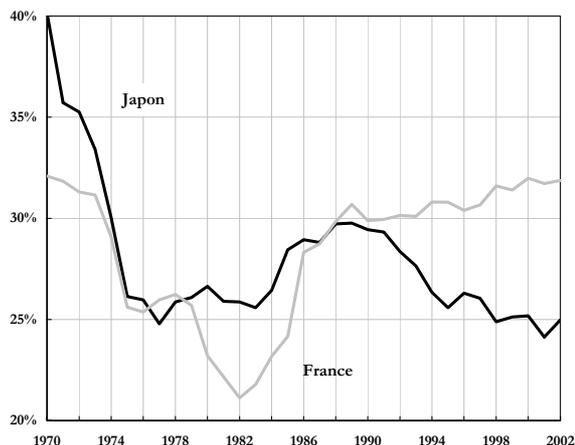
source : comptes nationaux, Ocde ; calculs des auteurs

III.2 États-Unis



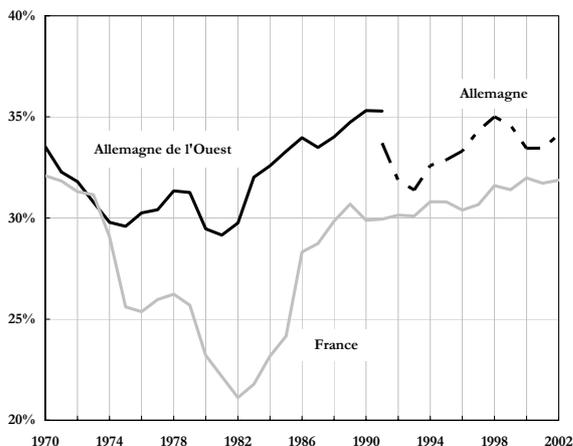
source : comptes nationaux ; calculs des auteurs

III.3 Japon



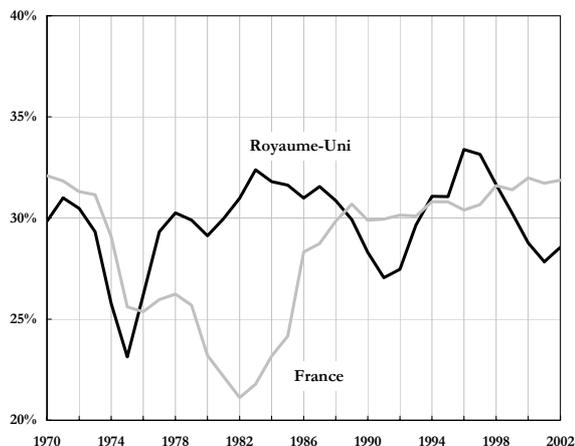
source : comptes nationaux, Ocde ; calculs des auteurs

III.4 Allemagne



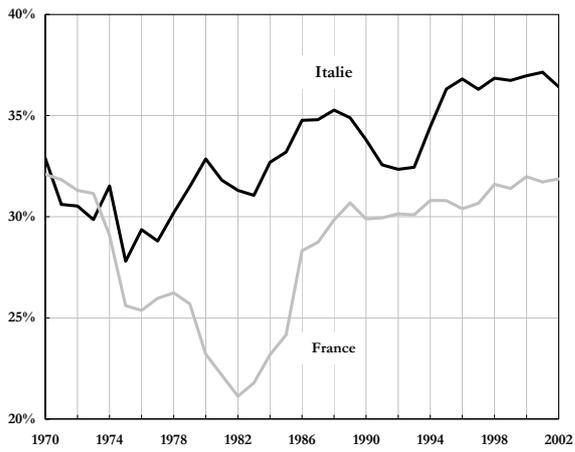
source : Ocde ; calculs des auteurs

III.5 Royaume-Uni



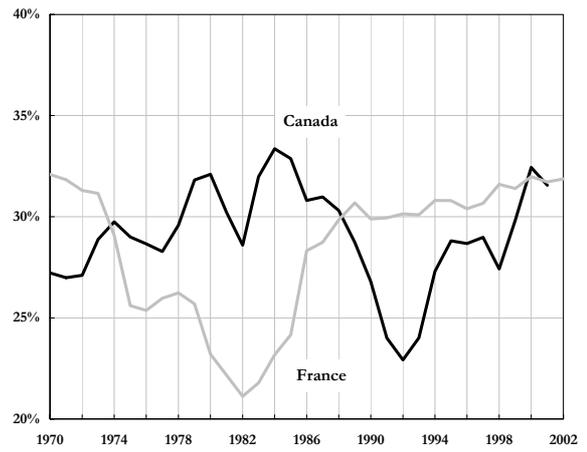
source : Ocde ; calculs des auteurs

III.6 Italie



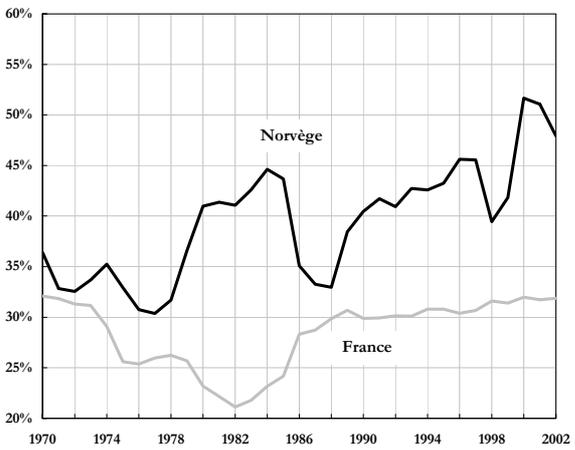
source : Ocde ; calculs des auteurs

III.7 Canada



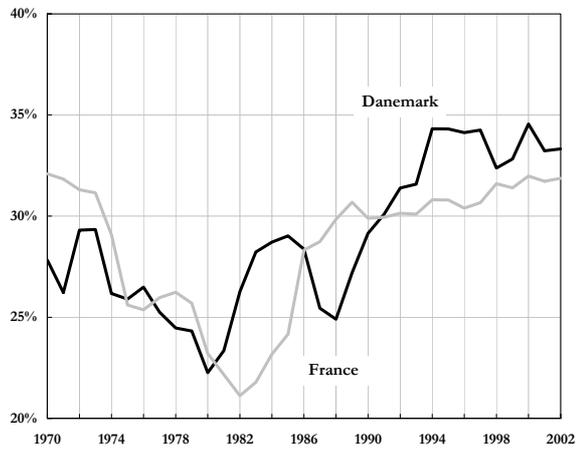
source : comptes nationaux, Ocde ; calculs des auteurs

III.8 Norvège



source : Ocde ; calculs des auteurs

III.9 Danemark



source : Ocde ; calculs des auteurs

8 L'opposition entre pays européens/Japon et anglo-saxons : le rôle du secteur pétrolier

Plusieurs travaux ont mis en évidence l'impact des prix de l'énergie, et plus particulièrement du prix du pétrole, sur l'évolution du partage de la valeur ajoutée (Cotis et Rignols, 1998 ; Prigent, 1999 ; Baghli *et alii.*, 2003). L'examen des profils des taux de marge montre que les mouvements du prix du pétrole ont eu un effet sur la déformation du partage de la valeur ajoutée (chocs pétroliers des années soixante-dix et contre-choc pétrolier du milieu des années quatre-vingts). Cet effet apparaît plus prolongé dans les pays européens/Japon que dans les pays anglo-saxons. Alors que les mouvements du prix du pétrole paraissent avoir largement façonné le profil du taux de marge dans les pays européens durant les décennies soixante-dix et quatre-vingts, leur impact semble plus ponctuel dans les pays anglo-saxons.

Mais les trois pays anglo-saxons retenus (ainsi que la Norvège) sont des producteurs de pétrole, et le secteur « pétrolier »¹⁶ représente une part non négligeable de la valeur ajoutée du secteur marchand non agricole (tableau 6). Le profil du partage de la valeur ajoutée au niveau agrégé pourrait dès lors masquer des « transferts » entre le « secteur pétrolier » et le reste du secteur marchand non agricole¹⁷.

Le calcul d'un taux de marge sur un champ « secteur marchand non agricole » hors secteur pétrolier pour les quatre pays précités aboutit à des résultats contrastés (graphiques IV.1 à IV.4).

- Aux États-Unis, le profil du taux de marge n'est que peu modifié par l'exclusion du secteur « pétrolier ». Les chocs sur le prix du pétrole ne semblent pas s'accompagner de transferts massifs entre le secteur « pétrolier » et le reste de l'économie.
- Au Royaume-Uni et au Canada, le taux de marge hors secteur pétrolier fluctue toujours autour d'un niveau stable, mais son profil est fortement modifié entre le milieu des années soixante-dix et la fin des années quatre-vingts : le taux de marge reste déprimé jusqu'au début des années quatre-vingts avant de se redresser. L'exclusion du secteur « pétrolier » conduit à un taux de marge dont le profil se rapproche de celui des pays européens.
- L'exclusion du secteur « pétrolier » a un effet massif pour la Norvège. Le niveau moyen du taux de marge sur la période passe de 39,5% à 30,8% et la forte tendance positive disparaît. Le taux de marge hors secteur « pétrolier » se rapproche nettement de celui des pays « européens » : il perd -7,7 points entre 1970 et 1980, gagne +1,9 point entre 1980 et 1990 et +3 points entre 1990 et 2002. Entre 1970 et 2002, le taux de marge hors secteur « pétrolier » a perdu -2,7 points.

Tableau 6
Poids du secteur « pétrolier »*
en % de la valeur ajoutée du « Secteur Marchand non Agricole »**

	1970-1979	1980-1989	1990-2002	1970-2002
États-Unis	2,8	4,1	1,8	2,8
Royaume-Uni	3,8	7,9	3,5	4,9
Canada	4,8	7,6	5,2	4,8
Norvège	3,5	17,6	20,4	14,5

* Le secteur « pétrolier » correspond aux deux branches « Extraction de matériaux produisant de l'énergie » et « Fabrication de produits pétroliers; cokéfaction; combustibles nucléaires » ; ** Valeur ajoutée au coût des facteurs corrigée des loyers fictifs.

¹⁶ Le secteur « pétrolier » est ici entendu au sens large puisqu'il comprend les deux branches « Extraction de matériaux produisant de l'énergie » et « Fabrication de produits pétroliers; cokéfaction; combustibles nucléaires »

¹⁷ Par transferts, on entend des évolutions opposées du taux de marge du secteur « pétrolier » et du reste de l'économie qui se compensent.

Les parts des profits du « secteur marchand non agricole » et du « secteur marchand non agricole » hors secteur « pétrolier » pour les pays producteurs de pétrole présentent des profils d'évolution proches de ceux des indicateurs corrigés du « biais d'agrégation » calculés par de Serres *et alii* (2002). Ces auteurs expliquaient la tendance positive de la part des profits dans les pays européens par des modifications de composition sectorielle. Les éléments présentés dans cette étude permettent de préciser le diagnostic : la dérive tendancielle de la part des profits serait un artefact, essentiellement liée au secteur de l'agriculture et/ou au secteur « pétrolier ».

Cette analyse comparative et descriptive permet d'éclairer les évolutions du partage de la valeur ajoutée en France :

- Sur la période 1970-2002, le partage de la valeur ajoutée est en moyenne d'un niveau comparable à ce qui est constaté dans les autres pays.
- Le partage de la valeur ajoutée se singularise par des évolutions très tranchées d'où les fluctuations de court terme semblent exclues. La chute du taux de marge est quasi-continue au cours des années soixante-dix, le redressement est ininterrompu au cours des années quatre-vingts, et le partage de la valeur ajoutée connaît une quasi-stabilité depuis le début des années quatre-vingt-dix. Parmi les pays étudiés, seul le Japon pourrait se prévaloir d'évolutions aussi heurtées.

9 La dynamique du coût salarial unitaire détermine celle du partage de la valeur ajoutée

Afin d'apporter des éléments descriptifs complémentaires, une décomposition comptable des évolutions du taux de marge a été réalisée (*encadré 2*). Une telle décomposition ne permet pas de définir des relations de causalité et ne fournit qu'une interprétation « mécanique » des évolutions du partage de la valeur ajoutée. Son apport est essentiellement descriptif.

Encadré 2

Une décomposition comptable du taux de marge

Le taux de marge au coût des facteurs (TMCF) peut être décomposé de manière à faire apparaître le coût réel du travail, la productivité apparente du travail, et les termes de l'échange intérieurs :

$$TMCF = \frac{VA - RSAL}{VA} = 1 - \frac{\left(\frac{RSAL}{PC}\right)}{N} \times \frac{PC}{PVA} \times \frac{1}{\left(\frac{VA}{PVA}\right)} = 1 - CRT \times TE \times \frac{1}{\Pi}$$

avec

VA, valeur ajoutée au coût des facteurs, RSAL rémunération des salariés (incluant éventuellement les non salariés), PVA prix de la valeur ajoutée, PC prix de la consommation, N, les effectifs totaux, CRT, coût réel du travail, TE, termes de l'échange intérieurs, Π , productivité apparente du travail.

A partir de cette décomposition comptable, les variations du taux de marge peuvent s'écrire, en différenciant la relation précédente :

$$\Delta TMCF \approx (TMCF - 1) \times \left[\frac{\Delta CRT}{CRT} + \frac{\Delta TE}{TE} + \frac{\Delta \frac{1}{\Pi}}{\frac{1}{\Pi}} \right]$$

Cette approximation sera valable pour de faibles variations du taux de marge. Elle peut se réécrire :

$$\Delta TMCF \approx C_CRT + C_TE + C_PI, \text{ avec}$$

$C_CRT = (TMCF - 1) \times \frac{\Delta CRT}{CRT}$, la contribution du coût réel du travail aux variations du taux de marge,

$C_TE = (TMCF - 1) \times \frac{\Delta TE}{TE}$, la contribution des termes de l'échange intérieurs,

$$C_{\Pi} = (TMCF - 1) \times \frac{\Delta \frac{1}{\Pi}}{\frac{1}{\Pi}}, \text{ la contribution de la productivité.}$$

Les contributions cumulées du coût réel du travail et de la productivité apparente du travail correspondent à la contribution du coût salarial unitaire réel ($CSU = \frac{CRT}{\Pi}$). L'élévation du coût réel du travail, des termes de l'échange intérieurs, ou du coût salarial réel unitaire conduit à une baisse du taux de marge ; une hausse de la productivité apparente du travail contribue positivement à l'évolution du taux de marge.

Il ressort de la décomposition comptable des évolutions du taux de marge que le profil du taux de marge est largement déterminé par la dynamique du coût salarial unitaire réel (*graphiques V.1 à V.9*). La contribution des termes de l'échange intérieurs a un impact différencié selon les pays : alors qu'elle conduit à des ruptures ponctuelles dans le partage de la valeur ajoutée dans certains pays, elle conduit à une dérive tendancielle de ce partage dans d'autres pays.

Les contributions cumulées du coût salarial unitaire réel sont toujours négatives ou très faiblement positives en Allemagne, en France, au Royaume-Uni et au Japon. Dans ces pays, le coût salarial unitaire réel est demeuré supérieur à son niveau de 1970 sur l'essentiel de la période. Il a retrouvé ce niveau en Allemagne au milieu des années quatre-vingts et en fin de période, et en France en fin de période ; il s'en est écarté durablement au Japon et au Royaume-Uni où il a augmenté de près de 10% entre 1970 et 2002 (*tableau 7*). En 2002, les contributions cumulées du coût salarial unitaire réel atteignaient -5,7 points au Japon et -6,8 points au Royaume-Uni, contre +0,4 point en Allemagne et +0,6 point en France.

Même si les contributions cumulées du coût salarial unitaire réel sont positives en Italie depuis le milieu des années quatre-vingt-dix, elles présentent des caractéristiques proches de celles des quatre pays précédents. Elles sont restées continûment négatives jusqu'en 1994, avant de progresser fortement en 1995 et de se stabiliser par la suite. En 2002, les contributions cumulées du coût salarial unitaire réel à l'évolution du taux de marge atteignaient +1,3 point.

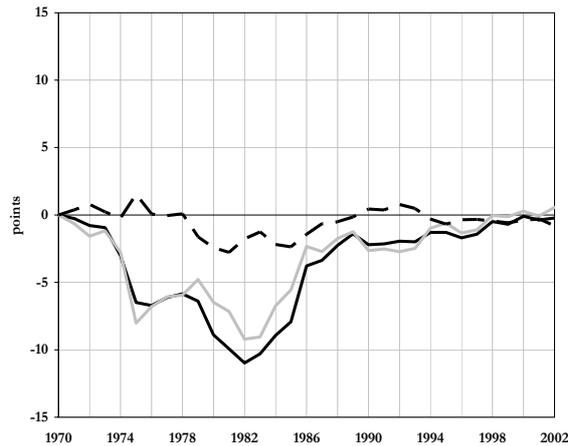
Au Canada, au Danemark et en Norvège, le coût salarial unitaire réel a également augmenté au début des années soixante-dix. Dans ces pays, il a néanmoins retrouvé son niveau de début de période au début des années quatre-vingts. Il a ensuite fluctué autour de ce niveau au Danemark et au Canada, tandis qu'il a diminué tendanciellement en Norvège. En 2002, les contributions cumulées du coût salarial réel unitaire étaient de +16,6 points en Norvège, +7,0 points au Canada, et de +6,3 points au Danemark.

Aux Etats-Unis, les contributions cumulées du coût salarial unitaire réel ont toujours été positives et ont augmenté tendanciellement. La baisse du coût salarial unitaire réel (-8,8% entre 1970 et 2002) explique la tendance à la hausse du taux de marge. En 2002, les contributions cumulées du coût salarial unitaire réel atteignaient +6,4 points.

Graphiques V.1 à V.9
Evolutions cumulées du taux de marge et contributions cumulées
du coût salarial unitaire réel et des termes de l'échange intérieurs
points de taux de marge

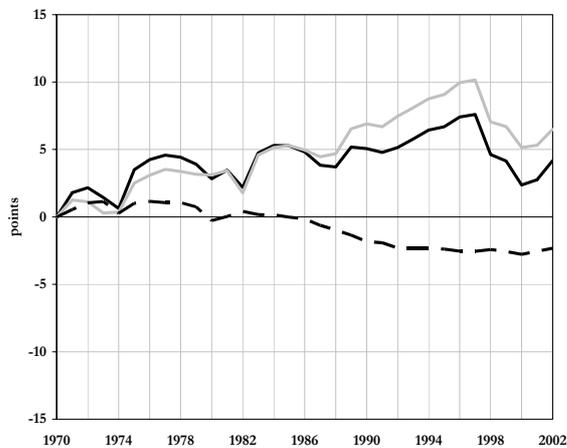
- La courbe en noir représente les évolutions cumulées du taux de marge ;
- La courbe en pointillés noirs représente les contributions cumulées des évolutions des termes de l'échange intérieurs aux évolutions du taux de marge ;
- La courbe en gris représente les contributions cumulées des évolutions du coût salarial unitaire aux évolutions du taux de marge.

