



HAL
open science

Le partage de la valeur ajoutée en France depuis 1970

Arnaud Sylvain

► **To cite this version:**

Arnaud Sylvain. Le partage de la valeur ajoutée en France depuis 1970. Economies et finances. Université de la Méditerranée - Aix-Marseille II, 2004. Français. NNT: . tel-00686280

HAL Id: tel-00686280

<https://theses.hal.science/tel-00686280v1>

Submitted on 9 Apr 2012

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

UNIVERSITE DE LA MEDITERRANEE AIX - MARSEILLE II
FACULTE DES SCIENCES ECONOMIQUES ET DE GESTION

CENTRE DE RECHERCHE SUR LES DYNAMIQUES ET POLITIQUES ECONOMIQUES
ET L'ECONOMIE DES RESSOURCES
C E D E R S

Thèse de Doctorat Nouveau Régime en Sciences Economiques

Le partage de la valeur ajoutée en France depuis 1970

Présentée et soutenue publiquement le 9 novembre 2004 par :

Arnaud SYLVAIN

Directeur de Thèse :

M. Gilbert CETTE

Professeur associé à l'Université de la Méditerranée, Banque de France

Membres du Jury :

M. Jean-Philippe COTIS

Economiste en chef, OCDE

Mme Brigitte DORMONT

Professeur à l'Université Paris X, *rapporteur*

M. Pierre MORIN

Administrateur de l'INSEE, Professeur associé à l'Université de Metz, *rapporteur*

M. Xavier TIMBEAU

Directeur, OFCE



Avant-Propos

Plusieurs études présentées dans cette Thèse ont été réalisées au sein de la Banque de France. Les conclusions de ces études ne sauraient cependant engager cette institution.

Avec l'accord de Mr le Professeur Gilles NANCY, cette Thèse reprend directement et intégralement plusieurs articles publiés dans différentes revues.

TABLE DES MATIERES

I. LE PARTAGE PRIMAIRE DU REVENU : REPERES EMPIRIQUES.....	7
I.1. Décrire le partage de la valeur ajoutée.....	13
I.1.A. L'absence de théorie normative consensuelle.....	13
I.1.B. Construire des indicateurs de partage de la valeur ajoutée.....	14
I.1.C. Mesurer la rémunération des facteurs	15
I.1.D. L'analyse des contributions.....	19
I.2. Les évolutions du partage de la valeur ajoutée en France sur la période 1970-2000.....	21
I.2.A. Quel champ privilégier ?	21
I.2.B. Des évolutions différenciées selon l'indicateur.....	22
I.2.C. L'apport de la décomposition comptable.....	25
I.3. Comparaison internationale d'indicateurs de partage de la valeur ajoutée	29
I.4. Partage de la valeur ajoutée et rentabilité économique du capital.....	46
II. EXPLIQUER LE PARTAGE DE LA VALEUR AJOUTEE	72
II.1. Les déterminants du partage de la valeur ajoutée dans les approches formalisées	74
II.1.A. Les estimations de formes réduites.....	74
II.1.B. Les analyses à partir de modèles structurels	87
II.1.C. Une typologie des études.....	91
II.2. Les interprétations usuelles des évolutions du partage de la valeur ajoutée en France depuis 1970 ...	94
II.2.A. La période des chocs pétroliers : un choc à la hausse sur les salaires	94
II.2.B. Une déformation qui va au-delà d'un simple rattrapage : correction des déséquilibres antérieurs ou nouveaux mécanismes ?	99
II.2.C. Explication(s) des différences entre pays	106
II.3. Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés : analyse empirique sur la période 1970-2000.....	110
III. DEGRES D'UTILISATION DES FACTEURS ET COMBINAISON PRODUCTIVE	141
III.1. Degrés d'utilisation des facteurs et analyse économique.....	140
III.1.A. Les deux dimensions des degrés d'utilisation des facteurs	140
III.1.B. Mesurer l'utilisation des facteurs	142
III.1.C. Les degrés d'utilisation des facteurs dans l'analyse économique	147
III.1.D. Partage de la valeur ajoutée et degrés d'utilisation des facteurs	149
III.2. Durées d'utilisation des facteurs et combinaison productive : analyses à partir de données individuelles	153
III.2.A. Les données utilisées.....	154
III.2.B. Estimation d'une fonction de production Cobb-Douglas	160
III.2.C. Durées d'utilisation des facteurs et fonction de production : un approfondissement	174
BIBLIOGRAPHIE	191

ANNEXES.....	203
ANNEXE 1: Partage primaire du revenu et rendement du capital : quelques repères empiriques pour plusieurs grands pays industrialisés	204
ANNEXE 2: Mesurer le stock de capital à partir de données comptables.....	222
ANNEXE 3: Evaluer la durée d'utilisation des équipements à partir d'informations sur l'organisation et la durée du travail.....	238
ANNEXE 4: Estimation d'une fonction de production Cobb-Douglas.....	252
ANNEXE 5: Durées d'utilisation des facteurs et fonction de production : un approfondissement	266

La croissance économique d'un pays correspond à l'augmentation des richesses (mesurées par le PIB) qui sont produites. Obtenir une croissance économique régulière et soutenue est un objectif majeur de la politique économique et les moyens d'y parvenir un défi pour l'économie politique. Outre la création de richesses, l'économie politique est souvent appelée à s'interroger également sur la répartition de celles-ci¹.

La répartition de ces richesses, mesurées par la valeur ajoutée produite, peut être considérée sous deux angles : la distribution primaire, qui concerne la répartition des revenus tirés directement de l'activité productive entre rémunération du travail (les « salaires ») et du capital (les « profits »). La distribution secondaire, qui conduit au revenu disponible brut et tient compte des revenus de transfert et des impôts. La redistribution entre le capital et le travail peut donc prendre deux formes : une redistribution directe visant à modifier le partage salaires-profits ; une redistribution fiscale passant par les impôts et les transferts.

L'intérêt pour les évolutions de la répartition salaires-profits repose sur les éléments suivants : (i) le salaire représente la majeure partie du revenu des salariés ; (ii) la question de l'inégalité sociale reste souvent posée en termes d'opposition entre capital et travail, profits et salaires ; (iii) les mouvements du partage salaires-profits impliquent des redistributions dont l'ampleur est sans commune mesure avec la redistribution fiscale².

D'autres facteurs ont également contribué à alimenter le débat sur les évolutions du partage de la valeur ajoutée : les fortes déformations de ce partage au cours des trois dernières décennies en France couplées à une grille de lecture en terme d'opposition entre détenteurs du capital et travailleurs ; la forte montée du chômage depuis le début des années soixante-dix et son maintien à un niveau élevé ; le développement de la théorie économique néoclassique permettant des appréciations normatives et donc la recherche d'un partage de la valeur ajoutée optimal.

- La forte déformation du partage de la valeur ajoutée en faveur du capital constatée en France depuis le début des années quatre-vingts et l'augmentation parallèle du taux de chômage (*graphiques A et B*) alimentent ainsi les revendications en faveur d'une augmentation des salaires (qui permettrait de réduire le chômage). Plus récemment, ces évolutions ont également été avancées pour justifier la mise en place d'une réforme des retraites mettant à contribution la rémunération du capital plutôt que celle du travail. Ces revendications reposent sur l'idée implicite

¹ « Déterminer les lois qui régissent la répartition est le problème central en économie politique. » Ricardo (1871)

² Comme le souligne Piketty (1997), à propos de la hausse de la part de la rémunération du capital entre 1983 et 1995 : « jamais aucune redistribution fiscale n'a redistribué 10% du revenu national sur une si courte période »

que le partage salaires-profits ne traduit que l'état des rapports de force entre travailleurs et capitalistes.

- Même en ne considérant pas le niveau du partage de la valeur ajoutée comme l'illustration d'un pur conflit redistributif, le maintien du chômage à un niveau élevé en France révélant une « contre-performance » française (Morin, 2002, p.347) conduit à s'interroger sur les évolutions du partage de la valeur ajoutée. Le taux de chômage d'équilibre peut en effet être défini comme « le taux de chômage qui rend compatible les exigences contradictoires des entreprises et des salariés en matière de rémunération » (Cotis et Loufir, 1990, p.101).
- Plus généralement, c'est le développement d'une théorie économique normative (la théorie économique néoclassique) qui a permis ces interrogations sur le niveau d'équilibre voire sur un éventuel niveau optimal du partage de la valeur ajoutée.

Les évolutions du partage de la valeur ajoutée et les débats qu'elles suscitent conduisent ainsi à plusieurs interrogations : (i) la part des profits a-t-elle atteint un niveau anormalement élevé depuis le début des années quatre-vingt-dix ? (ii) l'augmentation de la part des profits explique-t-elle l'augmentation concomitante du chômage ? (iii) comment expliquer une hausse de 10 points de la part des profits entre 1982 et 2000 ?

graphique A
partage salaires-profits 1970-2000
secteur privé
taux de marge au coût des facteurs corrigé de la non salarisation



source : comptes nationaux ; calculs de l'auteur.
note de lecture : le secteur privé correspond à l'ensemble de l'économie hors administrations publiques.

graphique B
taux de chômage 1970-2000
ensemble de l'économie



source : enquête emploi trimestrielle, Insee.

Avant d'essayer d'apporter des éléments de réponse, plusieurs précisions sont nécessaires concernant les profits, la période d'analyse, et la vision d'un partage salaires-profits correspondant à l'expression d'un rapport de force entre travailleurs et détenteurs du capital.

Que représentent les profits ?

Le terme de « profits » servant à caractériser la rémunération du capital n'est pas équivalent à la notion courante de profit entendue comme le « gain réalisé sur une opération ou dans l'exercice d'une activité » et qui correspondrait peu ou prou aux bénéfices. Il ne s'agit pas non plus d'un prélèvement indu ou abusif des détenteurs du capital sur les richesses créées. Ces « profits » sont obtenus par solde et correspondent à la part de la valeur ajoutée qui n'est ni une rémunération du travail ni un prélèvement indirect net des APU. Comme le souligne T. Piketty (1997) :

« Il [le revenu brut du capital] est en général beaucoup plus élevé que le bénéfice de l'entreprise stricto sensu, car il sert non seulement à payer les dividendes des actionnaires, mais également les intérêts des emprunts contractés, l'impôt sur les bénéfices, ainsi que le remplacement des machines et équipements usés, c'est-à-dire la dépréciation du capital, ou amortissement. »

Sur quelle période analyser les évolutions du partage de la valeur ajoutée ?

Il paraît plus cohérent de considérer le partage de la valeur ajoutée sur la période 1970-2000 plutôt que sur la seule période 1982-2000. Les années soixante-dix marquent en effet la fin d'un cycle de trente années de forte croissance (les « trente glorieuses ») et l'entrée dans un régime de croissance sensiblement plus faible.

Or, il ressort d'un examen du partage salaires-profits et du taux de chômage sur la période 1970-2000 que la forte hausse de la part des profits au cours des années quatre-vingts ainsi que le lien entre la montée des profits et le taux de chômage doivent être relativisés :

- Si la part des profits semble au premier regard nettement plus élevée en fin de période qu'en début de période, la forte hausse des profits suit cependant une forte baisse au cours des années soixante-dix et pourrait correspondre à un phénomène de rattrapage (*graphique A*).
- Le taux de chômage a commencé à croître dès le début des années soixante-dix (*graphique B*).

Le partage salaires-profits n'est-il que l'expression du rapport de forces entre travailleurs et détenteurs du capital ?

S'il existe des possibilités de substitution entre le capital et le travail, le partage salaires-profits ne peut être assimilé à un pur conflit redistributif opposant les travailleurs aux détenteurs du capital, et un partage plus favorable aux salaires n'est pas nécessairement plus favorable aux travailleurs.

Dans un cadre où la technologie est à facteurs complémentaires (les quantités de capital et de travail nécessaires pour produire une unité sont fixes), le stock de capital disponible détermine les capacités de production et le volume d'emploi. La répartition des richesses produites dépendra uniquement du rapport de forces entre capitalistes et travailleurs ; le partage salaires-profits résultera d'un « pur conflit redistributif. » (Piketty, 1997). Une telle analyse correspond à celle des économistes classiques du XIX^e siècle.

A cette grille de lecture peut se substituer un cadre faisant intervenir des possibilités de substitution entre les facteurs. Une telle analyse a été proposée pour la première fois par l'école marginaliste à la fin du XIX^e siècle : s'il est possible d'obtenir un même niveau de production à partir de quantités de facteurs différentes, alors les prix des facteurs influencent le partage salaires-profits. Celui-ci ne résulte plus seulement des rapports de force entre capitalistes et travailleurs.

Existe-t-il un partage de la valeur ajoutée « optimal » ?

Le salaire représentant la majeure partie du revenu des salariés, la rémunération du travail influence directement la consommation. La rémunération du capital est quant à elle à la base de la formation du profit, qui constitue pour les entreprises à la fois la finalité recherchée et l'un des modes de financement des investissements. Le partage de la valeur ajoutée peut donc se révéler préjudiciable à la croissance dès lors qu'il conduit à un déficit d'investissement ou à un déficit de demande finale des ménages. Ainsi, si la recherche d'une croissance soutenue est le principal objectif recherché, alors le partage de la valeur ajoutée optimal peut correspondre au partage le plus favorable à la croissance économique.

Les précisions précédentes conduisent à formuler différentes questions relatives au partage de la valeur ajoutée auxquelles cette thèse essaye d'apporter des éléments de réponses : (i) le niveau de la part des profits au début des années deux mille est-il plus élevé qu'au début des années soixante-dix ? (ii) comment expliquer les évolutions du partage salaires-profits ? sont-elles le reflet d'un rapport de force ou de l'évolution des prix ? (iii) comment relier les évolutions du partage de la valeur ajoutée et celle du taux de chômage ? (iv) Quel est le niveau « optimal » du partage salaires-profits ?

*

* *

Dans un premier temps, on s'attachera à fournir des repères empiriques sur les évolutions du partage de la valeur ajoutée et du rendement du capital au niveau macroéconomique pour la France et quatre autres grands pays industrialisés (Allemagne, Etats-Unis, Japon, Royaume-Uni). Il sera ainsi possible d'apporter des éléments de réponse concernant le niveau du partage de la valeur ajoutée atteint au cours de la décennie quatre-vingt-dix comparativement au début des années soixante-dix.

Après avoir rappelé les motivations de l'analyse du partage de la valeur ajoutée et l'absence de norme consensuelle d'appréciation du niveau du partage de la valeur ajoutée à court et moyen terme, l'intérêt des études descriptives est souligné : elles permettent notamment de mesurer l'impact de différentes hypothèses de construction des indicateurs et d'isoler certains faits stylisés. Autre outil descriptif, la décomposition comptable du partage de la valeur ajoutée fournit également quelques pistes pour l'analyse théorique. Mener une analyse empirique robuste du partage de la valeur ajoutée ne peut ainsi qu'affermir les conclusions de toute investigation théorique ultérieure.

Les indicateurs mobilisés dans les études sur le partage de la valeur ajoutée sont ensuite détaillés. Comme cela est souligné, ces indicateurs peuvent obéir à une logique de répartition ou à une logique de coût. Si ces différentes approches peuvent conduire à des évaluations distinctes, ces écarts semblent faibles comparés à ceux résultants de différences de champ et de méthode de correction de la non salarisation : des différences sensibles peuvent être ainsi mises en évidence selon que l'on s'intéresse au partage de la valeur ajoutée des seules Sociétés Non Financières (SNF) ou de l'ensemble du secteur privé (défini comme l'ensemble de l'économie hors administration publiques).

Ces incertitudes fragilisent les comparaisons internationales. Même si on dispose d'indicateurs homogènes, les conclusions de toute comparaison internationale dépendent des hypothèses de construction et du champ considéré.

Comme on ne dispose pas de théorie normative consensuelle du partage de la valeur ajoutée, il peut être utile de rapprocher ses évolutions de celles du rendement du capital pour lequel on dispose d'une référence théorique. Compte tenu de la relation comptable existant entre ces deux indicateurs, les fluctuations du partage de la valeur ajoutée peuvent alors être expliquées par l'interdépendance croissante des économies et l'internationalisation d'une norme de rendement. Les évolutions du partage de la valeur ajoutée permettraient alors d'absorber les écarts entre cette norme et la productivité du capital.

*

* *

L'objectif du deuxième chapitre est de fournir, dans le cadre de la théorie néoclassique, des éléments d'interprétation des évolutions du partage de la valeur ajoutée en France au cours des trois dernières décennies.

Les facteurs explicatifs du partage de la valeur ajoutée sont généralement déterminés en deux étapes. Une première étape permet généralement de déterminer les facteurs explicatifs de long terme du partage de la valeur ajoutée et de préciser son niveau d'équilibre ; une seconde étape isole les facteurs à l'origine de l'écart entre la valeur d'équilibre et le niveau constaté du partage de la valeur ajoutée. Ces facteurs « secondaires » ne sont pas obtenus à partir d'une formalisation du comportement des entreprises mais correspondent aux facteurs supposés être à l'origine de déséquilibre sur les marchés du travail et des biens et services et refléter l'existence de rigidités.

A partir de cette démarche, un écart persistant du partage de la valeur ajoutée à sa situation d'équilibre s'explique par des rigidités sur les marchés des biens et services et du travail. Ainsi, les profils heurtés constatés en France, en Allemagne et au Japon traduiraient de fortes rigidités tandis que les profils plus stables observés au Royaume-Uni et aux Etats-Unis révéleraient des rigidités plus faibles.

La quasi-totalité des analyses considérées expliquent les modifications du partage de la valeur ajoutée au cours des années soixante-dix et au début des années quatre-vingts en France par une modification de l'offre de travail des salariés sous l'effet conjoint du ralentissement des gains de productivité et de la hausse des prix de l'énergie (chocs pétroliers). Compte tenu des délais d'ajustement des facteurs, ce choc salarial a conduit à la forte déformation en faveur du travail au cours des années soixante-dix puis à un partage qui se révèle plus favorable aux profits à partir du début des années quatre-vingts.

Cette unanimité disparaît cependant lorsqu'il s'agit d'expliquer les évolutions constatées à partir du milieu des années quatre-vingts. Si certains y voient la poursuite des mécanismes ayant conduit aux évolutions de la période antérieure, d'autres y voient également l'effet de modifications intervenant du côté de la demande de travail provenant d'une baisse du pouvoir de négociation des salariés (un rapport de force plus favorable aux capitalistes) ou de l'apparition d'un progrès technique économe en main d'œuvre. Cette modification a accentué les mécanismes correcteurs de la période précédente et conduit à un partage sensiblement plus favorable aux profits qu'au début des années soixante-dix. Si ces interprétations reposant sur une modification de l'offre puis de la demande de travail fournissent une interprétation cohérente des évolutions du partage de la valeur ajoutée et du taux de chômage au

cours des trente dernières années, elles reposent néanmoins sur un indicateur particulièrement fragile qui amène à les considérer avec prudence.

Afin de réduire la fragilité des résultats inhérente à l'indicateur utilisé, et en reprenant la démarche habituelle, on présente une étude économétrique réalisée à partir de plusieurs indicateurs et dont les conclusions se trouvent renforcées par la proximité des résultats : il semblerait ainsi que la validation de l'hypothèse de l'apparition d'un progrès technique économe en main d'œuvre soit liée à la méthode de correction de la non salarisation adoptée et que, si le rapport de forces entre travailleurs et détenteurs du capital peut conduire à déformer le partage de la valeur ajoutée en faveur des profits, ce sont vraisemblablement les seuls effets de la modification de l'offre de travail apparue au début des années soixante-dix qui expliquent essentiellement le profil heurté du partage de la valeur ajoutée en France au cours des trente dernières années.

*

* *

Etant donné le rôle crucial de la technologie dans la dérivation des déterminants du partage de la valeur ajoutée, le troisième chapitre s'intéresse plus particulièrement à la structure de la combinaison productive.

L'impact de plusieurs facteurs explicatifs mis en évidence dans le précédent chapitre dépend de la structure de la combinaison productive, et plus précisément des élasticités de substitution entre les facteurs de production. L'effet du taux d'intérêt réel et du ralentissement des gains de productivité sur le partage de la valeur sont ainsi fortement déterminés par ces élasticités³. Leur estimation permet donc d'apporter un éclairage sur la validité des interprétations des évolutions du partage de la valeur ajoutée présentées dans le deuxième chapitre.

L'apport de ce chapitre est double : alors que les seuls volumes de facteurs sont généralement retenus au sein de la combinaison productive, les durées d'utilisation de ces facteurs sont ici également pris en compte ; les estimations permettant de caractériser la structure de la combinaison productive sont réalisées sur données individuelles d'entreprises.

³ Dans un cadre à deux facteurs de production, Blanchard (2000b, p.25) propose deux interprétations alternatives des évolutions du partage de la valeur ajoutée depuis le début des années quatre-vingts selon l'ampleur de l'élasticité de substitution capital-travail :

“The first is that it reflects the long lasting effects of the decrease in the rate of technological progress, together with a high long-run elasticity of substitution between labor and capital in the long run.

[...]

The second is that it reflects instead the effects of the increase in interest rates since the early 1980s, combined with a low long-run elasticity of substitution between labor and capital.”

Avant de procéder à des estimations, on présente tout d'abord les degrés d'utilisation des facteurs et l'articulation entre degrés, durées, et taux d'utilisation. Les différentes mesures de ces variables sont également présentées. Les estimations de fonction de production sont réalisées en deux étapes. Dans un premier temps, une fonction de production de type Cobb-Douglas est estimée ; puis, afin de lever les hypothèses restrictives sur lesquelles celle-ci repose, une forme plus générale de type translog est retenue. Ces fonctions sont estimées à partir d'une représentation dynamique (Blundell et Bond, 2000). De plus, compte tenu de la forte persistance des séries, l'estimateur de référence retenu est l'estimateur de la méthode des moments généralisés en système (MMGS).

I. Le partage primaire du revenu : repères empiriques

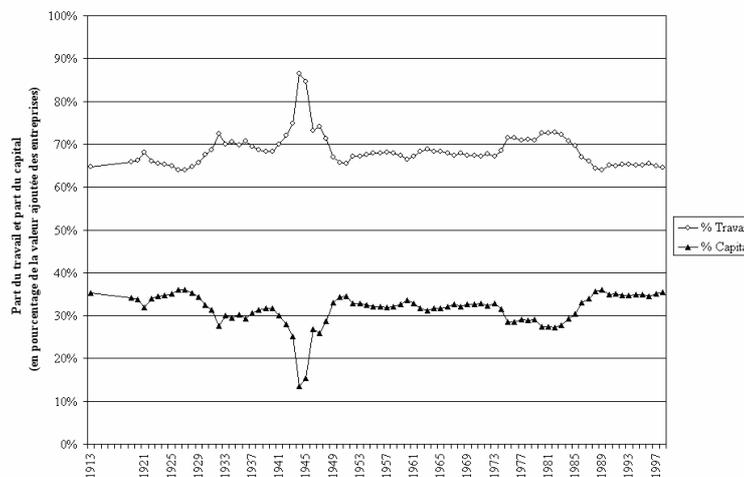
I.1. Décrire le partage de la valeur ajoutée

I.1.A. L'absence de théorie normative consensuelle

Le partage primaire du revenu correspond à la répartition de la valeur ajoutée entre rémunération du travail et rémunération du capital avant toute redistribution. L'impact d'un « mauvais » partage sur la croissance et l'emploi est l'argument couramment employé pour justifier l'analyse du partage de la valeur ajoutée (Cette et Mahfouz, 1996 ; Cotis et Rignols, 1998 ; Cotis, 1998). Cependant, il n'existe pas de théorie normative consensuelle qui permettrait de définir ce qu'est un « bon » partage de la valeur ajoutée (Cette et Mahfouz, 1996 ; Timbeau, 2002). S'il semble généralement admis que le partage de la valeur ajoutée est stable sur le très long terme (*graphique I.1*), cette stabilité demeure un fait stylisé qui ne présente qu'un intérêt analytique limité.

L'absence de théorie normative consensuelle semble de nature à limiter la portée des analyses descriptives du partage de la valeur ajoutée et conduire à leur préférer des études plus théoriques s'efforçant de déterminer le niveau optimal du partage de la valeur ajoutée. Les travaux descriptifs présentent cependant plusieurs intérêts : ils permettent de mesurer l'impact de différentes hypothèses de construction ; ils mettent en évidence certains faits stylisés ; ils fournissent des pistes de réflexion lorsqu'ils recourent à une décomposition comptable ou rapprochent les évolutions du partage de la valeur ajoutée de celles d'autres variables qui lui sont liées. Ces travaux sont ainsi une étape préalable à la recherche des mécanismes à l'œuvre dans les déformations du partage de la valeur ajoutée.

Graphique I.1
Le partage de la valeur ajoutée des entreprises entre travail et capital en 1913 et de 1919 à 1998



source : ce graphique est repris du chapitre 1 de l'ouvrage de T. Piketty (2001) ; il est reproduit avec l'aimable autorisation de l'auteur.

L'analyse descriptive du partage de la valeur ajoutée peut s'effectuer à partir de différents indicateurs selon la notion de valeur ajoutée retenue et le facteur de production privilégiés. Pour compléter cette analyse, il est également possible de recourir à une décomposition comptable du partage de la valeur ajoutée.

I.1.B. Construire des indicateurs de partage de la valeur ajoutée

Les indicateurs de partage de la valeur ajoutée dépendent de la notion de valeur ajoutée retenue¹. Si on ignore les transferts avec l'Etat et suppose que la valeur ajoutée est obtenue à partir de deux facteurs de production, travail et capital fixe, dans un cadre de concurrence pure et parfaite², cette valeur ajoutée (VA) est répartie entre les deux facteurs de production :

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

Dans la 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 :

- 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 (VAPM³) qui se partage en trois composantes : la rémunération du travail (RTRAV), celle du capital (RCAP), et les prélèvements indirects nets des APU (PIN_APU) :

$$VAPM = RTRAV + RCAP + PIN_APU$$

- 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 :

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

Selon la notion de valeur ajoutée retenue, on obtient deux indicateurs de la part des salaires dans la valeur ajoutée, la part des salaires au prix du marché (PSPM) et celle au coût des facteurs (PSCF) :

$$PSPM = \frac{RTRAV}{VAPM} \quad \text{et} \quad PSCF = \frac{RTRAV}{VACF}$$

De même, on obtient deux expressions de la part des profits dans la valeur ajoutée (ou taux de marge), le taux de marge au prix de marché (TMPM) et le taux de marge au coût des facteurs (TMCF).

$$TMPM = \frac{RCAP}{VAPM} \quad \text{et} \quad TMCF = \frac{RCAP}{VACF}$$

Les approches au prix du marché et au coût des facteurs sont également présentes dans les études relatives au partage de la valeur ajoutée (*tableau I.1*). En revanche, l'utilisation de la part salariale semble plus courante que celle du taux de marge.

Tableau I.1
Partage de la valeur ajoutée : indicateur et approche privilégiés

	Prix de marché*	Coût des facteurs	Prix de marché* et coût des facteurs
Taux de marge	Maarek (1984)	Artus et Cohen (1998) Baghli <i>et alii</i> (2003) Blanchard (1997) Cette et Sylvain (2001) Sylvain (1998)	Cette et Mahfouz (1996)
Part des salaires	Baslé <i>et alii</i> (1979) Loiseau <i>et alii</i> (1976) Phéline (1975) Prigent (1999) Mihoubi (1999) Timbeau (2002)	Askenazy, (2003) Bentolila et St-Paul** (2002) Blanchard et Giavazzi (2001) Caballero et Hammour (1998, 1999) Cotis et Rignols (1998) Giammarioli <i>et alii</i> (2002)	
Taux de marge et part des salaires	Henry, Le Cacheux (1988) Henry et Lordon (1990) Lapierre-Donzel (1980)		

* ou prix de base; ** cette étude est référencée 2002 mais une première version date de 1999.

I.1.C. Mesurer la rémunération des facteurs

Cette partie ne s'intéresse qu'à la mesure de la rémunération des facteurs et de la valeur ajoutée dans le cas de la France et n'aborde pas les problèmes plus complexes liés à la comparaison d'indicateurs provenant de systèmes de comptabilité nationale différents qui seront évoqués lors de la comparaison internationale d'indicateurs de taux de marge.

Le compte d'exploitation présenté dans les comptes nationaux offre une décomposition de la valeur ajoutée en fonction de quatre composantes : la rémunération des salariés (*Encadré 1*), les impôts sur la production nets des subventions, l'excédent brut d'exploitation. Une pratique courante dans l'analyse du partage de la valeur ajoutée est d'assimiler simplement la rémunération des salariés à la rémunération du travail, les impôts sur la production nets des subventions aux prélèvements indirects nets des APU, et l'excédent brut d'exploitation à la rémunération du capital. L'ensemble des indicateurs de partage de la valeur ajoutée peut ainsi être obtenu à partir du compte d'exploitation.