V.1 France



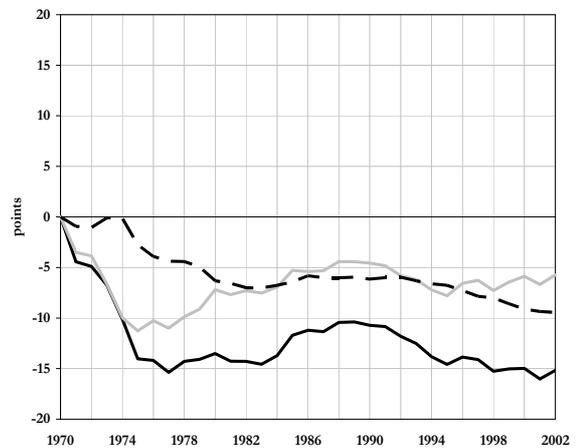
source : comptes nationaux, Ocde ; calculs des auteurs

V.2 États-Unis



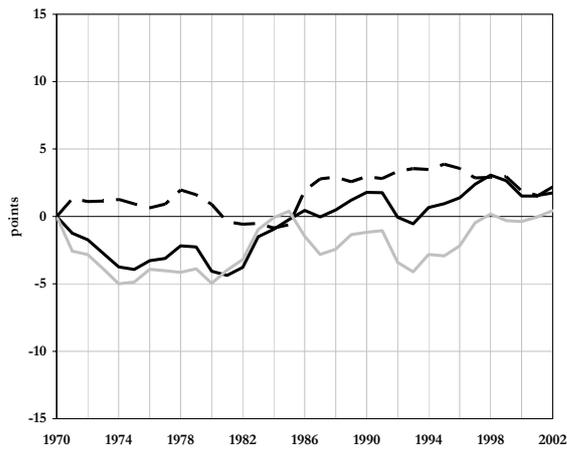
source : comptes nationaux ; calculs des auteurs

V.3 Japon



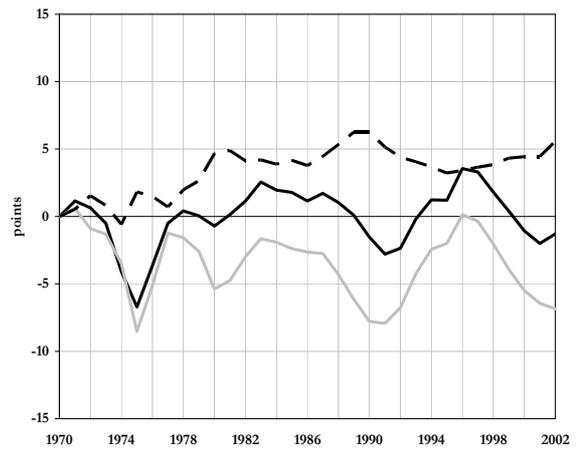
source : comptes nationaux, Ocde ; calculs des auteurs

V.4 Allemagne



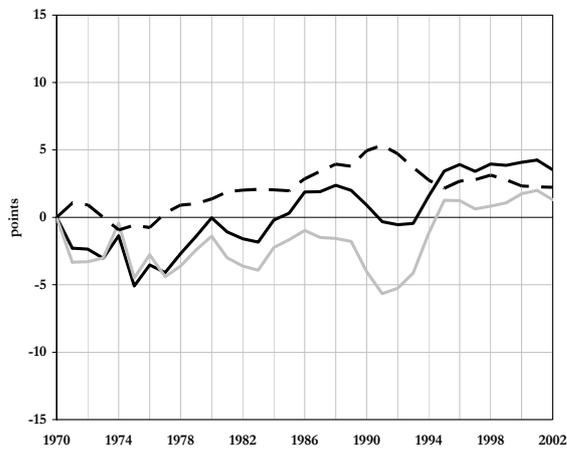
source : Ocde ; calculs des auteurs

V.5 Royaume-Uni



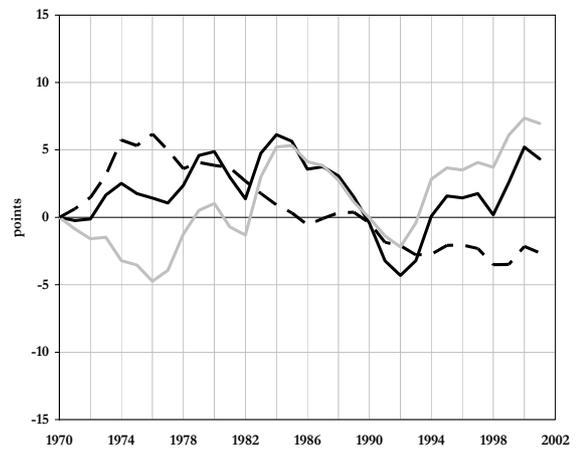
source : Ocde ; calculs des auteurs

V.6 Italie



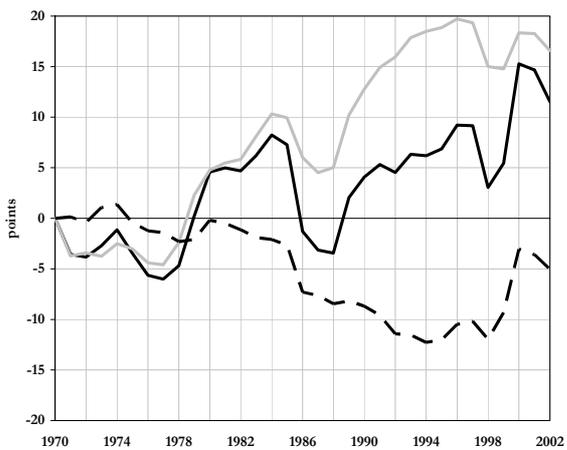
source : Ocde ; calculs des auteurs

V.7 Canada



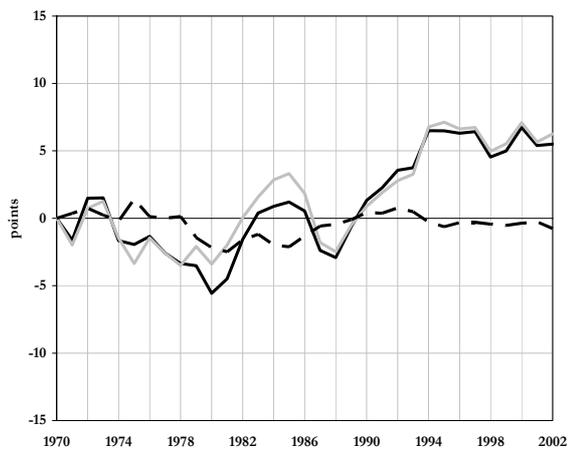
source : comptes nationaux, Ocde ;
calculs des auteurs

V.8 Norvège



source : Ocde ; calculs des auteurs

V.9 Danemark

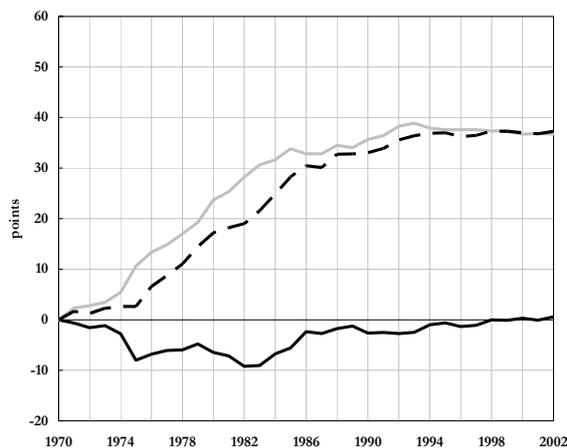


source : Ocde ; calculs des auteurs

Graphiques VI.1 à VI.9
Contributions cumulées du coût salarial unitaire,
de la productivité apparente du travail et du coût réel du travail
en points de taux de marge

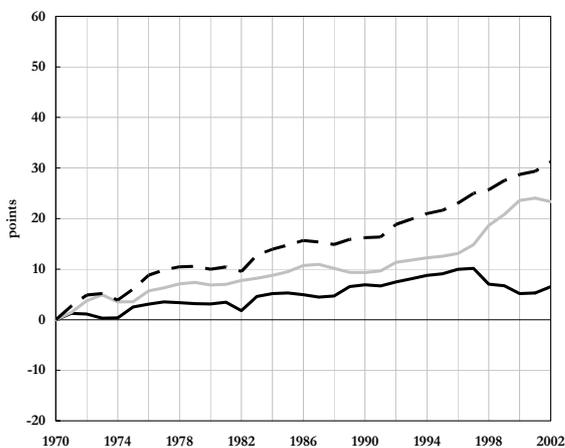
- La courbe en noir représente les contributions cumulées des évolutions du coût salarial réel unitaire aux évolutions du taux de marge ;
- La courbe en pointillés noirs représente les contributions cumulées des évolutions de la productivité apparente du travail aux évolutions du taux de marge ;
- La courbe gris représente les contributions cumulées des évolutions du coût réel du travail aux évolutions du taux de marge ; l'opposé de ces contributions est représenté pour pouvoir être plus directement comparées à celles de la productivité apparente du travail.

VI.1 France



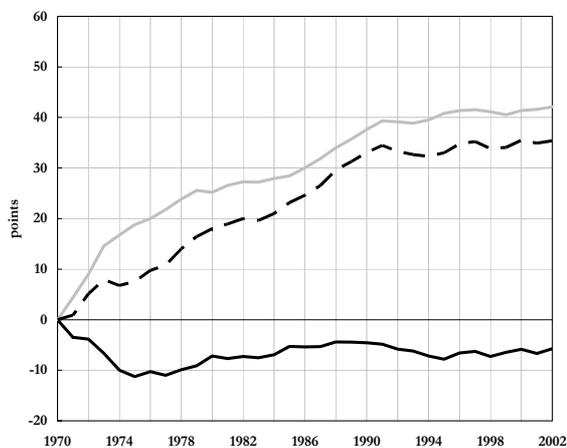
source : comptes nationaux, Ocde ; calculs des auteurs

VI.2 États-Unis



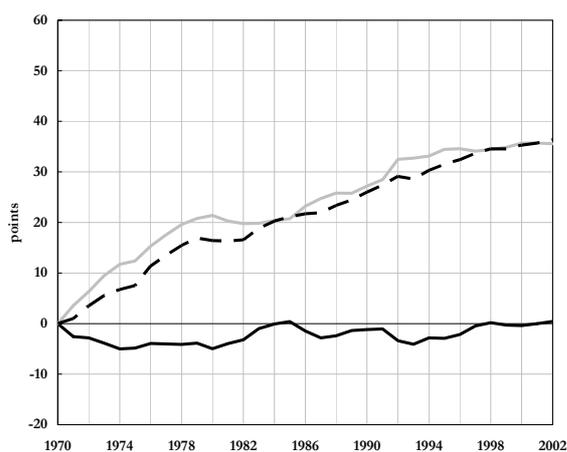
source : comptes nationaux ; calculs des auteurs

VI.3 Japon



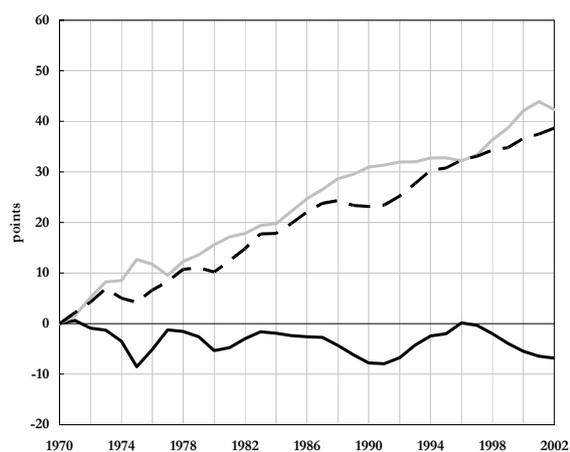
source : comptes nationaux, Ocde ; calculs des auteurs

VI.4 Allemagne



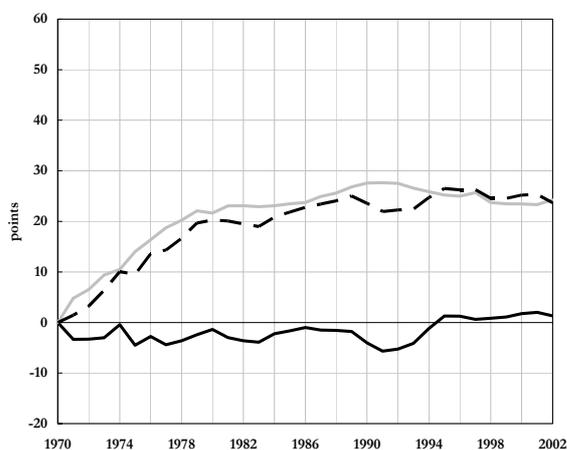
source : Ocde ; calculs des auteurs

VI.5 Royaume-Uni



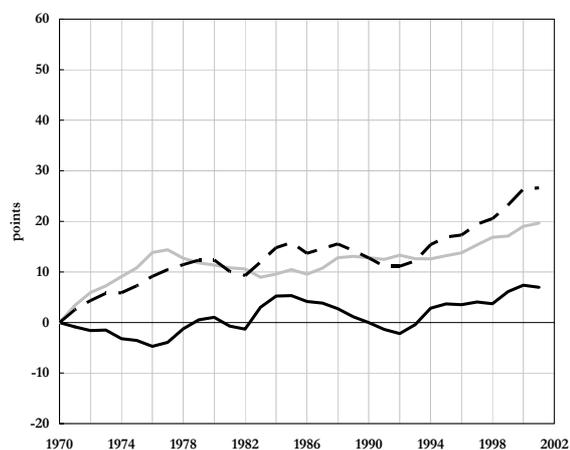
source : Ocde ; calculs des auteurs

VI.6 Italie



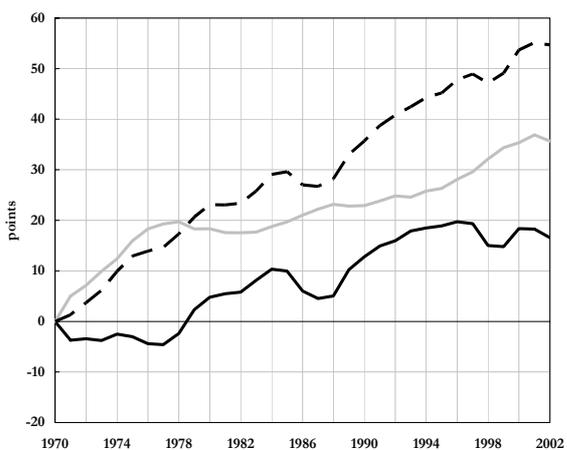
source : Ocde ; calculs des auteurs

VI.7 Canada



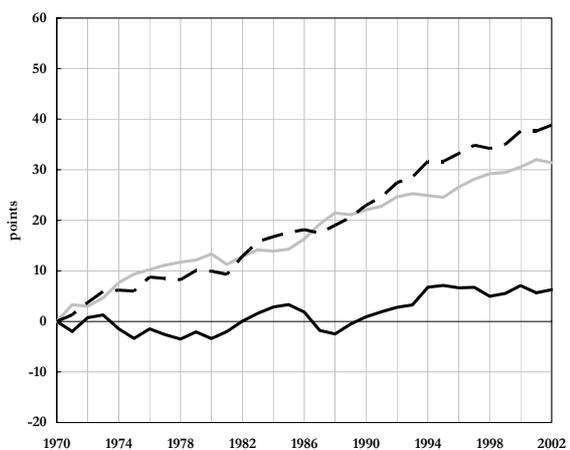
source : comptes nationaux, Ocde ; calculs des auteurs

VI.8 Norvège



source : Ocde ; calculs des auteurs

VI.9 Danemark



source : Ocde ; calculs des auteurs

La contribution du coût salarial unitaire réel peut être décomposée en une contribution du coût réel du travail et une contribution de la productivité apparente du travail (graphiques VI.1 à VI.9). Sur l'ensemble de la période 1970-2002,

- la croissance de la productivité apparente du travail est supérieure à celle du coût réel du travail aux États-Unis, au Canada, en Norvège et au Danemark (*tableau 7*). Au Canada, en Norvège, et au Danemark, la croissance du coût réel du travail a été supérieure à celle de la productivité apparente du travail au début des années soixante-dix, provoquant une élévation du coût salarial unitaire réel et une dégradation du taux de marge.
- En France, en Allemagne, en Italie, la productivité apparente du travail a progressé à un rythme identique à celui du coût réel du travail. Dans ces trois pays, la hausse du coût réel du travail a été plus forte que celle de la productivité apparente du travail au cours de la décennie soixante-dix, la convergence s'opérant à partir du début des années quatre-vingts (légèrement plus tôt en Italie). Il en a résulté une hausse du coût salarial unitaire réel et une diminution du taux de marge dans un premier temps, puis un rétablissement progressif du coût salarial unitaire réel provoquant mécaniquement un redressement du taux de marge.
- Au Royaume-Uni et au Japon, la croissance du coût réel du travail est supérieure à celle de la productivité apparente du travail. Le coût salarial unitaire réel s'est accru sur la période et a contribué à abaisser le niveau du taux de marge.

Les rythmes de progression du coût réel du travail et de la productivité apparente du travail permettent une séparation des pays en deux groupes :

- Aux États-Unis, en Allemagne, au Royaume-Uni, en Norvège et au Danemark, la productivité apparente du travail progresse à un rythme régulier, sans ralentissement prononcé.
- Au Japon, en France, en Italie et au Canada, la productivité apparente du travail semble connaître des ruptures de tendance. Un ralentissement durable du rythme de croissance de la productivité apparente du travail apparaît dès la fin des années soixante-dix en Italie et au début de la décennie quatre-vingt-dix au Japon et en France. Le Canada connaît un ralentissement de la fin des années soixante-dix au début des années quatre-vingt-dix, puis une accélération du rythme de progression de la productivité apparente du travail.

Tableau 7
Coût salarial unitaire réel, coût réel du travail, productivité apparente du travail
et taux de marge
Évolutions sur la période 1970-2002

	Coût réel du travail	Productivité apparente du travail %	Coût salarial unitaire réel	Coût salarial unitaire réel <i>points de taux de marge</i>	Taux de marge
Etats-Unis	42,7	56,5	-8,8	+6,4	+4,1
Japon	81,4	64,7	+9,7	-5,7	-15,2
Allemagne**				+0,4	+2,2
Royaume-Uni	91,8	73,9	+10,3	-6,8	-1,3
France	64,3	65,5	-0,8	+0,6	-0,2
Italie	37,7	40,6	-2,1	+1,3	+3,5
Canada*	31,8	45,4	-9,4	+7,0	+4,3
Norvège	86,9	145,4	-23,9	+16,6	+11,5
Danemark	58,3	76,3	-8,6	+6,3	+5,5

* 1970-2001 ; ** La croissance du coût salarial réel unitaire ne peut être calculée pour l'Allemagne. Les contributions cumulées ainsi que l'évolution du taux de marge sont calculées pour l'Allemagne de l'Ouest de 1971 à 1991, et pour l'Allemagne de 1992 à 2002.

Les termes de l'échange intérieurs contribuent de manières différentes aux évolutions du partage de la valeur ajoutée. Si leur impact sur le profil du taux de marge est moindre que celui du coût salarial unitaire réel, ils expliquent la tendance positive du taux de marge constatée en Allemagne et en Italie sur la période 1970-2002. Les termes de l'échange intérieurs présentent une ou plusieurs fortes dérives temporelles aux Etats-Unis, au Japon, en Italie, au Canada et en Norvège ; ils sont plutôt caractérisés par des ruptures ponctuelles en Allemagne et au Royaume-Uni. Ils restent relativement stables en France et au Danemark. Dans ces deux derniers pays, leur contribution à l'évolution du taux de marge est particulièrement limitée.

Aux Etats-Unis, au Japon, au Canada et en Norvège, les termes de l'échange intérieurs présentent une tendance à la hausse sur l'essentiel de la période. Cette tendance conduit à atténuer celle du coût salarial unitaire réel aux Etats-Unis, en Norvège et au Canada, tandis qu'elle accentue nettement la baisse du taux de marge au Japon. Entre 1970 et 2002, les contributions cumulées des termes de l'échange intérieurs aux évolutions du taux de

marge sont négatives dans ces quatre pays : -2,3 points au Etats-Unis ; -2,6 points au Canada ; -5 points en Norvège ; -9,4 points au Japon.

En Italie, les termes de l'échange intérieur restent relativement stables jusqu'au milieu des années soixante-dix avant de diminuer tendanciellement jusqu'au début des années quatre-vingt-dix, puis d'augmenter sensiblement et de compenser l'impact sur le taux de marge de la diminution du coût salarial unitaire réel. L'Italie est le seul pays où les termes de l'échange intérieurs ont connu une diminution tendancielle prolongée.

Au Royaume-Uni et en Allemagne, les termes de l'échange intérieur semblent plutôt évoluer par chocs ponctuels provoquant de brusques mouvements du partage de la valeur ajoutée. En-dehors de ces chocs, les termes de l'échange intérieur demeurent relativement stables. En Allemagne, entre 1970 et 2002, les contributions cumulées des termes de l'échange intérieurs atteignent +1,8 point ; au Royaume-Uni, elles atteignent +5,6 points.