Encadré 1

La rémunération des salariés dans la Comptabilité Nationale française

D'après le SEC 1995 qui définit le nouveau système de comptabilité nationale en vigueur en France (la base 95), la rémunération des salariés se définit comme « le total des rémunérations en espèces ou en nature que versent les employeurs à leurs salariés en paiement du travail accompli par ces derniers au cours de la période de référence des comptes. La rémunération des salariés est ventilée en :

- **salaires et traitements bruts** : salaires et traitements en espèces [y compris cotisations sociales] ; salaires et traitement en nature ;
- **cotisations sociales à la charge des employeurs** : cotisations sociales effectives à la charge des employeurs ; cotisations sociales imputées à la charge des employeurs [la contrepartie des prestations sociales fournies directement par les employeurs à leurs salariés, ex-salariés et ayant droits, sans qu'il y ait, à cet effet, recours à une société d'assurance ou à un fonds de pension autonome ou constitution d'un fonds spécifique ou d'une réserve distincte]. ».

Extrait du SEC 1995 (Eurostat, 1996)

Lorsque le champ concerné par l'étude du partage de la valeur ajoutée inclut des non salariés, il est nécessaire de corriger la rémunération des salariés pour obtenir une rémunération du travail. En effet, la comptabilité nationale ne permet pas d'obtenir la rémunération du travail des non salariés : leur excédent brut d'exploitation, appelé également revenu mixte dans la nouvelle base 95 des comptes nationaux français inclut des éléments de rémunération du travail qui ne peuvent être distingués du profit de l'entrepreneur.

Le calcul de la rémunération des non salariés repose généralement sur une convention simple : on suppose que la rémunération moyenne d'un non-salarié est équivalente à la rémunération moyenne d'un salarié. Cette hypothèse est couramment employée, même si elle a pu parfois être remise en cause et affinée (Askenazy, (2003) ; Baghli *et alii* (2003)). Dans le cas des travaux français, elle semble trouver son origine au début des années soixante-dix⁴ et avoir été utilisée pour la première dans une analyse du partage de la valeur ajoutée par Phéline (1975).

Dans le cas d'une analyse du partage de la valeur ajoutée sur un champ comprenant des non salariés, la rémunération du travail se décompose en deux termes, la rémunération du travail des salariés et celle des non salariés. Sous l'hypothèse d'équivalence de rémunération moyenne des salariés (NS) et des non salariés (NNS), les indicateurs de part salariale corrigés de la non salarisation s'écrivent :

$$PSPM_CNS = [RTRAV_SAL \times (1 + NNS/NS)] / VAPM$$

$$PSCF_CNS = [RTRAV_SAL \times (1 + NNS/NS)] / VACF$$

avec RTRAV_SAL, la rémunération des salariés.

La rémunération du capital étant déterminée par solde, les indicateurs de taux de marge corrigés de la non salarisation s'écrivent :

$$TMPM_CNS = [VAPM - PIN_APU - RTRAV_SAL \times (1 + NNS/NS)] / VAPM$$

$$TMCF_CNS = [VACF - RTRAV_SAL \times (1 + NNS/NS)] / VACF$$

La plupart des études sur le partage de la valeur ajoutée partent des agrégats du compte d'exploitation et/ou définissent simplement la rémunération du travail comme la rémunération des salariés (corrigée de la non salarisation si nécessaire) puis déduisent la rémunération du capital par solde. Mais d'autres travaux procèdent à une redéfinition des rémunérations du travail et du capital⁵ (*tableau I.2*) qui sont généralement destinées à se rapprocher d'une logique de coûts (*Encadré 2*)

Hormis l'étude de Phéline qui redéfinit spécifiquement le contour des profits afin d'obtenir une notion proche de celle de bénéfices, et celle d'Henry et Lordon qui affecte les cotisations sociales employeurs à la rémunération du capital, les corrections apportées consistent à redéfinir la rémunération du travail en y incorporant des éléments de l'excédent brut d'exploitation et/ou des transferts des APU.

- Réalisés à partir de bases comptables antérieures à la base 95, les travaux de Cette et Mahfouz incluent la « participation des salariés aux fruits de l'expansion de l'entreprise » et les « impôts sur les salaires et la main-d'œuvre » dans la rémunération du travail et y retranchent les « subventions sur rémunération » (ces deux derniers postes sont des composantes des transferts indirects nets des APU). Leur définition de la rémunération du travail adopte une logique de coût et s'approche des recommandations de la base 80 des comptes nationaux français⁶. Cette démarche semble d'autant plus justifiée que la nouvelle base 95 des comptes nationaux français incorpore la participation des salariés et les subventions sur rémunérations dans la rémunération des salariés.
- Utilisant également des données en base 80, une démarche similaire est adoptée par Prigent (1999), qui retranche les subventions sur rémunérations de la rémunération du travail.
- Cette et Sylvain (2001, étude présentée en annexe) isolent les impôts sur salaires comme le poste permettant le passage d'une logique de répartition à une logique de coût. Ils illustrent ensuite l'impact des impôts sur les salaires en construisant cinq indicateurs alternatifs.

- Dans une étude comparative France / Etats-Unis, Askenazy (2003) adopte également une logique de coût et procède à une reconstruction minutieuse du coût du travail pour ces deux pays.
- Enfin, d'autres méthodes de correction de la non salarisation sont parfois proposées : Cette et Sylvain illustrent l'impact de la correction de la non salarisation à partir de différentes hypothèses : Ils affectent ainsi alternativement aux non salariés : le salaire moyen de l'ensemble des salariés ; le salaire moyen de l'ensemble des salariés hors allègements de charges sociales aux non salariés (d'après l'hypothèse que ces allègements ne bénéficient qu'aux salariés) ; le salaire moyen des salariés du secteur des entrepreneurs individuels (les non salariés). Bentolila et St-Paul (2002) affectent aux non salariés une rémunération équivalente aux deux tiers de celle des salariés. On trouve également comme hypothèse, l'affectation des deux tiers du revenu mixte comme rémunération du travail des non salariés (Kruger, 2000). Askenazy propose une méthode particulièrement intéressante consistant à tenir compte de l'évolution de la composition des non salariés en affectant aux non salariés le salaire moyen de la branche à laquelle ils appartiennent.

Encadré 2

L'évaluation du taux de marge des entreprises : deux logiques empiriques distinctes

Deux logiques distinctes peuvent guider l'évaluation empirique du taux de marge des entreprises :

- une logique de répartition, visant à décrire comment la richesse produite (la valeur ajoutée) se partage entre rémunération du travail et rémunération du capital. Cette logique est plus adaptée que la suivante aux analyses portant sur l'offre de facteurs ou la croissance ;
- 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. 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.

Ces deux logiques n'aboutissent pas nécessairement aux mêmes évaluations empiriques. Par exemple, 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 dans la première approche tandis qu'ils sont une composante du coût du travail et sont donc à ce titre intégrés dans la valeur ajoutée dans la seconde. En pratique, du fait des limites inhérentes à l'information statistique, les indicateurs construits sont intermédiaires entre ces deux approches.

source : Cette et Sylvain, 2001

Tableau I.2
La mesure de la rémunération des facteurs

Mesure simple à partir du compte d'exploitation et/ou de la rémunération des salariés	Redéfinition des rémunérations des facteurs
Artus et Cohen Baslé <i>et alii</i> Bentolila et St-Paul Blanchard Blanchard et Giavazzi Caballero et Hammour Cette et Sylvain Cotis et Rignols Giammarioli <i>et alii</i> Henry, Le Cacheux Lapierre-Donzel Loiseau <i>et alii</i> (1976) Maarek Mihoubi Sylvain Timbeau	Askenazy Baghli <i>et alii</i> / Cette et Sylvain* Cette et Mahfouz Henry, Lordon Phéline Prigent

* indicateurs identiques dans les deux études

I.1.D. L'analyse des contributions

Outre des indicateurs de partage de la valeur ajoutés, plusieurs analyses descriptives recourent à une « analyse des contributions » qui repose sur une décomposition comptable du taux de marge ou de la part salariale en fonction de la productivité apparente du travail, du coût réel du travail et des termes de l'échange intérieurs (*Encadré 3*). Si cette décomposition est un outil descriptif fournissant des pistes d'interprétation des évolutions du taux de marge, elle ne correspond cependant pas à une interprétation causale puisque les évolutions de ces déterminants sont interdépendantes⁷. Elle ne permet pas non plus de porter une appréciation normative sur les évolutions des déterminants comptables.

Cette décomposition comptable a vraisemblablement favorisé l'utilisation des indicateurs de partage de la valeur ajoutée en tant qu'« écarts de salaire réel » et a contribué à populariser l'analyse de ces indicateurs. Ainsi, comme le soulignent Cotis et Rignols (1998) :

« Avec lui [le concept de part des salaires dans la valeur ajoutée], les économistes disposent en effet d'un indicateur synthétique dont les mouvements reflètent fidèlement toutes les divergences qui peuvent apparaître entre l'évolution des salaires réels et celle de la productivité apparente du travail. »

Encadré 3

Une décomposition comptable du taux de marge

On présente ici le principe d'une décomposition comptable du taux de marge au coût des facteurs, facilement transposable à tout autre indicateur de partage de la valeur ajoutée. Pour une présentation complète, on se reportera à l'étude de Cette et Mahfouz (annexe II, p188-189).

Le taux de marge au coût des facteur (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.

Les variations du taux de marge peuvent s'écrire, en différenciant la relation précédente :

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

soit encore, $\Delta TMCF = C_{CRT} + C_{TE} + C_{\Pi}$, 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,

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

I.2. Les évolutions du partage de la valeur ajoutée en France sur la période 1970-2000

Après avoir présenté les outils descriptifs disponibles, cette partie s'attache à détailler l'évolution du partage de la valeur ajoutée en France sur longue période.

I.2.A. Quel champ privilégié ?

Dès lors qu'il s'agit d'analyser le partage des richesses créées, il semblerait naturel de s'intéresser à l'ensemble le plus vaste et d'examiner cette répartition au niveau de l'économie.

Néanmoins, l'essentiel des richesses créées par les administrations publiques et privées (les institutions sans but lucratif au service des ménages) ainsi que par une partie des ménages sont des richesses non marchandes calculées à partir d'une approche en termes de coût supportés et non pas en terme de prix. Ainsi, alors que la production marchande est évaluée au prix de base, la production non marchande est calculée à partir des coûts supportés et correspond à la somme de la consommation intermédiaire, de la rémunération des salariés, de la consommation de capital fixe et des autres impôts sur la production.

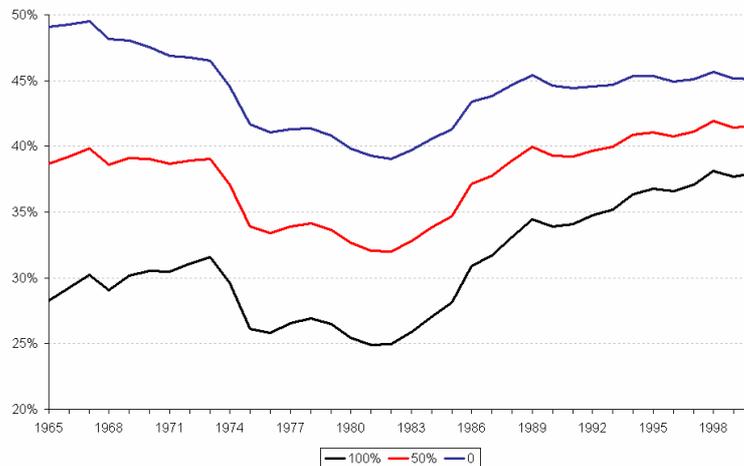
De même, une partie des richesses créées par les ménages le sont pour compte propre. Or, la production pour usage final propre (par exemple, les produits agricoles conservés par les agriculteurs) est d'évaluation particulièrement délicate.

Une analyse du partage de la valeur ajoutée devant plutôt s'intéresser aux richesses provenant d'une production marchande, il semble adéquat de privilégier une analyse hors secteurs des administrations publiques et privées et éventuellement hors ménages. De plus, comme l'évaluation de la valeur ajoutée des sociétés financières et des comptes par branche est également fragile, il paraît opportun que l'ensemble des études descriptives ne concernant que la France soit réalisé sur le champ des sociétés non financières (SNF).

Un argument supplémentaire en faveur de l'analyse sur les seules SNF concerne le traitement des non salariés. L'incertitude relative à leur rémunération et la nécessité de recourir à une hypothèse pour la

calculer fragilisent tout diagnostic. L'impact sensible sur le profil du taux de marge de la méthode de correction de la non salarisation peut être illustré en représentant des taux de marge sous les hypothèses d'une rémunération moyenne des non salariés équivalente à 100%, 50% ou 0% de la rémunération moyenne des salariés (*graphique I.2*) : si la rémunération moyenne des non salariés est bien équivalente à celle des salariés, alors, sous les hypothèses de construction retenues, le taux de marge du secteur privé a augmenté sensiblement sur la période 1970-2000 ; si cette rémunération correspond à la moitié de celle des salariés, alors le taux de marge est demeuré stable ; dans le cas extrême où on considère que la rémunération des non salariés est nulle, le taux de marge a diminué⁸.

Graphique I.2
Taux de marge et correction de la non salarisation
l'impact de différentes hypothèses



source : comptes nationaux ; calculs de l'auteur
note de lecture : la rémunération du facteur travail est directement issue du compte d'exploitation.

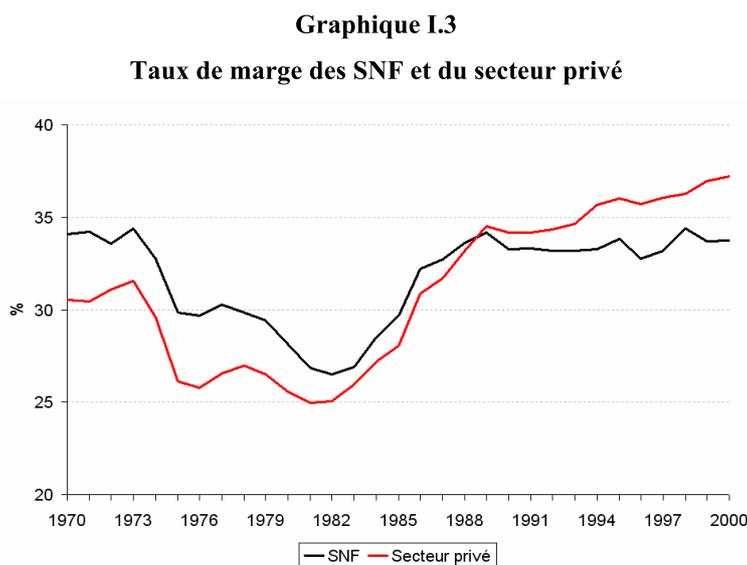
I.2.B. Des évolutions différenciées selon l'indicateur

Le niveau du taux de marge dépend donc de la mesure de la valeur ajoutée retenue, du calcul de la rémunération des facteurs, du champ considéré, et de la méthode de correction de la non salarisation. Le niveau du taux de marge dépend de l'approche retenue : mécaniquement, l'écart entre le taux de marge au coût des facteurs et le taux de marge au prix de marché est d'autant plus important que les transferts indirects nets des APU sont élevés.

- Le niveau du taux de marge dépend également du calcul de la rémunération des facteurs.
- Le niveau du taux de marge dépend du champ considéré : le niveau du taux de marge est généralement plus élevé dans les SNF que dans les SNF-EI (Cette et Sylvain, 2001). En revanche, le niveau du taux de marge dans les SNF est relativement proche de celui du secteur privé (*graphique I.3*).

- Enfin (et surtout), le niveau du taux de marge dépend de la méthode de correction de la non salarisation retenue.

Afin d'illustrer ces différences, le *graphique I.3* compare un indicateur de taux de marge calculé pour le secteur privé et un indicateur se rapportant aux seules SNF. Ces deux indicateurs sont ceux qui présentent les évolutions les plus contrastées. Pour une présentation d'autres indicateurs, on pourra se reporter à l'étude de Cette et Sylvain (2001).



source: Baghli et alii (2003)

Ces différentes approches amènent à considérer avec prudence les évolutions du partage de la valeur ajoutée, notamment en fin de période. S'il existe un accord sur les fluctuations du taux de marge jusqu'au début des années quatre-vingt-dix (en France, le taux de marge a fortement diminué au cours des années soixante-dix avant de se redresser vivement au cours des années quatre-vingts), les diagnostics divergent sur le niveau atteint au début des années quatre-vingt-dix et les évolutions qui ont suivi, et en conséquence sur l'évolution du taux de marge sur l'ensemble de la période 1970-2000. Selon l'indicateur, le niveau de la fin des années quatre-vingts peut être considéré comme équivalent ou sensiblement supérieur à son niveau du début des années soixante-dix. Au cours des années quatre-vingt-dix, on peut également considérer que le taux de marge a légèrement augmenté ou qu'il est demeuré stable (*graphique I.3*).

Plusieurs études considérant le partage de la valeur ajoutée pour l'ensemble de l'économie ou pour le secteur privé tiennent ainsi pour acquis un niveau comparativement plus élevé à la fin des années quatre-vingts et une hausse au cours des années quatre-vingt-dix :

« Il ne fait donc aucun doute que la déformation du partage de la valeur ajoutée qui s'est observée au cours des années quatre-vingts va au-delà d'un simple rattrapage du phénomène inverse observé au cours des années soixante-dix. » (Artus et Cohen, p.14)

« Capital shares, which had decreased in the 1970s, have increased steadily since, and stand now at their highest level in recent history. » (Blanchard, 1998, p.3)

« The evolution of the labor share confirms the stark contrast between the two phases in the progress of employee compensation. It climbs from 68 percent to about 72 percent in the first phase, then falls progressively all the way to 60 percent in the second phase – far below its initial level. » (Caballero et Hammour, 1999, p.2). »

« La baisse de la part salariale observée en France à partir du milieu des années quatre-vingts ne constitue pas en elle-même une source d'étonnement. La part salariale avait en effet fortement augmenté à l'occasion des deux chocs pétroliers et une correction à la baisse était sans doute prévisible. Mais l'ampleur du mouvement de repli a été particulièrement marquée : à l'issue de cette phase de correction la part des salaires s'est en effet stabilisée à un niveau très inférieur à celui qui prévalait immédiatement avant le premier choc pétrolier. » (Cotis et Rignols, p.294)

Compte tenu des différences auxquelles conduisent les différents indicateurs, il semble cependant que l'on doive rester prudent quant aux évolutions du partage de la valeur ajoutée (tableau I.3 et graphique I.3). Ainsi, alors que le taux de marge calculé sur les SNF est d'un niveau comparable en 2000 et en 1970 (33,7 % contre 34,1 %), il est sensiblement supérieur lorsque le champ considéré est le secteur privé (38% contre 30,6%).

Tableau I.3
Les évolutions du taux de marge en France sur la période 1970-2000
De l'importance du champ considéré

	Niveau en 1970	Evolutions moyennes et cumulées				
		1970-1973	1974-1981	1982-1989	1990-2001	1970-2000
Secteur privé	30,5	0,4 [1,1]	-0,8 [-6,7]	1,2 [9,6]	0,3 [3,5]	0,2 [7,4]
SNF	34,1	0,1 [0,3]	-0,9 [-7,5]	0,9 [7,3]	0,0 [-0,4]	0,0 [-0,4]

source : comptes nationaux ; calculs de l'auteur

Compte tenu des fragilités liées à la construction d'un taux de marge pour l'ensemble de l'économie ou le secteur privé, on ne peut dès lors exclure que le niveau du partage de la valeur ajoutée soit d'un niveau comparable en fin de période et en début de période et que celui-ci soit demeuré relativement stable au cours des dix-quinze dernières années. En outre, ce diagnostic qui n'était jusqu'alors accepté

que pour les seules sociétés non financières pourrait également s'avérer vérifié pour un secteur plus large (Askenazy, 2003).

Or, comme cela sera montré dans le prochain chapitre, ces incertitudes sur les dernières années ne sont pas neutres sur les explications que l'on peut donner des fluctuations du partage de la valeur ajoutée. Sans être aussi virulent que Timbeau (2003) pour qui des indicateurs construits pour l'ensemble de l'économie ou le secteur privé à partir d'une méthode simple de correction de la non salarisation et sans retraitement du coût du travail conduisent à « *des statistiques mal définies, mal mesurées, mal comparées [qui] sont sans objet et rendent caduques des analyses brillantes mais peu fondées.* », il conviendra simplement de considérer les différentes analyses à la lumière de l'indicateur retenu.

I.2.C. L'apport de la décomposition comptable

La décomposition comptable permet d'apporter un éclairage supplémentaire sur le partage de la valeur ajoutée. Les contributions sont calculées pour les taux de marge se rapportant au secteur privé et aux seules SNF (*tableaux I.4 à I.5b*) :

- Entre 1970 et 1973, la hausse du taux de marge du secteur privé (+0,4 point par an) s'explique comptablement par une contribution positive des termes de l'échange légèrement compensée par un effet négatif du coût salarial unitaire. Sur la même période, le taux de marge des SNF demeure stable en raison d'un effet plus prononcé du coût salarial unitaire (lié à une contribution relativement plus faible de la productivité apparente du travail). Quel que soit l'indicateur, cette sous période se caractérise par des contributions de la productivité apparente et du coût réel du travail élevées comparativement aux périodes suivantes.
- La période 1974-1981 où le taux de marge perd près d'un point par an (-0,8 point pour le secteur privé ; -0,9 point pour les SNF) et au terme de laquelle le taux de marge atteindra son point bas sur l'ensemble de la période peut être décomposée en trois sous périodes (*tableaux I.4b et I.5b*) :
 - ⇒ les années 1974 et 1975, où la forte baisse du taux de marge (-2,7 points par an pour le secteur privé ; -2,3 points par an pour les SNF) provient d'un ralentissement de la productivité apparente du travail et d'une contribution négative des termes de l'échange ;
 - ⇒ les années 1976 à 1979 où le taux de marge se stabilise (+0,2 point par an pour le secteur privé ; 0,0 point par an pour les SNF) en raison de rythmes de progression de la productivité apparente du travail et du coût réel qui redeviennent équivalents et d'une contribution nulle ;
 - ⇒ les années 1980-1981, où la diminution du taux de marge (-0,7 point pour le secteur privé ; -0,9 point pour les SNF) est entièrement imputable à l'évolution des termes de l'échange intérieurs.

- La hausse du taux de marge au cours de la décennie quatre-vingts (+1,2 point par an pour le secteur privé ; +0,9 point par an pour les SNF) provient d'une productivité apparente du travail qui progresse plus rapidement que le coût réel du travail. Alors que l'ampleur cumulée de cette hausse dépasse la diminution de la période précédente dans le secteur privé (+9,4 points contre -6,7 points), elle lui est équivalente dans les SNF (+7,3 points contre -7,5 points).
- La légère hausse du taux de marge du secteur privé (+0,3 point par an) au cours des années quatre-vingt-dix s'explique par une contribution positive du coût salarial unitaire provenant d'une évolution de la productivité apparente du travail supérieure à son coût réel. La stabilité du taux de marge des SNF s'expliquerait plutôt par une croissance équivalente de ces deux composantes.

L'examen des mouvements du taux de marge en France sur les trente dernières années permet d'isoler différentes phases et de caractériser ces grandes évolutions à partir de la décomposition comptable. Il ressort de cette décomposition que, quel que soit l'indicateur considéré, les évolutions du coût salarial unitaire (l'écart entre la croissance du coût réel et de la productivité apparente du travail) expliquent l'essentiel des déformations du taux de marge hormis au cours des deux chocs pétroliers et du contre-choc pétrolier du milieu des années quatre-vingts où les évolutions du taux de marge sont liées aux évolutions des termes de l'échange intérieurs.

Les éléments descriptifs présentés pour la France peuvent être mis en perspective en complétant cette analyse descriptive par une comparaison internationale des évolutions du partage de la valeur ajoutée. Une telle analyse reposant sur des indicateurs de taux de marge homogènes devrait permettre de situer le niveau du taux de marge par rapport aux autres pays et de comparer les évolutions et les contributions des différents déterminants comptables constatées en France à celles observées dans d'autres pays.

Tableau I.4
Taux de marge au coût des facteurs corrigé de la non salarisation
Secteur privé

Décomposition comptable et calcul des contributions

	1970-1973	1974-1981	1982-1989	1990-2000	1970-2000
Taux de marge = (1) + (2)	0,4 [1,1]	-0,8 [-6,7]	1,2 [9,6]	0,3 [3,5]	0,2 [7,4]
Coût salarial unitaire	-0,4	-0,1	1,2	0,5	0,4
(1) = (a)+(b)	[-1,2]	[-0,8]	[9,7]	[5,5]	[13,2]
Coût réel du travail (a)	-3,2 [-9,7]	-2,0 [-16,2]	-0,8 [-6,5]	-0,4 [-4,1]	-1,2 [-36,5]
Productivité du travail (b)	2,8 [8,5]	1,9 [15,4]	2,0 [16,2]	0,9 [9,6]	1,7 [49,7]
Termes de l'échange (pc/pva)	0,6	-0,8	0,0	-0,2	-0,2
(2)	[1,8]	[-6,4]	[-0,3]	[-2,1]	[-7,0]

source : comptes nationaux ; calculs de l'auteur.

note de lecture : les contributions moyennes et cumulées (entre crochets) sont reportées ; les écarts entre les évolutions des déterminants comptables et du taux de marge s'expliquent par la méthode de décomposition comptable qui est une approximation. Ces écarts sont cependant sans influence sur l'analyse.

Tableau I.4b
Taux de marge au coût des facteurs corrigé de la non salarisation
Secteur privé

Décomposition comptable et calcul des contributions

Décomposition de la sous-période 1974-1981

	1974-75	1976-79	1980-1981
Taux de marge = (1) + (2)	-2,7 [-5,4]	0,2 [0,8]	-0,7 [-1,5]
Coût salarial unitaire	-1,6	0,2	0,3
(1) = (a)+(b)	[-3,2]	[0,8]	[0,7]
Coût réel du travail (a)	-3,1 [-6,2]	-1,6 [-6,4]	-1,5 [-2,9]
Productivité du travail (b)	1,5 [3,0]	1,8 [7,1]	1,8 [3,6]
Termes de l'échange (pc/pva)	-1,2	0,0	-1,1
(2)	[-2,4]	[-0,2]	[-2,2]

source : comptes nationaux ; calculs de l'auteur.

note de lecture : les contributions moyennes et cumulées (entre crochets) sont reportées ; les écarts entre les évolutions des déterminants comptables et du taux de marge s'expliquent par la méthode de décomposition comptable qui est une approximation. Ces écarts sont cependant sans influence sur l'analyse.

Tableau I.5
Taux de marge au coût des facteurs corrigé de la non salarisation
Sociétés non financières
Décomposition comptable et calcul des contributions

	1970-1973	1974-1981	1982-1989	1990-2000	1970-2000
Taux de marge = (1) + (2)	0,1	-0,9	0,9	0,0	0,0
	[0,3]	[-7,5]	[7,3]	[-0,4]	[-0,4]
Coût salarial unitaire	-0,8	-0,3	0,9	0,1	0,1
(1) = (a)+(b)	[-2,3]	[-2,1]	[7,3]	[1,3]	[4,2]
Coût réel du travail (a)	-4,7	-2,2	-1,0	-1,1	-1,7
	[-14,0]	[-17,8]	[-8,0]	[-11,6]	[-51,4]
Productivité du travail (b)	3,9	2,0	1,9	1,2	1,9
	[11,7]	[15,8]	[15,3]	[12,9]	[55,6]
Termes de l'échange (pc/pva)	0,6	-0,8	0,0	-0,2	-0,2
(2)	[1,7]	[-6,1]	[-0,3]	[-2,1]	[-6,9]

source : comptes nationaux ; calculs de l'auteur.

note de lecture : les contributions moyennes et cumulées (entre crochets) sont reportées ; les écarts entre les évolutions des déterminants comptables et du taux de marge s'expliquent par la méthode de décomposition comptable qui est une approximation. Ces écarts sont cependant sans influence sur l'analyse.

Tableau I.5b
Taux de marge au coût des facteurs corrigé de la non salarisation
Sociétés non financières
Décomposition comptable et calcul des contributions

Décomposition de la sous-période 1974-1981

	1974-1975	1976-1979	1980-1981
Taux de marge = (1) + (2)	-2,3	0,0	-0,9
	[-4,5]	[0,0]	[-1,7]
Coût salarial unitaire	-1,2	0,0	0,2
(1) = (a)+(b)	[-2,4]	[-0,2]	[0,3]
Coût réel du travail (a)	-3,1	-2,1	-1,6
	[-6,1]	[-8,3]	[-3,2]
Productivité du travail (b)	1,8	2,0	1,8
	[3,7]	[8,1]	[3,5]
Termes de l'échange (pc/pva)	-1,2	0,0	-1,1
(2)	[-2,3]	[-0,2]	[-2,1]

source : comptes nationaux ; calculs de l'auteur.

note de lecture : les contributions moyennes et cumulées (entre crochets) sont reportées ; les écarts entre les évolutions des déterminants comptables et du taux de marge s'expliquent par la méthode de décomposition comptable qui est une approximation. Ces écarts sont cependant sans influence sur l'analyse.

I.3. Comparaison internationale d'indicateurs de partage de la valeur ajoutée

L'étude suivante propose une comparaison internationale d'indicateurs de partage de la valeur ajoutée sur la période 1965-1996. Les pays considérés sont la France, l'Allemagne, les Etats-Unis, le Japon et le Royaume-Uni. Elle a été publiée au premier trimestre de l'année 1998 dans le numéro 73 de la revue Economie Internationale.