Au Danemark et en France, les termes de l'échange sont caractérisés par des fluctuations de faible ampleur contribuant peu à l'évolution du taux de marge. Dans ces deux pays, les évolutions du partage de la valeur ajoutée sont très largement déterminées par celles du coût salarial unitaire réel. En 2002, les contributions cumulées des termes de l'échange à l'évolution du taux de marge étaient de -0,8 point pour la France et le Danemark.

*
* *

Le recours à une autre méthode permet d'apporter un éclairage nouveau sur le profil du partage de la valeur ajoutée en France et sur la distinction habituellement admise entre pays européens et anglo-saxon.

En France, la tendance à la hausse de la part des profits au cours des années quatre-vingt-dix dans le secteur privé (ensemble de l'économie hors administrations publiques) s'explique par les conventions retenues. Lorsqu'on affecte à chaque non salarié une rémunération équivalente à celle des salariés de sa branche, qu'on retire les loyers fictifs de la valeur ajoutée, que l'agriculture est exclue du champ d'analyse, la part des profits apparaît relativement stable depuis le début des années quatre-vingt-dix.

La distinction entre pays européens et anglo-saxons doit être relativisée. L'examen des différents indicateurs révèle qu'il n'y a pas d'opposition entre ces deux groupes. L'exclusion du secteur « pétrolier » conduit à rapprocher le profil de la part des profits en Norvège, au Royaume-Uni et au Canada de celui des pays européens.

La décomposition comptable du taux de marge permet d'apporter les précisions suivantes :

- L'Allemagne, la France et l'Italie présentent des évolutions du partage de la valeur ajoutée proches et se caractérisent par un coût salarial unitaire réel dont le niveau est proche en début et en fin de période après avoir contribué négativement à l'évolution du taux de marge sur l'essentiel de la période.
- Le partage de la valeur ajoutée présente un profil proche des trois pays précédents au Danemark et en Norvège (lorsque le secteur « pétrolier » est retiré) mais la progression de la productivité apparente du travail a été supérieure à celle du coût réel du travail.
- Le taux de marge connaît une tendance positive aux Etats-Unis liée à une progression de la productivité apparente du travail sensiblement plus élevée que celle du coût réel du travail.
- Au Royaume-Uni, le coût salarial unitaire réel a nettement diminué entre 1970 et 2002.
- Au Canada, le partage de la valeur ajoutée a connu des évolutions atypiques à la fin des années quatre-vingts.
- Au Japon, le partage de la valeur ajoutée paraît finalement devoir être considéré avec précaution en raison du fort impact des différentes hypothèses et du nombre particulièrement important de non salariés.

Il revient maintenant aux analyses théoriques et formalisées d'expliquer ces faits stylisés, et notamment d'examiner la pertinence de l'hypothèse de stabilité de long terme du partage de la valeur ajoutée largement démentie sur les trente dernières années. Concernant la France, c'est la stabilité du partage de la valeur ajoutée depuis une quinzaine d'années ainsi qu'un profil particulièrement heurté qu'il conviendrait désormais d'expliquer, plutôt qu'une dérive temporelle depuis le début des années quatre-vingts.

Il convient cependant de rappeler que la mesure du partage salaires-profits reste un exercice compliqué et que les différents indicateurs analysés restent imparfaits, ce qui amène à considérer avec précaution ces résultats. Deux grandes interrogations demeurent : comment obtenir une correction de la non salarisation véritablement pertinente ? Comment améliorer de manière homogène la définition du coût du travail ?

Bibliographie

- ARTUS P. ET D. COHEN, 1998, « Partage de la valeur ajoutée », Conseil d'Analyse Economique, *La Documentation Française*.
- ASKÉNAZY P., 2003, « Partage de la valeur ajoutée et rentabilité du capital en France et aux Etats-Unis : une réévaluation », *Economie et Statistique*, n°363-364-365, pp.167-189.
- BAGHLI M., G. CETTE ET A. SYLVAIN, 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*, n°158, pp. 1-27.
- BAGHLI M., G. CETTE ET A. SYLVAIN, 2002, « Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés : analyse empirique sur la période 1970-2000 », *Note d'Etudes et de Recherche*, Banque de France, n°99.
- BLANCHARD O., 1997, « The medium run », *Brooking Papers on Economic Activity*, 2, pp. 89-158.
- BLANCHARD O. ET F. GIAVAZZI, 2001, « Macroeconomic Effects of Regulation and Deregulation in Goods and Labor Markets », *NBER Working Paper* n°8120.
- CABALLERO R. ET M.L. HAMMOUR, 1998, « Jobless Growth : Appropriability, Factor Substitution and Unemployment », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 48, juin, pp. 51-94.
- CETTE G. ET S. MAHFOUZ, 1996, « Le partage primaire du revenu : un constat descriptif sur longue période », *Economie et Statistique*, n°296-297, pp. 165-189.
- COTIS J-P. ET E. RIGNOLS, 1998, « Le partage de la valeur ajoutée : quelques enseignements tirés du « paradoxe franco-américain » », *Revue de l'OFCE*, n°65, pp. 291-344.
- DE SERRES A., S. SCARPETTA ET C. DE LA MAISONNEUVE, 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 Economiques*, OCDE, n°326.
- EUROSTAT, 1996, *Système européen des comptes SEC 1995*.
- HERBERT R. ET R. PIKE, 2005, « A new experimental National Accounts aggregate – Market Sector Gross Value Added », *Economic Trends*, n°623, pp. 15-19.
- INSEE, 2004, *Les comptes du Logement*, Synthèses, n°79.
- KRUEGER A. B., 2000, « Measuring Labor Share », *American Economic Review*, Vol. 89, n° 2, pp. 45-51.
- LEQUILLER F., 1998, « La nouvelle base 95 », *Courrier des Statistiques*, n°87-88, décembre.
- PRIGENT C., 1999, « La part des salaires dans la valeur ajoutée en France : une approche macroéconomique », *Economie et Statistique*, n°323, mars, pp. 73-94
- SYLVAIN A., 1998, « Le partage de la valeur ajoutée », *Economie Internationale*, n°73, pp.73-89.
- TIMBEAU X., 2003, « Partage de la valeur ajoutée : de l'importance d'être précis », commentaire de l'étude de P.Askénazy, *Economie et Statistique*, n°364-365-366, pp.187-189.

Annexe 1 - Principaux indicateurs

**Taux de marge au coût des facteurs
« Secteur marchand non agricole »
Valeur ajoutée corrigée des loyers fictifs**

	Etats-Unis	Japon	Allemagne de l'Ouest	Allemagne	Royaume-Uni
1970	27,0	40,2	33,5		29,8
1971	28,7	35,7	32,3		31,0
1972	29,0	35,3	31,8		30,5
1973	28,4	33,4	30,8		29,3
1974	27,7	30,0	29,8		25,8
1975	30,4	26,1	29,6		23,1
1976	31,2	26,0	30,2		26,2
1977	31,5	24,8	30,4		29,3
1978	31,5	25,9	31,3		30,3
1979	31,1	26,1	31,3		29,9
1980	30,2	26,6	29,5		29,1
1981	30,9	25,9	29,2		30,0
1982	29,6	25,9	29,8		31,0
1983	31,8	25,6	32,0		32,4
1984	32,4	26,4	32,6		31,8
1985	32,2	28,4	33,3		31,6
1986	31,8	28,9	34,0		31,0
1987	30,9	28,8	33,5		31,6
1988	30,8	29,7	34,0		30,9
1989	32,2	29,8	34,7		29,9
1990	32,0	29,4	35,3		28,3
1991	31,7	29,3	35,3	33,7	27,0
1992	32,0	28,4		31,9	27,5
1993	32,6	27,6		31,4	29,6
1994	33,3	26,3		32,6	31,1
1995	33,6	25,6		32,9	31,1
1996	34,3	26,3		33,3	33,4
1997	34,5	26,0		34,3	33,1
1998	31,6	24,9		35,0	31,7
1999	31,1	25,1		34,6	30,2
2000	29,4	25,2		33,4	28,8
2001	29,7	24,1		33,4	27,8
2002	31,1	25,0		34,1	28,6

Source : base ANA de l'OCDE, comptes nationaux ; calculs des auteurs.

Taux de marge au coût des facteurs
« Secteur marchand non agricole »
Valeur ajoutée corrigée des loyers fictifs

	France	Italie	Canada	Norvège	Danemark
1970	32,1	32,9	27,2	36,4	27,8
1971	31,8	30,6	27,0	32,8	26,2
1972	31,3	30,5	27,1	32,5	29,3
1973	31,2	29,9	28,9	33,7	29,3
1974	29,1	31,5	29,7	35,3	26,2
1975	25,6	27,8	29,0	32,9	25,9
1976	25,4	29,4	28,7	30,7	26,5
1977	26,0	28,8	28,3	30,4	25,2
1978	26,2	30,2	29,6	31,7	24,5
1979	25,7	31,5	31,8	36,6	24,3
1980	23,2	32,9	32,1	41,0	22,3
1981	22,2	31,8	30,2	41,4	23,3
1982	21,1	31,3	28,6	41,1	26,3
1983	21,8	31,1	32,0	42,6	28,2
1984	23,2	32,7	33,4	44,6	28,7
1985	24,2	33,2	32,9	43,7	29,0
1986	28,3	34,8	30,8	35,1	28,4
1987	28,7	34,8	31,0	33,3	25,4
1988	29,8	35,3	30,3	33,0	24,9
1989	30,7	34,9	28,7	38,4	27,2
1990	29,9	33,8	26,8	40,5	29,2
1991	29,9	32,6	24,0	41,7	30,1
1992	30,1	32,3	22,9	40,9	31,4
1993	30,1	32,4	24,0	42,7	31,6
1994	30,8	34,5	27,3	42,6	34,3
1995	30,8	36,3	28,8	43,2	34,3
1996	30,4	36,8	28,7	45,6	34,1
1997	30,7	36,3	29,0	45,5	34,3
1998	31,6	36,9	27,4	39,4	32,4
1999	31,4	36,7	29,8	41,8	32,8
2000	32,0	37,0	32,4	51,7	34,6
2001	31,7	37,1	31,6	51,1	33,2
2002	31,9	36,4		47,9	33,3

Source : base ANA de l'OCDE, comptes nationaux ; calculs des auteurs.

Taux de marge au coût des facteurs
« Secteur marchand non agricole » hors secteur « pétrolier »
Valeur ajoutée corrigée des loyers fictifs

	Etats-Unis	Royaume-Uni	Canada	Norvège
1970	26,3	29,6	26,5	36,4
1971	28,0	30,7	26,1	32,9
1972	28,4	30,2	26,1	32,5
1973	27,6	29,0	27,5	33,6
1974	26,5	25,4	27,5	34,7
1975	29,2	22,7	26,1	30,7
1976	29,9	24,9	25,9	27,7
1977	30,2	27,2	24,8	26,9
1978	30,2	27,3	26,3	26,4
1979	29,4	26,0	28,1	29,2
1980	27,8	24,2	27,8	28,8
1981	28,3	24,8	25,6	28,3
1982	27,1	25,7	23,0	27,7
1983	29,8	26,9	26,1	28,4
1984	30,6	26,1	27,4	29,4
1985	30,4	25,7	27,1	29,0
1986	30,9	26,2	28,0	27,5
1987	29,8	28,0	28,4	26,5
1988	29,6	28,3	28,4	28,2
1989	31,1	28,4	27,1	30,6
1990	30,8	26,6	24,4	30,7
1991	30,8	25,5	21,8	32,6
1992	31,4	26,2	20,8	32,0
1993	31,9	28,3	21,6	34,1
1994	32,8	29,7	25,0	33,8
1995	33,1	29,5	26,8	34,1
1996	33,5	31,6	26,0	32,9
1997	33,7	31,6	26,6	32,6
1998	31,3	30,5	25,9	31,0
1999	30,8	28,9	27,6	30,3
2000	28,7	26,7	27,9	31,3
2001	29,1	25,8	27,3	33,7
2002	26,3	29,6	26,5	36,4

Source : base ANA de l'OCDE, comptes nationaux ; calculs des auteurs.

Annexe 2 - Données utilisées

A2.1 Source des données

Les taux de marge sont calculés à partir de la seule base ANA de l'OCDE pour l'Allemagne, l'Italie, le Canada, la Norvège, le Danemark (Tableau A2.1). Pour le Royaume-Uni, la base ANA ainsi que des données provenant de l'enquête sur les forces de travail (*Labour Force Survey*) sont utilisées. Les comptes nationaux et la base ANA sont mobilisés pour construire les taux de marge au Japon et en France. Les taux de marge construits pour les Etats-Unis reposent intégralement sur les comptes nationaux.

Tableau A2.1
Sources des données

	Compte Nationaux	Autre OCDE	OCDE Base ANA
Etats-Unis	1970-2002		
Japon	1970-1990		1990-2002
Allemagne de l'Ouest			1970-1991
Allemagne			1991-2002
Royaume-Uni		1970-1978	1978-2002
France	1970-1990		1990-2002
Italie			1970-2002
Canada			1970-2001
Norvège			1970-2002
Danemark			1970-2002

9.1 A2.2 Définition du « Secteur marchand non agricole »

a) à partir de la base ANA

A partir des données de branches de la base ANA (Tableau A2.2), le « secteur marchand non agricole » est défini comme l'ensemble des branches dont sont retirées les branches suivantes :

- « Administration publique et défense; sécurité sociale obligatoire »
- « Education »
- « Santé et action sociale »
- « Agriculture, chasse et sylviculture »
- « Pêche »

Le retrait des trois premières branches conduit au « secteur marchand ». La branche « agriculture » est composée des deux branches « Agriculture, chasse et sylviculture » et « Pêche ».

Tableau A2.2
Les branches dans la base ANA de l'OCDE

Agriculture, chasse et sylviculture
Pêche
Activités extractives
dont
<i>Extraction de matériaux produisant de l'énergie</i>
<i>Activités extractives, sauf extraction de matériaux produisant de l'énergie</i>
Activités de fabrication
dont
<i>Fabrication de produits alimentaires, boissons, et produits à base de tabac</i>
<i>Fabrication des textiles et produits textiles</i>
<i>Fabrication du cuir et des produits en cuir</i>
<i>Production de bois et d'articles en bois</i>
<i>Fabrication de papier, d'articles en papier et carton; édition et imprimerie</i>
<i>Fabrication de produits pétroliers; cokéfaction; combustibles nucléaires</i>
<i>Fabrication de produits chimiques</i>
<i>Fabrication d'articles en caoutchouc et en matières plastiques</i>
<i>Fabrication d'autres produits minéraux non métalliques</i>
<i>Fabrication de produits métallurgiques de base et d'ouvrages en métaux</i>
<i>Fabrication de machines et de matériel n.c.a.</i>
<i>Fabrication d'appareils électriques et d'optique</i>
<i>Fabrication de matériels de transport</i>
<i>Activités de fabrication n.c.a.</i>
Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau
Construction
Commerce de gros et de détail; réparation de véhicules et de biens dom.
Hôtels et restaurants
Transports, entreposage et communications
Intermédiation financière
Immobilier, location et activités de services aux entreprises
Administration publique et défense; sécurité sociale obligatoire
Education
Santé et action sociale
Autres activités de services collectifs, sociaux et personnels
Ménages privés employant du personnel domestique
Organisations et organismes extraterritoriaux
Total

Note de lecture : les calculs nécessitant des données sectorielles utilisent le niveau de détail le plus fin. Ainsi par exemple, les branches *Extraction de matériaux produisant de l'énergie* et *Activités extractives, sauf extraction de matériaux produisant de l'énergie* sont distinguées.

b) à partir des données de comptabilité nationale

Pour les Etats-Unis, le Japon et la France, des données de comptabilité nationale sont directement mobilisées. Les découpages par branches disponibles ne correspondant pas au découpage de la base ANA, un champ aussi proche que possible de celui de la base ANA a été considéré (Tableau A2.2).

- Pour les Etats-Unis, il n'a pas été possible de disposer d'un découpage par branches homogène sur toute la période 1970-2002. Trois nomenclatures différentes ont été utilisées pour les périodes 1970-1987 (*1972 Standard Industrial Classification*), 1987-1997 (*1987 Standard Industrial Classification*) et 1998-2002 (*1997 North American Industrial Classification System*)
- Pour la France, les données sur la période 1970-1990 reprennent le découpage sectoriel en vigueur dans la base 80 (*Nomenclature d'Activités et de Produits, NAP40*)

Tableau A2.2
Le « secteur marchand non agricole »
à partir des données de comptabilités nationales

	Secteur marchand	Agriculture
Etats-Unis	1970-1987 et 1987-1997	
	Total Activity	Agriculture, forestry and fishing
	- Government	
	- Educational services	
	- Health services	
	- Social Services	
	- Membership organizations	
Etats-Unis	1998-2002	
	Total activity	Agriculture, forestry, fishing, and hunting
	- Government	
	- Educational services, health care, and social assistance	
Japon	1970-1990	
	Total	Agriculture, forestry and fishery
	- Producers of government services	
	- Producers of private non-profit services to households	
France	1970-1990	
	Ensemble des activités	Agriculture, sylviculture et pêche
	- Services non marchands	

A2.3 Retraitements spécifiques :

Différentes hypothèses ont été nécessaires pour estimer certaines données manquantes.

L'emploi au Royaume-Uni sur la période 1970-1978

En l'absence de données, l'enquête sur les forces de travail (Labour Force Survey) a été mobilisée pour obtenir l'emploi et les non salariés pour l'ensemble de l'économie sur la période 1970-1978. Les variations de ces séries ont été utilisées pour rétroprojeter l'emploi et les non salariés jusqu'en 1978. Les données sectorielles sont obtenues à partir des parts constatées en 1978.

La rémunération des non salariés aux Etats-Unis sur la période 1970-1997

Le nombre de non salariés n'étant pas disponible pour les secteurs « *Educational services* », « *Health services* », « *Social services* » et « *Membership organizations* » celui-ci a été estimé en supposant que la part des non salariés de ces secteurs dans le secteur « *Services* » auquel ils appartiennent était équivalente à la part des salariés de ces secteurs dans le secteur « *Services* »

Les loyers fictifs en Allemagne et en Norvège sur la période 1970-1980.

Les loyers fictifs n'étant pas disponibles sur la période 1970-1980 pour la Norvège et l'Allemagne, ils ont été estimés en supposant qu'ils représentaient une fraction constante de la valeur ajoutée de l'ensemble de l'économie. Cette fraction correspond à la celle constatée en 1980.

La rétopolation des taux de marge pour le Japon et la France

Pour la France et le Japon, le raccordement des deux taux de marge calculés à partir de bases comptables et/ou de découpages par branches différents s'effectue en rétopolant les taux de marge calculés à partir des données de l'OCDE au moyen des taux de croissance des taux de marge calculés directement à partir des données de comptabilité nationale.

Les taux de marge au coût des facteurs du « secteur marchand non agricole » (TMCF_SMNA) sont calculés à partir de la formule suivante :

$$TMCF_SMNA = \frac{VACF_SMNA - RSAL_SMNA - RNSAL_SMNA}{VACF_SMNA}$$

avec

$VACF_SMNA$, la valeur ajoutée au coût des facteurs du secteur marchand non agricole définie telle que :

$$VACF_SMNA = VA_SMNA - II_SMNA + SUB_SMNA - SIFIM_SMNA - LF$$

avec

VA_SMNA , la valeur ajoutée brute ; II_SMNA , les impôts indirects ; SUB , les subventions,

$SIFIM$, la part des SIFIM affectée au secteur marchand non agricole en proportion de son poids dans la valeur ajoutée brute,

LF , les loyers fictifs.

$RSAL_SMNA$, la rémunération des salariés du secteur marchand non agricole défini à partir des données de branches.

$RNSAL_SMNA$, la rémunération des non salariés du secteur marchand non agricole. Elle est obtenue en sommant les rémunérations des non salariés calculées pour chaque branche. Pour chaque branche, la rémunération des non salariés correspond au produit du nombre de non salariés de la branche par la rémunération moyenne des salariés de la branche.