LE PARTAGE DE LA VALEUR AJOUTÉE*

RÉSUMÉ. Cet article propose une mesure homogène des taux de marge moyens observés entre 1965 et 1996, en Allemagne, aux Etats-Unis, en France, au Royaume-Uni et au Japon. Ceci permet de retracer les évolutions du partage de la valeur ajoutée, en relation avec les cycles économiques mais aussi avec les ruptures introduites par les deux chocs pétroliers. Il apparaît que l'économie américaine présente une capacité remarquable à absorber des chocs ponctuels sur le taux de marge moyen: le caractère fortement cyclique des gains de productivité est compensé par la grande élasticité des coûts salariaux réels. A l'inverse, le Japon et la France bénéficient de gains de productivité plus soutenus et plus réguliers, mais montrent de grandes difficultés à restaurer leur taux de marge, après les chocs successifs de 1973 et 1980. Dans une position intermédiaire, se trouve d'abord l'Allemagne qui présente une régulation salariale plus forte que les deux pays précédents, sans que cela ait suffi, toutefois, pour éviter une certaine dérive au cours des années soixante-dix. Enfin, le Royaume-Uni allie des cycles d'activité très marqués et des coûts salariaux instables, qui se traduisent par des fluctuations très amples du taux de marge, sur des périodes relativement courtes.

Classification JEL: E25 ; I30; O57

* ARNAUD SYLVAIN est chargé de mission au Service des Etudes Macro-économiques sur la France à la Banque de France. Cette étude a été réalisée sous la direction de G. Cette et A. Quinet ; elle a également bénéficié à diverses étapes de sa réalisation des précieux avis et conseils de L. Boone, P. Cour, L. Fauvet, S. Guichard, H. Le Bihan, V. Madelin, K. Miyata, N., Schuh, W. Suyker, F. Thibault, que l'auteur tient à remercier. Les analyses présentées ici restent de la responsabilité de leur auteur et ne sauraient engager la Banque de France.

Le thème du partage primaire du revenu est souvent abordé par l'analyse macroéconomique. L'interrogation sur son niveau est motivée par la crainte que ce partage ne soit pas optimal ce qui serait préjudiciable pour la croissance. En effet, la rémunération du travail constitue l'élément principal du revenu des ménages et influence directement leur consommation ; une répartition primaire du revenu défavorable au travail peut alors provoquer un déficit de demande finale des ménages. La rémunération du capital constitue l'une des principales motivations à la décision d'investir ; un partage défavorable au capital est donc susceptible de provoquer un déficit d'investissement.

Une appréciation normative sur l'évolution et le niveau du taux de marge suppose la référence à un taux de marge d'équilibre à partir duquel s'apprécie la sous-rémunération relative d'un facteur de production ainsi que le type de rigidité susceptible d'être à l'origine de cette allocation sous-optimale. Mais la détermination de ce taux de marge d'équilibre se heurte à plusieurs difficultés :

- il n'existe pas actuellement d'approche théorique du taux de marge d'équilibre qui fasse l'objet d'un consensus;
- plusieurs travaux concluent à une stabilité du taux de marge sur longue période (tout en reconnaissant l'existence de fluctuations d'ampleur et de durée importantes), d'autres voient dans ces fluctuations la confirmation de modifications du niveau d'équilibre du taux de marge ;
- de nombreuses interrogations demeurent quant aux déterminants économiques des évolutions structurelles du taux de marge et quant à leur impact.

Effectuer la distinction entre fluctuations conjoncturelles et structurelles est donc l'une des principales difficultés de l'analyse économique du partage de la valeur ajoutée. Il n'est pas question ici de réaliser une telle distinction, mais plutôt de proposer un travail descriptif qui donne une image plus assurée de l'évolution de la répartition primaire du revenu, et qui éclaire ainsi les questions théoriques sous-jacentes.

On construit pour cela des indicateurs de taux de marge reposant sur une même méthodologie pour les Etats-Unis, le Japon, l'Allemagne, la France et le Royaume-Uni, afin de réaliser une comparaison des niveaux et des variations des taux. La dynamique du taux de marge est ensuite décrite en distinguant les contributions respectives de deux variables aux évolutions du taux de marge : le coût salarial unitaire et les termes de l'échange intérieurs.

La construction de taux de marge homogènes et comparables en niveau

Le taux de marge aux coûts des facteurs corrigé de la non-salarisation

Le taux de marge est une mesure de la part de la valeur ajoutée servant à rémunérer le capital et constitue à ce titre un indicateur du partage de la valeur ajoutée entre salaires et profits. S'il se définit simplement comme le rapport de la rémunération brute du capital à la valeur ajoutée, plusieurs indicateurs peuvent être proposés. Celui retenu ici a deux caractéristiques. D'une part, il décompose la valeur ajoutée aux coûts des facteurs : le problème de l'affectation des prélèvements indirects nets des administrations publiques, qui se pose avec l'approche aux prix de marché, disparaît avec l'approche aux coûts des facteurs. D'autre part, si l'on s'en tient aux indicateurs de rémunération du travail disponibles dans les comptes nationaux, ceux-ci ne concernent que les salariés : sans correction, la rémunération des non-salariés est intégrée dans l'excédent brut d'exploitation, ce qui peut introduire des distorsions graves (Cette & Mahfouz, 1996). On a donc corrigé l'effet de la variation du taux de salarisation pour éviter de cumuler un biais en niveau (entre pays) et un biais dynamique².

La comparaison proposée ici repose, dans chaque pays, sur le même champ comptable et sur des hypothèses et conventions statistiques homogénéisées. La base utilisée dans le cadre de cette étude est la base du modèle MIMOSA géré par le CEPII et l'OFCE.

La définition de champs économiques homogènes

Le périmètre retenu est celui du secteur marchand, tel que le définit la base MIMOSA³, qui incorpore la part marchande des administrations publiques et exclut la part non marchande des ménages et des administrations privées. Les calculs ont également été faits sur la base du secteur privé et du secteur marchand non financier, mais n'apportent pas, à ce stade, un supplément d'information important à l'analyse.

Un inconvénient de ce découpage large est de masquer des disparités sectorielles, déjà mises en évidence dans plusieurs études antérieures sur le taux de marge⁴. En particulier, celles-ci peuvent modifier mécaniquement le partage primaire du revenu sur données agrégées (voir notamment Artus & Cohen, 1997). Toutefois, intégrer de tels découpages sectoriels dans une comparaison internationale, comme celle qui est proposée ici, soulève des difficultés méthodologiques et comptables très

² Voir en annexe pour une description des différents taux de marge calculables.

³ Utilisée par le CEPII et l'OFCE pour le modèle MIMOSA.

⁴ Basle & alii, 1982 ; Artus & Cohen, 1997.

importantes. Par ailleurs, il faudra aussi tenir compte, dans l'interprétation de ces résultats, du fait que l'articulation de données de comptabilité privée et nationale peut amener des différences de diagnostic concernant les niveaux mais aussi la dynamique des taux de marge, sur ces deux corps de données⁵.

Les choix conventionnels

Généralement commandés par l'information disponible, les choix faits ici concernent la rémunération du travail, la correction de la non-salarisation, et le traitement de la Production Imputée de Services Bancaires. Ils affectent parfois fortement le niveau des taux de marge mais ne modifient généralement pas la hiérarchie des taux de marge obtenue.

La rémunération du travail a été réduite aux rémunérations directe et indirecte des salariés qui constituent les seuls postes homogènes entre les pays considérés. Elle ne prend pas en compte certains éléments intervenant dans le coût du travail⁶ (comme la participation des salariés et les exonérations de cotisations sociales⁷ K).

La correction de la non-salarisation a été effectuée en attribuant un salaire fictif à tous les non-salariés, y compris les travailleurs familiaux non rémunérés⁹. Ce choix de «salarier» les travailleurs familiaux non rémunérés⁸ modifie le niveau du taux de marge par rapport au choix contraire dans tous les pays, mais sans remettre en cause leur position relative, sauf pour le Japon. Dans ce dernier cas, selon la convention adoptée, la différence de niveau est de plus de 10 points en début de période, et de plus de 5 points sur les années récentes. Le niveau du taux de marge au Japon est donc fortement dépendant de l'hypothèse adoptée, ce qui conduit à le considérer avec précaution. Pour les autres pays, les taux de marge du secteur marchand diffèrent d'environ 6 points en début de période, et de 1,5 point en fin de période. On note qu'au Royaume-Uni, les travailleurs familiaux non rémunérés ne sont pas compris dans la population active; le taux de marge construit ne leur affecte donc pas de salaire, ce qui introduit une différence méthodologique pouvant affecter les comparaisons en niveau avec ce pays.

La Production Imputée de Services Bancaires (PISB) correspond aux ressources (principalement des intérêts) que les institutions financières retirent de leurs activités d'intermédiation. Elle peut être considérée comme une consommation intermédiaire ou comme une consommation finale, ce qui

⁵ Draznieks, 1996 ; Kremp & Teurlai, 1997.

⁶ « Pour être complète, la rémunération du travail devrait intégrer, en plus de la rémunération des salariés, les impôts sur les salaires et la main d'œuvre, les versements au titre de la participation, une partie des transferts courants divers, une partie des transferts en capital. » (INSEE, 1987).

⁷ Ces éléments sont pris en compte dans Cette & Mahfouz, 1996.

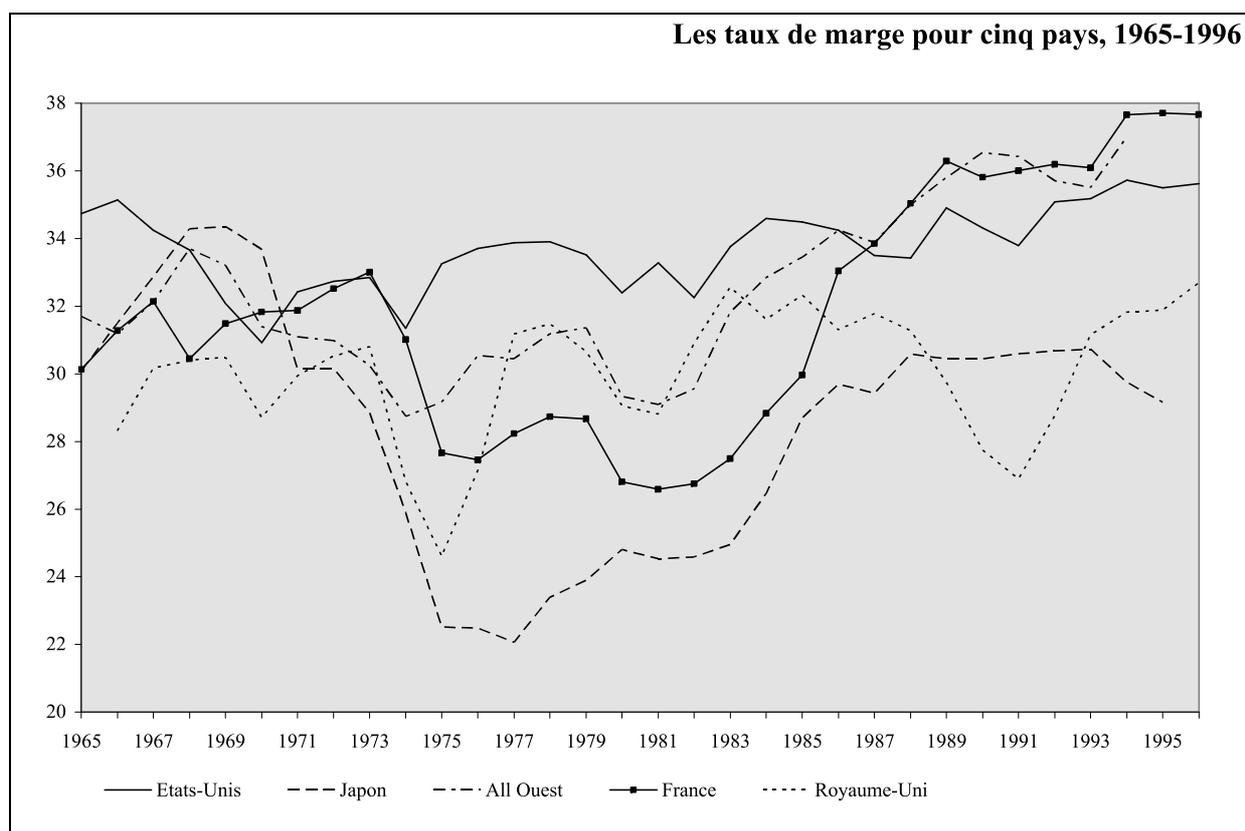
⁸ Le choix alternatif est effectué par l'OCDE.

modifie le calcul du PIB et donc le niveau du taux de marge. On a adopté la convention des systèmes de comptabilité nationale des pays étudiés qui considèrent, à l'exception du cas des Etats-Unis, la PISB comme une consommation intermédiaire. La valeur ajoutée marchande américaine a donc été corrigée du montant de la PISB puis ventilée selon les secteurs : elle est soustraite de la valeur ajoutée des secteurs privé et marchand, elle ne l'est pas pour le secteur marchand non financier, ce qui explique la différence de niveau entre les taux de marge du secteur marchand non financier et ceux des deux autres champs.

Les retraitements statistiques

Ils concernent les subventions versées en Allemagne par la *Treuhandanstalt*. De 1991 à 1994, les comptes de la *Treuhandanstalt* sont retracés dans les comptes nationaux allemands sous la forme de transferts en capital⁹.

Graphique 1



Source : base modèle MIMOSA, CEPII-OFCE, Comptes nationaux

⁹ Les transferts en capital existent dans tous les systèmes de comptabilité nationale. Pour l'Allemagne, les transferts provenant de la *Treuhandanstalt* peuvent être intégrés à la valeur ajoutée des entreprises du fait du rôle particulier de cette institution dans le contexte de la réunification allemande.

Or, une partie de ces transferts sont des éléments de rémunération des facteurs liés à l'activité des entreprises et devraient à ce titre être pris en compte dans le calcul des taux de marge. Les subventions versées par cet organisme sont par ailleurs intégrées dans les subventions versées par les administrations publiques depuis 1995. Bien que le montant des subventions versées par la *Treuhandanstalt* ne soit pas précisément disponible, on dispose du montant de la dette de cet organisme. Il est alors possible de construire un indicateur de taux de marge qui considère la variation de cette dette comme une approximation de ces subventions. Selon que l'on tienne compte au non de ces «subventions», on obtient donc, pour les années 1991 à 1994, deux hypothèses extrêmes qui permettent d'encadrer le «vrai» niveau du taux de marge en Allemagne.

Au total, l'ensemble des choix et conventions sur lesquels on s'est appuyé ici rend possible une comparaison en niveau des taux de marge, pour les Etats-Unis, le Japon, l'Allemagne et la France. En revanche, les taux calculés pour le Royaume-Uni ne peuvent être directement comparés en niveau à ceux des autres pays. Les séries obtenues sont représentées sur le GRAPHIQUE 1.

La comparaison des taux de marge du secteur marchand

Les résultats obtenus confirment les principales conclusions de plusieurs études antérieures. En particulier, Basle & *alii* (1982) sur la période 1896-1977 et Lapiere-Donzel (1980) sur la période 1950-1974, présentent des résultats convergents avec ceux qui sont décrits ici, pour des périodes communes. Des similitudes existent aussi avec les résultats de Henry et Lordon (1990) lorsqu'ils calculent une part des rémunérations brutes dans la valeur ajoutée totale corrigée de la non-salarisation sur la période 1970-1986. En ce qui concerne la France, les résultats obtenus ici sont également proches de ceux de Cette et Mahfouz (1996), bien que la méthodologie ainsi que le champ d'étude diffèrent.

Des sous-périodes très tranchées

Le GRAPHIQUE 1 permet d'abord d'identifier, sur longue période, des coupures relativement marquées. Ainsi, les années 1965-1972 voient des évolutions relativement proches des cinq pays étudiés, qui montrent, à la veille du premier choc pétrolier, des taux de marge compris globalement entre 29 et 33 %. Au-delà du premier choc pétrolier, on observe au contraire une très grande divergence. D'une part, les évolutions des taux de marge moyens en 1973-75 sont très contrastées, comprises entre un accroissement total de 0,5 point aux Etats-Unis, et des chutes de 5,5 à 6,5 points en France, au Royaume-Uni et au Japon. D'autre part, la réponse à ces chocs, au cours de la période ultérieure, est, elle aussi, très variable. Alors que les Etats-Unis ne sont pas confrontés à un vrai problème d'ajustement, les autres pays, à l'exception du Royaume-Uni, ne montrent que des corrections partielles, notamment dans le cas de la France et du Japon.

Au moment du second choc pétrolier qui, dans la plupart des économies développées, est associé à un

ralentissement conjoncturel très marqué, les performances relatives se dégradent à nouveau, quoique de manière moins divergente qu'en 1973-75. Par la suite, les phases ultérieures de correction sont nettement convergentes : au moment du contre-choc pétrolier de 1985-1986, qui a marqué le début d'une phase de croissance soutenue de l'économie mondiale, les différents pays ont retrouvé des taux de marge proches, comparables également à ceux des années 1971-72. Enfin, la dernière période a été marquée par une stabilisation des taux de marge à un niveau historiquement élevé, en Allemagne, aux Etats-Unis et surtout en France. Deux pays montrent des évolutions divergentes : le Royaume-Uni qui enregistre une chute brutale du taux de marge moyen jusqu'à la récession de 1990-91 ; le Japon qui connaît d'abord une stagnation de son taux de marge à un niveau comparativement bas, puis un déclin progressif, avec la phase de croissance très lente ouverte en 1990.

L'observation des profils d'évolution sur l'ensemble de la période 1965-1996 met ainsi à jour deux types de trajectoires : d'un côté, des fluctuations de taux de marge aux Etats-Unis relativement rapides et de faible ampleur, autour d'un *trend* légèrement croissant, observable depuis 1970 ; d'un autre côté, des profils de pays comme la France, mais aussi comme le Japon, au moins jusqu'en 1986-88, et comme l'Allemagne, quoique de manière nettement atténuée. Dans ces pays, les années 1973-1975 ont marqué une rupture profonde qui n'a été refermée qu'après les corrections très importantes de la décennie ultérieure : de 1981 à 1989, la hausse des taux de marge dans ces trois pays s'inscrit entre 5,6 points au Japon et 9,6 points en France.

Le cas du Royaume-Uni est particulier : il ne montre pas de tendance forte à long terme, mais des fluctuations rapides et de grande ampleur à court terme. Les phases de ralentissement conjoncturel, voire de récession (1974-76, 1979-1981, 1989-91) sont marquées en particulier par des chutes profondes du taux de marge moyen, qui semble ensuite se corriger plus rapidement que dans les autres pays.

De fortes fluctuations de court terme au moment des chocs pétroliers

Au regard de l'importance apparente des chocs sur les termes de l'échange en 1974, 1979-80 et 1986, il est intéressant de poursuivre de manière plus détaillée l'analyse des cas américain et britannique, où le secteur énergétique est susceptible de peser fortement sur les évolutions agrégées. On a donc reconstitué l'évolution du taux de marge de leur secteur marchand hors secteur énergétique¹⁰, afin de

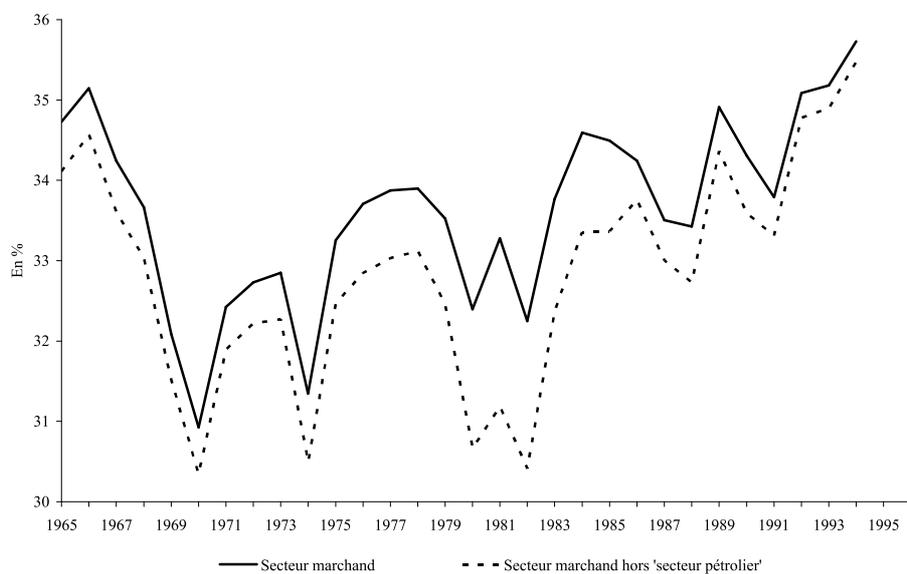
¹⁰ Pour les Etats-Unis, le secteur énergétique qui a été défini correspond à un « secteur pétrolier » (les données sont tirées des comptes nationaux des Etats-Unis, compatibles avec les données de la base MIMOSA). Il est composé des deux branches suivantes : « oil and gas extraction » et « petroleum and coal products ». Pour le Royaume-Uni, la base MIMOSA fournit les données d'une branche « énergie » qui contient plus qu'un simple « secteur pétrolier ». C'est cette branche qui a été ôtée du secteur marchand.

Graphique 2

L'impact du secteur énergétique sur le taux de marge moyen

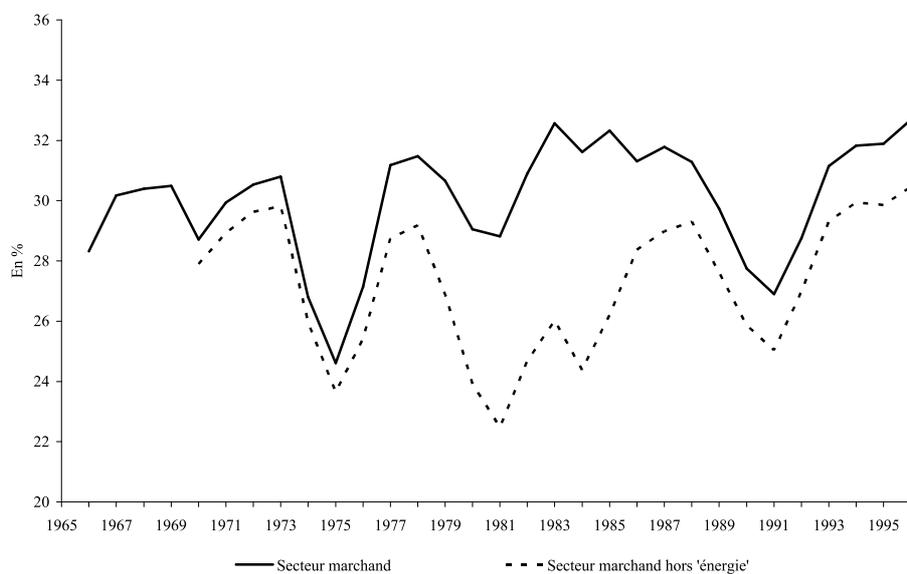
Graphique 2A

Etats-Unis : taux de marge du secteur marchand et du secteur marchand « hors secteur pétrolier »



Graphique 2B

Royaume-Uni : taux de marge du secteur marchand et secteur marchand hors « énergie »



Sources : base modèle MIMOSA, CEPII-OFCE, comptes nationaux (*Haut*) (Bureau of Economic Analysis) ; (*Bas*) (HMSO)

préciser si cette résorption rapide marque ou non un phénomène de transferts entre le secteur énergétique et le reste du secteur marchand (GRAPHIQUE 2). Aux Etats-Unis, les évolutions des taux de marge ne diffèrent pas fortement, bien que la contribution du secteur énergétique se traduise clairement, entre 1975 et 1986, par une augmentation forte du taux de marge moyen de l'économie ainsi, apparemment, que par des cycles moins heurtés. Alors que se confirme le faible impact du premier choc pétrolier sur l'économie américaine, il ressort que la récession du début de la décennie a eu un impact particulièrement fort sur le secteur non énergétique.

Au Royaume-Uni, en revanche, la différence d'évolution entre les deux taux de marge est beaucoup plus marquée, entre 1975 et 1986. Alors que l'on observe, après le premier choc, une reprise rapide du secteur non énergétique, qui contraste avec l'expérience française ou japonaise, la période 1980-1985 présente un profil beaucoup plus proche de ces deux derniers cas : une chute profonde en début de période, puis un rattrapage progressif jusqu'au milieu de la décennie (6,8 points entre 1981 et 1988, voir GRAPHIQUE 2). En outre, après 1986, la différenciation entre ces deux ensembles devient beaucoup moins pertinente : la dégradation profonde du taux de marge moyen observée pendant la période d'expansion, puis pendant la récession de 1990-1992, ne révèle pas une trajectoire spécifique au secteur de l'énergie.

Ainsi, l'hypothèse d'une absorption rapide des chocs pétroliers par le secteur non énergétique est confirmée dans le cas des Etats-Unis. Ceci semble donc refléter une dynamique macroéconomique spécifique sur moyenne période. En revanche, la spécificité observée initialement dans le cas du Royaume-Uni est nettement atténuée dès lors que l'on exclut la contribution du secteur énergétique : la trajectoire britannique prend, au moins graphiquement, un aspect plus «européen» et, en tout cas, beaucoup plus instable que dans le cas «vertueux» de l'économie américaine.

Afin de préciser l'origine de ces fluctuations et le rôle spécifique des chocs sur les termes de l'échange, lors des chocs pétroliers, on calcule les contributions aux variations de taux de marge des deux composantes : les termes de l'échange intérieurs et le coût salarial unitaire, lequel est constitué de la productivité apparente du travail et du coût réel du travail (ENCADRÉ 1).

ENCADRE 1

La décomposition comptable du taux de marge

Le taux de marge aux coûts des facteurs corrigé de la non salarisation du secteur marchand 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.

Les notations utilisées

VA : valeur ajoutée aux coûts des facteurs

RSAL : rémunération des salariés du secteur marchand

PVA : prix de la valeur ajoutée marchande

PC : indice des prix de la consommation marchande

N : NNS+NS = effectifs totaux du secteur marchand

CRT = (RSAL*(1+NNS/NS)/PC)/N = coût réel du travail

? = (VA/PVA)/N = productivité apparente du travail

CSU = CRT/? = coût salarial unitaire

TE = PC/PVA = termes de l'échange intérieurs

La décomposition comptable

Le taux de marge aux coûts des facteurs corrigé de la non salarisation s'écrit :

$$TMCFNS = \frac{\left[VA - RSAL \times \left(1 + \frac{NNS}{NS} \right) \right]}{VA} = 1 - CRT \times \frac{1}{\Pi} \times TE$$

en variations, on obtient : $\Delta TMCFNS = -\Delta \left[CRT \times \frac{1}{\Pi} \times TE \right]$

Ce qui donne, par différenciation, $\Delta TMCFNS = [TMCFNS - 1] \times \left[\frac{\Delta CRT}{CRT} + \frac{\Delta \frac{1}{\Pi}}{\frac{1}{\Pi}} + \frac{\Delta TE}{TE} \right]$

Le rôle déterminant du coût salarial unitaire

Le calcul de ces contributions permet d'identifier les déterminants statistiques directs des variations observées des taux de marge et peut suggérer des relations théoriques. Le TABLEAU 1 présente, pour chaque pays, les variations moyennes et cumulées du taux de marge par grandes sous-périodes.

Cette décomposition montre que, dans tous les pays, l'évolution du taux de marge est déterminée principalement par le coût salarial unitaire alors que les variations de termes de l'échange jouent comme facteurs de perturbation sur certaines périodes. Toutefois, la capacité des économies à absorber ces chocs est nettement différenciée, si bien que leurs effets indirects peuvent se prolonger pendant plusieurs années.

Ainsi, les gains en termes de coûts unitaires du travail sont la principale variable d'ajustement après les deux chocs de 1973 et 1980, que cette correction soit relativement rapide comme aux Etats-Unis, ou qu'elle se prolonge sur plusieurs années, comme en France, au Japon ou en Allemagne pendant les années

Evolutions moyennes et cumulées*. du taux de marge et de ses déterminants comptables (en points)

Tableau 1-1 : Etats-Unis, secteur marchand, 1965-1996

	1965- 1973	1973- 1975	1975- 1979	1979- 1981	1981- 1989	1989- 1996	1965- 1996
Taux de marge	-0,3	+0,3	+0,0	-0,1	+0,2	+0,1	+0,0
(1)+(4)	[-2,1]	[+0,5]	[+0,1]	[-0,2]	[+1,7]	[+0,6]	[+0,6]
Coût salarial unitaire (1)	-0,4 [-3,1]	+0,1 [+0,11]	+0,1 [+0,2]	-0,1 [-0, 1]	+0,6 [+4,7]	+0,3 [+2,4]	+0,1 [+4,2]
<i>dont</i>							
Coût réel du travail (2)	-1,4 [-11,0]	+0,6 [+1,1]	-0,8 [-3,2]	+0,3 [+0,6]	-0,3 [-2,0]	-0,4 [-2,8]	-0,6 [-17,3]
Productivité apparente du travail (3)	+1,0 [+7,9]	-0,5 [-1,0]	+0,9 [+3,4]	-0,4 [-0,7]	+0,8 [+6,7]	+0,7 [+5,2]	+0,7 [+21,5]
Termes de l'échange intérieurs (4)	+0,1 [+ 1,0]	+0,2 [+0,4]	-0,0 [-0,1]	-0,1 [-0,1]	-0,4 [-3,0]	-0,3 [-1,8]	-0,1 [-3,6]

*[] : évolution cumulée

Source : Base modèle MIMOSA (CEPII-OFCE), comptes nationaux; calculs de l'auteur

Tableau 1-2: Japon, secteur marchand, 1965-1995

	1965- 1973	1973- 1975	1975- 1979	1979- 1981	1981- 1989	1989- 1995	1965- 1995
Taux de marge	-0,6	-3,2	+0,3	+0,3	+0,7	-0,3	-0,2
(1)+(4)	(-4,8]	(-6,3]	(+1,2]	(+0,6]	[+5,6]	[-1,6]	[-5,3]
Coût salarial unitaire (1)	-0,6 [-4,6]	-1,2 [-2,3]	+0,9 [+3,6]	+1,3 [+2,5]	+0,8 [+6,7]	0,0 [0,0]	+0,2 [+5,9]
<i>dont</i>							
Coût réel du travail (2)	-5,7 (-45,3]	-2,3 [-4,5]	-1,8 [-7,2]	-0,5 [-1,0]	-1,3 [-10,1]	-0,8 (-4,8]	-2,4 [-72,9]
Productivité apparente du travail (3)	+5,1 (+40,8]	+ 1,1 (+2,2]	+2,7 (+ 10,8]	+1,8 (+3,5]	+2,1 [+ 16,8]	+0,8 [+4,8]	+2,6 [+78,9]
Termes de l'échange intérieurs (4)	-0,0 (-0,2]	-2,0 [-4,0]	-0,6 (-2,4]	-1,0 [-1,9]	-0,1 (-1,1]	-0,3 [-1,6]	-0,4 [-11,2]

*[] : évolution cumulée

Source: Base modèle MIMOSA (CEPII-OFCE), comptes nationaux; calculs de l'auteur

Tableau 1-3 : Allemagne*, secteur marchand, 1965-1996							
	1965- 1973	1973- 1975	1975- 1979	1979- 1981	1981- 1989	1989- 1996	1965- 1996
Taux de marge (-1)+(4)	-0,4 [-3,7]	-0,6 [-1,2]	+0,2 [+0,8]	-1,2 [-2,3]	+0,9 [+6,5]	+0,0 [+0,4]	+0,0 [+0,5]
Coût salarial unitaire (1)	-0,2 [-1,9]	-0,6 [-1,2]	+0,5 [+2,0]	-0,2 [-0,4]	+0,5 [+3,6]	+0,1 [+1,0]	+0,1 [+3,1]
<i>dont</i>							
Coût réel du travail (2)	-3,5 [-28,5]	-1,8 [-3,5]	-2,2 [-8,9]	-0,1 [-0,2]	-1,0 [-8,3]	-1,3 [-9,0]	-1,9 [-58,4]
Productivité apparente du travail (3)	+3,3 [+26,6]	+1,2 [+2,3]	+1,4 [+10,9]	-0,1 [-0,2]	+1,5 [+11,9]	+1,4 [+10,0]	+3,1 [+61,5]
Termes de l'échange intérieurs (4)	-0,2 [-1,8]	0,0 [0,0]	-0,3 [-1,2]	-1,0 [-1,9]	+0,4 [+2,9]	-0,1 [-0,6]	-0,1 [-2,6]
*Allemagne de l'Ouest 1965-1990, Allemagne total 1991-1996							
Source: Base modèle MIMOSA (CEPII-OFCE), comptes nationaux; calculs de l'auteur							
Tableau 1-4 : France, secteur marchand, 1965-1996							
	1965- 1973	1973- 1975	1975- 1979	1979- 1981	1981- 1989	1989- 1996	1965- 1996
Taux de marge (1)+(4)	+0,2 [+1,5]	-2,8 [-5,5]	+0,2 [+0,8]	-1,1 [-2,1]	+1,2 [+9,6]	+0,2 [+1,3]	+0,2 [+5,6]
Coût salarial unitaire (1)	+0,2 [+1,8]	-1,6 [-3,1]	+0,1 [+0,4]	+0,4 [+0,9]	+0,9 [+7,2]	+0,4 [+2,6]	+0,3 [+9,8]
<i>dont</i>							
Coût réel du travail (2)	-3,1 [-24,8]	-3,1 [-6,1]	-2,1 [-8,4]	-1,1 [-2,1]	-0,8 [-6,4]	-0,7 [-5,2]	-1,7 [-53,0]
Productivité apparente du travail (3)	+3,3 [+26,6]	+1,5 [+3,0]	+2,2 [+8,8]	+1,5 [+3,0]	+1,7 [+13,6]	+1,1 [+7,8]	+2,0 [+62,8]
Termes de l'échange intérieurs (4)	-0,0 [-0,3]	-1,2 [-2,4]	+0,1 [+0,4]	-1,5 [-3,0]	+0,3 [+2,4]	-0,2 [-1,3]	-0,1 [-4,2]
*[] : évolution cumulée							
Source: Base modèle MIMOSA (CEPII-OFCE), comptes nationaux; calculs de l'auteur							

Tableau 1-5: Royaume-Uni, secteur marchand, 1966-1996

	1966- 1973	1973- 1975	1975- 1979	1979- 1981	1981- 1989	1989- 1996	1966- 1996
Taux de marge	+0,2	-3,1	+1,5	-1,0	+0,1	+0,4	+0,1
(1)+(4)	[+1,7]	[-6,2]	[+5,8]	[-1,9]	[+0,4]	[+2,8]	[+2,6]
Coût salarial unitaire (1)	0,0	-3,7	+1,6	-1,2	+0,2	+0,8	+0,1
	[0,0]	[-7,3]	[+6,1]	[-2,3]	[+1,2]	[+5,5]	[+3,2]
<i>dont</i>							
Coût réel du travail (2)	-2,2	-2,4	-0,6	-0,8	-1,5	-0,3	-1,4
	[-17,7]	[-4,8]	[-2,5]	[-1,5]	[-12,2]	[-1,9]	[-40,6].
Productivité apparente du travail (3)	+2,2	-1,3	+2,2	-0,4	+1,7	+ 1,1	+1.5
	[+17,7]	[-2,5]	[+8,6]	[-0,8]	[+13,4]	[+7,4]	[+43,8]
Termes de l'échange intérieurs (4)	+0,2	+0,6	-0,1	+0,2	-0,1	-0,4	-0,0
	[+1,7]	[+1,1]	[-0,3]	[+0,4]	[-0,8]	[-2,7]	[-0,6]

* [] : évolution cumulée

Source: Base modèle MIMOSA (CEPII-OFCE), comptes nationaux; calculs de l'auteur

quatre-vingts. Dans ces trois derniers cas, cette période connaît des gains de productivité nettement supérieurs à la croissance des salaires, ce qui se traduit par une modification durable du partage de la valeur ajoutée. La contribution importante des termes de l'échange intérieurs sur la période 1981-1989, pour l'Allemagne comme pour la France, est surtout le fait de la seule année 1986. Enfin, au cours de la dernière période (1989-1996), la stabilisation, voire le déclin des taux de marge, reflète toujours la dynamique des coûts unitaires : dans ces trois pays, une convergence des coûts salariaux et des gains de productivité reflète une stabilisation tendancielle du partage de la valeur ajoutée.

Le cas du Royaume-Uni illustre aussi cette opposition : le caractère relativement passif de la variable «terme de l'échange », tranche ici avec les coûts salariaux unitaires dont la dynamique reflète des règles complexes de formation des salaires et d'ajustement des effectifs. Ceux-ci reposent sur de nombreuses caractéristiques nationales, qui restent invisibles dans le présent exercice. Ainsi, en 1973-1975 comme en 1979-1981, la dérive marquée du taux de marge britannique n'est pas due à des variations adverses des termes de l'échange qui apportent au contraire une contribution nettement positive. La dérive est de nature salariale : la baisse de la productivité s'ajoute à une croissance soutenue des salaires réels, en dépit d'un environnement marqué par un niveau d'activité bas et par la détérioration de la position des entreprises. En sens inverse, la période de restauration rapide des taux de marge, observée entre 1991 et 1996, renvoie elle aussi à des ajustements salariaux puissants,

d'ampleur comparable à ceux observés en France pendant la décennie précédente (respectivement 0,8 et 0,9 point par an, en moyenne).

Contrastant avec ces expériences, les Etats-Unis connaissent des ajustements plus rapides et d'ampleur plus limitée, qui se reflètent, en moyenne période, dans un partage de la valeur ajoutée bien plus stable. Dans une économie caractérisée par une moindre vulnérabilité aux chocs pétroliers, les phases creuses du cycle, au milieu et à la fin des années quatre-vingt, ne se sont pas traduites par une dégradation forte des taux de marge. Ceci s'inscrit aussi dans un contexte où la croissance de la productivité est relativement lente en moyenne période, mais où elle connaît des fluctuations cycliques relativement fortes : cette économie est la seule, avec celle du Royaume-Uni, où les périodes de chute de l'activité, en 1973-75 et 1979-81, sont associées à des baisses de productivité importantes. Toutefois, là où les Etats-Unis évitent des fluctuations marquées des taux de marge, grâce à des ajustements rapides des coûts salariaux, le Royaume-Uni tend à suivre des ajustements retardés. Ceci se traduit, dans ce dernier cas, par les fluctuations très ample des coûts unitaires, qui sont déjà apparues comme une spécificité de cette économie. Tout se passe comme si ce profil très heurté était, au Royaume-Uni, la composante d'une dynamique très cyclique de l'activité, comparable à celle observée aux Etats-Unis, et d'un marché du travail moins élastique, plus comparable en fait aux cas continentaux et japonais (voir notamment Lapierre-Donzel. 1980).

Inversement, en France et au Japon, des gains de productivité à la fois plus réguliers et plus élevés, au moins jusqu'aux années quatre-vingts, contribuent à amortir les fluctuations plus amples des coûts salariaux, qui ne répondent que lentement aux cycles de l'activité. Il est vrai que cette régulation spécifique des marchés du travail peut soutenir, en retour, le niveau de revenu et donc la demande finale : toutes choses égales par ailleurs, ceci tend à amortir les cycles d'activité. Toutefois, la contrepartie de cette dynamique est que, face à un choc important comme en 1973-1975, les taux de marge ont baissé brutalement et durablement, si bien que la rentabilité implicite de l'offre est restée longtemps affectée par cet épisode. Alors que les Etats-Unis, le Royaume-Uni et l'Allemagne ont retrouvé dès 1977 le taux de marge moyen de 1973, ce n'est qu'après le second choc pétrolier que la France et le Japon ont atteint ce résultat.

L'Allemagne apparaît enfin comme un cas intermédiaire, mais qui, au contraire du Royaume-Uni, semble plutôt reprendre les aspects positifs des deux cas précédents : la productivité fluctue moins que dans les économies anglo-saxonnes, tandis que les coûts salariaux sont mieux régulés qu'en France et au Royaume-Uni. Toutefois, lorsque l'on observe des chocs négatifs simultanés sur ces deux variables et sur les termes de l'échange, comme en 1973-75 et 1979-81, la baisse du taux de marge reste assez importante. En outre, elle se corrige moins vite qu'aux Etats-Unis, ce qui explique que l'Allemagne ait

dû passer par une période de rattrapage, au cours des années quatre-vingts, comparable, même si elle est de moindre ampleur, à celle observée au Japon ou en France (GRAPHIQUE 1).

Conclusion

La construction d'indicateurs de taux de marge homogènes et comparables en niveau met en lumière des trajectoires nationales d'ajustement nettement différenciées, face à des chocs sur les coûts salariaux ou sur les termes de l'échange. Alors que les Etats-Unis montrent une remarquable capacité à stabiliser le partage de la valeur ajoutée, les autres économies étudiées ont toutes montré, au cours de la période étudiée, des phases relativement longues de dérives puis de correction de leurs taux de marge moyens. Ainsi, le Japon, la France et, dans une moindre mesure, l'Allemagne ont mal absorbé les baisses importantes enregistrées lors des deux chocs pétroliers : elles ont dû passer ensuite par des phases longues de rattrapage. De même, depuis le milieu des années quatre-vingts, le Royaume-Uni et le Japon ont connu une certaine instabilité des taux de marge, qui reflète des évolutions assez importantes du partage de la valeur ajoutée, sur des périodes relativement courtes.

Ces résultats empiriques éclairent notamment les relations étudiées par les modèles théoriques et économétriques, entre la régulation des marchés du travail, la rentabilité du capital et les cycles économiques. C'est aussi à ces modèles qu'il revient de rendre compte entièrement des divergences nationales très marquées, mises à jour par ce travail.

ANNEXE

LES DEUX APPROCHES DE LA VALEUR AJOUTÉE ET LE CALCUL DES TAUX DE MARGE

Le taux de marge est une mesure de la part de la valeur ajoutée servant à rémunérer le capital. Il est défini comme le rapport entre la rémunération brute du capital et la valeur ajoutée. Deux approches se distinguent selon la mesure de la valeur ajoutée retenue, celle « aux prix du marché » et celle « aux coûts des facteurs ».

L'approche « aux prix du marché » considère une valeur ajoutée qui se décompose en trois parties : la rémunération du travail, celle du capital fixe, et les prélèvements indirects nets des APU. L'approche « aux coûts des facteurs » s'intéresse à la valeur ajoutée hors prélèvements indirects nets des APU. Elle est exactement la somme des rémunérations des facteurs capital et travail. A partir de ces deux mesures de la valeur ajoutée, trois taux de marge peuvent être calculés : le taux de marge courant (TMC), le « taux de marge aux prix du marché » (TMPPM), et le « taux de marge aux coûts des facteurs » (TMCF).

Le taux de marge courant et le taux de marge aux prix de marché sont construits à partir de la valeur ajoutée aux prix de marché, qui comprend trois composantes. Pour exprimer un partage de la valeur ajoutée aux prix de marché entre rémunération du travail et rémunération du capital, il faut affecter les prélèvements nets des APU à l'un des deux termes. D'où les deux taux de marge possibles, selon que les prélèvements nets des APU sont agrégés à la rémunération du travail ou à celle du capital.

Le taux de marge courant est le rapport de deux soldes de comptes, celui du compte d'exploitation et celui du compte de production. De par sa construction, il affecte les prélèvements indirects nets à la rémunération du travail.

Le taux de marge aux prix de marché diffère du taux de marge courant, en ce qu'il affecte les prélèvements indirects nets des APU à la rémunération du capital.

Aucun de ces deux taux de marge n'est pleinement satisfaisant, l'affectation des prélèvements indirects nets reposant sur des décisions arbitraires. L'utilisation de la valeur ajoutée aux coûts des facteurs permet de contourner celles-ci.

MESURE DE LA VALEUR AJOUTÉE ET TAUX DE MARGE

Selon l'approche de la valeur ajoutée retenue, celle-ci se décompose de la manière suivante:

- l'approche aux prix de marché

$$VAPM = \text{Rémunération du capital} + \text{Rémunération du travail} + \text{Prélèvement indirect net des APU};$$

- l'approche aux coûts des facteurs

$$VACF = \text{Rémunération du capital} + \text{Rémunération du travail} = VAPM - \text{Prélèvement indirect net des APU}.$$

A partir de chaque approche, des taux de marge peuvent être définis; le taux de marge courant (TMC) et le taux de marge aux prix de marché pour la valeur ajoutée aux prix de marché, le taux de marge aux coûts des facteurs pour la valeur ajoutée aux coûts des facteurs.

Le taux de marge courant et le taux de marge aux prix de marché ont un dénominateur commun. Leur numérateur se différencie par l'affectation des prélèvements indirects nets des APU. Ils sont affectés à la rémunération du travail pour le taux de marge courant, à la rémunération du capital pour le taux de marge aux prix de marché :

$$TMC^{11} = (VAPM - \text{Prélèvement indirect des APU} - \text{Rémunération du travail})/VAPM = \text{Rémunération du capital}/VAPM$$

$$TMPM = (VAPM - \text{Rémunération du travail})/VAPM = (\text{Rémunération du capital} + \text{Prélèvement indirect des APU})/VAPM.$$

L'approche aux coûts de facteurs séparant la valeur ajoutée en deux composantes, le taux de marge aux coûts des facteurs s'écrit simplement :

$$TMCF = (VACF - \text{Rémunération du travail})/VACF = \text{Rémunération du capital}/VACF$$

¹¹ Le taux de marge courant est celui utilisé par l'INSEE dans son « Tableau de Bord hebdomadaire ».

Les résultats de cette comparaison internationale doivent être considérés avec précaution. Malgré la volonté d'homogénéiser les indicateurs en considérant un champ identique et en effectuant un retraitements des Services d'Intermédiation Financière Indirectement Mesurés (SIFIM), la distinction entre deux groupes de pays doit être relativisée : Askenazy (2003) montre que différents retraitements supplémentaires peuvent rapprocher les évolutions constatées en France et aux Etats-Unis⁹ ; le taux de marge du secteur privé hors secteur énergétique calculé pour le Royaume-Uni présente des évolutions proches de celles constatées en France, en Allemagne et dans une moindre mesure au Japon. Néanmoins, deux faits stylisés semblent relativement robustes :

- Un profil heurté et une proximité des évolutions entre la France, l'Allemagne et le Japon notamment au cours des deux premières décennies.
- Un profil plus atténué aux Etats-Unis, même si la stabilité du taux de marge peut être remise en cause.

Ces faits stylisés incitent maintenant à rechercher des facteurs explicatifs et des interprétations dépassant la simple décomposition comptable. Un premier approfondissement permettant de mettre en perspective les déformations du partage salaires-profits consiste à analyser les évolutions de la rentabilité du capital.

I.4. Partage de la valeur ajoutée et rentabilité économique du capital

Les évolutions du partage de la valeur ajoutée peuvent être rapprochées de celles de la rentabilité économique du capital (Phéline, 1975 ; Loiseau *et alii*, 1976 ; Maarek, 1984 ; Askenazy, 2003). En définissant la rentabilité économique comme le rapport de la rémunération du capital (EBE) au stock de capital (K), celle-ci peut en effet se décomposer comptablement comme le produit du taux de marge ($\frac{EBE}{VA}$) par la productivité apparente du capital ($\frac{VA}{K}$) :

$$\frac{EBE}{K} = \frac{EBE}{VA} \times \frac{VA}{K}$$

Ce « détour » par le rendement du capital est peut être justifié par l'existence d'une « norme de rendement » qui guiderait la rentabilité du capital (Sylvain, 2001). En outre, compte tenu de l'interdépendance accrue des économies, cette norme aurait tendance à s'uniformiser internationalement. Dès lors, le partage de la valeur ajoutée servirait de variable d'ajustement permettant d'atteindre le niveau souhaité de rentabilité. Une comparaison des rentabilités économiques

permet alors d'apporter un éclairage supplémentaire sur les évolutions du partage de la valeur ajoutée et éventuellement de les justifier.

L'étude qui suit propose une comparaison internationale d'indicateurs de rentabilité et de profitabilité sur la période 1965-1999. Les pays considérés sont la France, l'Allemagne, les Etats-Unis, le Japon, les Pays-Bas et le Royaume-Uni. Elle a été publiée au premier trimestre de l'année 2001 dans le numéro double 341-342 de la revue Economie et Statistique.

Rentabilité et profitabilité du capital : le cas de six pays industrialisés

On compare sur la période 1965-1999 les rendements bruts du capital aux États-Unis, au Japon et dans quatre pays européens : Allemagne, France, Pays-Bas et Royaume-Uni. Ces rendements bruts ont diminué jusqu'au début des années 1980 avant de se redresser tout au long des années 1980 et 1990. Ces évolutions communes s'accompagnent en outre d'une stabilité de la hiérarchie des différents pays : la première place est tenue par les États-Unis, la dernière par le Japon. Entre ces deux extrêmes, les pays européens restent proches les uns des autres sur toute la période. Ces constats ne dépendent pas des méthodes utilisées pour calculer les indices de rendements bruts, et possèdent donc une certaine robustesse.

La décomposition comptable des différents rendements bruts en fonction du taux de marge, du prix relatif de l'investissement, et de la productivité apparente du capital montre que la diminution de cette dernière s'avère dans la plupart des pays le principal responsable de la baisse des rendements bruts sur la période 1965-1982. En revanche, leur redressement au cours des vingt dernières années n'a pas la même origine dans les pays anglo-saxons que dans les autres : il provient d'une amélioration de la productivité apparente du capital dans les premiers, d'un redressement du taux de marge dans les seconds.

La hiérarchie des profitabilités brutes est identique à celle des rendements bruts. Cependant, cet indicateur a été plus affecté par les chocs pétroliers, en raison de la remontée consécutive des taux d'intérêt réels, et il progresse plus sensiblement depuis le début des années 90, en raison principalement de la diminution des taux d'intérêt réels. L'évolution de la profitabilité situe la France à l'écart des autres pays européens : le niveau élevé qu'y ont atteint les taux d'intérêt réels au cours de la décennie 1980 a contribué à dégrader la profitabilité moyenne qui s'est écartée de celle des autres pays européens. Depuis le début des années 1990 en revanche, la convergence des taux d'intérêt réels des pays européens s'est accompagnée d'un resserrement des écarts entre les quatre pays européens étudiés.

Au sein d'une économie, la création de richesse est directement liée aux volumes des facteurs de production employés. Dans le cas du stock de capital, son évolution est motivée par sa rentabilité, elle-même fonction de la rentabilité du capital et du taux d'intérêt réel : si l'écart entre la rentabilité du capital et la rémunération réelle procurée par des placements financiers non risqués est positif, alors l'investissement productif pourra être préféré. En revanche, une baisse de l'investissement productif pourra découler d'une rentabilité trop faible. La rentabilité du capital influence donc le niveau de l'investissement productif.

Or, si les capitaux peuvent se déplacer sans contrainte entre pays, les rentabilités et profitabilités du capital dans ces pays peuvent se révéler interdépendantes puisque au simple arbitrage entre placements financiers et investissement productif au sein d'un pays se substitue alors un choix plus vaste entre placements financiers et investissements productifs internationaux.

Afin d'apporter un éclairage partiel à cette interrogation, une comparaison internationale des niveaux et des évolutions de la rentabilité et du rendement du capital dans six pays industrialisés (France, États-Unis, Japon, Allemagne, Royaume-Uni, Pays-Bas) est proposée pour la période 1965-1999.

La mesure de la rentabilité du capital retenue est le rapport du montant de la rémunération du capital au stock de capital. Compte tenu de la diversité des hypothèses qui sous-tendent l'élaboration des stocks de capital par les comptables nationaux des différents pays, les indicateurs de rendement du capital ont été calculés sur des séries de stocks de capital reconstruits à partir d'hypothèses identiques.

La comparaison de ces indicateurs homogènes permet d'apporter des éléments de réponse aux questions suivantes : comment se situent les pays étudiés au regard de la rentabilité du capital ? Peut-on mettre en évidence des périodes de croissance ou de décroissance de celle-ci ? Quel est le rôle respectif sur ces évolutions de déterminants comptables tels que le taux de marge, la productivité apparente du capital, ou le prix relatif de l'investissement ? Enfin, la rentabilité du capital évolue-t-elle parallèlement à sa rentabilité ?

Construire des indicateurs de rendement du capital permettant des comparaisons internationales

Le rendement du capital retenu est le rapport du montant de la rémunération du capital au stock de capital. Le champ considéré est le secteur privé (1). Alors que le calcul d'une rémunération du capital homogène s'obtient assez directement à partir des données de comptabilité nationale, la mesure du stock de capital se heurte aux difficultés inhérentes à sa construction et à la diversité des hypothèses retenues par les instituts statistiques nationaux.

La rémunération du capital

La fraction de la valeur ajoutée qui rémunère le capital correspond à l'excédent d'exploitation. Cette rémunération peut être brute ou nette selon que l'on tient compte de l'usure et de l'obsolescence du stock de capital (la consommation de capital fixe). Afin que cet excédent représente plus précisément la rémunération du capital et soit aussi comparable que possible entre les différents pays, plusieurs retraitements sont effectués, dont le détail figure dans l'encadré 1 : l'excédent d'exploitation est corrigé de l'impact de la non-salarisation pour l'ensemble des pays ; il est diminué de la production imputée de services bancaires dans le cas des États-Unis ; deux séries alternatives d'excédent d'exploitation sont calculées pour l'Allemagne selon que l'on considère que les transferts en capital réalisés par la *Treuhananstalt* (2) s'apparentent ou non à des subventions.

Des séries de stocks de capital aussi homogènes que possible

Les stocks de capital en volume utilisés pour calculer les indicateurs de rendement du capital reposent sur les chroniques d'investissement du secteur privé desquelles a été retranché l'investissement logement correspondant.

Le passage du volume de l'investissement au stock de capital nécessite de formuler des

1. Ce secteur correspond à l'ensemble de l'économie de laquelle sont retirées les administrations publiques.

2. Organisme chargé de la privatisation des entreprises d'État de l'ancienne Allemagne de l'Est.

hypothèses sur la loi de mortalité des équipements. Or, celles-ci diffèrent selon les systèmes de comptabilité nationale : si on accepte généralement l'hypothèse d'une stabilité temporelle de la durée de vie des équipements, cette durée est plus ou moins longue selon les pays ; quant aux lois de mortalité adoptées, elles sont diverses. Compte tenu de ces différences méthodologiques dont la validité empirique demeure fragile (OCDE, 2000) et qui sont susceptibles de fragiliser une comparaison internationale, il a semblé préférable de reconstruire des stocks de capital à partir d'hypothèses identiques selon les pays : on a donc supposé que la loi de mortalité des équipements était une loi de mortalité rectangulaire de type « mort soudaine », et que la durée de vie des équipements était de 12 ans.

Les hypothèses relatives à la loi de mortalité des équipements et à leur durée de vie permettent de calculer des stocks bruts de capital homogènes. Si on souhaite tenir compte de l'usure et de l'obsolescence qui affectent les

différentes générations d'équipements, il est nécessaire de calculer la consommation de capital fixe qui, retranchée au stock de capital brut, permet d'obtenir le capital net. L'hypothèse de calcul retenue pour la consommation de capital fixe est celle d'une usure linéaire.

La valorisation de ces nouvelles séries est effectuée « au prix de remplacement » (prix de l'investissement de l'année courante). On se heurte néanmoins à un dernier obstacle : l'expression des agrégats comparés en une même unité, obtenue d'ordinaire en corrigeant les données nationales par des indices de parité de pouvoir d'achat (PPA). De telles corrections n'ont pas été effectuées dans la mesure où l'on compare dans cet article des indices (rendements) et non pas le niveau des agrégats, et en raison de leur fragilité (Cette, 1994). Pour plus de détail sur la construction des séries de capital, on se reportera à l'encadré 1. L'expression du rendement brut et du rendement net, ainsi que le passage de l'un à l'autre, figure à l'encadré 2.

Encadré 1

CONSTRUIRE DES INDICATEURS HOMOGENES DE RENDEMENT DU CAPITAL

Le ratio retenu pour mesurer le rendement du capital est le rapport du montant de la rémunération du capital au stock de capital. Cet agrégat ne fait pas l'objet d'un traitement homogène par les systèmes de comptabilité nationale des pays entrant dans la comparaison. Les corrections des données de comptabilité nationale visant à faciliter les comparaisons internationales sont relativement limitées en ce qui concerne la rémunération du capital, alors que s'agissant du stock de capital, les difficultés inhérentes à sa construction et la diversité des hypothèses retenues dans les pays faisant l'objet de la comparaison impliquent la construction d'une nouvelle série.

La rémunération du capital

La fraction de la valeur ajoutée qui rémunère le capital correspond à l'excédent d'exploitation. Cette rémunération peut être nette ou brute (ENE ou EBE) selon que l'on tient compte ou non de l'usure et de l'obsolescence du stock de capital (la consommation de capital fixe). Afin qu'il représente de manière plus précise la rémunération du capital, il est nécessaire d'en retirer la rémunération du travail des non salariés qui lui est incorporée dans les données de comptabilité nationale (1) : bien que celle-ci ne soit pas précisément connue, on recourt à une correction consistant à affecter à chaque non salarié une rémunération correspondant à la rémunération moyenne des salariés. Outre qu'une telle opération corrige le niveau de l'excé-

dent d'exploitation, elle en modifie également la dynamique, compte tenu de l'évolution intertemporelle de la non salarisation. Les indicateurs de rendement du capital étant construit pour le secteur privé, la rémunération du capital correspondante est l'excédent d'exploitation du secteur privé corrigé de la non-salarisation.

Avant d'aborder la mesure du stock de capital, il convient de souligner les choix méthodologiques et les corrections apportées aux données de comptabilité nationale qui ont un impact sensible sur le calcul de l'EBE (2).