La part des profits du secteur marchand non agricole hors secteur « pétrolier » est obtenu en retranchant du secteur marchand non agricole les deux branches *Extraction de matériaux produisant de l'énergie et Fabrication de produits pétroliers; cokéfaction; combustibles nucléaires*.

A2.4 La décomposition comptable

Les indices de prix nécessaires à la décomposition comptable proviennent de la base ANA de l'OCDE pour tous les pays considérés et sont des prix concernant l'ensemble de l'économie et non le seul secteur marchand non agricole. Le prix de la valeur ajoutée retenu est ainsi un prix du PIB.

Annexe 3 - Taux de marge du secteur marchand non agricole et du secteur des entreprises

Les indicateurs alternatifs calculés sur un secteur marchand non agricole » avec retrait des loyers fictifs et correction de la non salarisation par branche peuvent être comparés avec les taux de marge pouvant être calculés à partir des données de l'OCDE relatives au seul secteur des sociétés¹⁸ (secteur *Corporations* disponible dans la base *Simplified Institutional Accounts*, données annuelles). Les données sur ce secteur sont disponibles sur des périodes sensiblement plus courtes (tableau A3.1) et leur homogénéité n'est pas assuré.

tableau A3.1
secteur des sociétés et secteur marchand non agricole
étendue des données disponibles

	Secteur marchand non agricole	Secteur des entreprises
États-Unis	1970-2002	1970-2004
Japon	1970-2002	ND
Allemagne	1970-2002*	ND**
Royaume-Uni	1970-2002	1989-2002
France	1970-2002	1970-2000
Italie	1970-2002	1980-2003
Canada	1970-2001	ND
Norvège	1970-2002	1978-2003
Danemark	1970-2002	1990-2003

* 1970-1991 pour l'Allemagne de l'Ouest ; 1991-2002 pour l'Allemagne.

** Les données ne sont disponible qu'à partir de 1995. La comparaison n'a été effectuée que lorsque les données pour le secteur des entreprises permettent de calculer un indicateur sur une période d'au moins dix ans.

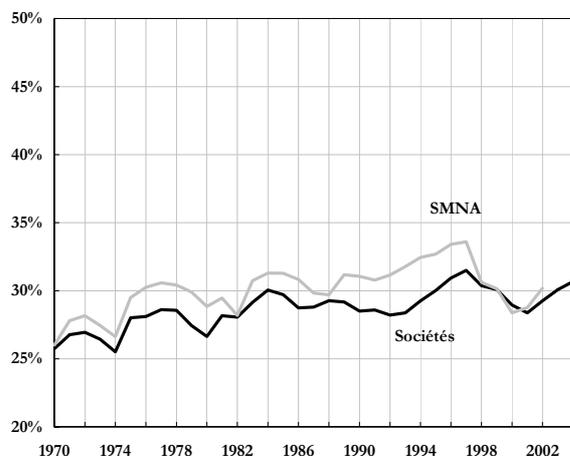
Il ressort de cette comparaison que, malgré des différences de niveau sensibles (*graphiques A3.1 à A3.6*), les deux types d'indicateurs présentent des profils d'évolutions proches. Ce diagnostic doit être relativisé dans le cas des États-Unis où, si l'évolution tendancielle est identique, quelques évolutions de court terme diffèrent. Ces dernières semblent pouvoir être en partie expliquée par le traitement des SIFIM dans la comptabilité nationale des États-Unis.

Bien que fragile, ce résultat tend à valider les corrections alternatives adoptées.

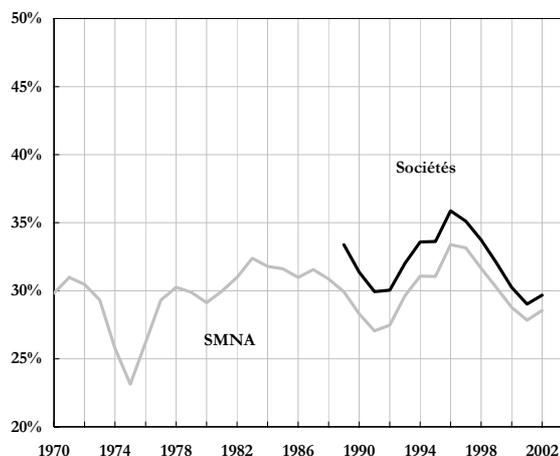
¹⁸ Pour la France, la comparaison est effectuée à partir du taux de marge des seules SNF.

Graphiques A3.1 à A3.6
secteur des sociétés et secteur marchand non agricole
Taux de marge au coût des facteurs (%)

A3.1 États-Unis



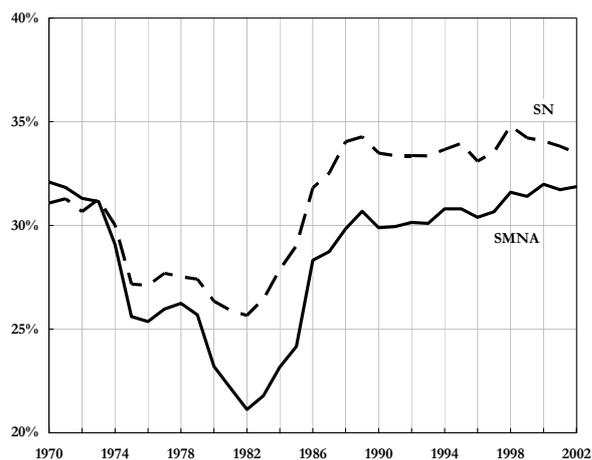
A3.2 Royaume-Uni



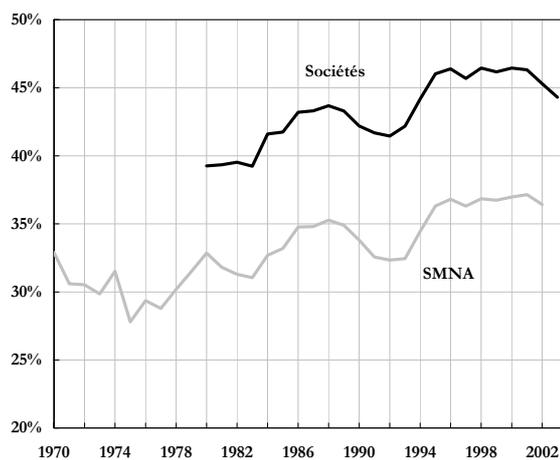
source : comptes nationaux, OCDE ; calculs des auteurs

source : OCDE ; calculs des auteurs

A3.3 France



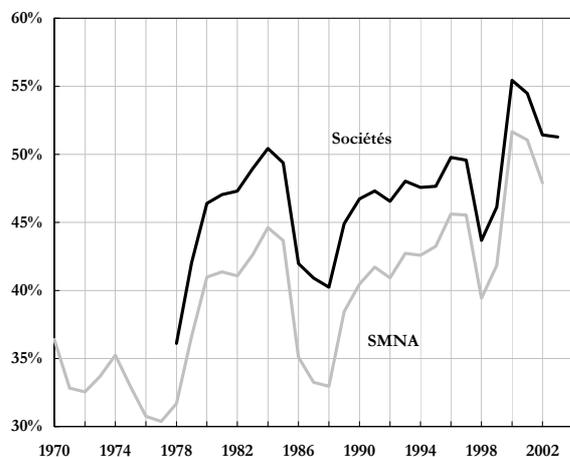
A3.4 Italie



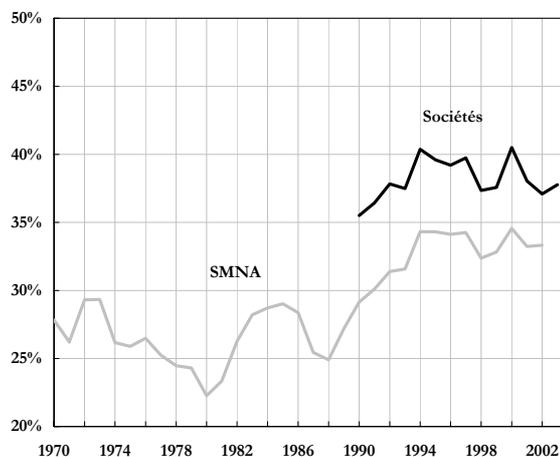
source : comptes nationaux; calculs des auteurs

source : OCDE ; calculs des auteurs

A3.5 Norvège



A3.6 Danemark



source : OCDE ; calculs des auteurs

source : OCDE ; calculs des auteurs

LA PART SALARIALE DANS LE PIB EN FRANCE : COMMENT CORRIGER AU MIEUX LE PHÉNOMÈNE DE LA SALARISATION CROISSANTE DE L'EMPLOI ?

*Nicolas CANRY
CES Matisse, Université Paris 1*

Une version révisée de ce texte est parue dans la « Revue de l'OFCE », n° 100, janvier 2007, sous le titre « Part salariale dans le PIB en France, les effets de la salarisation croissante »

Résumé

La répartition primaire des revenus mesure la part de la rémunération de chacun des facteurs de production dans la richesse créée au cours du processus productif. Avec une technique de production à élasticité de substitution (entre les facteurs) unitaire¹⁹, la part de chacun des facteurs dans la valeur ajoutée est constante. C'est pour cette raison que l'on considère généralement que cette répartition est stable « à long terme ». Cependant, ce résultat théorique contraste fortement avec les évolutions de la part salariale française observées depuis 1970. La part salariale a, d'une part, connu d'importantes fluctuations : après une forte hausse dans les années 1970, la tendance se retourne brusquement au cours des années 1980, si bien que la part salariale retrouve son niveau d'avant 1973 dès 1987-88. D'autre part et peut-être plus fondamentalement, plusieurs travaux ont souligné l'existence d'un « surajustement » dans les années qui ont suivi : la part salariale, loin de se stabiliser dans les années 1990, aurait continué de décroître tout au long de cette période (Blanchard (1997), Artus et Cohen (1998)).

Pour lever ce paradoxe entre théorie et faits empiriques, plusieurs explications d'ordre théorique ont été apportées. La première série d'explications s'appuie sur la remise en cause de l'hypothèse d'élasticité de substitution unitaire. Si cette élasticité est inférieure à un par exemple, toute hausse du prix relatif de l'un des deux facteurs entraînera une augmentation de la part de ce facteur dans le revenu : la hausse de la part salariale dans les années 1970 peut alors être expliquée par la forte progression des salaires à un moment où la productivité du travail ralentit (Bruno et Sachs (1985)). De même, sa baisse dans les années 1980 résulterait en partie de la hausse des taux d'intérêts réels. Selon Baghli, Cette et Sylvain (2003), une hausse de 1 point du taux d'intérêt réel augmente à moyen terme le taux de marge des entreprises françaises de 0,4 à 0,8 point. Selon Prigent (1999) ou Mihoubi (1999), l'élasticité de substitution entre les facteurs serait légèrement inférieure à 1. Selon Caballero et Hammour (1997) au contraire, l'élasticité de substitution, faible à court terme, devient nettement supérieure à un à plus long terme. Selon eux, en effet, il existe des irréversibilités à court terme qui limitent la substitution instantanée entre les facteurs, en réponse à une variation des prix relatifs. A moyen terme cependant, les entreprises adoptent des techniques économisant au maximum le facteur devenu plus coûteux. Ainsi la hausse du prix relatif d'un facteur entraîne une hausse (l'effet prix domine) puis une baisse (l'effet volume domine) de la part rémunérant ce facteur dans la valeur ajoutée. Ce modèle permet donc de rendre compte à la fois de la hausse de la part salariale dans les années 1970, puis de sa baisse les années suivantes, suite au recours à des techniques beaucoup plus intensives en capital. Enfin, Baghli, Cette et Sylvain (2003), soulignent le rôle important des fluctuations du prix de l'énergie sur les évolutions de la part salariale des SNF en France.

Dans une perspective empirique cette fois, Askénazy (2003) a récemment mis en évidence que la méthode de calcul habituellement employée pour estimer la part salariale (Blanchard (1997), Poterba (1997), Prigent (1999), etc.) –que l'on qualifiera par la suite de méthode « usuelle »– génère des biais importants dans l'estimation de cette variable, en raison notamment de la technique employée pour estimer la rémunération salariale des

¹⁹ C'est le cas notamment avec une fonction de production Cobb-Douglas.

travailleurs indépendants : en attribuant à ceux-ci la rémunération moyenne des salariés de l'économie, cette méthode ne tient pas compte de l'évolution, pourtant importante, du type d'emploi occupé par les indépendants. Pour corriger ce biais, Askénazy propose de recourir aux données de salaire désagrégées au niveau sectoriel. Une telle méthode permet ainsi de redresser sensiblement l'indicateur de part salariale dans les années 1990.

Dans cet article, nous nous concentrons sur ce dernier point et analysons les modifications apportées par Askénazy, afin d'en souligner la pertinence, tout en nuancant les effets sur la mesure effective de la part salariale. Pour ce faire, nous nous appuyons sur le travail de Krueger (2000) qui propose quant à lui d'attribuer une part constante du revenu mixte des EI à la rémunération de leur travail. Cette méthode estime ainsi la « rémunération salariale » des EI sans se référer au revenu des salariés. Toutefois, cette seconde méthode soulève elle-même des difficultés liées au fait que, d'une part, il n'est pas facile de déterminer la bonne « clé de partage » du revenu des EI (entre rémunération du capital et rémunération du travail), d'autre part, rien ne prouve que ce partage n'est pas lui-même variable au cours du temps. Il semble néanmoins possible d'estimer cette clé de répartition et de vérifier que, pour le cas français, l'hypothèse d'un partage constant du revenu mixte des EI entre capital et travail constitue une hypothèse de travail raisonnable.

Pour la plupart des graphiques présentés dans cet article, on a eu recours aux données des comptes nationaux annuels (fournies par l'INSEE). L'article couvre la période 1970-2004, si bien que plusieurs bases ont été mobilisées. La base 2000, parue au cours de l'année 2005, couvre actuellement la période 1993-2004 pour les données traitant des secteurs institutionnels, ce qui permet de construire l'indicateur proposé par Krueger en base 2000 sur cette période. En revanche, certaines données par branche, indispensables pour estimer l'indicateur proposé par Askénazy, ne sont, à l'heure actuelle, disponibles qu'à partir de 1999²⁰. Par souci d'homogénéité dans données employées pour calculer les indicateurs que nous comparons, nous avons donc décidé de conserver, dans cet article, les données en base 95. Toutefois, les indicateurs proposés ont été recalculés en base 2000, chaque fois que cela a été possible. Nous faisons figurer dans le corps du texte les différences observées alors entre les bases ; enfin, la part salariale estimée suivant la « méthode Krueger » est présentée en fin d'article en base 95 et en base 2000 (sur la période 1993-2004).

De fait, les modifications conceptuelles apportées à la base 95 puis à la base 2000 modifient sensiblement certaines données de la comptabilité nationale, notamment la VAB de la nation : depuis la base 95, elle est estimée au prix de base (et non plus au prix de marché, comme dans la base 80) et, dans la base 2000, seule une partie des SIFIM est déduite de cette VAB (et non la totalité, comme dans les bases précédentes). Le recours à plusieurs bases rend donc difficile la construction d'un indicateur continu sur toute la période couverte. Toutefois, en analysant les périodes pour laquelle on dispose des données dans les deux bases (1978-1997 pour les base 80-95 et 1993-2002 pour les base 95-2000), il ressort que ces modifications ont certes un effet sensible sur le niveau des indicateurs présentés, mais un effet souvent marginal sur leur évolution : c'est particulièrement vrai pour la transition entre les base 80 et 95, tout au moins sur la période allant de 1978 au milieu des années 1980. C'est la raison pour laquelle nous avons décidé de rétropler les données de la base 95 avec celles de la base 1980, en faisant coïncider les valeurs des deux bases pour l'année 1978²¹. On a procédé ainsi pour tous les indicateurs présentés et couvrant la période 1970-2000. La présentation de tous les indicateurs en base 80 figure néanmoins en annexes (cf. annexe 1).

1 La méthode « usuelle » de calcul de la part salariale fait apparaître des fluctuations importantes depuis 30 ans

Si l'on se contente, pour étudier l'évolution annuelle de la part salariale, de rapporter la masse salariale nationale au PIB, on crée un biais temporel lié à la hausse tendancielle de la salarisation de l'emploi total (qui comprend également les travailleurs indépendants, ou entrepreneurs individuels). En comptabilité nationale, le revenu de ces entrepreneurs est enregistré sous l'appellation « revenu mixte », et n'est donc pas considéré, en tant que tel, comme du salaire puisque les indépendants ne se sont pas des salariés. Dans l'optique « revenu », le PIB national se décompose ainsi entre excédent brut d'exploitation (EBE), rémunérations salariales (salaires nets et cotisations, tant salariales que patronales) et revenu mixte des entrepreneurs individuels (EI). Un accroissement tendanciel du taux de salarisation dans l'économie gonfle donc artificiellement la masse salariale dans le revenu (à PIB inchangé, le volume de salaire augmente tandis que le revenu mixte diminue).

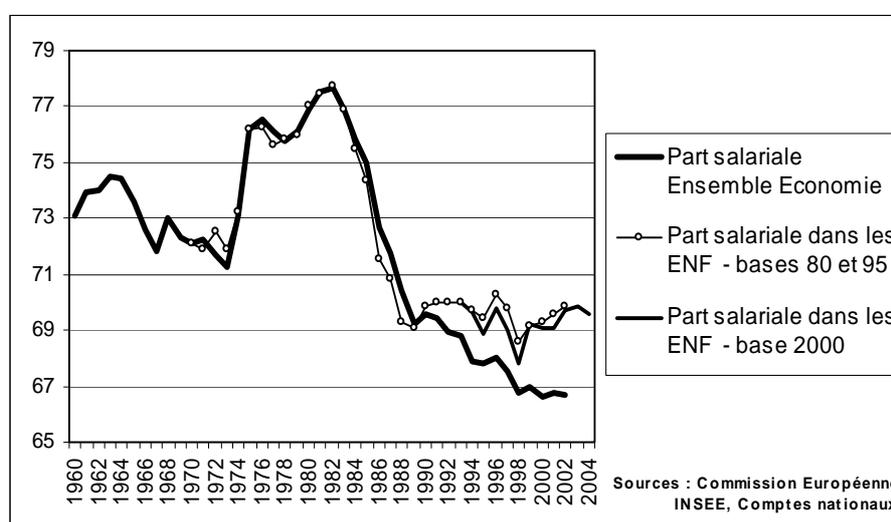
²⁰ C'est le cas notamment des rémunérations salariales par branche.

²¹ Ne disposant pas des données permettant de passer de la VAB au prix du marché à la VAB au prix de base, celle-ci est donc estimée au prix du marché sur la période 1970-78. Notons toutefois que les évolutions entre VAB au prix de base et VAB au prix de marché restent, en base 95, relativement similaires jusqu'au milieu des années 1980. Surtout, le recours à la VAB au coût des facteurs dans la suite de l'article atténue considérablement les différences entre base 80 et base 95.

Pourtant, le revenu mixte rémunère à la fois le travail et le capital investi par l'entrepreneur individuel ; si donc, du strict point de vue du droit, l'entrepreneur n'est pas un salarié, il n'en demeure pas moins que, d'un point de vue économique, une partie de son revenu rémunère son travail. Ajouter cette part à la masse salariale semble donc une façon économiquement pertinente de corriger le biais lié à la salarisation croissante du travail. Reste à estimer la part du revenu mixte qui correspond à du salaire et celle qui équivaut à de l'EBE, rémunérant le capital investi par l'entrepreneur. Procéder à cette décomposition n'a, de fait, rien d'évident. De fait, la méthode communément retenue consiste à supposer que la rémunération salariale moyenne des entrepreneurs individuels est égale à la rémunération salariale moyenne des salariés de l'économie considérée (c'est-à-dire la masse salariale rapportée à l'emploi salarié total dans l'économie).