La correction de la non-salarisation s'applique à l'ensemble des travailleurs indépendants, y compris les travailleurs familiaux non rémunérés. Leur nombre étant relativement faible dans la plupart des pays, ne pas défalquer le montant de leur rémunération fictive n'aurait pas modifié sensiblement les chroniques d'excédent brut d'exploitation. Au Japon, en revanche,



1. Le Système européen des comptes utilisé dorénavant par l'ensemble des pays de l'Union Européenne précise ainsi que « dans le cas des entreprises non constituées en sociétés appartenant au secteur des ménages, le solde comptable du compte d'exploitation contient implicitement un élément de rémunération pour le travail effectué par le propriétaire ou les membres de sa famille qui ne peut être distingué de son profit en tant qu'entrepreneur » (Eurostat, 1996).

2. Pour une présentation de l'ensemble des retraitements effectués sur les excédents d'exploitation issus des données de comptabilité nationale et des précautions d'utilisation qu'ils induisent, voir Sylvain, 1998.

Encadré 1 (suite)

compte tenu à la fois de l'importance des non salariés et des travailleurs familiaux non rémunérés, ce choix alternatif aurait conduit à une augmentation moyenne de l'EBE de l'ordre de 30 % sur la période 1965-1999 (près de 50 % en début de période, aux alentours de 15 % en fin de période).

Les travailleurs familiaux non rémunérés ne sont pas pris en compte dans le calcul des non salariés au Royaume-Uni, ce qui est de nature à surestimer l'excédent brut d'exploitation calculé pour ce pays.

Pour les États-Unis, la valeur ajoutée du secteur privé a été corrigée du montant de la Production Imputée de Services Bancaires (PISB), afin de rendre les données comparables à celles des autres pays (3). Sur la période 1965-1999, cette correction diminue la valeur ajoutée de plus de 2 %, et l'excédent brut d'exploitation de près de 7 % (10 % en fin de période).

Pour l'Allemagne, compte tenu de la réunification allemande et du traitement des comptes de la *Treuhandanstalt* (4) entre 1991 et 1994, deux séries d'excédent d'exploitation ont été calculées : dans un premier cas, on ne tient pas compte des « subventions » versées par cet organisme dans le calcul de l'excédent d'exploitation ; dans le deuxième cas, on suppose que la variation de la dette de la *Treuhandanstalt* correspond au montant des subventions versées par cet organisme (ce qui augmente l'excédent d'exploitation d'un montant équivalent). La prise en compte de ces subventions conduit à une augmentation moyenne de l'EBE de 6 % sur la période 1991-1994. En outre, pour ce pays, deux stocks de capital reposant sur des hypothèses alternatives qui seront détaillées ci-après ont également été reconstruits.

Construire des séries homogènes de stock de capital

Les stocks de capital en volume qui ont été utilisés pour calculer les indicateurs de rendement du capital reposent sur les chroniques d'investissement du secteur privé desquelles a été retranché l'investissement logement correspondant. Ils diffèrent des estimations réalisées par les instituts statistiques nationaux. Avant de justifier la nécessité de reconstruire des stocks de capital, il convient de rappeler les hypothèses qui sous-tendent la construction des séries d'investissement en volume et la fragilité inévitable qu'elles impliquent en terme de comparaison internationale.

Le partage volume-prix de l'investissement (5) : les seules données concernant l'investissement qui soient observables étant en valeur, les données en volume sont obtenues à partir d'un partage volume-prix de l'investissement effectué par les comptes nationaux. Deux conceptions polaires de ce partage existent, dont les résultats aboutissent à des séries d'investissement en volume différentes : selon la conception « aux coûts des facteurs », le prix d'un produit d'investissement évolue d'après les quantités de facteurs nécessaires à sa production, quelle que soit par ailleurs l'évolution de ses performances productives. D'après l'approche « aux services producteurs », le prix de ce même produit évolue selon les

modifications de ses performances productives, quelle que soit l'évolution des quantités de facteurs nécessaires à sa production. S'il est généralement admis que « le bon partage » serait plutôt celui « aux services producteurs », chaque système de comptabilité nationale possède sa propre méthodologie. Bien que celles-ci soient généralement intermédiaires entre ces deux logiques, leurs différences conduisent cependant à fragiliser la comparabilité des chroniques d'investissement.

Le passage du volume de l'investissement au stock de capital nécessite de formuler des hypothèses sur la loi de mortalité des équipements (comportements de dé-classement et durée de vie). De même que le volume de l'investissement, la loi de mortalité des équipements productifs n'est pas directement observable et repose sur des hypothèses spécifiques selon les systèmes de comptabilité nationale. Si la stabilité temporelle des paramètres des lois de mortalité des équipements (6) est communément acceptée, les paramètres de ces lois diffèrent selon les pays. Or, la diversité des hypothèses retenues semble difficilement justifiable (O'Mahony, 1993) et conduit à fragiliser une comparaison internationale qui utiliserait les stocks de capital reposant sur ces hypothèses. C'est la raison pour laquelle il a semblé préférable de reconstruire des stocks de capital à partir d'hypothèses de loi de mortalité des équipements équivalentes dans tous les pays. Il ne s'agit pas de postuler la réalité d'une telle égalité mais de considérer que cette hypothèse fautive moins les comparaisons internationales (7).

Une loi de mortalité rectangulaire : en raison de sa simplicité, l'hypothèse d'une loi de mortalité rectangulaire supposant que tous les équipements d'une même génération sont déclassés en même temps a été adoptée. Cette hypothèse forte peut cependant être justifiée par plusieurs études empiriques (8,9) et par son utilisation par certains comptables nationaux (OCDE, 1992).



3. La PISB est considérée comme une consommation finale des ménages aux États-Unis alors qu'elle est comptabilisée comme une consommation intermédiaire dans les comptabilités nationales des autres pays.

4. Organisme chargé de la privatisation des entreprises d'état dans l'ancienne Allemagne de l'Est. De 1991 à 1994, les comptes de la *Treuhandanstalt* sont retracés sous la forme de transferts en capital, alors qu'une partie de ces transferts sont des éléments de rémunération des facteurs liés à l'activité des entreprises qui devraient à ce titre être pris en compte dans le calcul de l'excédent d'exploitation (les subventions versées par cet organisme sont d'ailleurs intégrées dans les subventions versées par les administrations publiques depuis 1995).

5. Pour un aperçu de la difficulté à réaliser un partage volume-prix satisfaisant, voir Cette, Mairesse, Kocoglu, 2000.

6. Ce qui exclut des ralentissements ou accélérations des déclassements liés par exemple à la conjoncture (Dormont et Mairesse, 1987)

7. Cette hypothèse a déjà été adoptée dans des travaux antérieurs, voir O'Mahony, 1993 ; Maddison, 1991 et 1993 ; Cette 1994.

8. Atkinson et Mairesse (1978) ont ainsi montré qu'elle pouvait être une approximation satisfaisante de la réalité.

9. L'OCDE souligne également que, « Sous réserve que la fonction de mortalité effective soit raisonnablement symétrique et que sa courbe soit assez pointue, la sortie simultanée simulera le niveau et la croissance réels du stock de capital avec une marge d'erreur tolérable » OCDE, 1992.

Encadré 1 (fin)

Une durée de vie des équipements fixée à 12 ans : plus courte que celles habituellement adoptées par les instituts nationaux, elle correspond aux résultats obtenus sur données individuelles d'entreprises de l'industrie manufacturière françaises ou japonaises (Cette et Szpiro, 1988 ; Takashima, 1988), et elle est proche en moyenne des durées de vie adoptées dans la nouvelle base comptable de l'Insee. Il s'agit également d'une hypothèse forte car elle s'applique ici à des chroniques d'investissement agrégé (l'investissement hors logement du secteur privé) et revient à supposer implicitement que la composition de l'investissement reste invariante par pays et au cours du temps sur l'ensemble de la période considérée : le raccourcissement de la durée de vie au niveau agrégé qui résulterait d'un investissement proportionnellement plus important en biens d'équipements à durée de vie plus courte n'est ainsi pas pris en compte.

Stock brut et stock net de capital : l'ensemble de ces hypothèses permet de calculer des stocks bruts de capital homogènes pour les différents pays. Si on souhaite tenir compte de l'usure et de l'obsolescence qui affecte les générations anciennes d'investissement, il est nécessaire de calculer la consommation de capital fixe qui, retranchée au stock de capital brut, permet d'obtenir le stock de capital net. L'hypothèse de calcul retenue pour la consommation de capital fixe est celle d'un amortissement linéaire : les différentes générations d'équipements sont régulièrement diminuées d'une usure correspondant à une fraction constante (l'inverse de la durée de vie) de leur volume initial.

Une valorisation du capital au prix de remplacement : le passage du stock de capital en volume au stock de capital en valeur est effectué au prix de remplacement ; chaque actif est évalué au prix de l'année courante (le prix de l'investissement). Le stock brut de capital au prix de remplacement correspond à la valeur du stock de capital dans l'hypothèse où tous les actifs auraient été achetés à l'état neuf pendant l'année en cours. Le stock net de capital (qui tient compte de l'usure et de l'obsolescence des équipements) au prix de remplacement correspond à la valeur du stock de capital dans l'hypothèse où tous les actifs auraient été achetés dans leur état présent pendant l'année en cours.

Rendement brut et rendement net du capital

L'ensemble de ces hypothèses permet de calculer des rendements brut et net du capital reposant sur une méthodologie commune pour chaque pays : le rendement brut du capital correspond au rapport de l'excédent brut d'exploitation au stock brut de capital, le rendement net du capital à l'excédent net d'exploitation rapporté au stock net de capital.

Avant de présenter brièvement les données utilisées, il faut mentionner un dernier obstacle auquel sont confrontées les comparaisons internationales, l'expression des agrégats comparés en une même unité : ce problème est généralement résolu en corrigeant les données nationales par des indices de parité de pouvoir d'achat (PPA). Cependant, en raison de leur fragilité (Cette, 1994) et du fait qu'elles semblent moins nécessaires dans le cas d'une comparaison d'indices

tels que les rendements brut ou net du capital, ces corrections n'ont pas été réalisées ici (10).

Les données utilisées proviennent des comptes nationaux des différents pays étudiés et sont exprimées dans les bases comptables les plus récentes (11) : « base 95 » harmonisée au niveau européen pour la France, l'Allemagne, le Royaume-Uni et les Pays-Bas ; « base 96 » pour les États-Unis, et « base 90 » pour le Japon. Lorsque les données ne sont pas disponibles dans ces bases, elles sont rétropolées à partir des anciennes bases comptables, des données de la base Mimosa de l'OFCE, ou des travaux d'A. Maddison (12). Du fait de la réunification allemande, les données relatives à l'Allemagne de l'Ouest ne sont pas disponibles dans la nouvelle base comptable et s'arrêtent en 1994, tandis que celles concernant l'Allemagne réunifiée ne sont disponibles qu'à partir de 1991 (en base 95). Le calcul d'un stock de capital pour l'Allemagne depuis 1991 nécessite donc de recourir à des hypothèses concernant les évolutions passées et la valorisation de l'investissement de l'ancienne Allemagne de l'Est. Deux hypothèses alternatives ont été retenues.

La première hypothèse ne tient pas compte de l'investissement de l'Allemagne de l'Est. Le stock de capital de l'Allemagne réunifiée est calculé à partir de l'investissement dans l'ensemble de l'Allemagne disponible à partir de 1991, et du seul investissement réalisé en Allemagne de l'Ouest pour les années antérieures à 1991. Cette hypothèse conduit à majorer le niveau effectif du rendement du capital.

La deuxième hypothèse retenue suppose une égalité des taux de croissance de l'investissement entre les deux parties de l'Allemagne avant 1991, ce qui signifie que l'investissement en Allemagne de l'Est correspondait à une fraction constante de celui de l'Allemagne de l'Ouest. La rétropolation de l'investissement de l'Allemagne avant 1991 s'effectue à partir d'un niveau d'investissement correspondant à l'investissement moyen de l'Allemagne sur la période 1991-1994 (13). Il s'agit également d'une hypothèse forte puisqu'elle suppose une identité du cycle de l'investissement entre les anciennes Allemagne de l'Ouest et de l'Est. À l'inverse de la précédente, cette hypothèse revient à minorer le niveau du rendement du capital. Bien que ces hypothèses soient trop simples pour être pleinement satisfaisantes, elles semblent susceptibles de fournir un encadrement du « véritable » niveau du stock de capital.

10. Bien que le rendement du capital ne s'exprime pas en unités monétaires, les corrections qu'il conviendrait d'apporter à l'excédent d'exploitation et au stock de capital diffèrent. Pour que celles-ci ne modifient pas les résultats obtenus, les rapports de ces corrections doivent être identiques pour tous les pays.

11. cf. annexe pour une explication détaillée des sources utilisées.

12. Maddison, 1993.

13. Ce niveau moyen est préféré à celui de la seule année 1991. Compte tenu du niveau exceptionnellement élevé de l'investissement en 1991 du fait de la réunification, une rétropolation à partir de ce seul point aurait été de nature à surestimer artificiellement la chronique des investissements rétropolés.

Toujours devancés par les États-Unis, les pays européens ont des rendements bruts voisins

Hormis durant la sous-période 1965-1973, la hiérarchie des rendements bruts du capital est relativement stable : le rendement brut moyen du capital est sensiblement plus élevé aux États-Unis que dans les pays européens et qu'au Japon, pays où il est le plus faible depuis le début des années 1970. Sur l'ensemble de la période 1965-1999, le rendement brut moyen du capital atteint 26,6 % aux États-Unis et 15,9 % au Japon. Il est compris entre 17 % et 20 % dans les pays européens : 19,5 % en Allemagne et aux Pays-Bas, 18,5 % au Royaume-Uni, et 17,5 % en France. Si on considère la variabilité du rendement brut du capital mesurée par son écart-type, c'est en Allemagne que le rendement brut du capital est le plus stable, et au Japon qu'il est le plus fluctuant. Les autres pays connaissent des variabilités de leur rendement brut proches et comprises entre ces deux extrêmes (cf. tableau 1).

Malgré une diminution sensible, le rendement brut du capital reste plus élevé aux États-Unis qu'en Europe

La stabilité de la hiérarchie des rendements bruts s'accompagne d'une forte proximité de leurs niveaux dans les pays européens sur l'ensemble de la période (cf. graphique I). La France fait toutefois exception pendant une dizaine d'années : la forte diminution qu'y connaît la rentabilité brute du capital au moment du premier choc pétrolier conduit celle-ci à s'écarter momentanément de celles constatées dans les autres pays européens. L'écart de rendement entre les pays européens et les États-Unis s'est réduit durant la décennie 1980, avant de s'accroître à nouveau depuis la reprise de l'économie américaine au début des années 1990. L'avantage de rentabilité des pays européens sur le Japon a peu varié entre le début des années 1970 et la fin des années 1980, avant de s'accroître régulièrement depuis cette date, à mesure que le Japon s'enfonçait dans la crise.

Encadré 2

CALCUL DES RENDEMENTS BRUT ET NET DU CAPITAL PRODUCTIF FIXE

On note DDV la durée de vie des équipements, KBV le stock brut de capital productif fixe hors logement du secteur privé en volume, IV , l'investissement productif fixe hors logement du secteur privé en volume. Compte tenu des hypothèses adoptées, le stock de capital brut hors logement du secteur privé correspond à la somme des investissements en volume des DDV années précédentes :

$$KBV_t = \sum_{i=1}^{i=DDV} IV_{t-i}$$

Le passage au stock de capital en valeur (KB) s'effectue par valorisation au prix de remplacement, soit, en notant PI le prix de l'investissement hors logement du secteur privé :

$$KB_t = KBV_t \times PI_t$$

Le stock net de capital en volume (KNV) de la période en cours est la somme des investissements en volume des DDV années précédentes pondérés par leur durée de vie résiduelle. De même que le stock brut de capital, le stock net est valorisé au coût courant de remplacement :

$$KNV_t = \sum_{i=1}^{i=DDV} IV_{t-i} \times (DDV - i + 1) / DDV \quad KN_t = KNV_t \times PI_t$$

Les excédents bruts (EBE) et nets (ENE) d'exploitation utilisés sont corrigés de la non-salarisation :

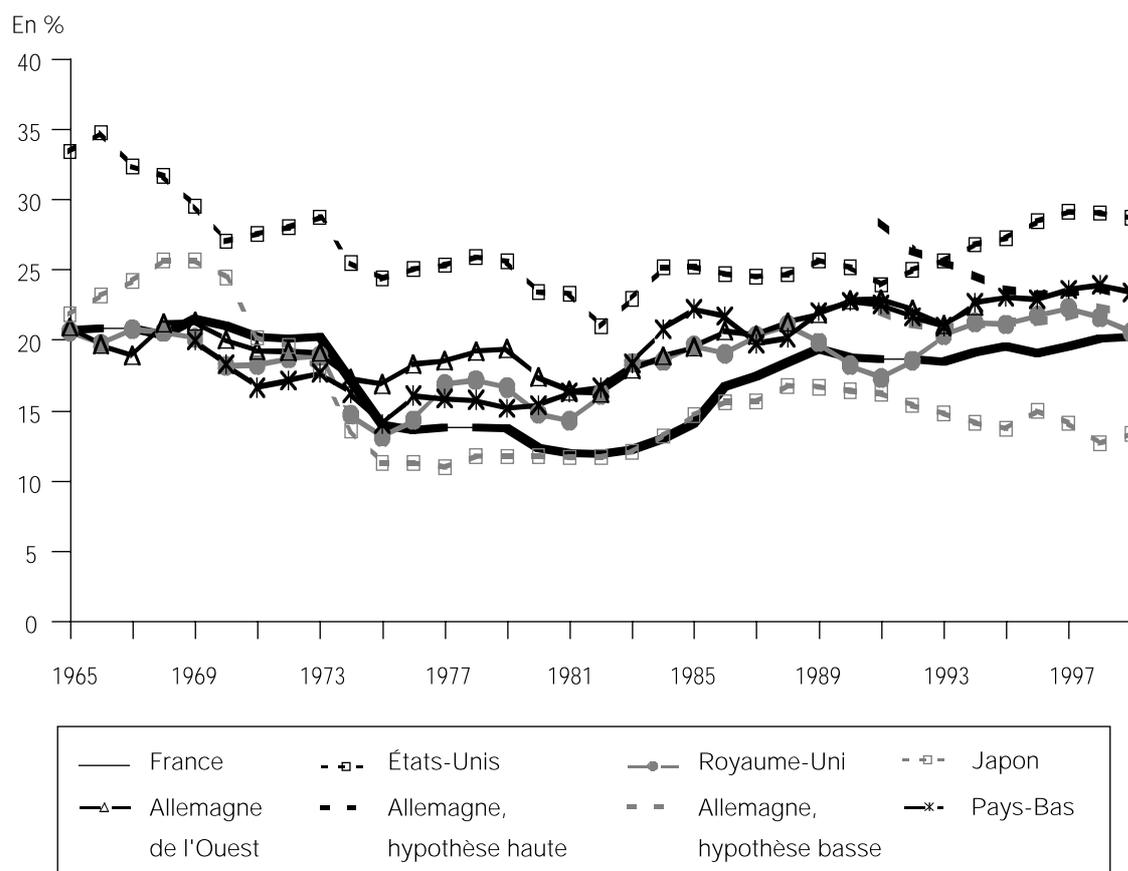
$$EBE_t(\text{corrigé}) = EBE_t - \frac{NNS_t}{NS_t} \times RSAL_t \quad ENE_t(\text{corrigé}) = EBE_t(\text{corrigé}) - \frac{1}{DDV} \times KB_t$$

avec EBE , l'excédent brut d'exploitation du secteur privé
 NNS , le nombre de non salariés du secteur privé
 NS , le nombre de salariés du secteur privé
 $RSAL$, les salaires versés aux salariés du secteur privé.

À partir des hypothèses adoptées et des notations précédentes, les rendements brut (RKB) et net (RKN) s'écrivent respectivement :

$$RKB_t = \frac{EBE_t}{KB_t} \quad RKN_t = \frac{ENE_t}{KN_t}$$

Graphique I
Rendement brut du capital productif fixe hors logement*



*Hypothèse de durée de vie des équipements de 12 ans.

Lecture : Pays-Bas, données disponibles après 1969.

Champ : secteur privé.

Source : base Mimosa, comptes nationaux, Maddison (1993), OCDE ; calculs de l'auteur.

Tableau 1
Évolutions du rendement brut du capital

En points

	1965-73	1974-75	1976-79	1980-82	1965-82	1983-89	1990-99	1983-99	1965-99	Écart-type
France	- 0,1 [- 0,5]	- 3,1 [- 6,2]	- 0,1 [- 0,3]	- 0,6 [- 1,8]	- 0,5 [- 8,8]	1,1 [7,5]	0,1 [0,9]	0,5 [8,3]	0,0 [- 0,5]	3,2
États-Unis	- 0,6 [- 4,7]	- 2,2 [- 4,4]	0,3 [1,2]	- 1,5 [- 4,6]	- 0,7 [- 12,4]	0,7 [4,7]	0,3 [3,0]	0,5 [7,7]	- 0,1 [- 4,7]	3,0
Royaume-Uni	- 0,2 [- 1,7]	- 2,9 [- 5,7]	0,9 [3,5]	- 0,2 [- 0,5]	- 0,3 [- 4,4]	0,5 [3,7]	0,1 [0,7]	0,3 [4,4]	0,0 [0,0]	2,4
Allemagne de l'Ouest (1)	- 0,2 [- 1,8]	- 1,1 [- 2,2]	0,6 [2,5]	- 1,0 [- 3,1]	- 0,3 [- 4,6]	0,8 [5,5]	0,1 [0,6]	0,5 [6,1]	0,0 [1,5]	1,9
Allemagne (hypothèse haute) (2)							- 0,7 [- 5,5]	- 0,7 [- 5,5]	- 0,7 [- 5,5]	1,8
Allemagne (hypothèse basse) (2)							0,0 [- 0,1]	0,0 [- 0,1]	0,0 [- 0,1]	0,5
Japon	- 0,5 [- 4,1]	- 3,3 [- 6,5]	0,1 [0,5]	0,0 [0,0]	- 0,6 [- 10,1]	0,7 [4,9]	- 0,3 [- 3,3]	0,1 [1,6]	- 0,2 [- 8,5]	4,4
Pays-Bas (3)	- 0,6 [- 2,3]	- 1,8 [- 3,6]	0,3 [1,1]	0,5 [1,5]	- 0,3 [- 3,3]	0,8 [5,4]	0,1 [1,4]	0,4 [6,8]	0,1 [3,5]	3,1

1. Jusqu'en 1994.
2. À partir de 1991.
3. Depuis 1969.

Lecture : évolutions moyennes et cumulées (entre crochets) exprimées en points.

Source : base de données Mimosa, comptes nationaux, Maddison (1993), OCDE ; calculs de l'auteur.

L'examen du niveau moyen du rendement brut du capital entre le début et la fin de période montre qu'il a diminué aux États-Unis et au Japon et a retrouvé un niveau proche à celui de début de période dans les pays européens, hormis aux Pays-Bas (et peut être en Allemagne, selon les hypothèses adoptées) où il a progressé.

Recul jusqu'en 1982, redressement depuis

Les évolutions du rendement brut du capital sur les deux sous-périodes 1965-1982 et 1983-1999 sont communes à tous les pays (cf. tableau 1). Après s'être dégradée sur la période 1965-1982, la rentabilité brute du capital s'est redressée à partir du début des années 1980.

Entre 1965 et 1982, le rendement brut du capital productif fixe hors logement du secteur privé a diminué de plus de 10 points aux États-Unis et au Japon. Excepté en France où elle a été de près de 9 points, cette diminution a été plus faible dans les pays européens (inférieure à 5 points). Les années 1965-1975 sont une décennie de baisse sensible et généralisée du rendement brut du capital : celui-ci perd près de 10 points aux États-Unis et au Japon, entre 4 et 8 points dans les pays européens. La période du premier choc pétrolier marque une accélération généralisée à tous les pays du rythme de diminution par rapport à la période 1965-1973. Le rendement brut du capital a ensuite connu des évolutions différenciées durant la période 1976-1982 : il a diminué aux États-Unis et en France en raison d'une forte baisse au moment du second choc pétrolier, il est resté stable en Allemagne (la baisse entre 1980 et 1982 étant compensée par la hausse entre 1976 et 1979) et au Japon, et a progressé au Royaume-Uni et aux Pays-Bas.

Le rendement brut du capital s'est redressé dans tous les pays entre 1983 et 1999. Ce redressement ne revêt pas partout la même ampleur. Il possède une acuité toute particulière aux États-Unis, en France, aux Pays-Bas et dans une moindre mesure en Allemagne, tandis que cette hausse est plus faible au Royaume-Uni et surtout au Japon où le rendement brut du capital est resté quasiment stable. Deux phases peuvent là encore être distinguées : entre 1983 et 1989, le rendement brut du capital augmente à un rythme soutenu dans tous les pays. Il gagne près de 8 points en France, entre 4 et 6 points dans les autres pays.

La période 1990-1999 marque un retour à des évolutions différenciées : progression aux États-Unis, stabilité dans les pays européens (forte baisse en Allemagne dans le cadre de l'hypothèse basse, en raison des subventions de la *Treuhandanstalt* (cf. *supra*) et de la forte croissance du stock de capital), diminution au Japon.

Une hiérarchie dont l'évolution dépend peu des hypothèses de calcul du stock de capital

Ces résultats reposent sur des hypothèses de calcul inévitablement fragiles. Afin de tester leur robustesse, des indicateurs de rendement brut du capital utilisant des durées de vie alternatives ou fondés sur les stocks de capital calculés par les instituts statistiques nationaux ont été comparés. L'impact sur les résultats des hypothèses portant sur l'usure et l'obsolescence des équipements est également évalué.

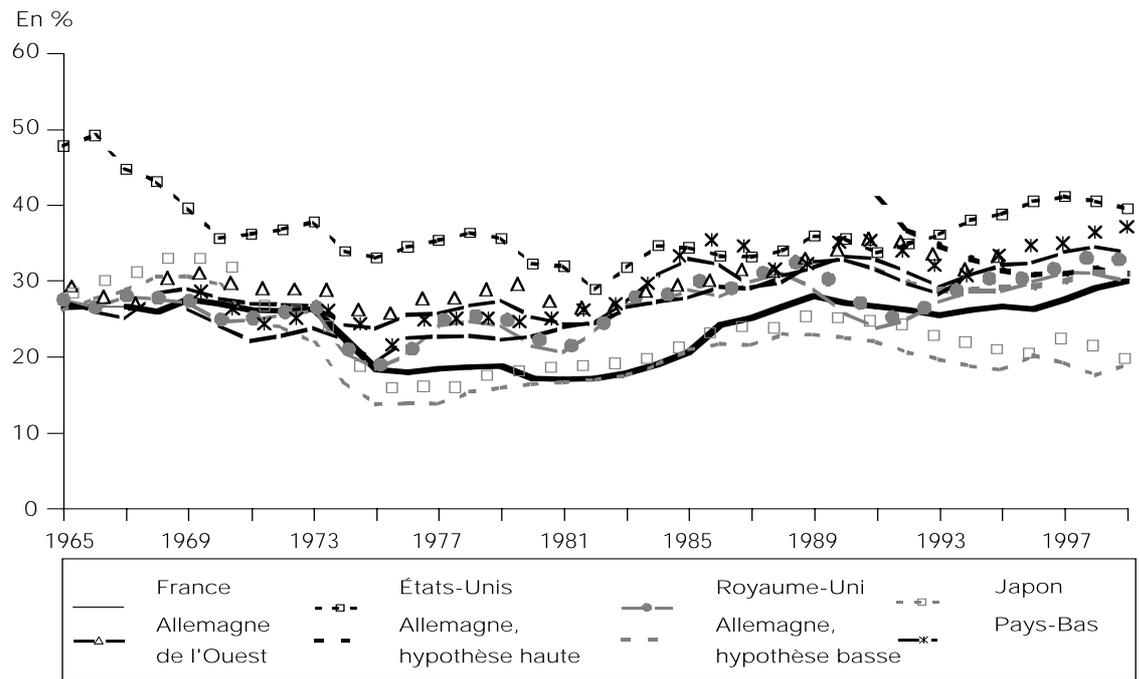
Les hypothèses sur la durée de vie des équipements jouent peu

Bien qu'une durée de vie moyenne des équipements de 12 ans semble confirmée par plusieurs études antérieures (Cette et Szpiro, 1988 ; Takashima, 1988), un tel choix reste conventionnel. Ainsi, le calcul de rendements bruts du capital à partir d'hypothèses des durées de vie alternatives de 8 et 16 ans conduit à de sensibles différences en niveau (toutes choses égales par ailleurs, le rendement brut du capital est d'autant plus faible que la durée de vie des équipements est élevée) et en évolution. Cependant, les diagnostics qualitatifs restent les mêmes (cf. graphiques II et III).

Tout d'abord la hiérarchie plus haut présentée ne change pas : elle est caractérisée par la proximité des rendements bruts dans les pays européens qui se trouvent encore encadrés par ceux calculés aux États-Unis et au Japon.

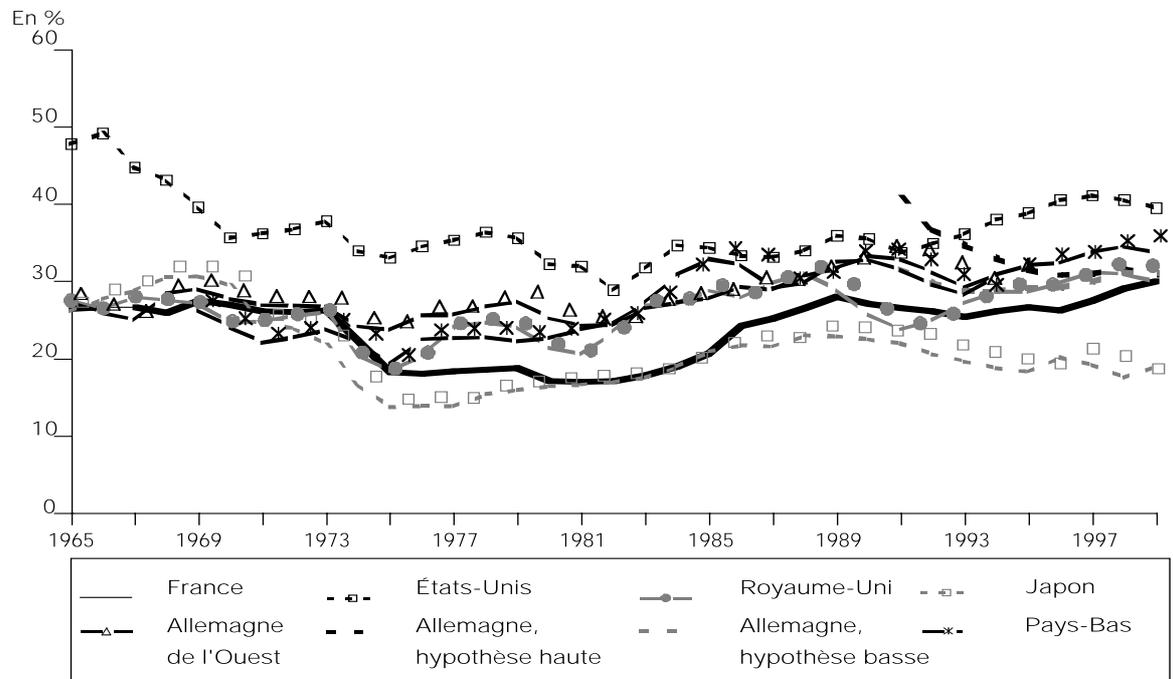
On retrouve par ailleurs la même succession de deux périodes d'évolutions contrastées. Comme avec une durée de vie de 12 ans, les évolutions des rendements bruts calculés à partir des hypothèses de durée de vie alternatives montrent une diminution du rendement brut jusqu'au début des années 1980, suivie d'une période d'appréciation.

Graphique II
Rendement brut du capital productif fixe hors logement*



*Hypothèse de durée de vie des équipements de 8 ans.
 Lecture : Pays-Bas, données disponibles après 1969.
 Champ : secteur privé.
 Source : base Mimosa, comptes nationaux, Maddison (1993), OCDE ; calculs de l'auteur.

Graphique III
Rendement brut du capital productif fixe hors logement*



*Hypothèse de durée de vie des équipements de 16 ans.
 Lecture : Pays-Bas, données disponibles après 1969.
 Champ : secteur privé.
 Source : base Mimosa, comptes nationaux, Maddison (1993), OCDE ; calculs de l'auteur.

Enfin, si l'ampleur des évolutions diffère en raison de dynamiques du stock de capital influencées par l'hypothèse de durée de vie des équipements, ces différences ne modifient pas qualitativement les diagnostics relatifs à la comparaison des niveaux moyens des rendements bruts entre le début et la fin de période : quelle que soit la durée de vie des équipements adoptée, le rendement brut moyen du capital en fin de période est inférieur à son niveau de début de période aux États-Unis et au Japon, tandis qu'il est d'un niveau proche en Europe, enregistrant même une progression aux Pays-Bas (cf. tableau 2).

Adopter les hypothèses propres à chaque pays hausse le Japon au niveau des pays européens...

Bien qu'une comparaison internationale d'indicateurs de rendement du capital construits à partir des stocks de capital calculés par les comptes nationaux semble peu satisfaisante, compte tenu de la diversité des hypothèses de durée de vie des équipements adoptées (cf. *supra*), ces indicateurs s'avèrent utiles parce qu'ils reposent sur des stocks de capital dont la durée de vie au niveau agrégé se modifie en fonction de la composition du capital : comparés aux indicateurs précédents, ils fournissent ainsi des indications quant à l'impact d'une modification de la durée de vie des équipements sur la rentabilité du capital.

La comparaison d'indicateurs de rendement brut du capital reposant sur les stocks de capital calculés par les comptes nationaux conduit à des niveaux absolus et relatifs sensiblement différents de ceux obtenus précédemment : sur la période 1965-1999, l'écart de niveau moyen (3) est compris entre 7 et 10 points pour les pays européens tandis qu'il est de l'ordre de 4 points pour les États-Unis et de 3 points pour le Japon (cf. graphique IV). Ces différences d'écart, qui reflètent la diversité des hypothèses de durée de vie adoptées, modifient la hiérarchie des rendements bruts : le rendement brut moyen du capital sur la période 1965-1999 est toujours d'un niveau plus élevé aux États-Unis, mais le Japon vient ensuite, devant les Pays-Bas, l'Allemagne, la France et le Royaume-Uni. Cette modification de la hiérarchie est principalement la conséquence de l'utilisation, au Japon et au Royaume-Uni, de durées de vie des équipements respectivement inférieures et supérieures à celles adoptées dans les autres pays.

... et inverse la tendance à la diminution du taux de rendement aux États-Unis

La prise en compte de la modification de la durée de vie des équipements au niveau agrégé

3. On compare les rendements bruts du capital obtenus à partir d'une hypothèse de durée de vie des équipements de 12 ans et ceux obtenus à partir des stocks de capital calculés par les comptes nationaux. Ces rendements ne diffèrent que par la valeur du stock de capital, l'EBE utilisé étant identique.

Tableau 2
Niveaux moyens du rendement brut du capital selon l'hypothèse de durée de vie des équipements

En %

Durée de vie des équipements	8 ans			12 ans			16 ans		
	1965-1973	1990-1999	1965-1999	1965-1973	1990-1999	1965-1999	1965-1973	1990-1999	1965-1999
France	26,5	27,1	23,9	20,6	19,1	17,4	17,6	15,2	14,3
États-Unis	41,2	37,8	36,8	30,3	26,9	26,6	24,5	21,6	21,7
Royaume-Uni	26,4	28,1	26,2	19,5	20,2	18,6	16,2	16,2	14,9
Allemagne de l'Ouest (1)	27,1	31,4	27,7	19,9	22,2	19,6	16,8	17,5	15,8
Allemagne (hypothèse haute) (2)		33,4	33,4		24,6	24,6		19,8	19,8
Allemagne (hypothèse basse) (2)		29,9	29,9		21,4	21,4		17,1	17,1
Japon	27,0	19,8	20,8	22,5	14,5	15,9	20,5	12,0	13,7
Pays-Bas (3)	23,8	31,9	27,6	17,9	22,7	19,4	14,9	18,0	15,4

1. Jusqu'en 1994.
2. À partir de 1991.
3. Depuis 1969.

Source : base de données Mimoso, comptes nationaux, Maddison (1993), OCDE ; calculs de l'auteur.

ne modifie sensiblement le diagnostic comparatif des niveaux moyens du rendement brut entre le début et la fin de période qu'aux États-Unis : alors que l'hypothèse de stabilité de la durée de vie des équipements au niveau agrégé conduit à une baisse du rendement brut du capital entre le début et la fin de période, l'adoption du stock de capital de la comptabilité nationale américaine pour calculer l'indicateur aboutit à une hausse du rendement brut du capital. En revanche, le rendement brut moyen du capital a également diminué entre le début et la fin de période au Japon et il est resté à peu près stable dans les pays européens, hormis aux Pays-Bas où il a progressé.

Il se peut donc qu'aux États-Unis, le développement d'investissements en biens d'équipements à durée de vie courte lié à l'essor des nouvelles technologies de l'information et de la communication ait conduit à une diminution sensible de la durée de vie des équipements au niveau agrégé : comme, toutes choses égales par ailleurs, le rendement du capital est

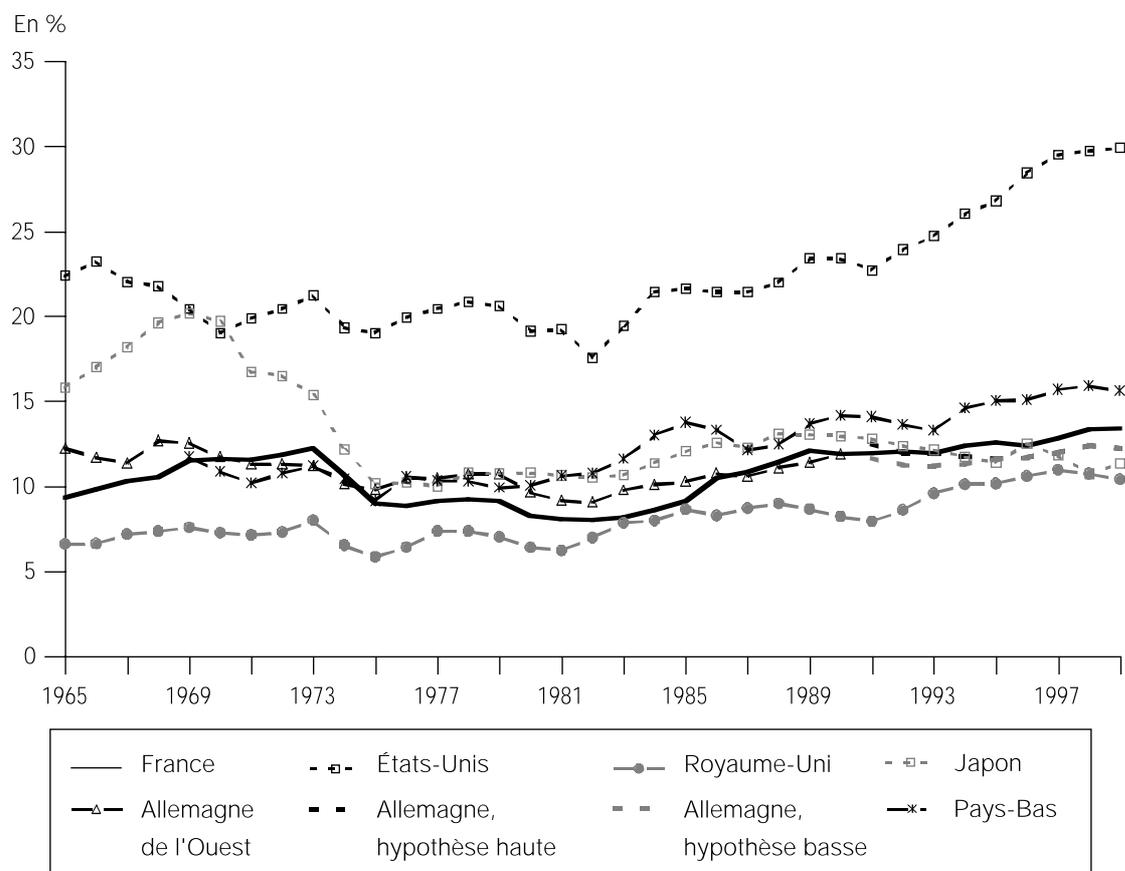
d'autant plus élevé que la durée de vie des équipements est courte, cette diminution de la durée de vie des équipements expliquerait pourquoi le rendement brut du capital est plus élevé en fin qu'en début de période lorsqu'on utilise un stock de capital issu de la comptabilité nationale alors que le diagnostic est inversé lorsqu'on utilise un stock de capital reposant sur une durée de vie des équipements fixe.

En revanche, dans les autres pays, l'hypothèse d'une stabilité de la durée de vie des équipements au niveau agrégé ne semble pas (pour l'instant) de nature à fausser le diagnostic relatif à l'évolution du rendement brut du capital entre le début et la fin de période.

L'évolution de l'âge moyen des équipements diffère peu d'un pays à l'autre

La robustesse des diagnostics qualitatifs précédents peut également être testée en tenant compte de l'usure et de l'obsolescence des

Graphique IV
Rendement brut du capital*



*Rendement brut du capital reposant sur les stocks de capital issus des comptabilités nationales des différents pays.
Lecture : Pays-Bas, données disponibles après 1969.
Champ : secteur des entreprises (définition de l'OCDE).
Source : perspectives économiques de l'OCDE ; calculs de l'auteur.

équipements. Il s'agit alors de comparer les évolutions des rendements nets et des rendements bruts. Néanmoins, comme l'origine d'éventuelles différences provient essentiellement des évolutions de l'âge moyen des équipements installés, une description des évolutions de ce dernier semble intéressante (4). En outre, en raison d'une méthode de construction des stocks de capital identique pour tous les pays, les différences d'évolutions et de niveau de cette variable reflètent exclusivement des différences dans les dynamiques de l'investissement propres à chaque pays.

En moyenne sur la période 1965-1999, l'âge des équipements installés n'enregistre pas de différence sensible d'un pays à l'autre (cf. graphique V). L'écart entre les âges moyens extrêmes est inférieur à une demi-année : 6,1 ans pour le Royaume-Uni et les Pays-Bas, 5,6 ans pour le Japon. Il a approximativement connu les mêmes évolutions dans tous les

pays, excepté aux États-Unis. L'âge moyen des équipements est proche en fin de période de son niveau de début de période, hormis au Japon : il est d'un niveau équivalent au Royaume-Uni, en Allemagne, aux États-Unis, légèrement plus élevé en France et aux Pays-Bas. Il est en revanche supérieur de près d'une année au Japon (cf. tableau 3).

En 1965, l'outil de production installé en France et au Japon était sensiblement plus jeune que celui installé en Allemagne, au

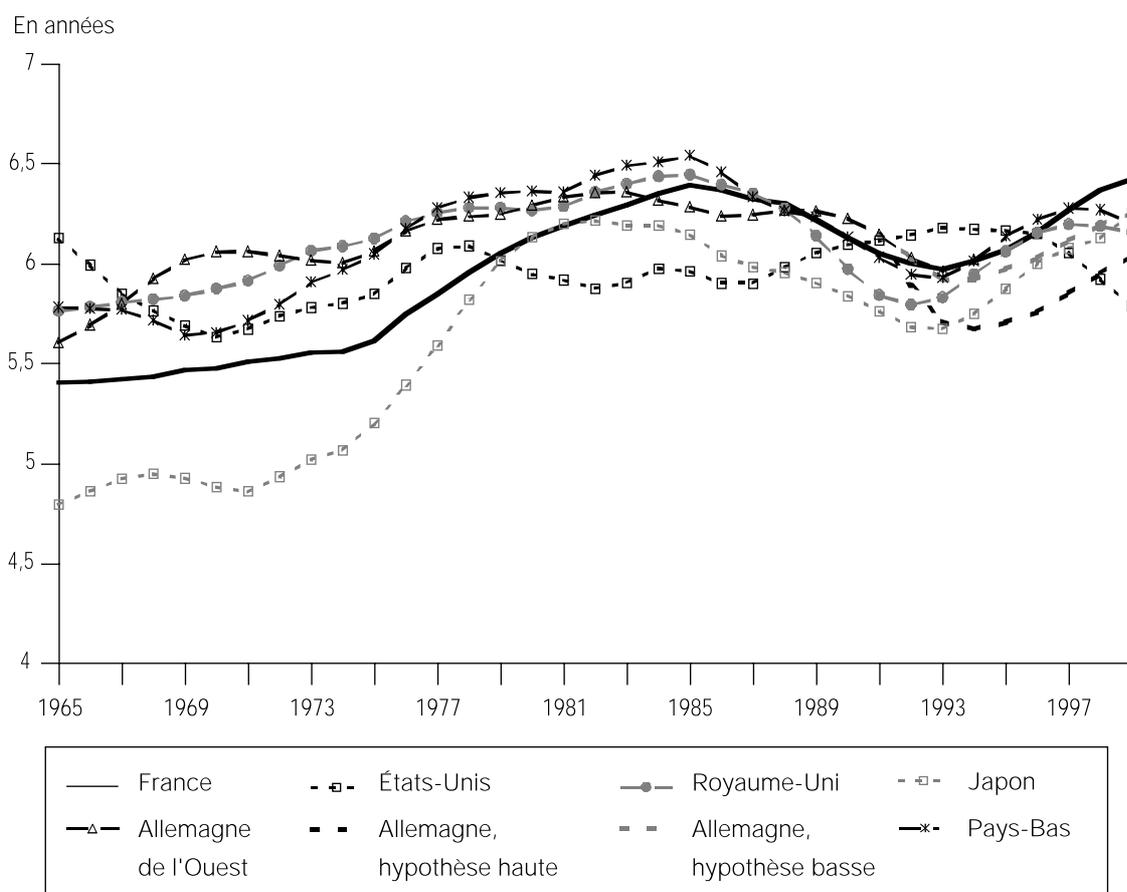
4. D'après les hypothèses retenues pour calculer les stocks brut et net de capital, et en notant AM l'âge moyen des équipements, on a la relation suivante entre le stock net et le stock brut de capital :

$$KN_t = \left(\frac{DDV + I}{DDV} - AM_t \right) KB_t$$

À partir de cette relation et de la définition des rendements brut et net du capital, on obtient également une relation entre ces deux rendements :

$$RDTN_t = \left[\frac{DDV}{DDV + I - AM_t} \right] RDTB_t - \frac{I}{DDV + I - AM_t}$$

Graphique V
Âge moyen des équipements*



*Hypothèse de durée de vie des équipements de 12 ans.

Champ : secteur privé.

Source : base Mimosa, comptes nationaux, Maddison (1993), OCDE ; calculs de l'auteur.

Royaume-Uni, et aux Pays-Bas. Son vieillissement a cependant été plus rapide et a conduit à des âges moyens des équipements proches pour ces cinq pays au milieu des années 1980. La baisse de l'âge moyen qui commence au milieu des années 1980 et se termine en 1993 a été d'ampleur différente selon les pays : plus faible en France, en Allemagne et aux Pays-Bas, plus prononcée au Royaume-Uni et au Japon. Depuis 1993, l'âge moyen des équipements augmente dans ces pays et conduit à des niveaux de fin de période proches.

Aux États-Unis, l'âge moyen des équipements productifs installés a évolué différemment de celui des autres pays, excepté pour la période 1970-1978. En 1965, c'est aux États-Unis que les équipements installés sont en moyenne les plus âgés. Entre 1965 et 1970, l'âge moyen des équipements installés diminue et atteint un niveau proche de celui constaté en France. De 1970 à 1978, comme dans les autres pays, l'âge moyen des équipements augmente. En revanche, alors que cette hausse se prolonge dans les autres pays, l'âge moyen des équipements diminue aux États-Unis jusqu'en 1982, avant de se stabiliser jusqu'en 1987. Entre 1979 et 1987, c'est aux États-Unis que l'outil productif est le plus jeune. De 1987 à 1993, l'âge moyen des équipements augmente alors qu'il baisse dans les autres pays, puis commence à diminuer alors qu'il augmente dans les autres pays. Depuis 1998, et comme entre 1979 et 1987, c'est aux États-Unis que l'âge moyen du capital installé est le plus faible.

Tableau 3
Âge moyen des équipements

	En années			
	1965-73	1990-99	1965-99	Écart-type
France	5,5	6,1	5,9	0,4
États-Unis	5,8	6,1	5,9	0,2
Royaume-Uni	5,9	6,0	6,1	0,2
Allemagne de l'Ouest (1)	5,9	6,1	6,1	0,2
Allemagne hypothèse haute (2)		5,9	5,9	0,2
Allemagne hypothèse basse (2)		6,1	6,1	0,1
Japon	4,9	5,8	5,6	0,5
Pays-Bas (3)	5,7	6,1	6,1	0,3

1. Jusqu'en 1994.
2. À partir de 1991.
3. Depuis 1969.

Source : base de données Mimosa, comptes nationaux, Maddison (1993), OCDE ; calculs de l'auteur.

Les rendements nets ont des évolutions plus mouvementées que les rendements bruts...

L'homogénéité relative des évolutions de l'âge moyen des équipements explique que l'évolution des rendements nets n'introduise pas de grands changements dans la hiérarchie et les évolutions dessinées par les rendements bruts. Les évolutions de l'âge des équipements conduisent cependant à niveau moyen du rendement net du capital supérieur à celui du rendement brut aux États-Unis, d'un niveau équivalent en Allemagne, au Royaume-Uni et aux Pays-Bas, et d'un niveau inférieur au Japon et dans une moindre mesure en France (cf. tableau 4). En outre, les fluctuations du rendement net du capital sont plus prononcées que celles du rendement brut, comme en témoigne leur plus forte variabilité (cf. tableau 5). Un tel phénomène reflète le lien entre la dynamique de l'investissement et le rendement brut du capital : l'augmentation du rendement brut s'accompagne d'un rajeunissement de l'appareil productif tandis qu'une diminution du rendement brut est couplée à un vieillissement de l'outil de production.

... mais conduisent à une hiérarchie et à des évolutions similaires

Ces différences de niveau et d'ampleur des fluctuations ne remettent cependant pas en cause les principaux résultats obtenus à partir de l'étude des rendements bruts

Tableau 4
Niveau moyen du rendement net du capital

	En %		
	1965-73	1990-99	1965-99
France	19,5	18,9	15,4
États-Unis	36,7	32,1	31,2
Royaume-Uni	18,7	20,5	17,9
Allemagne de l'Ouest (1)	19,5	24,1	19,7
Allemagne hypothèse haute (2)		27,4	27,4
Allemagne hypothèse basse (2)		22,7	22,7
Japon	20,9	10,5	12,1
Pays-Bas (3)	15,7	25,0	19,5

1. Jusqu'en 1994.
2. À partir de 1991.
3. Depuis 1969.

Source : base de données Mimosa, comptes nationaux, Maddison (1993), OCDE ; calculs de l'auteur.

(cf. graphique VI). La hiérarchie est la même et elle est stable depuis le début des années 1970 ; les rendements nets dans les différents pays européens restent proches, bien que les écarts soient légèrement plus élevés ; les rendements nets ont diminué jusqu'au début des années 1980, avant de se redresser ; enfin, le rendement net du capital en fin de période est inférieur à son niveau de début de période aux États-Unis et au Japon, alors qu'il lui est équivalent dans les pays européens, hormis aux Pays-Bas où il a progressé. Seule différence avec les rendements bruts, le rendement net moyen du capital est supérieur en fin de période à son niveau de début de période en Allemagne de l'Ouest.

conduit ainsi à quelques faits stylisés relativement robustes sur la période 1965-1999.

Le rendement économique du capital est comparativement plus élevé aux États-Unis.

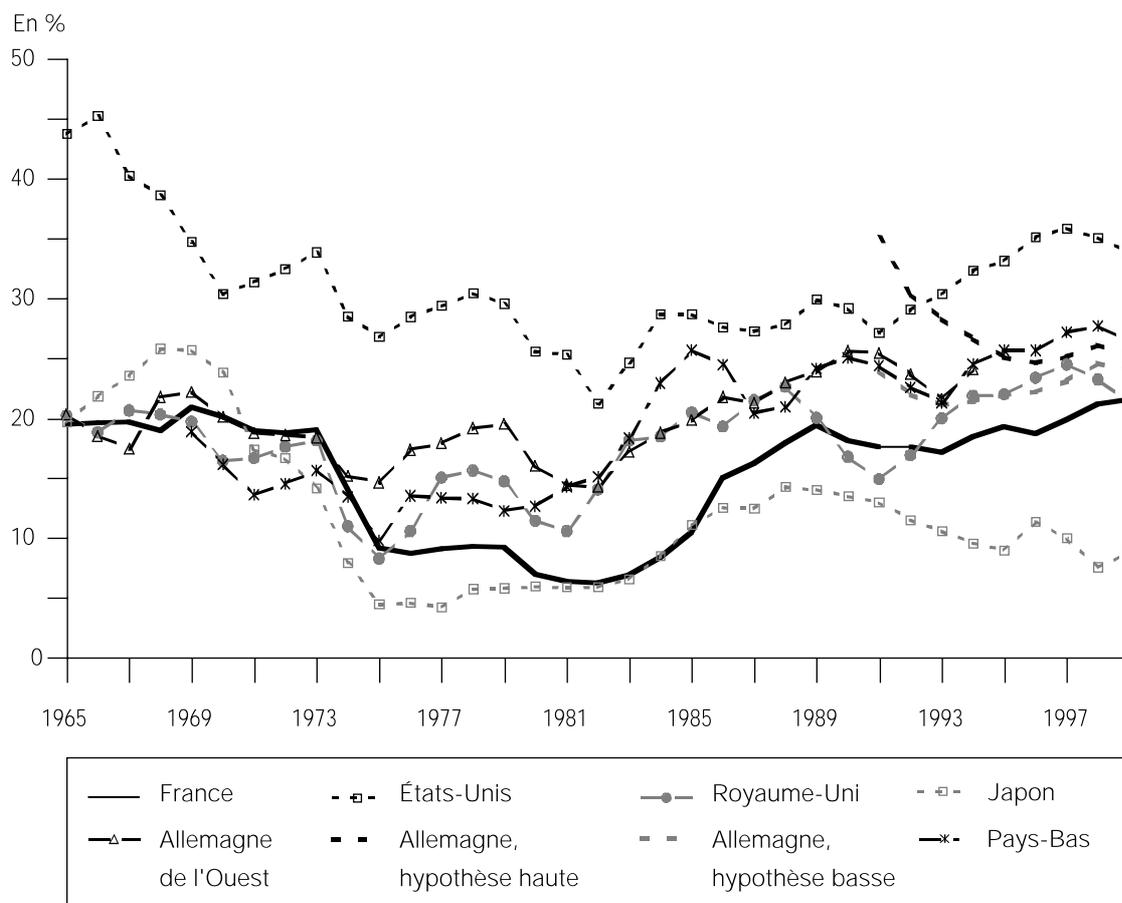
La rentabilité du capital est d'un niveau proche au sein des différents pays européens sur l'ensemble de la période. Une exception : le décrochage momentané de la rentabilité du capital en France entre 1975 et 1985. Cette inflexion traduit une diminution importante de cette rentabilité au moment du premier choc pétrolier, suivi d'un redressement comparativement plus lent que dans les autres pays européens.

Quelques faits stylisés caractérisent la période 1965-1999

L'analyse d'indicateurs brut et net de rentabilité du capital construits à partir d'hypothèses alternatives et de corps de données différents

Dans l'ensemble des pays étudiés, la rentabilité du capital s'est dégradée à partir du milieu des années 1960 jusqu'au début des années 1980, avant de se redresser du début des années 1980 à la fin des années 1990. Le niveau moyen est inférieur en fin de période à

Graphique VI
Rendement net du capital productif fixe hors logement*



*Hypothèse de durée de vie des équipements de 12 ans.

Lecture : Pays-Bas, données disponibles après 1969.

Champ : secteur privé.

Source : base Mimosa, comptes nationaux, Maddison (1993), OCDE ; calculs de l'auteur.

celui en début de période aux États-Unis et au Japon. Il est d'un niveau proche dans les pays européens, hormis aux Pays-Bas où il a progressé.

La prise en compte de l'utilisation de plus en plus importante de biens d'équipements à durée de vie courte, qui affecte la durée de vie des équipements au niveau agrégé, conduit à ne pas exclure la possibilité d'une progression du rendement du capital entre le début et la fin de période aux États-Unis. C'est ce qu'indique l'indicateur de rendement brut reposant sur le stock de capital issu des comptes nationaux. Elle ne modifie en revanche pas les diagnostics relatifs aux autres pays.

Dans quelle mesure ces évolutions doivent-elles être imputées à celles du taux de marge ou de celles de la productivité apparente du capital ? Une lecture comptable de ces fluctuations permet d'avancer quelques éléments de réponse.

Contributions du taux de marge et de la productivité apparente du capital aux évolutions du rendement brut du capital

La décomposition comptable des évolutions des rendements bruts du capital permet

de les relier à trois déterminants : l'évolution du taux de marge, celle de la productivité apparente du capital (en volume), et celle du prix relatif de l'investissement. On notera que les contributions des deux premiers facteurs sont des fonctions croissantes de ces déterminants tandis que celle du troisième en est une fonction décroissante : une augmentation du prix relatif de l'investissement tend à diminuer le rendement brut du capital (cf. encadré 3). Cette lecture comptable permet ainsi d'apprécier le rôle respectif du taux de marge, de la productivité apparente du capital et du prix relatif de l'investissement, dans la variation de la rentabilité du capital.

1965-1982 : la productivité du capital se cumule au taux de marge pour expliquer le recul du rendement brut du capital

Entre 1965 et 1982, la diminution de la productivité du capital en volume a joué un rôle important dans le recul du rendement brut dans tous les pays, sauf en Allemagne de l'Ouest et aux Pays-Bas, où c'est surtout le déclin du taux de marge qui est responsable de cette évolution. Sur cette période, la contribution de la productivité apparente du capital en volume dépasse - 11 points aux États-Unis et au Japon, - 8 points en France, - 6 points au Royaume-Uni, - 3 points aux Pays-Bas, et - 1 point en Allemagne (cf. tableau 6).