Dans le graphique I, on reproduit la part salariale dans la VAB nationale au coût des facteurs²² calculée à partir de la méthode usuelle ainsi que la part salariale dans les seules sociétés non financières (SNF). Pour les SNF, le dénominateur retenu est la VAB au prix de marché (base 80) puis la VAB au prix de base (base 95 et 2000). Pour faciliter les comparaisons entre les courbes, on a ajusté la courbe des SNF à la courbe de l'économie nationale en 1970 et la courbe des SNF en base 2000 à la courbe des SNF en base 95 en 1993.

Graphique I - Part salariale (corrigée) dans la VAB au coût des facteurs pour l'ensemble de l'économie (INSEE et Commission Européenne) et pour les seules sociétés non financières, France, 1960-2004



L'indicateur portant sur les seules SNF a l'avantage d'être très simple à calculer, puisqu'il ne mobilise les données que d'un seul secteur institutionnel. Néanmoins, la VAB des entreprises non financières représente environ 56 % de la VAB nationale e²³n 2004. La part salariale nationale couvre donc un champ nettement plus vaste (elle intègre à ce titre les secteurs des administrations publiques, des institutions financières, etc.) au prix, il est vrai, d'une dépendance plus forte de l'indicateur à un certain nombre de conventions de la comptabilité nationale. Concernant les administrations publiques par exemple, la VAB non marchande est définie par la somme des coûts de production. La VAB nationale intègre par ailleurs la production de service au titre de la location de logement (notamment des ménages)²⁴. Se pose également, pour les années non disponibles en base2000 (avant 1993), la question du traitement des services d'intermédiation financière indirectement mesurés, exclus de la VAB dans la comptabilité nationale. Cet indicateur nécessite surtout, comme on vient de le voir, de corriger les artefacts induits par la hausse de la salarisation. Il s'agit donc d'un indicateur dont la portée est plus

²² La VAB au coût des facteurs est la somme des rémunérations salariales, de l'excédent brut d'exploitation et du revenu mixte. Pour la période allant de 1960 à 1970, on a eu recours à l'indicateur de part salariale fourni par la Commission Européenne, qui s'appuie sur la méthode usuelle. A ce titre, notons que les évolutions de la part salariale construite à partir des données fournies par l'INSEE sont parfaitement similaires à celles de la part salariale fournie par la Commission entre 1970 et 1991.

²³ Cette part est en moyenne de 55,7 % entre 1993 et 2004 en base 2000 (résultat quasiment équivalent en base 95), soit un chiffre assez similaire à celui obtenu dans les années 1970 (à partir de la base 80)

²⁴ Ainsi, une hausse du prix des loyers augmente la VAB de l'économie sans modifier de façon directe la masse salariale, ce qui provoque une baisse de la part salariale nationale. Cette baisse traduit ainsi l'érosion du « pouvoir d'achat des salaires » consécutive à l'inflation des loyers.

générale, au prix cependant d'une qualité sans doute inférieure à celle de la part salariale des seules sociétés non financières.

Les courbes du graphique I indiquent qu'après avoir fortement augmenté entre 1974 et 1982, les parts salariales de l'économie nationale et des SNF ont fortement chuté entre 1982 et 1989. Dans les années 1990, la part salariale des SNF se stabilise à un niveau sensiblement inférieur à son niveau des années 1960, tandis que la part salariale nationale continue de décroître, à un rythme toutefois moindre que dans les années 1980.

10 Une méthode alternative, sur une base désagrégée, permet de relativiser la baisse de la part salariale depuis 1980

La méthode usuelle de calcul de la part salariale fait aujourd'hui l'objet d'un certain nombre de critiques : en particulier, rien ne permet de justifier *a priori* l'hypothèse selon laquelle le salaire fictif moyen des entrepreneurs individuels est égal au salaire moyen de l'économie, notamment parce que les entrepreneurs exercent des professions dont ni la productivité ni la rémunération n'ont de raison d'être apparentées avec celles du « salarié moyen » de l'économie.

L'étude méticuleuse conduite par Askénazy (2003) affine la méthode de calcul de la part salariale. Une des principales conclusions de son analyse est qu'il faut nuancer les divergences de trajectoire des parts salariales américaine et française depuis 1970 : la part américaine, souvent considérée comme stable, a en fait sensiblement baissé depuis 30 ans, tandis que la part française a moins baissé (depuis 1982) qu'on ne le prétend habituellement. L'étude d'Askénazy se focalise sur trois aspects pour lesquels la méthode usuelle d'estimation de la part salariale doit, selon lui, être améliorée :

- D'une part les impôts sur les salaires et la main d'œuvre : dans la méthode usuelle, ils ne sont pas considérés comme faisant partie des salaires, contrairement aux cotisations employeurs. Selon Askénazy, ils font pourtant partie du coût salarial et doivent, à ce titre, être intégrés dans la part salariale.

- D'autre part le traitement de la production de services d'intermédiation financière indirectement mesurés (SIFIM) dans les bases 80 et 95 : les SIFIM correspondent à la rémunération sur marges d'intérêts obtenue par les banques auprès de leur clientèle (services bancaires non facturés). Un des principaux apports de la base 2000 (disponible depuis 2005) est de ventiler ces SIFIM entre leurs différents emplois effectifs (consommation finale, consommation intermédiaire, FBCF, etc.). Ainsi, dans cette nouvelle base, seuls les SIFIM employés sous forme de consommation intermédiaire réduisent la VAB nationale. Dans les bases précédentes (bases 80 et 95) en revanche, on supposait que la contrepartie de cette production était intégralement utilisée par une branche fictive sous forme de consommation intermédiaire : la totalité des SIFIM était donc déduite de la VAB nationale. Askénazy note que cette simplification a une incidence sensible sur les évolutions de la part salariale (via les effets sur le dénominateur), d'une part parce que le montant global des SIFIM (en pourcentage du PIB) est variable au cours du temps, d'autre part parce que son « partage » (entre consommations intermédiaire et finale) est lui-même variable.

- Enfin et surtout, la correction de la non-salarisation (présentée plus haut) : Askénazy constate en effet que cette méthode de calcul engendre un biais temporel dans les évolutions de la part salariale (sur longue période), en raison, notamment, des changements structurels importants dans la composition sectorielle des entrepreneurs individuels : pour schématiser, les entrepreneurs individuels des années 1970 étaient essentiellement de petits agriculteurs, commerçants ou artisans, dont le niveau de vie était souvent inférieur à celui d'un salarié moyen. Aujourd'hui, ce sont de plus en plus des professions libérales (médecins, avocats, etc.), dont le revenu moyen excède largement le niveau de vie d'un salarié moyen. C'est pourquoi Askénazy estime que le salaire moyen fictif, qu'on doit imputer à la part salariale comme contribution des entrepreneurs individuels, a, en réalité, crû tendanciellement au cours des dernières décennies.

Commentons successivement ces trois corrections.

- Concernant la prise en compte des impôts sur les salaires dans la part salariale, celle-ci est parfaitement justifiée si l'on cherche à estimer le coût salarial. Il existe deux logiques distinctes dans la mesure de la part salariale : une logique de coût, celle retenue par Askénazy, et une logique de répartition des revenus, analysant le partage de la VAB entre rémunération du capital et rémunération du travail. Dans cette seconde optique, il est usuel de déduire de la VAB la part des impôts sur la production (nets de subventions d'exploitation) prélevée par

les administrations publiques : on définit ainsi la VAB au coût des facteurs comme la somme des rémunérations salariales, de l'excédent brut d'exploitation et du revenu mixte (Cette et Mahfouz (1996)). Suivant cette seconde optique, on peut fort bien considérer que les impôts sur les salaires et la main d'œuvre doivent être déduits de la VAB (au prix de base), au même titre que tous les autres impôts sur la production, dans la mesure où ils n'alimentent pas le revenu du travail (quand bien même leur assiette est assise sur les salaires). En ce sens, les impôts sur les salaires se distinguent bien des cotisations employeurs, qui sont intégrées à la part salariale, non parce qu'elles sont assises sur les salaires, mais parce qu'elles alimentent les caisses des organismes de protection sociale (ce qui est la garantie d'un reversement sous forme financière aux ménages, hors frais de fonctionnement des caisses)²⁵. Ce n'est donc pas tant l'assiette du prélèvement que sa destination qui entre en ligne de compte dans ce cas. Dans la suite de l'article, nous n'intégrons pas les impôts sur les salaires dans la masse salariale²⁶. Par ailleurs (et dans une optique d'analyse de la répartition des revenus), la VAB sera estimée au coût des facteurs (somme des rémunérations salariales, du revenu mixte des entrepreneurs individuels et de l'excédent brut d'exploitation).

- Concernant le « maintien » des SIFIM dans le PIB dans les bases 80 et 95, celui-ci ne modifie presque pas l'écart obtenu avec la méthode usuelle entre 1972 et 1999 (seulement 0,2 point)²⁷. Cette correction réduit en fait l'envolée de la part salariale à la fin des années 1970 plus qu'elle ne limite, à proprement parler, sa baisse dans les années 1980²⁸. A partir des courbes fournies par Askénazy, on constate par ailleurs que, dans l'approche alternative, la part salariale est sensiblement inférieure à son niveau de 1970 en 1989, tandis que ce phénomène ne se produit qu'en 1994 dans l'approche usuelle. Dans la suite de l'article, compte tenu du fait que l'intégration des SIFIM dans la VAB n'a qu'un faible impact sur la part salariale française, ceux-ci n'ont pas été incorporés (comme dans la méthode usuelle).

- C'est sur le traitement du salaire fictif des EI que va se concentrer la suite de notre article. Pour corriger le biais lié à la composition sectorielle des emplois des entrepreneurs individuels, Askénazy recourt à un calcul sectoriel du salaire fictif moyen des indépendants. Disposant à la fois des données d'emplois salariés et non salariés ainsi que des rémunérations sectorielles, celui-ci refait l'estimation à un niveau désagrégé et corrige ainsi le biais qu'il a identifié. Ainsi, chaque juriste indépendant se voit attribuer, comme salaire fictif, le salaire moyen de ses confrères salariés. Par la suite, cette méthode alternative sera dite « méthode désagrégée ». C'est plus particulièrement sur cette correction que nous allons maintenant revenir.

Notons avant toute chose que, dans le présent article et compte tenu des données à notre disposition, la rémunération salariale des EI a été estimée à partir de la nomenclature de produit de niveau E (décomposition en 16 branches). Notons toutefois que ces branches ne se recoupent pas exactement en base 80 et en base 95. Une décomposition plus fine (nomenclature de produit de niveau F) n'a pu être effectuée, les données de répartition du revenu étant indisponibles, en base 95, avant 1992. Toutefois, il est possible de comparer les résultats obtenus avec les nomenclatures E et F sur la période 1992-2002, pour laquelle toutes les données sont disponibles : il ressort de cette comparaison que le fait de retenir une nomenclature de niveau F ne modifie l'indicateur de part salariale que de façon très marginale (écart inférieur à un dixième de point de pourcentage). De même, pour les années 1970-78 (en base 80), le calcul de la part salariale a été refait avec 36 secteurs : ici encore, les évolutions sont très similaires. Par souci d'homogénéité avec les données en base 95, la décomposition en 16 secteurs a finalement été retenue. Notons par ailleurs que les données d'emploi utilisées sont estimées en personnes et non en « équivalent temps plein » (ETP), ces données n'étant pas disponibles pour la période 1970-78. Si le recours aux données en ETP a un effet sur le niveau de la part salariale, l'impact sur les évolutions reste, ici encore, négligeable : pour la méthode désagrégée par exemple, et après harmonisation du niveau des courbes en 1978, l'écart entre ces courbes n'excède jamais le dixième de point.

²⁵ Les impôts, au contraire, alimentent le budget de l'Etat –ils ne peuvent être affectés à un poste spécifique du budget– et ce, quelle que soit leur assiette (y compris les salaires). Il est vrai cependant que le transfert de cotisations vers la CSG, enregistrée, en comptabilité nationale, dans les impôts sur le revenu, atténue cette distinction pourtant essentielle.

²⁶ Les impôts sur les salaires ou sur la production ainsi que les subventions d'exploitation n'entrent ainsi en aucune manière dans le calcul de la part salariale effectué dans la suite de l'article.

²⁷ Tous ces chiffres sont calculés à partir des tableaux de synthèse fournis par Askénazy (2003), p.178. Rappelons que ces commentaires sont tenus *toutes choses égales par ailleurs* et ne traitent pas, à ce stade, de la correction de la non-salarisation proposée par Askénazy.

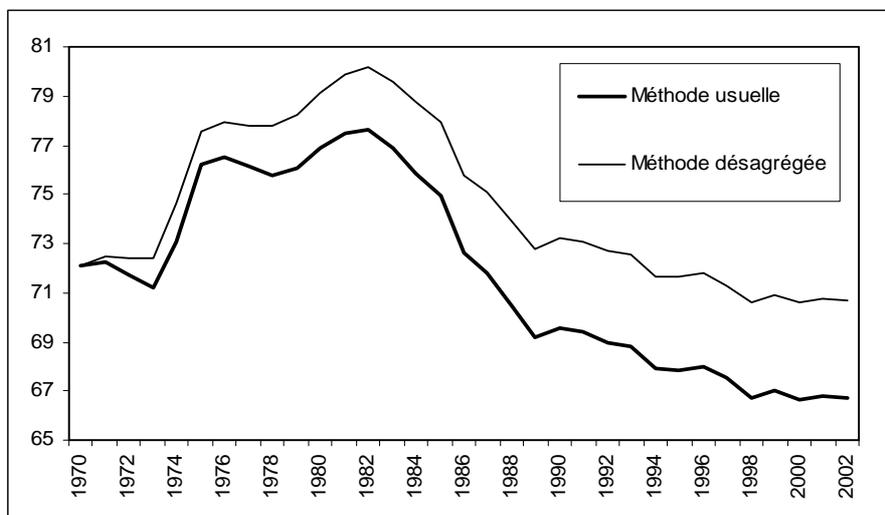
²⁸ De fait, dans le travail d'Askénazy, cette correction a des conséquences plus spectaculaires sur les données américaines, puisqu'elle accentue, cette fois, la baisse de la part salariale de 1,1 points entre 1970 et la fin des années 1990. Cette correction permet donc plus de tempérer l'hypothèse de constance de la part salariale américaine, que de nuancer véritablement la chute française des années 1980.

11 Les revenus des entrepreneurs individuels ont une dynamique distincte de celle des salaires

La méthode désagrégée permet d'accroître de façon tendancielle le salaire fictif estimé des EI, en réponse à l'évolution structurelle dans la composition sectorielle de ceux-ci. Le graphique II montre ainsi clairement que cette méthode redresse l'indicateur de part salariale par comparaison avec la méthode « usuelle » : en harmonisant le niveau des deux courbes en 1970, la part « désagrégée » se situe 4 points au dessus de la courbe « usuelle » en 2002, soit seulement 1,5 points sous son niveau de 1970.

En revanche, cette méthode ne tient pas compte des éventuelles évolutions relatives de revenus entre salariés et EI. Or on a vu précédemment (cf. tableaux I et II) que ces évolutions ne répondent pas forcément aux mêmes dynamiques. Plus précisément, il semble que les périodes de forte progression salariale (comme les années 1970) s'accompagnent d'une détérioration relative du revenu des EI par comparaison avec celui des salariés, parce qu'il n'y a pas de hausse du revenu mixte équivalente à celle des salaires durant ces périodes. Pour se rendre compte de l'importance de ce phénomène, il suffit de comparer l'évolution relative des revenus primaires liés à l'activité des salariés (leur rémunération) et des EI (rémunération conjointe du travail et du capital investi). Pour cela, il est nécessaire d'évaluer la rémunération (globale) de l'entrepreneur, c'est-à-dire ce qui reste de son chiffre d'affaire après déduction des consommations intermédiaires, de la rémunération d'éventuels salariés, de ses amortissements (consommation de capital fixe) et de ses frais financiers ; en comptabilité nationale, cela correspond au revenu disponible net²⁹ avant impôts (et cotisations sociales) de l'entrepreneur individuel. Ce revenu disponible net est très proche de ce que déclare l'entrepreneur au fisc (en dehors des exercices exceptionnels). En ce sens, il peut être apparenté au salaire net d'un salarié, « en gardant néanmoins à l'esprit que ce revenu rémunère à la fois le travail de l'exploitant et le capital qu'il a investi » (Rouault (2000)).

Graphique II - Part salariale dans la VAB au coût des facteurs (en %) suivant la méthode usuelle et la méthode désagrégée, France, 1970-2002, bases 80 et 95



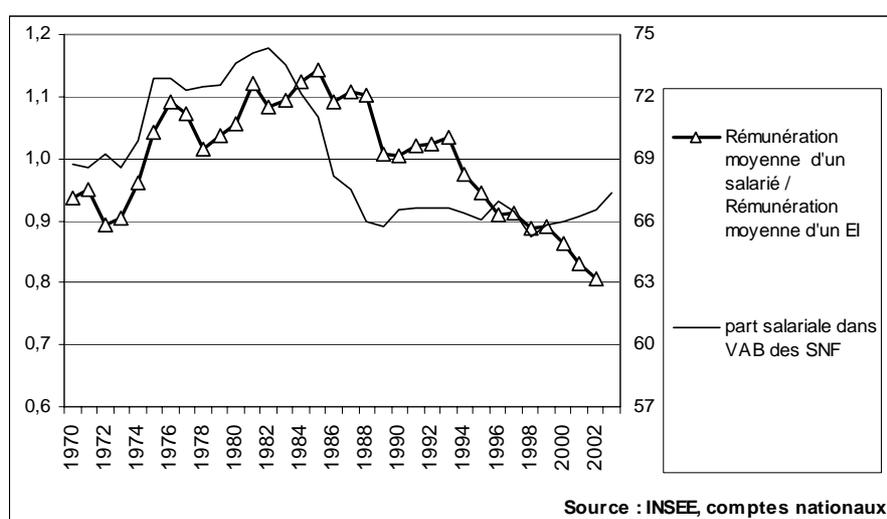
Dans le graphique III, nous comparons le revenu disponible net moyen des entrepreneurs individuels et la rémunération moyenne des salariés (salaires et ensemble des cotisations). On voit que l'évolution relative des rémunérations salariales et des revenus des entrepreneurs conduit à nuancer l'hypothèse d'Askénazy. En 1970, le revenu net (d'amortissement mais pas de cotisations) moyen des EI est légèrement supérieur à la rémunération salariale moyenne (la rémunération salariale représente alors 95 % du revenu des EI). Entre 1973 et 1985 cependant, une détérioration relative du revenu des EI par rapport à celui des salariés se produit : en 1985, la rémunération moyenne des salariés est ainsi près de 15 % supérieure à celle des entrepreneurs individuels. Ce

²⁹ Notons que le revenu disponible net (RDN) des EI est estimé avant déduction des impôts mais aussi des cotisations sociales versés par ceux-ci (données non disponibles). Le RDN est ainsi défini comme la différence entre revenu disponible brut (avant impôts sur le revenu et cotisations sociales versés) et consommation de capital fixe. Le terme « net » doit donc être entendu au sens de la comptabilité nationale (déduction faite de la consommation de capital fixe) et non au sens du revenu fiscal (cotisations sociales déduites). Le RDN ici fourni correspond ainsi approximativement au « revenu fiscal » mais brut de cotisations sociales...

n'est qu'à partir de cette date que le rattrapage des EI s'enclenche et c'est seulement en 1994 que le revenu des EI redevient supérieur à celui des salariés³⁰. Notons que des résultats quasiment analogues sont obtenus en estimant le revenu des EI par leur revenu mixte net (et non leur RDN)³¹.

Il apparaît donc clairement que la forte progression salariale entre 1973 et 1982 n'a pas connu d'équivalent en terme de rémunération des EI, d'où la détérioration relative du revenu de ces derniers par rapport aux salariés. Néanmoins la corrélation, très nette dans les années 1970, entre part salariale et rémunération relative des deux types d'agent ne se prolonge pas par la suite : la chute de la part salariale dans les années 1980 aurait dû, symétriquement, faire baisser plus fortement le ratio de rémunération relative³². Ce paradoxe s'explique par le fait que, d'une façon générale, l'activité et, par conséquent, la rémunération des entrepreneurs individuels est extrêmement sensible à la conjoncture économique (Rouault (2000) et, plus spécifiquement sur la décennie 1990, Baudequin (2004)).

Graphique III - Ratio de la rémunération moyenne d'un salarié au revenu disponible net moyen (cotisations sociales comprises) d'un entrepreneur individuel et part salariale dans la VAB des SNF (%), France, 1970-2002, bases 80 et 95



La plupart des brusques évolutions observées sur la courbe de rémunération relative salariés / indépendants peut d'ailleurs s'expliquer par cette raison : ralentissement économique en 1974, puis récession en 1975. Entre 1980-85, le taux de croissance moyen du PIB (en volume) est très faible, ce qui empêche les indépendants de rattraper leur retard sur les salariés (la courbe se stabilise), en revanche le rattrapage est très fort en 1988-89 (le ratio perd près de 10 points en un an). Les ratios repartent de nouveau à la hausse avec la récession de 1991-93. L'effet mis en évidence par Askénazy peut enfin jouer pleinement au-delà de cette date, mais *in fine*, l'évolution relative de la rémunération moyenne des EI, par comparaison au salaire moyen³³, n'est pas aussi spectaculaire qu'on pouvait s'y attendre : comme le revenu des EI a progressé moins vite que le salaire jusqu'au début des années 1980, le rattrapage qui a suivi n'a permis qu'une faible amélioration par rapport au début des années 1970, qui s'est ressentie surtout après 1995.

De fait, la méthode usuelle comme la méthode désagrégée ne tiennent pas compte de ces facteurs (qui semblent pourtant avoir un impact majeur) puisqu'elles déterminent le revenu salarial des indépendants uniquement par référence aux salaires, sans regarder l'évolution conjointe de leur revenu disponible (ou mixte). Cet aspect est mis en évidence dans le graphique IV, qui représente la part salariale fictive (estimée) des EI dans la totalité de leur revenu mixte suivant les méthodes usuelle et désagrégée.

³⁰ Le calcul de cet indicateur en base 2000 sur la période 1993-2004 modifie sensiblement la valeur du ratio mais faiblement ses évolutions.

³¹ L'écart entre 1970 et 2002 est alors de 0,14, contre 0,15 avec l'indicateur figurant sur le graphique III.

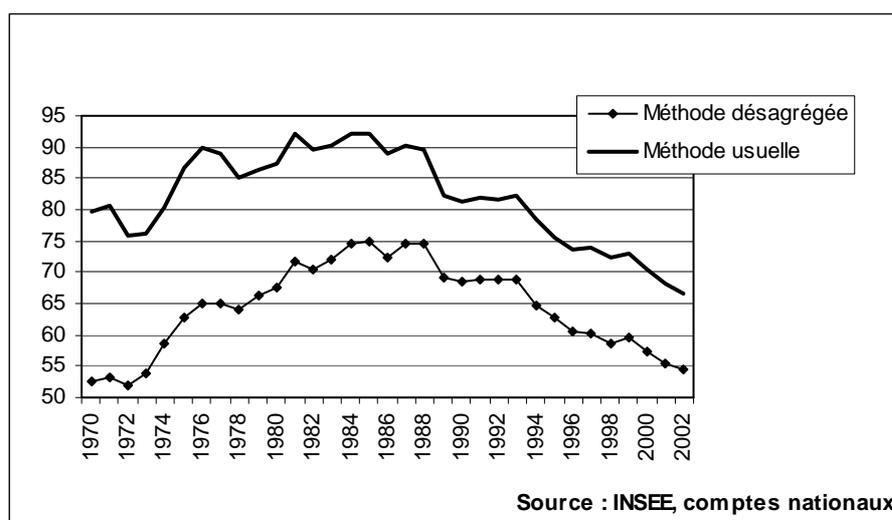
³² Reconnaissons cependant que le parallélisme des deux courbes a été accentué grâce aux échelles retenues : sur une même échelle, la progression de la part salariale est plus tassée.

³³ Rappelons que la rémunération salariale moyenne est utilisée par l'OCDE pour estimer le salaire fictif des indépendants. Ceci signifie que, dans la méthode usuelle, le ratio de rémunération relative vaut 1 à chaque période.

L'écart-type des courbes est de 7,1 (méthode usuelle) et de 7,5 (méthode désagrégée). Dans la méthode désagrégée, cette part représente 52 % du revenu mixte en 1970, 64 % en 1978 et près de 75 % en 1985, soit une hausse de 22 points en quinze ans (environ 12 points suivant la méthode usuelle sur la même période). Comment justifier théoriquement de telles variations ?

A ce stade, la principale conclusion qu'on peut tirer est que ces méthodes répercutent, de façon implicite, les probables tensions liées au conflit de répartition (observées au sein des entreprises) dans une sphère où, selon toute vraisemblance, elles n'existent pas, ou du moins assez peu. L'entrepreneur individuel est certes à la fois personne physique (ménage-consommateur) et personne morale (entrepreneur), mais il est difficile d'imaginer qu'il « négocie » son salaire de la même manière que ne le font les salariés avec leur employeur.

Graphique IV - Part des rémunérations salariales fictives dans le revenu mixte des entrepreneurs individuels (en %) suivant les méthodes usuelle et désagrégée, France, 1970-2000, bases 80 et 95



12 Le conflit de répartition au sein des entreprises n'a pas d'équivalent chez les entrepreneurs individuels

Blanchard (1997) de même que Giavazzi et Blanchard attribuent un rôle central au conflit de répartition capital-travail dans les évolutions de la part salariale française depuis trois décennies. Ces auteurs se placent dans un cadre de concurrence imparfaite sur le marché des biens : apparaît ainsi une rente monopolistique que les agents ayant participé aux processus productif cherchent alors à se partager (modèle de partage de rente ou *rent-sharing* en anglais). Les auteurs montrent alors que, si les négociations salariales portent sur les salaires et l'emploi, la part ω des salaires dans le revenu s'écrit $\omega = (1 - \mu) + \gamma\mu$, où μ (compris entre 0 et 1) mesure le degré d'imperfection du marché des biens (plus μ est élevé, moins le marché des biens est concurrentiel) et γ (compris entre 0 et 1), le pouvoir de négociation salarial dans la négociation. Si la rente est intégralement perçue par les « capitalistes », la part salariale vaut $1 - \mu$ et la part des profits μ ($\gamma = 0$). Plus le pouvoir de négociation syndical est fort et plus la part de la rente $\gamma\mu$ captée par les salariés est importante. Selon ces auteurs, la baisse importante de la part salariale française depuis plus de vingt ans s'explique ainsi par l'érosion du pouvoir salarial ou syndical dans les négociations (baisse de γ).

Si, dans le même cadre, on considère maintenant que les entrepreneurs individuels dégagent eux-aussi des rentes monopolistiques, on peut considérer que ceux-ci décident seuls la part de cette rente (faisant partie du revenu mixte) qu'ils souhaitent affecter à leur consommation privée et la part qu'ils souhaitent réallouer à leur activité d'entrepreneur. Ainsi, le paramètre γ ne mesure plus, dans ce cas, le rapport de force existant entre deux parties. C'est la raison pour laquelle il est probable que ce paramètre fluctue moins dans le cas des entrepreneurs individuels que dans celui des SNF. Or les méthodes usuelle et désagrégée répercutent de fait les variations de γ sur l'estimation du « revenu salarial » des EI, sans que cela soit, on vient de le voir, forcément justifié.

Dans le cas du choc pétrolier de 1973 par exemple, on sait que l'augmentation du prix des consommations intermédiaires s'est répercuté sur l'EBE des SNF, qui a baissé (dans le cas des SNF, l'EBE a été la variable

d'ajustement, pas les salaires). Pour les entrepreneurs individuels, c'est leur revenu mixte qui a baissé ; mais face à une crise de rentabilité du capital, on imagine mal qu'un entrepreneur individuel maintienne son niveau antérieur de salaire (fictif) au risque de couler son entreprise³⁴ : il est plus vraisemblable que celui-ci ne va pas modifier la répartition capital-travail de son revenu mixte, si bien que la baisse du revenu mixte va s'accompagner d'une baisse proportionnelle du « salaire » ; il n'y a alors pas de hausse de la part salariale semblable à celle que l'on observerait dans une société.

On ne peut donc, en tout état de cause, retranscrire sur les EI les tensions de revenu observées dans la sphère des sociétés et il est donc vraisemblable que la répartition capital-travail est moins fluctuante chez les entrepreneurs individuels. C'est pourquoi la poussée salariale des années 1970, de même que la décline des années 1980, ont peu de raison d'être reproduites de façon équivalente au niveau de la division du revenu mixte.

La méthode consistant à allouer une part (constante) du revenu disponible net des EI à la rémunération de leur travail (salaire fictif) semble en ce sens parfaitement appropriée ; elle revient *grosso modo* à utiliser la méthode proposée par Krueger (2000). Notons néanmoins que Krueger (2000) justifie le recours à une telle méthode de correction par la relative stabilité de la répartition capital-travail sur longue période aux Etats-Unis (pays sur lequel il se concentre). Nous espérons avoir démontré ici qu'une telle méthode de correction reste appropriée, quelles que soient les évolutions macroéconomiques de part salariale (et notamment celles observées du côté des SNF). Cependant, le recours à l'expression « méthode Krueger », utilisée par la suite pour qualifier cette méthode, n'engage que l'auteur du présent article.

13 La méthode d'estimation proposée par Krueger confirme le biais de la méthode usuelle mais tempère les conclusions de la méthode désagrégée

Postuler que la répartition capital-travail pour chaque EI considéré isolément est constante n'implique pas nécessairement que celle-ci va rester constante (au cours du temps) à un niveau plus agrégé, à savoir celui des EI pris dans leur ensemble : peut en effet apparaître un effet de composition, lié d'une part aux évolutions de structure sectorielle des emplois non salariés, d'autre part au fait que l'intensité en capital des techniques productives est variable selon les secteurs. Le fait que la composition sectorielle des EI se soit fortement modifiée depuis 30 ans accroît le risque d'apparition d'un tel biais : si, par exemple, les EI qui ont « disparu » appartenaient à des secteurs intensifs en capital, tandis que les EI « restants » appartiennent à des secteurs plus intensifs en travail, la part rémunérant le travail devrait avoir augmenté *ceteris paribus* (le coefficient qu'attribue Krueger à la rémunération du travail devient alors variable).

De fait, les évolutions de la composition sectorielle au sein des EI se sont essentiellement traduites par une chute de la population des agriculteurs (les agriculteurs représentent 25 % du total des emplois non salariés en 2002, contre 44 % en 1978) au profit de celle des « professions libérales »³⁵. Ce premier phénomène traduit un « déplacement » de la structure d'emploi des non salariés vers des secteurs relativement plus intensifs en travail (dès 1978, le secteur de l'agriculture est un secteur intensif en capital). Parallèlement cependant, le secteur de l'agriculture a connu entre 1978 et 2002 une très forte accentuation de son intensité capitaliste : le ratio rapportant la valeur du capital fixe à la valeur ajoutée a été multiplié par 1,6 entre 1978 et 2000 dans ce secteur (ratio inchangé pour l'ensemble de l'économie, hors activité immobilière), ce qui a accru, *ceteris paribus*, l'intensité capitaliste de la « technique de production » des EI pris dans leur ensemble (rappelons qu'un quart des EI sont « encore » des agriculteurs en 2001). Ces deux phénomènes ont donc des effets opposés.

On peut de fait essayer d'évaluer l'ampleur de ce biais de composition : il est en effet possible de construire un « indice d'intensité capitaliste » de la technique productive de l'ensemble des non salariés. Pour cela, on calcule le ratio capital fixe / VAB (en valeur) pour chacun des secteurs de l'économie³⁶. Pour obtenir un indicateur agrégé, on pondère alors ce ratio sectoriel par la taille de chaque secteur en termes d'emplois non salariés. L'indicateur ainsi construit tient compte à la fois des évolutions techniques au sein de chaque secteur, mais aussi des évolutions de composition sectorielle au sein des non salariés (par modification des pondérations). Entre 1978 et 2002, cet indicateur (hors le secteur « activité immobilière ») augmente de 14 % (0,5 % par an), ce qui traduit une légère intensification en capital de la technique productive. Cependant, si l'on prend 1980 comme

³⁴ Par exemple, en n'étant plus en mesure d'honorer ses frais financiers ou de renouveler le capital usagé.

³⁵ Les secteurs "services aux particuliers", "Education, santé, action sociale" et "Services aux entreprises" représentent, à eux trois, 18,4 % de la population des non salariés en 1978 et 34,8 % en 2002. On note également que la part des commerçants est, quant à elle, restée stable entre 1978 et 2000, représentant 15,4 % des non salariés en 1978 et 15,3 % en 2002.

³⁶ L'idéal aurait bien sûr été de calculer ce ratio pour les seuls non salariés au sein de chaque secteur mais, malheureusement, on ne dispose pas de ces données.

année de référence, l'indicateur ne progresse que de 4 % sur l'ensemble de la période³⁷. Si biais de composition il y a, celui-ci semble donc bien rester dans des proportions relativement faibles et va par ailleurs plutôt dans le sens d'une rémunération légèrement croissante du capital dans le revenu mixte. En tout état de cause et en première approximation, l'hypothèse d'un partage capital-travail constant dans le temps semble raisonnable.

Reste à ce stade à définir quelle part du revenu net fiscal (des EI) revient à chacun des facteurs. Une hypothèse simple consiste à supposer que la part rémunérant le travail dans la VAB des EI est égale à la part « de longue période » observée dans le compte des SNF.

Deux problèmes se posent alors. Tout d'abord la répartition des revenus au sein des sociétés a connu d'importantes fluctuations depuis 1970. C'est pourquoi, on se réfère ici uniquement à la période 1990-2002, durant laquelle les fluctuations de la répartition au sein des entreprises sont restées dans des marges assez étroites. Ensuite, il est possible que les techniques de production des SNF et des EI soient différentes. Comme nous ne disposons pas des données de stock de capital des seuls entrepreneurs individuels, il est difficile d'évaluer ce risque. Les seules données dont nous disposons concernent la formation brute de capital fixe (FBCF) ainsi que la consommation de capital fixe (CCF) des EI. Les indicateurs d'intensité capitalistique construits à partir de ces seules données semblent indiquer que les sociétés sélectionnent des techniques sensiblement plus intensives en capital. Cela semble d'ailleurs assez conforme à l'image que l'on peut communément se faire des EI : les plus grandes difficultés que rencontrent souvent les EI pour financer leurs investissements en capital (accès au crédit moins aisé) permettent d'expliquer, au moins en partie, le différentiel d'intensité en capital avec les SNF. De fait, le taux d'investissement (FBCF / VAB) des SNF représente en moyenne le double de celui des EI entre 1978 et 2002 : 20,2 % pour les SNF contre 10 % pour les EI. En pourcentage de la VAB, la CCF des EI est sensiblement inférieure à celle des SNF en 1978 (6,7 % contre 12,3 % en 1978 et 9 % contre 15,3 % en 2002). Par conséquent, et même si les indicateurs d'intensité capitalistique dont nous disposons sont assez frustrés, il est probable que la rémunération du capital dans la VAB est inférieure pour les EI.

On retient alors deux hypothèses concernant la valeur de la part du RDN avant impôt (et cotisations sociales) des EI qu'on alloue au travail. Dans la première hypothèse, on choisit cette part de telle sorte que la part salariale (au coût des facteurs) des EI (qui en résulte) soit exactement égale (en moyenne sur la période 1990-2002) à la part salariale dans le secteur des SNF.

Dans la seconde hypothèse, on intègre le fait que la part rémunérant le travail doit être légèrement supérieure pour les EI que pour les SNF, du fait de la moindre intensité capitalistique de leur technique de production. On détermine donc la part allouée au travail dans le RDN des EI de telle sorte que la part salariale de ceux-ci soit supérieure de 5 points à celle des SNF (moyenne sur la période 1990-2002).

La première hypothèse revient à allouer 72 % du RDN (avant impôts et cotisations sociales) des EI à la rémunération de leur travail ; la seconde, 80 %.

Avec un taux de 72 % (première hypothèse), la part rémunérant le travail dans le revenu mixte (brut) des EI vaut, en moyenne, 59 % entre 1970 et 2002, avec un écart-type de seulement 2,1 points (à comparer aux 7,1 points de la méthode usuelle). Avec un taux de 79 % (seconde hypothèse), la moyenne passe à 65 % (et l'écart-type à 2,3 points). Rappelons que Krueger (2000) préconise quant à lui d'attribuer deux tiers du revenu mixte des indépendants à leur rémunération salariale, ce qui correspond donc à la seconde hypothèses proposées ici³⁸.

A partir de nos propres estimations, on peut recalculer la part salariale corrigée de la non-salarisation dans la VAB. Dans le graphique V, on reproduit ainsi les parts salariales corrigées à l'aide de la méthode usuelle (sur rémunérations globales), de la méthode désagrégée et de la « méthode Krueger ». Ces estimations ont été harmonisées (même niveau en 1970) afin de faciliter l'interprétation³⁹. Il se confirme que la méthode désagrégée et, dans une moindre mesure, la méthode usuelle ont tendance à surestimer l'envolée salariale de la seconde moitié des années 1970.

³⁷ De fait, cet indicateur augmente beaucoup entre 1978 et 1980 puis reste relativement stable par la suite. La représentation graphique de cet indicateur figure en annexe 2.

³⁸ Krueger applique en fait au revenu mixte des EI une répartition primaire assez communément acceptée, soit 2/3 au travail et 1/3 au capital.

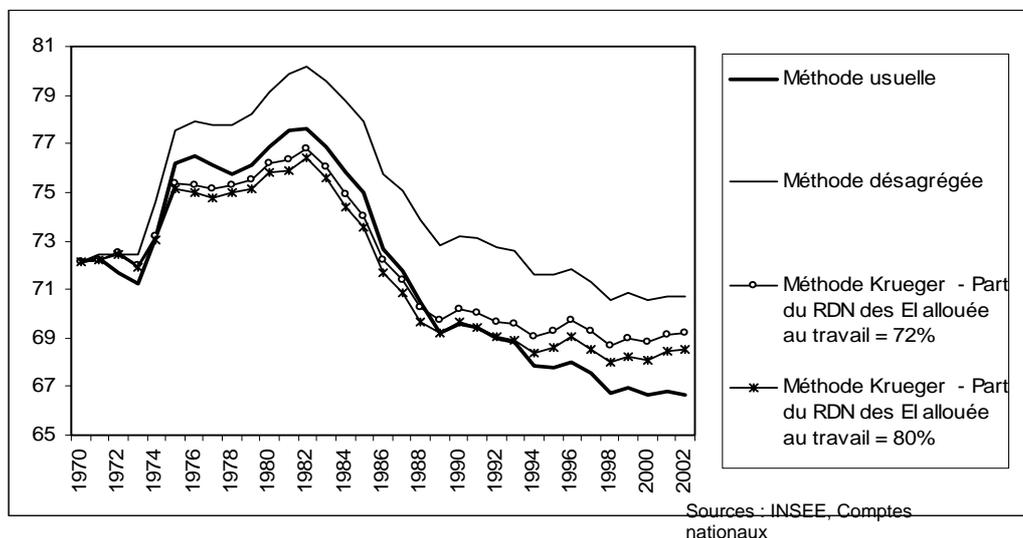
³⁹ Il est évident que la seconde hypothèse, en allouant une part plus importante au travail, rehausse le niveau moyen de la part salariale par comparaison avec la première hypothèse. Cet effet n'apparaît pas sur le graphique, en raison de l'ajustement des courbes au même niveau en 1970. Seules comptent alors les évolutions relatives des différentes courbes.

Il ressort également que la part salariale mesurée par la « méthode Krueger » est très légèrement supérieure à la méthode usuelle en 1990 (0,6 point au-dessus de la méthode usuelle avec la première hypothèse, confondue avec elle avec la seconde hypothèse), 1,1 points en 1995 (1,5 ou 0,8 points selon l'hypothèse retenue) et 1,8 points en 2000 (2,2 points et 1,4). Comparée à la « méthode Krueger » (première hypothèse), la méthode désagrégée surestimerait la part salariale d'environ 3,0 points en 1990, 2,4 points en 1995 et 1,8 points en 2000⁴⁰.