Tableau 5
Évolutions du rendement net du capital

	1965-73	1974-75	1976-79	1980-82	1965-82	1983-89	1990-99	1983-99	1965-99	Écart-type
France	- 0,1 [- 0,4]	- 5,0 [- 9,9]	0,0 [0,1]	- 1,0 [- 3,0]	- 0,8 [- 13,2]	1,9 [13,2]	0,2 [2,2]	0,9 [15,3]	0,1 [2,1]	5,2
États-Unis	- 1,2 [- 9,9]	- 3,5 [- 7,0]	0,7 [2,8]	- 2,8 [- 8,3]	- 1,3 [- 22,5]	1,2 [8,7]	0,4 [3,9]	0,7 [12,6]	- 0,3 [- 9,9]	5,2
Royaume-Uni	- 0,3 [- 2,1]	- 4,9 [- 9,8]	1,6 [6,4]	- 0,2 [- 0,7]	- 0,4 [- 6,2]	0,9 [6,0]	0,1 [1,3]	0,4 [7,3]	0,0 [1,1]	4,1
Allemagne de l'Ouest (1)	- 0,2 [- 1,9]	- 1,9 [- 3,7]	1,2 [4,9]	- 1,8 [- 5,3]	- 0,4 [- 6,1]	1,4 [9,7]	0,0 [0,1]	0,8 [9,8]	0,1 [3,8]	3,2
Allemagne hypothèse haute (2)							- 1,2 [- 9,9]	- 1,2 [- 9,9]	- 1,2 [- 9,9]	3,4
Allemagne hypothèse basse (2)							0,0 [0,1]	0,0 [0,1]	0,0 [0,1]	1,2
Japon	- 0,7 [- 5,5]	- 4,8 [- 9,7]	0,3 [1,3]	0,0 [0,1]	- 0,8 [- 13,8]	1,2 [8,1]	- 0,5 [- 5,2]	0,2 [2,9]	- 0,3 [- 10,9]	6,3
Pays-Bas (3)	- 0,8 [- 3,2]	- 2,9 [- 5,8]	0,6 [2,5]	0,9 [2,8]	- 0,3 [- 3,8]	1,3 [9,0]	0,2 [2,3]	0,7 [11,4]	0,3 [7,6]	5,5
1. Jusqu'en 1994. 2. À partir de 1991. 3. Depuis 1969.										

Lecture : évolutions moyennes et cumulées (entre crochets) exprimées en points.
Source : base de données Mimoso, comptes nationaux, Maddison (1993), OCDE ; calculs de l'auteur.

La diminution généralisée du rendement brut du capital sur la période entre 1965 et 1975 (qui s'accélère au moment du premier choc pétrolier) s'explique dans la plupart des pays par une baisse de la productivité apparente du capital en volume, partiellement compensée dans certains pays par une baisse du prix relatif de l'investissement et parfois aggravée par une déformation du partage de la valeur ajoutée en faveur des salaires au moment du premier choc pétrolier (dont le corollaire est un relatif effritement du taux de marge). Les Pays-Bas et l'Allemagne de l'Ouest se démarquent des autres pays : même si la productivité du capital en volume y a diminué, la baisse du rendement brut du capital provient avant tout de la diminution du taux de marge. Durant ces 10 années, les contributions de la productivité apparente du capital en volume à ces diminutions atteignent - 10 points au Japon, - 9 points aux États-Unis, - 7 points en France, - 6 points au Royaume-Uni. Elles ne sont que de - 2 points aux Pays-Bas et - 1 point en Allemagne de l'Ouest. Quant aux contributions du taux de marge au moment du pre-

mier choc pétrolier, elles atteignent ou dépassent - 3 points au Japon, au Royaume-Uni, et en France tandis qu'elles sont de - 2 points aux Pays-Bas, - 1 point en Allemagne, et + 1 point aux États-Unis (cf. encadré 4).

Entre 1975 et 1979, le rendement brut du capital progresse aux États-Unis, en Allemagne, au Royaume-Uni et aux Pays-Bas du fait du redressement du taux de marge et de la productivité apparente du capital en valeur. Il reste stable au Japon et en France, la hausse du taux de marge compensant la poursuite de la diminution de la productivité du capital en valeur. Au moment du second choc pétrolier, le rendement brut du capital diminue aux États-Unis, en Allemagne de l'Ouest, et en France sous l'effet de baisses conjuguées du taux de marge et de la productivité apparente du capital. La stabilité de ces deux déterminants conduit à une stabilité du rendement brut au Japon et au Royaume-Uni ; il progresse aux Pays-Bas en raison d'une hausse du taux de marge d'ampleur supérieure à la baisse de la productivité du capital.

Encadré 3

UNE DÉCOMPOSITION COMPTABLE DU RENDEMENT BRUT DU CAPITAL

Le rendement brut du capital correspond au rapport de l'excédent brut d'exploitation au stock de capital brut. Il peut se décomposer en fonction de la productivité apparente du capital en volume, du prix relatif de l'investissement par rapport à la valeur ajoutée, et du taux de marge. Leurs niveaux et leurs variations permettent d'expliquer comptablement le niveau et les variations du rendement brut du capital.

On note

RKB , rendement brut du capital productif fixe hors logement du secteur privé
 EBE , l'excédent brut d'exploitation du secteur privé corrigé de la non-salarisation
 KB , le stock brut de capital productif fixe hors logement du secteur privé en valeur
 KBV , le stock brut de capital productif fixe hors logement du secteur privé en volume
 VA , la valeur ajoutée du secteur privé en valeur
 VAV , la valeur ajoutée du secteur privé en volume
 PI , le prix de l'investissement productif fixe hors logement du secteur privé
 PVA , le prix de la valeur ajoutée du secteur privé.

$$TMARGE = \frac{EBE}{VA}, \text{ taux de marge du secteur privé}$$

$$PRI = \frac{PI}{PVA}, \text{ prix relatif de l'investissement et } \Pi_K = \frac{VAV}{KBV}, \text{ productivité apparente du capital brut en volume}$$

Le rendement brut du capital productif fixe hors logement du secteur privé s'écrit :

$$RKB = \frac{EBE}{KB} = \frac{EBE}{VA} \times \frac{VA}{KB} = \frac{EBE}{VA} \times \frac{1}{\frac{PI}{PVA}} \times \frac{VAV}{KBV}$$

et donc, $RKB = TMARGE \times \frac{1}{PRI} \times \Pi_K$

ce qui donne, après différenciation,
$$\Delta RKB_t = \left[\frac{\Delta TMARGE_t}{TMARGE_{t-1}} + \frac{\Delta \frac{1}{PRI_t}}{\frac{1}{PRI_{t-1}}} + \frac{\Delta \Pi_{K_t}}{\Pi_{K_{t-1}}} \right] \times RKB_{t-1}.$$

Le décrochage temporaire du rendement brut du capital en France par rapport aux autres pays européens à partir du premier choc pétrolier et jusqu'au début des années 1980 s'explique comptablement par une diminution plus importante de la productivité du capital et par de fortes diminutions du taux de marge au moment de chaque choc pétrolier. Dans les autres pays européens, la productivité apparente du capital s'est redressée entre les deux chocs pétroliers et le taux de marge n'a diminué sensiblement qu'au moment du premier (Royaume-Uni et Pays-Bas) ou du deuxième (Allemagne de l'Ouest).

1983-1989 : l'augmentation du rendement brut due à celle de la productivité du capital dans les pays anglo-saxons et à celle du taux de marge dans les autres pays...

Sur la période 1983-1989, la hausse du rendement brut du capital s'explique par un redressement de la productivité du capital en valeur dans les pays anglo-saxons et par une remontée du taux de marge dans les autres pays. De 1990 à 1999, dans un contexte de stabilisation du taux de marge, la baisse du prix relatif de l'investissement compense la dimi-

Tableau 6
Évolutions du rendement brut du capital en fonction de celles de ses déterminants comptables

A – France

	1965-73	1974-75	1976-79	1980-82	1983-89	1990-99	1965-99
Rendement brut (1)=(2)+(3)	- 0,1 [- 0,5]	- 3,1 [- 6,2]	- 0,1 [- 0,3]	- 0,6 [- 1,8]	1,1 [7,5]	0,1 [0,9]	0,0 [- 0,5]
Taux de marge (2)	0,3 [2,0]	- 1,6 [- 3,2]	0,1 [0,5]	- 0,3 [- 0,9]	0,7 [5,2]	0,1 [1,3]	0,1 [5,0]
Productivité du capital en valeur (3)=(4)+(5)	- 0,3 [- 2,5]	- 1,5 [- 3,0]	- 0,2 [- 0,8]	- 0,3 [- 1,0]	0,3 [2,3]	0,0 [- 0,4]	- 0,2 [- 5,4]
Productivité du capital en volume (4)	- 0,6 [- 4,8]	- 1,0 [- 1,9]	- 0,2 [- 0,8]	- 0,2 [- 0,7]	0,2 [1,3]	- 0,3 [- 2,9]	- 0,3 [- 9,8]
Prix relatif de l'investissement (5)	0,3 [2,3]	- 0,6 [- 1,1]	0,0 [0,0]	- 0,1 [- 0,2]	0,1 [0,9]	0,3 [2,5]	0,1 [4,4]

En points

B - États-Unis

	1965-73	1974-75	1976-79	1980-82	1983-89	1990-99	1965-99
Rendement brut (1)=(2)+(3)	- 0,6 [- 4,7]	- 2,2 [- 4,4]	0,3 [1,2]	- 1,5 [- 4,6]	0,7 [4,7]	0,3 [3,0]	- 0,1 [- 4,8]
Taux de marge (2)	- 0,2 [- 1,8]	0,4 [0,7]	0,0 [0,0]	- 0,3 [- 0,8]	0,2 [1,4]	- 0,1 [- 0,7]	0,0 [- 1,2]
Productivité du capital en valeur (3)=(4)+(5)	- 0,4 [- 2,9]	- 2,5 [- 5,1]	0,3 [1,2]	- 1,3 [- 3,8]	0,5 [3,3]	0,4 [3,7]	- 0,1 [- 3,6]
Productivité du capital en volume (4)	- 0,6 [- 5,0]	- 1,9 [- 3,7]	0,3 [1,2]	- 1,2 [- 3,7]	- 0,1 [- 0,4]	- 0,2 [- 2,3]	- 0,4 [- 14,1]
Prix relatif de l'investissement (5)	0,3 [2,1]	- 0,7 [- 1,4]	0,0 [0,0]	0,0 [0,0]	0,5 [3,7]	0,6 [6,0]	0,3 [10,5]

En points

C - Royaume-Uni

	1965-73	1974-75	1976-79	1980-82	1983-89	1990-99	1965-99
Rendement brut (1)=(2)+(3)	-0,2 [-1,7]	-2,9 [-5,7]	0,9 [3,5]	-0,2 [-0,5]	0,5 [3,7]	0,1 [0,7]	0,0 [0,0]
Taux de marge (2)	0,1 [1,1]	-1,8 [-3,5]	0,7 [3,0]	0,0 [0,0]	-0,1 [-0,5]	-0,1 [-1,2]	0,0 [-1,1]
Productivité du capital en valeur (3)=(4)+(5)	-0,4 [-2,8]	-1,1 [-2,2]	0,1 [0,5]	-0,2 [-0,5]	0,6 [4,2]	0,2 [1,9]	0,0 [1,1]
Productivité du capital en volume (4)	-0,4 [-3,4]	-1,1 [-2,2]	0,1 [0,5]	-0,4 [-1,2]	0,4 [2,5]	-0,3 [-2,8]	-0,2 [-6,5]
Prix relatif de l'investissement (5)	0,1 [0,6]	0,0 [0,0]	0,0 [0,0]	0,2 [0,7]	0,2 [1,6]	0,5 [4,7]	0,2 [7,6]

En points

Tableau 6 (suite)

D - Allemagne de l'Ouest

En points

	1965-73	1974-75	1976-79	1980-82	1983-89	1990-99	1965-99
Rendement brut (1)=(2)+(3)	- 0,1 [- 0,5]	- 1,2 [- 2,4]	0,7 [2,7]	- 1,1 [- 3,3]	0,8 [5,9]	0,1 [0,6]	0,1 [3,1]
Taux de marge (2)	- 0,1 [- 1,0]	- 0,3 [- 0,7]	0,3 [1,4]	- 0,4 [- 1,1]	0,6 [3,9]	0,2 [0,8]	0,1 [3,2]
Productivité du capital en valeur (3)=(4)+(5)	0,1 [0,5]	- 0,8 [- 1,7]	0,3 [1,3]	- 0,7 [- 2,2]	0,3 [2,1]	0,0 [- 0,2]	0,0 [- 0,2]
Productivité du capital en volume (4)	0,1 [0,8]	- 0,8 [- 1,5]	0,4 [1,7]	- 0,6 [- 1,9]	0,2 [1,7]	- 0,2 [- 1,0]	0,0 [- 0,2]
Prix relatif de l'investissement (5)	0,0 [- 0,3]	- 0,1 [- 0,2]	- 0,1 [- 0,4]	- 0,1 [- 0,3]	0,1 [0,4]	0,2 [0,8]	0,0 [0,1]

E1-Allemagne, hypothèse haute

En points

	1992-1999
Rendement brut (1)=(2)+(3)	- 0,7 [- 5,5]
Taux de marge (2)	0,0 [0,1]
Productivité du capital en valeur (3)=(4)+(5)	- 0,7 [- 5,6]
Productivité du capital en volume (4)	- 0,9 [- 7,5]
Prix relatif de l'investissement (5)	0,2 [1,9]

E2 - Allemagne, hypothèse basse

En points

	1992-99
Rendement brut (1)=(2)+(3)	0,0 [- 0,1]
Taux de marge (2)	0,2 [1,9]
Productivité du capital en valeur (3)=(4)+(5)	- 0,3 [- 2,1]
Productivité du capital en volume (4)	- 0,6 [- 4,6]
Prix relatif de l'investissement (5)	0,3 [2,5]

F - Japon

En points

	1965-73	1974-75	1976-79	1980-82	1983-89	1990-99	1965-99
Rendement brut (1)=(2)+(3)	- 0,5 [- 4,1]	- 3,3 [- 6,5]	0,1 [0,5]	0,0 [0,0]	0,7 [4,9]	- 0,3 [- 3,3]	- 0,2 [- 8,5]
Taux de marge (2)	- 0,1 [- 0,7]	- 1,7 [- 3,5]	0,2 [0,7]	0,1 [0,3]	0,4 [3,0]	0,0 [- 0,5]	0,0 [- 0,7]
Productivité du capital en valeur (3)=(4)+(5)	- 0,4 [- 3,4]	- 1,5 [- 3,0]	- 0,1 [- 0,2]	- 0,1 [- 0,3]	0,3 [2,0]	- 0,3 [- 2,8]	- 0,2 [- 7,8]
Productivité du capital en volume (4)	- 0,9 [- 7,2]	- 1,3 [- 2,6]	- 0,2 [- 0,9]	- 0,2 [- 0,5]	0,1 [0,4]	- 0,5 [- 4,7]	- 0,5 [- 15,5]
Prix relatif de l'investissement (5)	0,5 [3,9]	- 0,2 [- 0,4]	0,2 [0,7]	0,1 [0,2]	0,2 [1,5]	0,2 [1,8]	0,2 [7,7]

G - Pays-Bas

En points

	1965-73	1974-75	1976-79	1980-82	1983-89	1990-99	1965-99
Rendement brut (1)=(2)+(3)	- 0,6 [- 2,3]	- 1,8 [- 3,6]	0,3 [1,1]	0,5 [1,5]	0,8 [5,4]	0,1 [1,4]	0,1 [3,4]
Taux de marge (2)	- 0,5 [- 2,1]	- 1,1 [- 2,1]	0,2 [0,9]	0,6 [1,9]	0,4 [3,0]	0,0 [0,1]	0,1 [1,8]
Productivité du capital en valeur (3)=(4)+(5)	- 0,1 [- 0,3]	- 0,7 [- 1,5]	0,0 [0,2]	- 0,1 [- 0,4]	0,3 [2,3]	0,1 [1,3]	0,1 [1,7]
Productivité du capital en volume (4)	- 0,3 [- 1,1]	- 0,5 [- 1,0]	0,0 [0,0]	- 0,1 [- 0,4]	0,4 [2,7]	- 0,1 [- 0,8]	0,0 [- 0,6]
Prix relatif de l'investissement (5)	0,2 [0,9]	- 0,2 [- 0,5]	0,0 [0,1]	0,0 [- 0,1]	- 0,1 [- 0,4]	0,2 [2,1]	0,1 [2,1]

Lecture : évolutions moyennes et cumulées (entre crochets) exprimées en points. L'évolution moyenne du rendement brut peut se décomposer en la somme de trois évolutions moyennes : celle du taux de marge, celle de la productivité apparente (en volume) du capital brut, et celle du prix relatif de l'investissement. Alors que les contributions des deux premiers facteurs sont des fonctions croissantes de ces déterminants, celle du troisième en est une fonction décroissante (cf. encadré 3 et le texte).

Source : base de données Mimosa, comptes nationaux, Maddison (1993), OCDE (1999) [sauf tableau B]; calculs de l'auteur.

nution de la productivité apparente du capital en volume.

La période 1983 à 1989 est une période d'amélioration généralisée et sensible du rendement brut du capital. Ces évolutions similaires du

rendement brut du capital proviennent de déterminants différents selon les pays : le taux de marge explique la majeure partie de la hausse du rendement brut du capital au Japon, en Allemagne, en France, et aux Pays-Bas. En revanche, aux États-Unis et au Royaume-

Encadré 4

TAUX DE MARGE ET CHOCS PÉTROLIERS

Les évolutions contrastées des taux de marge au moment des chocs pétroliers (le taux de marge du secteur privé au début des années 1980 est inférieur à celui du début des années 1970 au Japon, en Allemagne et en France, tandis qu'il est d'un niveau équivalent dans les autres pays) amènent à s'interroger sur leur origine. Des indicateurs de taux de marge ont donc été calculés pour un secteur privé (ou marchand selon les pays) hors secteur énergétique pour les États-Unis, le Royaume-Uni, et les Pays-Bas, afin de voir si l'absorption rapide des chocs pétroliers par le secteur privé masquait un transfert entre secteurs où provenait d'une dynamique salariale différente.

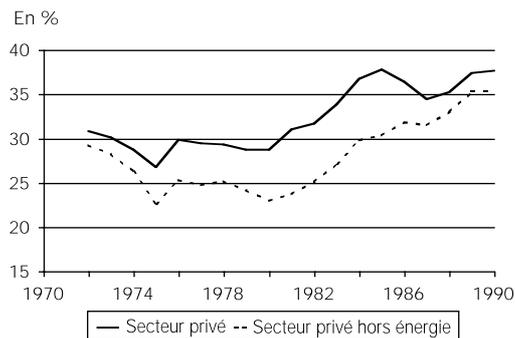
Aux Pays-Bas et au Royaume-Uni, le calcul d'indicateurs de taux de marge pour un secteur privé duquel est exclu le secteur énergétique montre que la résorption rapide de l'impact des chocs pétroliers sur le taux de marge provient d'un transfert entre le secteur énergétique et le secteur privé hors énergie : le taux de marge du secteur privé hors énergie s'est dégradé entre le début des années 1970 et le début des années 1980 (cf. graphiques A et B-2).

L'hypothèse d'une absorption rapide des chocs pétroliers par le secteur non énergétique est en revanche confirmée dans le cas des États-Unis : les évolutions de taux de marge ne diffèrent pas fortement, bien que la contribution du secteur énergétique se traduise, entre 1975 et 1986, par une augmentation du taux de marge moyen du secteur privé (cf. graphique B-2).

Ces résultats amènent à relativiser l'hypothèse d'une spécificité française caractérisée par une forte dégradation du taux de marge au moment des chocs pétroliers et d'une résorption plus lente de cette dégradation : la moindre dégradation aux Pays-Bas et au Royaume-Uni provient essentiellement de transferts entre le secteur énergétique et le secteur privé hors « énergie ».

Graphique A
Pays-Bas

Taux de marge du secteur privé hors secteur énergie

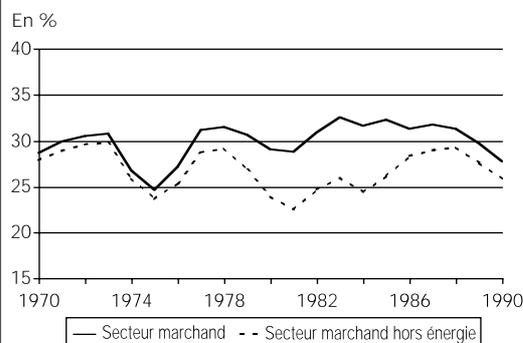


Source : OCDE

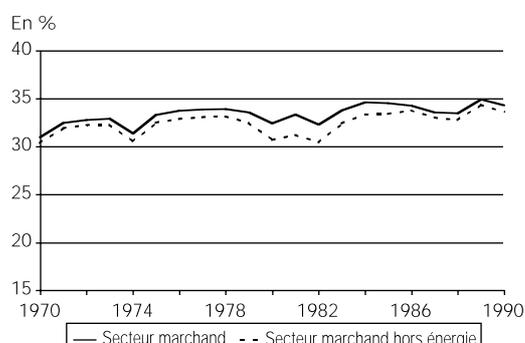
Graphique B

Taux de marge du secteur marchand hors énergie

B1 - Royaume-Uni



B2 - États-Unis



Lecture : on entend par secteur marchand le secteur privé hors institutions sans but lucratif au service des ménages (ISBLSM), et hors composante non marchande des ménages.

Source : Sylvain (1998).

Uni, c'est l'augmentation de la productivité du capital en valeur qui en est à l'origine. Sur cette période, les contributions du taux de marge et de la productivité apparente du capital en valeur ont atteint respectivement 5 points et 3 points en France ; 4 points et 2 points en Allemagne ; 3 points et 2 points au Japon et aux Pays-Bas ; 0 et 4 points au Royaume-Uni ; 1 point et 4 points aux États-Unis.

... alors qu'entre 1990 et 1999, elle s'explique principalement par la stabilisation du taux de marge

La période 1990-1999 se caractérise par une stabilisation du taux de marge et par une baisse du prix relatif de l'investissement qui compense ou dépasse une diminution de la productivité apparente du capital en volume. Entre 1990 et 1999, la contribution du prix relatif de l'investissement est comprise entre 2 et 3 points selon les pays, hormis au Royaume-Uni et aux États-Unis où elle est proche de 5 points. La contribution de la productivité du capital en volume est négative pour tous les pays et comprise entre - 2 et - 3 points. Aux États-Unis, la hausse de la productivité du capital en valeur explique intégralement la hausse du rendement brut du capital. En France, en Allemagne, et aux Pays-Bas, la relative stabilité du rendement brut provient d'une stabilité de la productivité en valeur et du taux de marge tandis qu'au Royaume-Uni, la hausse de la productivité du capital en valeur compense la baisse du taux de marge. Au Japon, la diminution du rendement brut provient d'une diminution de la productivité en valeur du capital. La décomposition de la productivité apparente du capital en valeur montre que ses évolutions résultent de contributions positives du prix relatif de l'investissement qui compensent ou dépassent la diminution généralisée de la productivité du capital en volume, excepté au Japon, où la contribution positive du prix relatif de l'investissement est insuffisante pour compenser la forte diminution de la productivité du capital en volume.

Ainsi, par delà la diversité des situations et des évolutions propres à chaque pays, cette décomposition comptable permet de distinguer les déterminants comptables du rendement brut du capital à l'œuvre au cours de chacune des périodes étudiées, ce qui apporte quelques éléments explicatifs aux faits stylisés plus haut énumérés.

À la différence du rendement brut, la profitabilité brute du capital n'a pas progressé

La profitabilité du capital productif mesure l'écart entre la rentabilité de l'investissement physique et un rendement alternatif (5) (en termes réels) sur les marchés des fonds prêtables. Théoriquement, l'investissement physique sera préféré au second tant que l'écart restera suffisamment supérieur. De même, entre plusieurs pays où les capitaux sont parfaitement mobiles, l'investissement physique sera d'autant plus privilégié dans l'un d'eux que la profitabilité y sera comparativement plus élevée. Compte tenu de la proximité des évolutions des rendements bruts et des rendements nets, on se borne à comparer la profitabilité brute (6) du capital à son rendement brut.

Sur l'ensemble de la période 1966-1999, la hiérarchie des profitabilités brutes est équivalente à celle des rendements bruts et nets du capital. En moyenne sur la période, la profitabilité brute du capital atteint 23 % aux États-Unis et 12,5 % au Japon. Les pays européens sont situés entre ces extrêmes : la profitabilité moyenne est proche de 16% en Allemagne, au Royaume-Uni, et aux Pays-Bas, elle est de l'ordre de 13,5 % en France (cf. tableau 7).

Lorsqu'on compare le niveau moyen de la profitabilité brute entre le début et la fin de période, des différences avec les évolutions du rendement brut apparaissent : la profitabilité brute du capital a diminué dans tous les pays, sauf en Allemagne et aux Pays-Bas, où elle est d'un niveau équivalent.

L'examen des évolutions de la profitabilité du capital au cours de la période 1966-1999 montre que celle-ci a diminué jusqu'en 1982 dans tous les pays, avant de connaître une tendance à la hausse jusqu'en fin de période, hormis au Japon où elle diminue depuis le début des années 1990. Ces évolutions diffé-

5. Le rendement alternatif doit normalement être celui d'un placement sans risque dont la durée de vie se rapproche le plus possible de celle des équipements.

6. La profitabilité brute est calculée en utilisant des taux d'intérêt à long terme issus des perspectives économiques de l'OCDE. Ceux-ci sont en outre lissés sur trois ans (deux ans pour les années extrêmes) afin d'atténuer les fortes fluctuations qu'ils présentent. Les rendements brut utilisés sont ceux calculés à partir de stocks de capital construits avec une hypothèse de durée de vie des équipements de 12 ans.

Tableau 7
Niveaux moyens de la profitabilité brute du capital

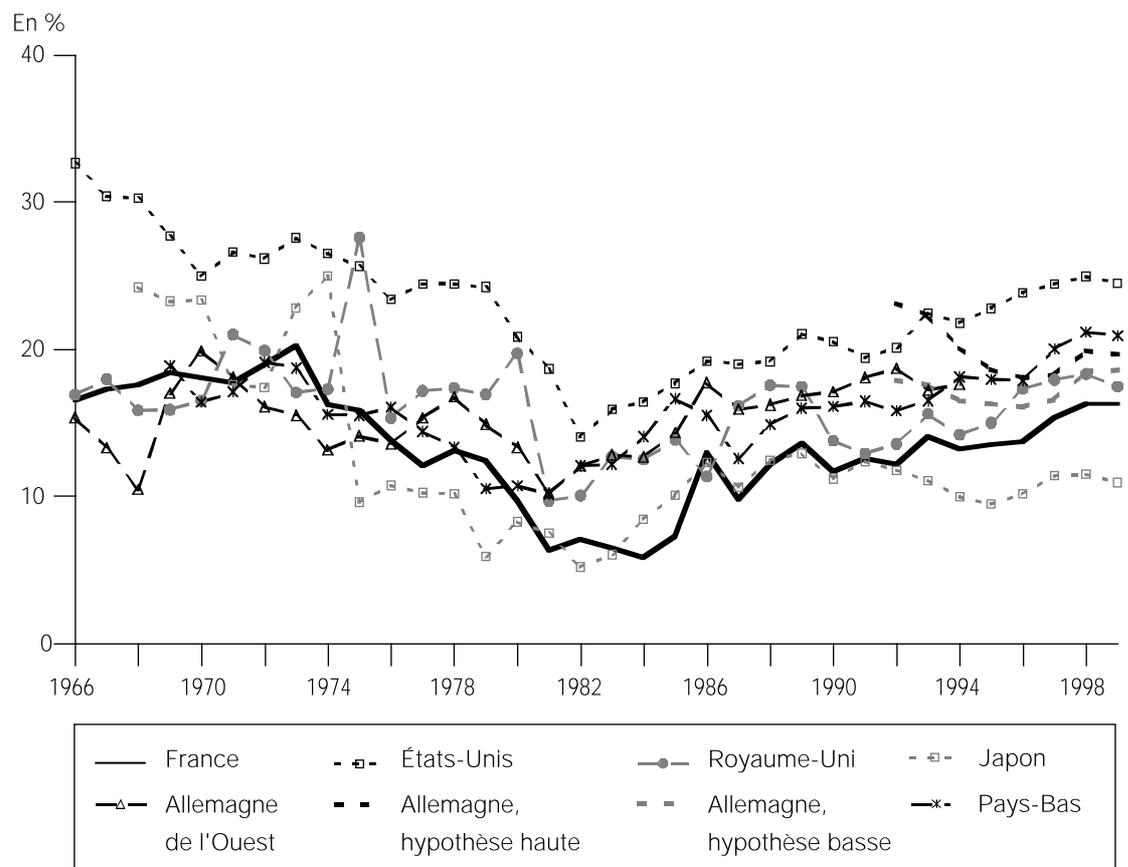
En %

	1966-1973	1990-1999	1966-1999	Écart-type
France	18,0	13,8	13,4	3,9
États-Unis	28,3	22,4	23,0	4,3
Royaume-Uni	17,6	15,6	16,1	3,3
Allemagne de l'Ouest (1)	15,7	17,7	15,3	2,4
Allemagne, hypothèse haute (2)		20,0	20,0	1,8
Allemagne, hypothèse basse (2)		17,2	17,2	1,0
Japon (3)	21,4	10,9	12,6	5,5
Pays-Bas (4)	18,0	18,1	15,8	2,9

(1) jusqu'en 1994
(2) à partir de 1992
(3) depuis 1968
(4) depuis 1969

Source : base de données Mimosa, comptes nationaux, Maddison (1993), OCDE ; calculs de l'auteur.