⁴⁰ Avec la seconde hypothèse, ces écarts s'élèvent respectivement à 3,6 points, 3,0 points et 2,5 points.

Concernant la part salariale dans la VAB des EI, celle-ci vaut (toujours en moyenne sur la période 1990-2002) 66 % avec la première hypothèse (« méthode Krueger »⁴¹) et 72 % avec la seconde (contre 80 % avec la méthode usuelle). Sur la même période, cette part vaut 66 % du côté des SNF. Compte tenu du probable différentiel d'intensité capitalistique des techniques productives des EI et des SNF, ces résultats semblent parfaitement raisonnables et satisfaisants⁴².

Graphique V - Part salariale dans la VAB au coût des facteurs (en %) suivant différentes méthodes (usuelle et alternatives), France, 1970-2002, bases 80 et 95



On peut raisonnablement affirmer que la « méthode Krueger » aboutit à des résultats similaires à la méthode usuelle standard jusqu'au début des années 1990 (cette méthode atténue cependant l'envolée salariale des années 1970). Par la suite en revanche, elle se rapproche de plus en plus des résultats de la méthode désagrégée, vers laquelle elle semble converger. Toutefois, la vitesse avec laquelle s'effectue cette convergence dépend de la part du RDN des EI que l'on alloue à la rémunération du travail.

En tout état de cause, un constat important qui se dégage de nos estimations est que la part salariale française s'établit en 1990 entre 2,0 et 2,5 points au-dessous de son niveau de 1970-73. Cet écart se creuse tendanciellement au cours des années 1990 : en 1995, ce écart se situe entre 3,0 et 3,6 points de la VAB nationale (estimée au coût des facteurs)⁴³, fourchette que l'on retrouve également en 2002. Il s'agit donc d'un écart important, qu'aucun biais statistique ne semble pouvoir expliquer.

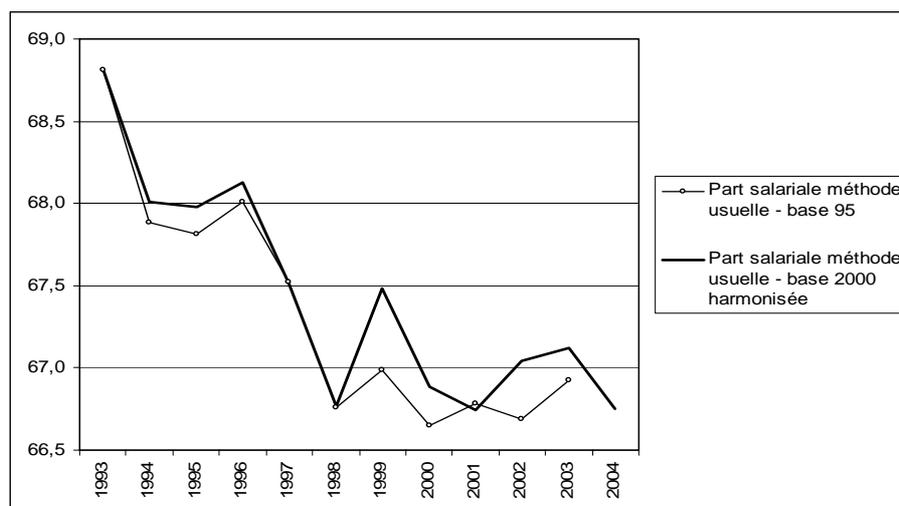
Enfin, on présente sur le graphique VI l'indicateur de part salariale suivant la « méthode Krueger » en base 95 et en base 2000 sur la période 1993-2004.

⁴¹ Pour la part salariale dans la VAB des EI, le numérateur contient la rémunération fictive estimée du travail des EI ainsi que la rémunération des salariés employés par les EI.

⁴² Rappelons à ce titre qu'en 2000, la part salariale varie, suivant les branches sectorielles, entre 40 % et 82 %, ce qui représente un écart bien plus considérable.

⁴³ Aux vues de ces résultats, la méthode consistant à postuler que la répartition du revenu des entrepreneurs individuels est constante peut paraître paradoxale *a posteriori*, puisque la part salariale nationale obtenue par cette méthode n'est, elle-même, pas constante. Ce paradoxe n'est toutefois qu'apparent dès lors que l'on garde à l'esprit que l'un des principaux facteurs explicatifs des fluctuations de la part salariale dans les sociétés depuis trente ans (à savoir le conflit de répartition capital-travail, qui dépend notamment du pouvoir de négociation des syndicats et de ses évolutions) n'a pas de réel équivalent dans la sphère des EI (les EI apportant à la fois le capital et le travail dans leur entreprise, leur revenu global ne fait pas l'objet d'un conflit de répartition, contrairement à celui des sociétés, où le partage du revenu est un réel enjeu).

Graphique VI - Part salariale dans la VAB au coût des facteurs (en %), « méthode Krueger », France, 1993-2004, bases 95 et 2000.



14 Conclusion

Dans cet article, nous avons confronté diverses méthodes d'estimation de la part salariale dans la valeur ajoutée : s'il se confirme que la méthode usuelle génère un biais à la baisse important de cette part, la méthode désagrégée, en calant la rémunération du travail des entrepreneurs individuels sur les salaires, ne prend pas suffisamment en compte le fait que les dynamiques de revenus de ces deux catégories d'agent (EI et salariés) sont très différentes. Il en résulte que ces méthodes surestiment la hausse de cette part au cours des années 1970 (période durant laquelle les rémunérations salariales ne suivent plus les évolutions de la productivité tandis que, dans le même temps, les entrepreneurs individuels semblent particulièrement touchés par la « crise » économique). La méthode d'estimation proposée par Krueger (2000), consistant à allouer une part constante du revenu mixte des EI à la rémunération de leur travail, permet de contourner cette difficulté et aboutit finalement à un résultat intermédiaire entre les méthodes usuelle et désagrégée. Cela permet de conclure que la part des salaires est passée sous son niveau du début des années 1970 depuis le début des années 1990. Pour conclure sur ce point, il peut être intéressant de rappeler les propos tenus par E. Malinvaud dès 1986 : « *Quant aux stratégies possibles pour la politique salariale, on pourrait en envisager deux, qualifiées respectivement de "retour à la normale" et de "encore un effort" ; la première supposerait que le taux réel de la rémunération du travail recommence à croître à partir de 1986 au rythme moyen de croissance de la productivité du travail dans le pays, l'autre qu'il reste stable durant deux ans de plus* » (Malinvaud (1986))⁴⁴. L'évolution qui s'est effectivement produite depuis près de vingt ans a donc largement dépassé, par son ampleur, le scénario « encore un effort » envisagé à l'époque par l'auteur.

⁴⁴ Notons en passant que, cet article étant paru en mars, on peut raisonnablement supposer que l'auteur base son analyse sur les chiffres de 1985.

Bibliographie

ARTUS P. ET D. COHEN, 1998, *Partage de la valeur ajoutée*. Rapport du conseil d'analyse économique, La documentation française, Paris.

ASKÉNAZY P., 2003, « Partage de la valeur ajoutée et rentabilité du capital en France et aux Etats-Unis : une réévaluation », *Economie et Statistique*, n° 363-364-365, pp. 167-189.

BAGHLI M., G. CETTE ET A. SYLVAIN, 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*, n° 158, p.1-25.

BAUDEQUIN I., 2004, « Le pouvoir d'achat des entrepreneurs individuels très sensible à la conjoncture », *INSEE Première*, n° 945.

BLANCHARD O.-J., 1997, « The Medium Run », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2, pp. 89-158.

BLANCHARD O.-J. ET F. GIAVAZZI, 2003, « Macroeconomic Effects of regulation and deregulation in Goods and Labor Markets », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 118, n° 3, pp. 879-907.

BRUNO M. ET J. SACHS, 1985, *The Economics of Worldwide Stagflation*, Basil Blackwell, Oxford.

CABALLERO R. ET M. HAMMOUR, 1997, « Jobless Growth: Appropriability, Factor Substitution and Unemployment », *Carnegie-Rochester Conference Series On Public Policy*, Vol. 48, pp. 51-94.

CETTE G. ET S. MAHFOUZ, 1996, « Le partage primaire des revenus : un constat descriptif sur longue période », *Economie et Statistique*, n° 296-297, pp. 83-114.

DUMÉNIL G. ET D. LÉVY, 2000, *Crise et sortie de crise. Ordre et désordre néolibéraux*, Presses Universitaires de France, Paris.

KRUEGER A. B., 2000, « Measuring Labor Share », *American Economic Review*, Vol. 89, n° 2, pp. 45-51.

MALINVAUD E., 1986, « Jusqu'où la rigueur salariale devrait-elle aller ? », *Revue Economique*, Vol. 37, n° 2, pp. 181-205.

MIHOUBI F., 1999, « Partage de la valeur ajoutée en France et en Allemagne », *Banque de France. Notes d'Etudes et de Recherche*, n° 64.

POTERBA J. M., 1997, « The Rate of Return to Corporate Capital and Factor shares », *NBER Working Paper*, n° 6263.

PRIGENT C., 1999, « Le part des salaires dans la valeur ajoutée en France : une approche économique », *Economie et Statistique*, n° 323, pp. 73-94.

ROUAULT D., 2000, « Entrepreneurs individuels : des revenus en forte baisse entre 1990 et 1997 », *INSEE Première*, n° 732.

Sources statistiques :

« 20 ans de comptes nationaux 1970-1989 », INSEE Résultats n° 104-105, *Economie Générale* n° 27-28, novembre 1990.

« Les comptes nationaux trimestriels. Séries longues 1970-1997 en base 80 », INSEE Résultats n° 619-620, *Economie Générale* n° 170-171, octobre 1998.

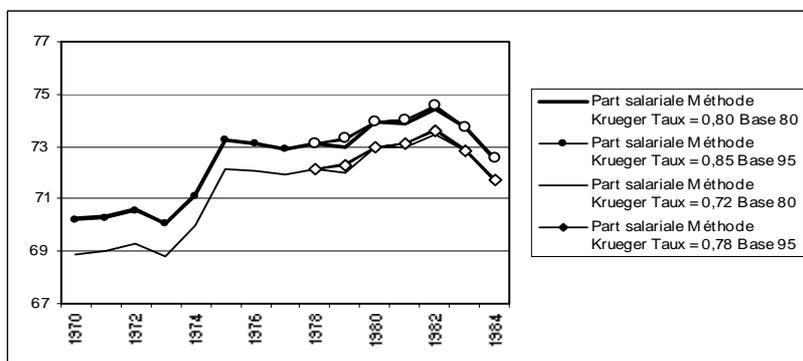
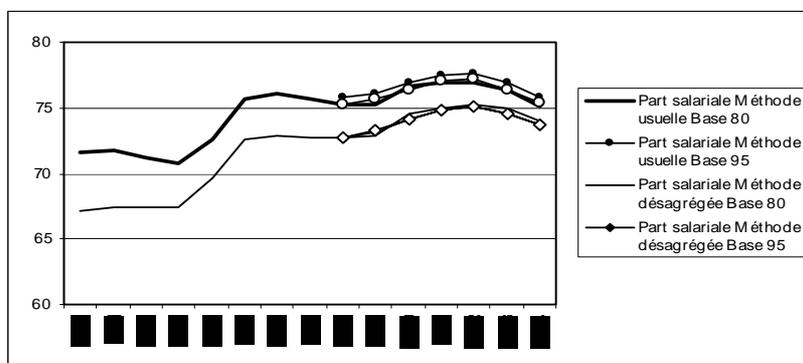
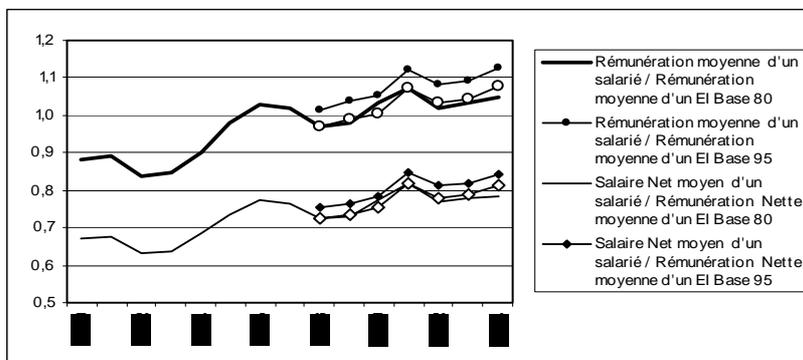
« Comptes nationaux. Rapport sur les Comptes de la Nation 2003 », INSEE Résultats. *Economie* n° 14, juillet 2004.

« Revenus et patrimoine des ménages », INSEE, Synthèses, n° 28, édition 1999.

« *European Economy. The EU economy: 2003 review* », European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, n° 6, 2003.

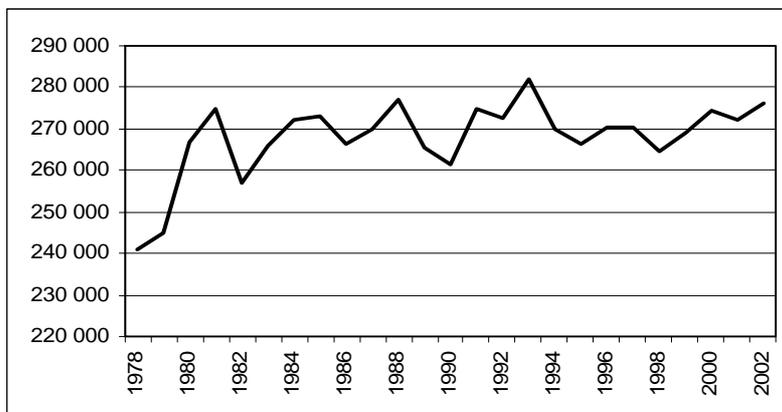
Annexe 1 – Les indicateurs de base

Dans les graphiques ci-dessous, on présente les indicateurs (présentés dans l'article) en base 80 sur la période allant de 1970 à 1984. On reproduit également les mêmes indicateurs en base 95 entre 1978 et 1984. Les indicateurs en base 95 sont ensuite « translétés » (si nécessaire) pour faire coïncider leur valeur en 1978 avec celle des indicateurs en base 80.



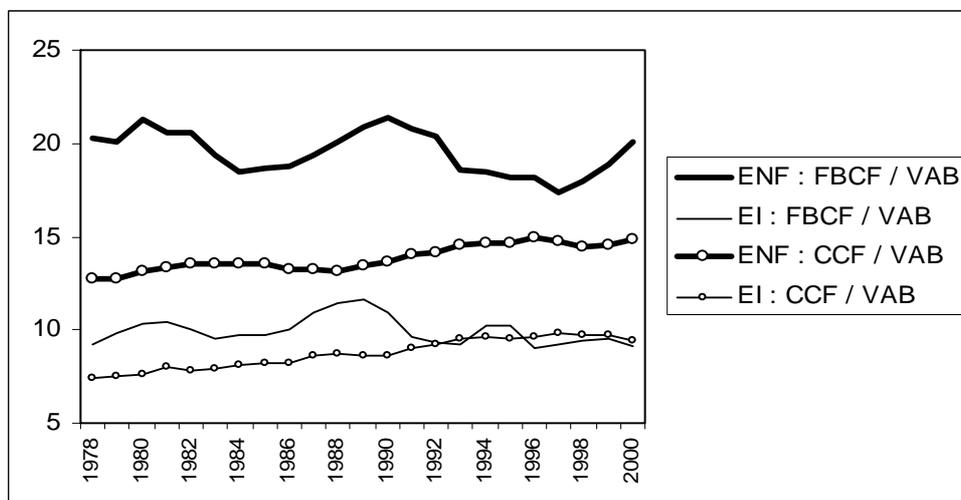
Annexe 2 - Indicateur d'intensité capitaliste de la technique productive des EI

On représente ci-dessous l'indicateur sur lequel s'appuient nos conclusions en page 15 de l'article.



Annexe 3 - Différentiel d'intensité capitaliste des techniques productives des SNF et des EI

Dans le graphique ci-dessous, on représente, pour chacun des deux agents (SNF et EI), le taux d'investissement (FBCF / VAB) et le ratio de la consommation de capital fixe dans le VAB entre 1978 et 2000 (les valeurs en ordonnées sont des pourcentages). Ces deux indicateurs semblent attester de la plus grande intensité en capital des techniques productives des SNF.



FINANCIARISATION DE L'ÉCONOMIE : PARTAGE DE LA VALEUR AJOUTÉE OU PARTAGE DU RISQUE ?

David THESMAR,

Professeur associé à HEC et à l'Ecole Polytechnique, Paris

Mathias THOENIG

Professeur à l'Université de Genève, professeur associé à l'Ecole Polytechnique, Paris

Depuis quelques années, les profits spectaculaires engendrés par les entreprises du CAC40, leur expansion rapide à l'étranger et leur propension à restructurer en France, ont ressuscité le débat public sur la financiarisation excessive de l'économie. Pour certains commentateurs et économistes, le développement, la sophistication et l'internationalisation de la sphère financière se fait au détriment de la partie « réelle » de notre économie, et en particulier les salariés. Il y a deux façons de formuler ce débat sur le nouveau conflit du capital et du travail.

1 Deux approches du conflit capital-travail

Première formulation, la plus répandue : la financiarisation de l'économie déforme le partage de la valeur ajoutée entre le capital et travail, en faveur du capital. Le nouveau capitalisme financier donne davantage aux investisseurs la possibilité de « sortir » du capital des entreprises dans lesquelles ils investissent. A chaque instant, les investisseurs peuvent arbitrer, à peu de frais, entre continuer d'investir dans la même entreprise ou redéployer leurs capitaux dans une firme, qui peut se trouver dans un autre pays. Dotés d'une meilleure « option de sortie », les investisseurs peuvent exiger une plus grosse part du gâteau : les salaires stagnent et les dividendes montent.

En passant, il faut remarquer qu'il s'agit ici d'un raisonnement qui, du point de vue purement théorique, peut être invalidé par les mécanismes d'équilibre et de concurrence. Premier mécanisme stabilisateur : l'investissement. S'il est si rentable d'investir, l'offre de capital va augmenter. De nouvelles entreprises vont se créer, et embaucher. L'accroissement de investissement va venir faire pression sur la demande de travail et accroître les salaires et le levier de négociation des travailleurs. La part des salaires dans la valeur ajoutée doit s'accroître. Deuxième mécanisme stabilisateur : l'adaptation du processus productif aux prix des facteurs (Blanchard (1997), Caballero et Hammour (1998)). Si le capital est cher (rentable), les entreprises vont modifier la structure de leur production pour en employer moins, et employer davantage de travailleurs. Cette pression à la baisse va venir réduire la part du capital dans la valeur ajoutée, et compenser la hausse précédente. L'hypothèse de mécanismes stabilisant le partage de la valeur de la valeur ajoutée ne résulte pas du pur acte de foi : quel que soit le pays choisi, et quelle que soit la période choisie, les salaires représentent, sur le long terme, environ 2/3 de la valeur ajoutée. C'est même là l'un des rares invariants en économie.

Deuxième aspect du nouveau conflit capital travail : la financiarisation de l'économie a conduit les entreprises à s'exposer davantage au risque. Alors que les investisseurs – en particulier dans les sociétés cotées en bourse - peuvent facilement se couvrir contre le risque spécifique à chaque firme, les travailleurs ne le peuvent pas, et souffrent d'une surexposition de leur capital humain aux aléas subis par leur employeur. Théoriquement, ils devraient même vendre à découvert les titres de leur propres entreprises, c'est-à-dire parier sur leur baisse, ce qui leur assurerait un revenu de substitution si l'entreprise allait mal. Cet argument se rattache à la littérature sur l'effet des institutions financières sur le développement économique (Jovanovic et Greenwood (1989), Saint Paul (1993) Acemoglu et Zilibotti (1997)) : lorsque les investisseurs d'une entreprise sont mieux diversifiés, ils peuvent compenser sur une entreprise les pertes réalisées sur l'autre. Les entreprises prenant des risques pourront alors vendre leurs titres plus facilement, car les investisseurs peuvent se diversifier. Des projets ambitieux mais risqués pourront être entrepris. Pour cette littérature, les institutions financières, en favorisant la diversification et la prise de risque, sont bonnes pour le développement. Un argument similaire est donné dans la littérature sur l'intégration financière et commerciale (Helpman et Razin (1978), Obstfeld (1994), Kalemli-Ozcam, Sorensen et Yosha (2001)). Une partie des gains du commerce international proviennent du fait que chaque vend ce qu'il sait faire le mieux, et donc se spécialise. Or la spécialisation est coûteuse pour un pays car elle expose ses ménages à

des fluctuations plus fortes de l'activité. Ainsi, même si le pays est plus riche, le surcroît de risque peut être trop lourd à porter. Ainsi, pour que les pays puissent pleinement bénéficier des gains de l'échange, il faut que les ménages puissent s'assurer contre des chocs négatifs sur leur activité, par exemple en détenant des créances sur l'activité mondiale, et en vendant au reste du monde des créances sur leur propre activité. Ainsi, globalisation commerciale et globalisation financière vont main dans la main.

Il faut rappeler que l'effet de ce second mécanisme sur le bien être est n'est pas nécessairement négatif, même pour les salariés. Sous l'impulsion de marchés financiers plus sophistiqués, les entreprises accroissent leur productivité et leur prise de risque. Plus productives, elles embauchent davantage. Si le degré de concurrence sur le marché des produits est suffisamment important, elles baissent leur prix. Les salaires réels augmentent, et l'emploi aussi. La contrepartie de l'enrichissement des salariés-consommateurs, c'est l'accroissement du risque sur le marché du travail. Et l'effet net sur le bien être est ambigu.

2 Tester les deux approches à partir de données françaises.

Thesmar et Thoenig (2004) se proposent de tester ces deux vues à partir de données françaises d'entreprises, en utilisant la déréglementation financière du milieu des années 1980 comme choc révélateur. Plus particulièrement, nous nous intéressons à la déréglementation du marché financier. La méthodologie empirique repose sur la comparaison, avant et après l'évènement, du comportement des entreprises cotées en bourse, et des entreprises qui ne le sont pas.

a. La déréglementation des marchés financiers des années 1980

La France du début des années 1980 se trouve en mauvaise santé économique : la croissance est lente, l'inflation forte et les dévaluations fréquentes. L'endettement des sociétés françaises atteint un point critique, après les différentes politiques destinées à revitaliser l'investissement à travers des prêts subventionnés. Simultanément, l'appareil productif français apparaît peu performant, mal armé pour lutter contre la concurrence internationale ; le besoin de restructurations, d'adoption de nouvelles technologies est criant.

Au Trésor, l'idée fait progressivement son chemin que l'allocation du capital ne peut plus se faire d'en haut (Naouri, 1985). Le rationnement du crédit, ses multiples exemptions, plus de 250 types de prêts bonifiés deviennent intenable et sont supprimés en 1985, donnant lieu à de très grandes transformations de l'industrie bancaire française (Bertrand, Schoar et Thesmar (2005)). Le besoin de financer la dette publique de manière non inflationniste, le souci de redonner confiance aux investisseurs étrangers après les dévaluations des années 1970 et les nationalisations de 1982, la conscience nouvelle que les marchés financiers sont des instruments utiles de financement de l'investissement encouragent également le Trésor à entreprendre des réformes importantes du marché financier.

Les premiers changements datent en réalité de la fin des années 1970 (Plan Monory) et de 1982 (Plan Delors). Ils visent à encourager l'épargne en titres (obligations, actions) via des exemptions fiscales. En 1983, la création du second marché vise à favoriser la réintroduction en Bourse d'entreprises de taille moyenne, après le dépeuplement de la cote officielle qui avait suivi les nationalisations de 1982.

La seconde grande vague de réformes date de 1984-1985 : les autorités simplifient l'accès au marché obligataire et permettent l'émission de papier commercial. Le premier marché à terme d'Europe continentale (le MATIF) est créé. Le monopole des agents de change est brisé ; en particulier, les banques ont pu entrer sur ce marché à partir de 1986. La séparation entre banque d'investissement et banque de détail est supprimée. Également, la transparence de l'information financière, en particulier en faveur des petits épargnants est accrue en renforçant les pouvoirs de la commission des opérations de bourse. Finalement, l'indice CAC40 est créé en 1987.

Finalement, l'investissement étranger est encouragé par une levée progressive du contrôle des changes entre 1984 et 1990. En 1984, une loi est votée supprimant l'impôt sur les intérêts payés par les investisseurs non résidents. Le marché des eurofrancs, fermé en 1981, est réouvert en 1984, permettant aux entreprises d'émettre des obligations libellées en francs hors de France. En 1986, le gouvernement Chirac permet aux épargnants français d'acheter des actifs, notamment des titres cotés, à l'étranger. Les entreprises se voient octroyer l'autorisation d'acheter des produits dérivés pour se couvrir.

b. les conséquences des réformes boursières

Ces réformes boursières ont eu pour double conséquence de renforcer le pouvoir des investisseurs et d'accroître leurs possibilités de diversification. L'investisseur marginal – celui qui fait le prix des titres – des entreprises cotées en bourse est devenu à la fois plus exigeant, et plus sophistiqué (donc mieux diversifié).

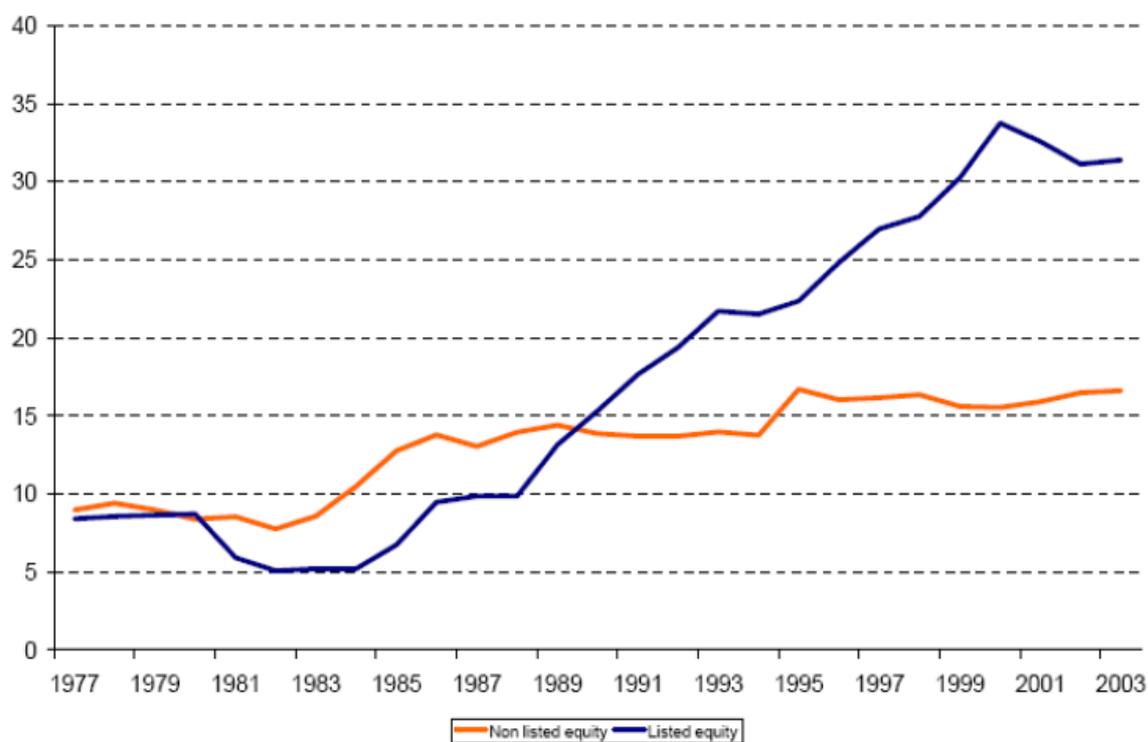


Figure 1 : Fraction de l'actionnariat des entreprises Françaises (cotées et non cotées) détenue par des investisseurs non résidents (Source : Thesmar et Thoenig, 2004)

Tout d'abord, la levée du contrôle des changes a permis à la fois aux investisseurs français d'acheter des titres étrangers et aux investisseurs d'acheter davantage de titres français. Ce double mouvement s'est traduit par une très forte hausse, à partir de la deuxième partie des années 1980, de l'actionnariat étranger, en particulier dans les entreprises cotées en Bourse. Le premier aspect de cette évolution est que les firmes françaises ont fait face à des actionnaires plus à même d'arbitrer en permanence entre rendement en France et dans le reste du monde. Simultanément, l'entrée d'investisseurs étrangers a pour l'essentiel été le fait d'institutionnels gérant l'épargne et les retraites. Il s'agit donc d'investisseurs sophistiqués et diversifiés internationalement.

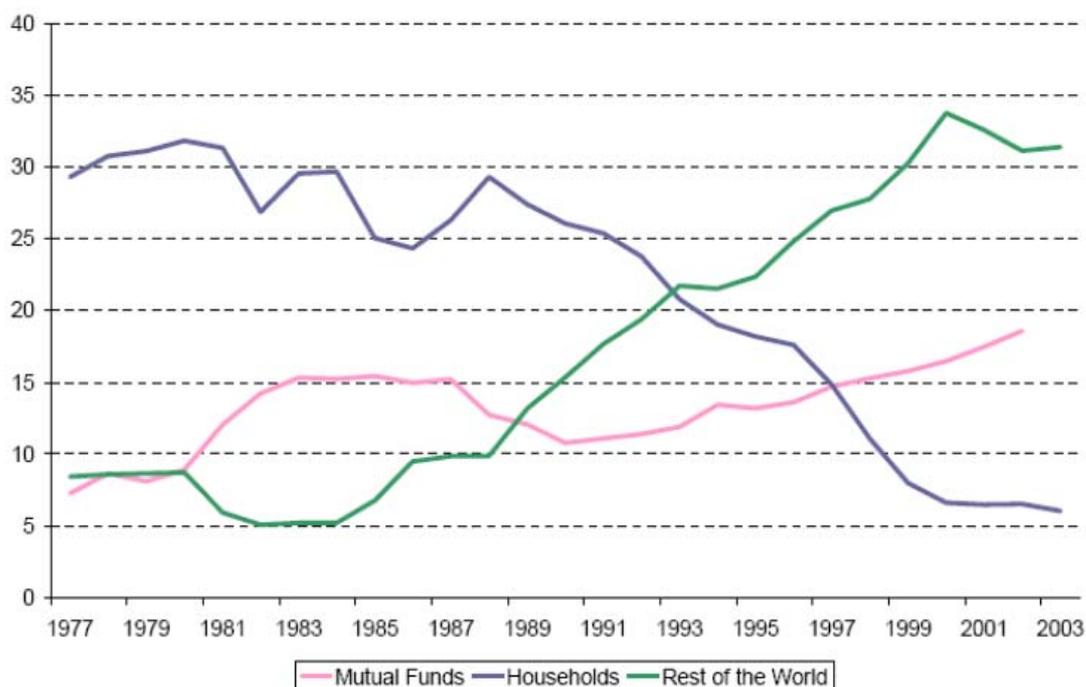


Figure 2 : Répartition de l'actionnariat des entreprises cotées en Bourse en évolution
(Source : Thesmar et Thoenig, 2004)

Ensuite, ces réformes et les privatisations de masse des années 1986-1988 ont suscité la diffusion d'une « culture de l'actionnariat » parmi les français. L'investissement dans les fonds commun de placements français s'est accru. Au total, la part des actions directement détenue par les ménages s'est réduite considérablement à partir de la deuxième moitié des années 1980. De manière générale, les fonds d'investissements ont une stratégie d'allocation de portefeuille plus dynamique que les individus. Ils exploitent plus rapidement que les individus les opportunités d'arbitrage, donc ils sont (1) plus exigeants sur les rendements et (2) mieux diversifiés.

3 Les effets des réformes financières sur le comportement des entreprises.

a. Méthodologie et données

Les données utilisées par Thesmar et Thoenig (2004) sont les BRN, une source au départ produite par la direction générale des impôts où les entreprises renseignent les éléments principaux de leur compte d'exploitation et de leur bilan, ainsi que l'emploi et leur secteur activité. Ces données sont ensuite retraitées par l'INSEE, puis exploitées dans la construction des comptes nationaux. Les entreprises sont repérées par un numéro de SIREN, et nous nous concentrons sur les entreprises les plus grosses (celle qui atteignent, à un moment de leur vie entre 1984 et 1999, plus de 200 employés ou 500 millions de francs de CA). Ces entreprises sont pour l'essentiel (90%) des filiales de grands groupes. Nous obtenons le nom de la tête du groupe à partir de LIFI, une source construite à l'INSEE. Ensuite, nous retrouvons à la main si cette tête de groupe est cotée en Bourse, ou non, à partir de listings papier donnés par Euronext. Si la tête de groupe de l'entreprise est cotée en Bourse, nous dirons qu'elle est cotée également.

Comme les données contiennent des valeurs extrêmes, probablement dues en partie à des erreurs de saisie, nous éliminons les observations correspondant au premier ou 99^e centile de la distribution de chaque variable. Cela explique les différences de nombre d'observation entre les tableaux.

La méthodologie empirique consiste à comparer l'évolution des sociétés cotées et non cotées entre les années 1980 et les années 1990. En contrôlant pour la taille, le secteur, l'exposition au commerce international et l'adoption de nouvelles technologies, nous attribuons les différences d'évolution entre sociétés cotées et non cotées aux changements du marché financier. Il s'agit d'une méthode simple de différences en différences, où nous estimons, sur les données d'entreprises décrites ci-dessus, le modèle suivant, pour chaque entreprise i à la date t :

$$Y_{it} = a_i + dt + c.POST_t \times X_{it} + d.POST_t \times LIST_{it} + \varepsilon_{it}$$

Y_{it} est la variable d'intérêt (part des salaires dans la valeur ajoutée, rentabilité, volatilité). a_i est une indicatrice de firme, pour modéliser son comportement moyen. dt est une indicatrice d'année, destinée à modéliser les effets de conjoncture. $POST_t$ est une indicatrice égale à 1 si l'année t est après 1989. X_{it} est un ensemble d'observables de l'entreprise (sa taille, son secteur etc). $LIST_{it}$ est une indicatrice égale à 1 lorsque l'entreprise est cotée en bourse.

Ainsi, le coefficient c traduit les différences de tendance entre les entreprises de taille, secteur etc (X_{it}) différents. Le coefficient d traduit les différences d'évolution entre entreprises cotées et non cotées, en prenant les observables *comme données*. Nous interpréterons d comme l'effet des réformes financières.

Cette équation est estimée par la méthode des moindres carrés modifiée (White, 1982). Comme la variable $LIST$ est définie au niveau du groupe (toutes les filiales d'un même groupe ont la même valeur), les termes d'erreur sont supposés corrélés entre observation d'un même groupe, pour toutes les années précédentes, ou postérieures à 1990 (Bertrand, Duflo et Mullainathan, 2002).

b. Résultats

Dans un premier temps, nous regardons la profitabilité et la part des salaires dans la valeur ajoutée (Y_{it}). Les résultats de l'analyse, en contrôlant pour différentes tendances selon la taille de l'entreprise ($X_{it} = \log(\text{actifs de l'entreprise})$), sont donnés dans le tableau 1.

wL / VA	(VA - wL) / K		(Y-wL) / CA
POSTx LIST	-0,1	-0,4**	-0,3
(x 100)	(0,8)	(0,2)	(0,2)
Indicatrices d'années	Oui	Oui	Oui
Effets fixes	Oui	Oui	Oui
Observation	92648	97146	96850

Tableau 1 : Libéralisation financière, profits et partage de la valeur ajoutée
(Source : Thesmar et Thoenig, 2004)

Les résultats rassemblés dans le tableau 1 infirment la vue selon laquelle les entreprises cotées en bourse auraient versé davantage à leurs investisseurs, aux dépens de leurs travailleurs. La part des salaires dans la valeur ajoutée évolue exactement de la même façon dans les entreprises cotées et non cotées : la différence d'évolution entre les années 1980 et les années 1990 est légèrement plus faible, mais négligeable et non significative. La profitabilité des actifs nets augmente légèrement moins, de 0.4 point de pourcentage. Cette différence, bien que petite est significative du point de vue statistique à 5%. Finalement, le taux de marge des entreprises cotées en bourse augmente lui aussi légèrement moins vite que celui des leurs concurrentes non cotées. La différence est petite, et non significative. Il est à noter que cette analyse au niveau de l'entreprise confirme ce qu'une considération directe des données macroéconomiques suggère : la part des salaires dans la valeur ajoutée est constante entre le milieu des années 1980 et le début des années 2000.

Nous nous tournons ensuite vers l'effet de la libéralisation sur le couple prise de risque/augmentation de productivité. La table 2 reporte le résultat de la régression en employant comme variable à expliquer (Y_{it}) : la variance du taux de croissance des ventes, le log de la productivité du travail et le log de la productivité globale des facteurs⁴⁵. Comme il faut plusieurs années pour calculer une variance, la première régression n'utilise que 2 points par firme : l'un pour les années 1980 et l'un pour les années 1990.

Variance de _log(ventes)	Log (CA / L)		Log (PGF)
POSTx LIST	0,9***	3,7***	10,2***

⁴⁵ Celle-ci est mesurée au niveau de l'entreprise comme le résidu de la régression du log de la valeur ajoutée sur le log des effectifs et le log des actifs productifs, en autorisant les coefficients à dépendre du secteur où opère la firme.

(x 100)	(0,2)	(1,4)	(3,3)
Indicatrices d'années	Oui	Oui	Oui
Effets fixes	Oui	Oui	Oui
Observation	11232	97163	88412

Tableau 2 : Libéralisation financière, volatilité et productivité
(Source : Thesmar et Thoenig, 2004)

Le tableau 2 confirme la vue selon laquelle les entreprises cotées en bourse ont connu une hausse bien plus forte (une augmentation de 1 point de pourcentage de la variance) et statistiquement plus élevée de la variance de leurs ventes. On montre un résultat similaire pour l'emploi. La contrepartie de cette prise de risque, une hausse de productivité, est également présente dans les données, puisque la productivité du travail augmente de 4% de plus entre les deux périodes chez les entreprises cotées. Le différentiel atteint 10 points de pourcentage pour la productivité globale des facteurs. A nouveau, ces gains de productivité sont très significatifs statistiquement (1%).

L'effet sur la volatilité est très probablement sous-estimé par cette approche, qui n'utilise que 10 points (décennie 80 ou 90) pour calculer la variance. Dans Thesmar et Thoenig (2004), nous évitons ce problème en regardant la réactivité des ventes de la firme à des chocs de ventes sectoriels. Cette analyse confirme celle qui est présentée en table 2, avec des effets plus forts, aussi bien pour les ventes, que pour l'emploi.

4 Conclusion : des gains d'efficacité redistribués aux consommateurs

L'investigation empirique suggère que la déréglementation financière en France n'a pas eu pour effet de modifier la répartition du surplus entre employés et investisseurs. Les entreprises cotées ne sont pas devenues plus rentables. Toutefois, l'analyse de la volatilité suggère que le sentiment d'un nouveau conflit entre capital et travail n'est pas totalement un phantasme : les entreprises cotées sont bien devenues plus volatiles.

L'analyse rappelle que cette augmentation ne s'est pas faite sans gains de productivité, qui pourtant n'ont pas été retranscrits sous forme de hausse de profitabilité. Cette apparente contradiction suggère que la concurrence sur le marché des produits a contraint les entreprises à reverser ces gains d'efficacité aux consommateurs, à travers des baisses de prix des produits. Au total, le travail et le capital ont tous les deux été les gagnants, en touchant les dividendes de la libéralisation financière sous forme de hausse de pouvoir d'achat. Thesmar et Thoenig (2004) confirment cette interprétation en montrant que les effets sur la productivité sont plus prononcés dans les secteurs les plus concurrentiels, et que les baisses de prix y sont plus substantielles. Au net, l'effet sur le bien-être, toutefois, est ambigu car les employés ont dû supporter un risque accru qu'il ne peuvent diversifier.