Graphique VII
Profitabilité brute du capital productif fixe hors logement*



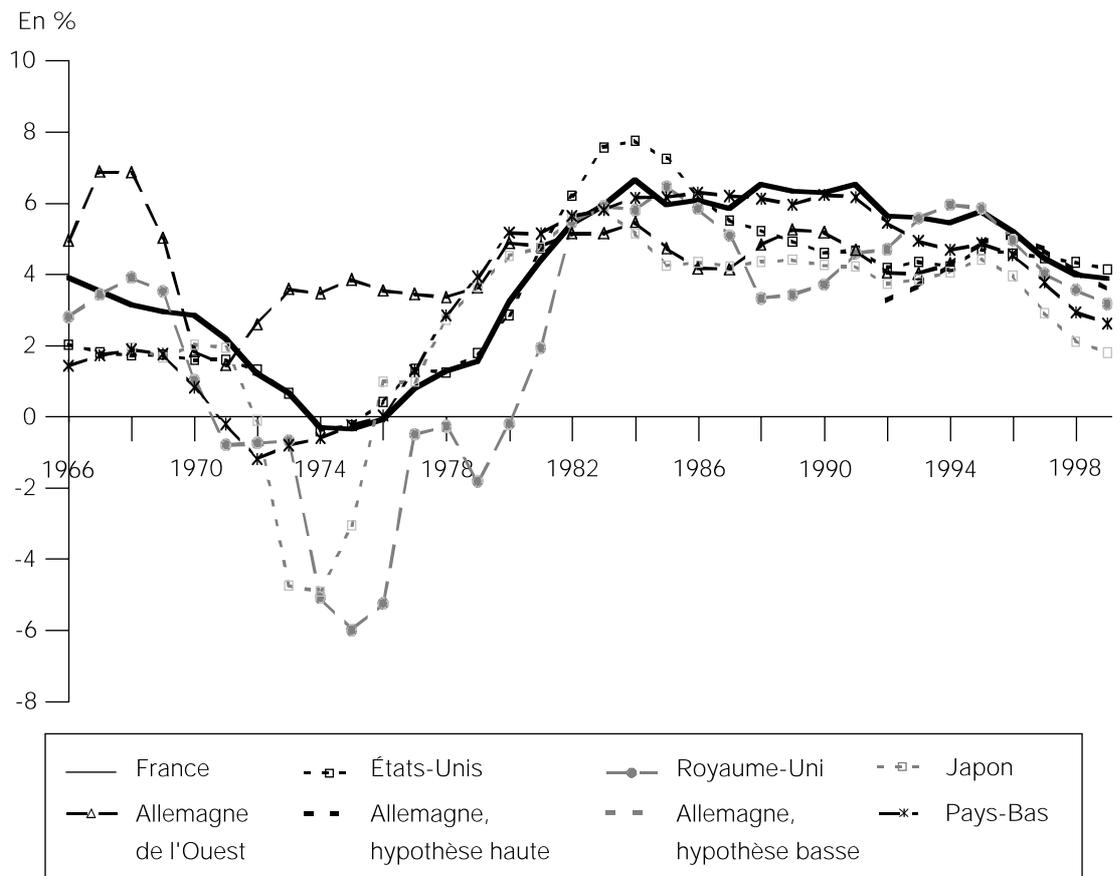
*Hypothèse de durée de vie des équipements de 12 ans.

Lecture : données disponibles après 1968 (Japon) et après 1969 (Pays-Bas).

Champ : secteur privé.

Source : base Mimosa, comptes nationaux, Maddison (1993), OCDE ; calculs de l'auteur.

Graphique VIII
Taux d'intérêt réels à long terme



Lecture : Taux d'intérêts lissés sur trois ans.
Source : OCDE (1999) ; calculs de l'auteur.

rent légèrement de celles du rendement brut du capital puisque la profitabilité connaît une baisse plus prononcée que le rendement brut au moment du deuxième choc pétrolier, du fait de la hausse des taux d'intérêt réels au début des années 1980, et qu'elle progresse sur la décennie 1990 en raison de la baisse des taux d'intérêt réels, alors que la rentabilité du capital est plus stabilisée. Ces mouvements plus accentués de la profitabilité se traduisent par une variabilité de la profitabilité brute du capital supérieure à celle de la rentabilité brute (cf. graphique VII).

L'évolution du taux d'intérêt réel explique l'isolement de la France par rapport aux autres pays européens : le niveau relativement élevé des taux d'intérêt réels au cours de la décennie 1980 en France a contribué à la dégradation de la profitabilité moyenne qui s'est écartée de celle des autres pays européens pour se rapprocher de celle constatée au Japon. En revanche, depuis le début des

années 90, la convergence des taux d'intérêt réels des pays européens s'est accompagnée d'un rattrapage de la profitabilité brute des autres pays européens (cf. graphique VIII).

*
* *

Ces analyses restent essentiellement descriptives et ne fournissent qu'une lecture comptable des niveaux et des évolutions de la rentabilité et de la profitabilité du capital dans les différents pays. Elles éclairent les relations entre le taux de marge, la profitabilité, le rendement, et la productivité du capital, et montrent une forte interdépendance des rentabilités et profitabilités du capital dans les pays européens. Elles pourraient cependant être complétées par une approche théorique permettant d'en expliquer l'origine. □

LES DONNÉES UTILISÉES

Les chroniques de taux d'intérêt utilisées pour calculer la profitabilité du capital sont les taux d'intérêt à long terme issus des Perspectives économiques de l'OCDE, n° 66, décembre 1999.

France

Avant 1970, l'investissement hors logement du secteur privé est rétropolé à partir des données de Maddison (1993).

De 1970 à 1977, l'investissement hors logement du secteur privé est rétropolé à partir des données en base 80 (Insee).

À partir de 1978, les données de l'investissement sont en base 95 (Insee).

L'investissement logement du secteur privé est approximé par l'investissement en construction des ménages.

Les autres agrégats sont en base 95 sur la période 1991-1998, et rétropolés à partir des données en base 80 pour la période 1965-1990 (Insee).

Pour 1999, les indicateurs sont calculés à partir des *Perspectives économiques* de l'OCDE n° 66, décembre 1999.

États-Unis

Avant 1959, l'investissement hors logement du secteur privé est rétropolé à partir des données de Maddison (1993).

De 1959 à 1998, les données proviennent du *Bureau of Economic Analysis*. La valeur ajoutée du secteur privé est corrigée de la Production Imputée de Services Bancaires.

Pour 1999, le rendement brut du capital est calculé à partir des *Perspectives économiques* de l'OCDE n° 66, décembre 1999.

Japon

Avant 1970, l'investissement hors logement du secteur privé est rétropolé à partir des données de Maddison (1993).

De 1965 à 1970, les données autres que celles de l'investissement sont rétropolées à partir des *Perspectives économiques* de l'OCDE n° 66, décembre 1999.

De 1970 à 1997, les données proviennent de l'*Economic Planning Agency*.

Pour les années 1998-1999, les indicateurs sont calculés à partir des *Perspectives économiques* de l'OCDE n° 66, décembre 1999.

Allemagne

Avant 1991, l'investissement hors logement du secteur privé est obtenu à partir de données de l'Allemagne de

l'Ouest (base 91) de la base Mimosa conjointement gérée par le CEPII et l'OFCE.

De 1991 à 1998, les données en base 95 proviennent du *Statistisches Bundesamt*.

Les « subventions » versées par la *Treuhandanstalt* sont approximée par la variation de la dette de cet organisme.

Pour 1999, les indicateurs sont calculés à partir des *Perspectives économiques* de l'OCDE n° 66, décembre 1999.

Allemagne de l'Ouest

Les indicateurs calculés pour l'Allemagne de l'Ouest concernent le secteur marchand qui se différencie du secteur privé par la non-prise en compte des institutions sans but lucratif au service des ménages et de la part non marchande des ménages.

Avant 1960, l'investissement hors logement du secteur privé est rétropolé à partir des données de Maddison (1993).

De 1960 à 1994, les données utilisées sont celles de la base Mimosa.

Royaume-Uni

Avant 1965, l'investissement hors logement du secteur privé est rétropolé à partir de Maddison (1993).

Pour 1965, les indicateurs sont rétropolés à partir des *Perspectives économiques* de l'OCDE n° 66, décembre 1999.

De 1966 à 1990, les données sont rétropolées à partir des données de la base Mimosa, excepté pour les effectifs qui sont tirés des *Perspectives économiques* de l'OCDE n° 66, décembre 1999.

De 1990 à 1997 (1998 pour certains agrégats), les données en base 95 proviennent du *Central Statistical Office*.

Pour les années 1998-1999, les indicateurs sont en partie (pour 1998) ou totalement (1999) calculés à partir des *Perspectives économiques* de l'OCDE n° 66, décembre 1999.

Pays-Bas

Les indicateurs sont entièrement obtenus à partir des *Perspectives économiques* de l'OCDE n° 66, décembre 1999. La valeur ajoutée au coût des facteurs des administrations publiques (nécessaire pour calculer la VACF du secteur privé) est approchée par la somme des salaires versés par les APU et de leur consommation de capital fixe, conformément à la méthode utilisée par l'OCDE pour la définition du *Business sector*, équivalent au secteur privé.

*

* *

L'examen de la répartition salaires-profits en France conduit à distinguer différentes phases d'évolution robustes à l'indicateur et au champ retenus. Dans le cas du taux de marge, on observe successivement : une relative stabilité au début des années soixante-dix ; une forte chute du taux de marge à partir de 1973 conduisant à un point historiquement bas au début des années quatre-vingts ; un redressement soutenu au cours de la décennie quatre-vingts ; les évolutions sur la décennie quatre-vingt-dix ainsi que le niveau atteint en fin de période comparativement au début de période sont quant à elles sensibles à l'indicateur, au champ, et à la méthode de construction retenus.

Une première mise en perspective de ces déformations consiste à les rapprocher de celles constatées dans d'autres grands pays industrialisés. Tout en restant prudent et sous les hypothèses et le champ considérés, la comparaison d'indicateurs de taux de marge homogènes et comparables en niveau conduit à distinguer deux groupes de pays : la France, l'Allemagne et le Japon, où le taux de marge connaît des sous périodes très tranchées ; les Etats-Unis et le Royaume-Uni où cet indicateur connaît des fluctuations de court terme autour d'un niveau relativement stable.

Afin d'essayer de mieux comprendre ces profils différenciés, les fluctuations du taux de marge peuvent être rapprochées de celles de la rentabilité économique du capital. Après construction d'indicateurs relativement homogènes et comparables, il apparaît alors que le redressement de la rentabilité économique du capital initiée depuis vingt ans proviendrait d'une augmentation de la productivité apparente du capital dans les pays anglo-saxons et de l'appréciation du taux de marge dans les autres pays. Dans ces pays, la progression du taux de marge pourrait ainsi être la conséquence d'un phénomène de convergence et d'une productivité apparente des équipements trop faible¹⁰¹¹.

Ces examens descriptifs permettent donc de dégager certains faits stylisés et apportent un éclairage utile. Ils doivent maintenant être complétés par des analyses plus approfondies définissant les facteurs explicatifs du partage de la valeur ajoutée et leur impact sur ses déformations.

Expliquer le partage de la valeur ajoutée

II. Expliquer le partage de la valeur ajoutée

On s'attache maintenant à fournir une explication aux évolutions du partage de la valeur ajoutée. En s'appuyant sur différents travaux, les facteurs explicatifs couramment avancés sont détaillés, puis leur impact sur la déformation du partage de la valeur ajoutée en France précisé. Une analyse s'inspirant de ces travaux et visant à fournir une interprétation des fluctuations du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés depuis 1970 est ensuite proposée.

Au vu des évolutions du partage de la valeur ajoutée en France depuis le début des années soixante-dix, la stabilité de la répartition salaires-profits compte parmi les principales interrogations des études recherchant les facteurs explicatifs du partage de la valeur ajoutée. La stabilité de la répartition salaires-profits est une interrogation essentielle des études empiriques et théoriques : elle est en effet un fait stylisé de la croissance¹² qui semble validé aux Etats-Unis et au Royaume-Uni alors qu'il paraît moins assuré en France et dans la plupart des pays européens, au moins sur un horizon de court-moyen terme.

Néanmoins, si la stabilité de long terme du taux de marge est vérifiée à une échelle séculaire, elle pose alors la question de l'existence de déséquilibres macroéconomiques prononcés en France au cours des trois dernières décennies. En effet, si le partage de la valeur ajoutée est stable à long terme mais que le taux de marge (ou la part salariale) s'écarte durablement de ce niveau d'équilibre,

« [...] c'est que le jeu « spontané » des mécanismes de rééquilibrage tarde à se manifester, que des effets d'hystérésis freinent ou bloquent l'amélioration de la situation sur le marché du travail ». (Cotis, p.46)

Sous l'hypothèse de stabilité du partage de la valeur ajoutée, les indicateurs de partage de la valeur ajoutée pourraient donc révéler donc l'ampleur des rigidités affectant les pays d'Europe continentale.

Les études s'attachant à isoler les facteurs explicatifs du partage de la valeur ajoutée peuvent être séparées en deux groupes :

- Les travaux fournissant des éléments d'interprétation non reliés entre eux de manière formelle : en l'absence de cadre formalisé, ces analyses peuvent fournir de nombreux facteurs explicatifs mais elles ne peuvent ni les valider formellement ni quantifier leur influence. Parmi ces études, on peut citer le rapport d'Artus et Cohen (1998) pour le Conseil d'Analyse Economique et dans une moindre mesure l'étude de Cette et Sylvain (2001) et celle de Giammarioli *et alii* (2002).
- Les analyses formalisées reliant dans un cadre théorique les évolutions du partage de la valeur ajoutée à ses déterminants : ces travaux fournissent généralement des analyses reposant sur des déterminants plus limités mais ont l'avantage de pouvoir isoler précisément le rôle et l'impact de chaque déterminant. Les travaux de Bentolila et St-Paul (2002), Blanchard (1997, 1998), Blanchard

et Giavazzi (2001), Caballero et Hammour (1998), Cotis et Rignols (1998), Prigent (1999), ainsi que l'étude de Baghli, Cette, Sylvain (2003) dont le texte complet est présentée à la fin de ce chapitre, définissent formellement la formation du partage de la valeur ajoutée.

II.1. Les déterminants du partage de la valeur ajoutée dans les approches formalisées

Les études formalisées peuvent être classées en deux catégories : les études reposant sur un modèle structurel d'équilibre général calculable et recourant à des simulations, et les estimations économétriques de formes réduites¹³. Si le recours à des modèles structurels fournit une interprétation dynamique, ces explications sont liées à la structure et aux valeurs affectées aux paramètres du modèle. Moins précise, l'estimation de formes réduites présente l'avantage de ne pas dépendre d'autres paramètres que les variables explicatives.

II.1.A. Les estimations de formes réduites

Les estimations de formes réduites suivent une démarche commune : à partir d'une formalisation du comportement des entreprises, elles définissent une relation d'équilibre de long terme dans laquelle l'indicateur de partage de la valeur ajoutée s'exprime en fonction de déterminants « fondamentaux » qui déterminent la cible de long terme. L'écart entre le partage de la valeur ajoutée constatée et cette cible s'explique ensuite dans le court terme par ces mêmes déterminants fondamentaux et des déterminants plus « secondaires ».

II.1.A.1. Définition de la relation de long terme

Les déterminants de long terme sont obtenus à partir d'un programme de maximisation du profit des entreprises sans coûts d'ajustement en supposant généralement une fonction de production néoclassique à rendements d'échelle constants, qui n'est pas une Cobb-Douglas et autorise des fluctuations du taux de marge de long terme. A l'équilibre, le coût de chaque facteur est égal à sa productivité marginale éventuellement corrigée du taux de markup dans un cadre de concurrence monopolistique (Blanchard et Kiyotaki, 1987).

Si on retient la condition de premier ordre relative au facteur travail (l'égalité du salaire réel par unité efficace à sa productivité marginale) et qu'on considère une fonction de production à deux facteurs (capital et travail), il est possible de définir une cible de long terme exprimant un indicateur de partage

de la valeur ajoutée en fonction du rapport capital-travail ou du rapport capital-output d'équilibre. Si maintenant on adopte une fonction de production à trois facteurs (capital, travail, énergie) et qu'on suppose un progrès technique économe en main d'œuvre exprimé comme une tendance temporelle, on obtient une cible de long terme reliant un indicateur de partage de la valeur ajoutée au rapport capital-output d'équilibre, au prix réel de l'énergie, et à cette tendance temporelle. Ces deux cibles sont celles définies par Bentolila et St-Paul (2002), qui utilisent la part salariale comme indicateur de partage de la valeur ajoutée (*Encadré 4*).

Dans un cadre à deux facteurs, si on considère maintenant les conditions du premier ordre relatives aux deux facteurs, il apparaît que chacune d'entre elle permet de définir un rapport capital-travail d'équilibre. La compatibilité nécessaire entre ces deux rapports conduit à définir une relation entre les coûts des facteurs (la frontière de prix des facteurs). Ainsi,

« tout écart ex ante à la frontière de prix des facteurs résultant d'un choc exogène se résorbe nécessairement ex post. Cette résorption passe par un ajustement du coût réel du travail et/ou du capital. Classiquement, c'est sur le facteur le moins mobile que porte l'ajustement » (Cotis et Rignols, p.329).

Si le capital est le facteur le plus mobile, alors le coût réel du capital détermine le salaire réel et le rapport capital-travail d'équilibre. Il est alors possible de dériver une relation de long terme entre un indicateur de partage de la valeur ajoutée et le coût réel du capital. On obtient la cible de long terme retenue par Cotis et Rignols (1998), qui utilisent la part salariale comme indicateur (*Encadré 4*).

Cotis et Rignols enrichissent également cette cible en y ajoutant des déterminants ne dérivant pas d'une spécification théorique. Cette incorporation de déterminants définis hors d'un cadre théorique est justifiée la volonté de tenir compte de divers mécanismes d'intérêt introduisant une persistance des déséquilibres macroéconomiques tels que la convergence lente du coût du travail à sa valeur d'équilibre, la persistance du « court terme » keynésien, la forte hétérogénéité du travail, ou encore l'existence d'un progrès technique économe en main d'oeuvre. Ces déséquilibres persistants conduisant à ce que « *le long terme du théoricien ne rejoint donc pas complètement [...] le long terme de l'économètre* » (p.315), Cotis et Rignols estiment différentes spécifications de long terme économétrique exprimant la part salariale en fonction :

- du coût réel du capital ;
- de l'écart de salaire réel pour tenir compte de la convergence lente du coût du travail à sa valeur d'équilibre ;
- d'un *output gap* (écart à la croissance potentielle) pour tenir compte de la persistance du chômage keynésien ;

- d'une tendance temporelle qui exprime l'existence d'un progrès technique économe en main d'œuvre ;
- du coût relatif du travail peu qualifié qui traduit la forte hétérogénéité de la main d'œuvre.
- du prix relatif de l'énergie, qui est utilisé pour modéliser soit le caractère de « surprise » qu'on pu revêtir les chocs et contre-choc pétroliers, et donc la force très particulière de leur impact sur la part salariale, ou pour remplacer l'écart de salaire réel.

Si on adopte la démarche théorique précédente à partir d'une fonction de production à trois facteurs (capital, travail, énergie), et en supposant que le capital et l'énergie sont plus mobiles que le travail, alors on obtient la cible de long terme utilisée par Prigent qui exprime la part salariale en fonction du coût réel du capital et du prix réel de l'énergie (*Encadré 4*).

Baghli, Cette et Sylvain (2003) reprennent la démarche éclectique de Cotis et Rignols. Ils définissent une cible de long terme reliant le taux de marge au coût réel du capital, au prix réel de l'énergie débarrassé de sa tendance déterministe (pour mettre en évidence l'inertie des facteurs de production consécutive à un choc de coût tels que les chocs et contre-choc pétroliers), et au taux d'utilisation des capacités (qui mesure le degré de déséquilibre sur le marché des biens et services). Lorsque le champ concerné incorpore des non salariés, ils introduisent également le poids relatif des non salariés afin de tenir compte de l'impact de la prise en compte des non salariés sur le niveau et les évolutions du taux de marge (*Encadré 4*).

Encadré 4

La dérivation formalisée des cibles de long terme

Bentolila et St-Paul (2002)

Dans le cas de deux facteurs, la fonction de production supposée à rendements d'échelle constants et progrès technique neutre au sens de Harrod peut s'écrire :

$$Y = F(K, BL) \quad (E.1)$$

avec Y, la valeur ajoutée ; K, capital ; L, travail ; B, progrès technique.

Sous l'hypothèse de maximisation du profit, la productivité marginale du travail Y'_L est égale au salaire réel par unité efficace à l'équilibre $\frac{w}{Bp}$. Cette condition peut s'écrire :

$$Y'_L = BF'_L = \frac{w}{p} \quad (E.2)$$

En utilisant la relation (2), la part salariale (α) peut alors s'écrire :

$$\alpha = \frac{wL}{pY} = BF'_L \times \frac{L}{Y} = BF'_L \times \frac{L}{K} \times \frac{K}{Y} \quad (E.3)$$

L'hypothèse de rendements d'échelle constants permet de réécrire la fonction de production et la productivité marginale du travail telles que :

$$\frac{Y}{K} = f\left(\frac{BL}{K}\right) \quad (E.4)$$

$$Y'_L = BF'_L = \frac{BK}{K} \times f'\left(\frac{BL}{K}\right) \quad (E.5)$$

En notant $l = \frac{BL}{K}$, la relation (3) peut se réécrire :

$$\alpha = Bf'(l) \times \frac{l}{B} \times \frac{1}{f(l)} = \frac{l \times f'(l)}{f(l)} \quad (E.6)$$

En utilisant la relation (4), et en notant $k = \frac{K}{Y}$, on a finalement une relation univoque entre la part des salaires d'équilibre et le rapport capital-output d'équilibre :

$$\alpha = g(k) = \frac{f^{-1}\left(\frac{1}{k}\right) \times f'\left(f^{-1}\left(\frac{1}{k}\right)\right)}{f\left(f^{-1}\left(\frac{1}{k}\right)\right)} \quad (E.7)$$

Encadré 4 (suite)

Si on retient une fonction de production à trois facteurs avec rendements d'échelle unitaires $\tilde{Y} = F(K, BL, M)$, le troisième facteur représentant les consommations intermédiaires d'énergie (M) dont le prix est noté q , et \tilde{Y} représentant la production et non plus la valeur ajoutée, on peut écrire :

$$\tilde{Y} = Kf(l, m) \quad (\text{E.8})$$

avec $l = \frac{BL}{K}$ et $m = \frac{M}{K}$.

La maximisation du profit conduit aux égalités suivantes :

$$Bf_L(l, m) = \frac{w}{p} \quad (\text{E.9})$$

$$f_M(l, m) = \frac{q}{p} \quad (\text{E.10})$$

La valeur ajoutée correspond à la production diminuée des consommations intermédiaires

$Y = \tilde{Y} - \frac{q}{p} M$, et la part salariale s'écrit :

$$\alpha = \frac{wL}{pY} = \frac{w}{p} \times \frac{L}{K} \times \frac{K}{Y} = Bf_L(l, m) \times \frac{l}{B} \times \frac{1}{f(l, m) - \frac{q}{p}m} = \frac{f_L(l, m)}{f(l, m) - \frac{q}{p}m} \quad (\text{E.11})$$

Comme on a $k = \frac{K}{Y} = \frac{1}{f(l, m) - \frac{q}{p}m}$, la part salariale dépend désormais de k et de $\frac{q}{p}$:

$$\alpha = \alpha\left(k, \frac{q}{p}\right) \quad (\text{E.12})$$

En outre, si on suppose qu'il existe également un progrès technique économe en travail matérialisé par une tendance temporelle, on obtient l'équation (13) qui est la cible de long terme utilisée dans leurs estimations par Bentolila et St-Paul :

$$\alpha = \alpha\left(k, \frac{q}{p}, t\right) \quad (\text{E.13})$$

Cotis et Rignols (1998)

A partir des relations (3) et (6), en utilisant l'égalité entre la productivité marginale du capital Y_K' et le coût d'usage du capital (R), on a :

$$Y_K' = f(l) - lf'(l) = R \quad (\text{E.14})$$

Encadré 4 (suite)

Comme on a $Y_L' = Bf'(l)$, il existe une relation entre les coûts des facteurs (salaire réel et coût du capital) appelée « frontière de prix des facteurs ». Si on suppose que le coût du capital est exogène, alors le salaire réel $\frac{w}{p}$ ainsi que l sont complètement déterminés par le coût du capital (R) qui devient le déterminant de la part salariale. A l'équilibre, on obtient une relation entre l et R qui peut s'écrire :

$$l = z(R) \quad (E.15)$$

En reprenant l'équation (6), on obtient :

$$\alpha = \frac{z(R) \times f'(z(R))}{f(z(R))} \quad (E.16)$$

Si on se place en situation de concurrence monopolistique, on obtient :

$$\alpha = \alpha(\mu, R) = \frac{z(\mu R) \times f'(z(\mu R))}{f(z(\mu R))} \quad (E.17)$$

avec μ , le taux de *markup*.

L'équation (17) correspond à la relation de long terme définie par Cotis et Rignols. Elle correspond à l'hypothèse d'un coût du capital exogène qui détermine entièrement le salaire *via* la frontière de prix des facteurs. Dans ce cas, la part salariale ne dépend que des variables susceptibles d'affecter la productivité marginale du capital (coût d'usage du capital, taux de *markup* dans un cadre de concurrence monopolistique, ...).

Cotis et Rignols estiment également des cibles de long terme enrichies de déterminants exprimant la persistance des déséquilibres macroéconomiques sur le moyen terme :

$$\alpha = \alpha(\mu, R, \varepsilon) \quad (E.18)$$

avec ε , écart de salaire réel permettant de tenir compte de la lente convergence du salaire réel à sa valeur d'équilibre ;

$$\alpha = \alpha(\mu, R, \varepsilon, OG) \quad (E.19)$$

avec OG, écart à la production potentielle permettant de tenir compte de la persistance d'un chômage keynésien ;

$$\alpha = \alpha(\mu, R, \varepsilon, t) \quad (E.20)$$

avec t , tendance permettant de tenir compte d'un progrès technique économe en travail ;

$$\alpha = \alpha(\mu, R, \varepsilon, SMIC) \quad (E.21)$$

avec SMIC, le coût réel du travail non qualifié.

Encadré 4 (fin)

Ces relations sont parfois complétées par l'incorporation du prix relatif de l'énergie, destiné à prendre en compte le caractère de « surprise » des chocs et contre-choc pétrolier et/ou à remplacer l'écart de salaire.

Prigent (1999)

Si on définit une frontière de prix des facteurs à partir de cette approche enrichie des consommations intermédiaires d'énergie en supposant l'exogénéité du prix de l'énergie, le salaire réel est entièrement déterminé par le coût d'usage du capital et les prix de l'énergie. En raisonnant dans un cadre de concurrence monopolistique, on obtient alors une part salariale dépendant du coût d'usage du capital, du prix de l'énergie, et du taux de *markup*. Une telle relation correspond à l'approche retenue par Prigent.

$$\alpha = \alpha \left(\mu, R, \frac{q}{p} \right) \quad (\text{E.22})$$

Baghli, Cetté et Sylvain (2003)

Ces auteurs reprennent la démarche éclectique de Cotis et Rignols. Outre le taux d'intérêt réel et le *markup*, ils incorporent dans la cible de long terme le prix de l'énergie débarrassé de sa tendance déterministe (PRE) et le taux d'utilisation des capacités (TU). Lorsque le champ considéré comprend des non-salariés, ils ajoutent le poids relatif des non salariés (le rapport des non salariés (NNS) aux salariés (NS) à la liste des déterminants de long terme. Deux cibles sont donc estimées :

$$TM = TM (\mu, R, TU, PRE) \quad (\text{E.23})$$

$$TM = TM (\mu, R, TU, PRE, NNS/NS) \quad (\text{E.24})$$

avec TM, le taux de marge.

II.1.A.2.

On notera qu'en pratique, les analyses incorporant le taux de *markup* comme déterminant suppose celui-ci invariant. Son effet est donc directement incorporé dans le terme constant.

II.1.A.3. Recherche empirique de déterminants « secondaires »

Outre des variables dérivant d'un programme de maximisation du profit des entreprises ou matérialisant des déséquilibres persistants qui correspondent à des déterminants de long terme, ces études incorporent également d'autres variables susceptibles d'influencer le partage de la valeur ajoutée dont la détermination s'inscrit dans une démarche plus empirique et dont l'influence s'exerce plutôt dans le court terme.

Bentolila et St-Paul considèrent et justifient formellement trois facteurs susceptibles de conduire à un écart entre la courbe SK et le coût réel du travail :

- Le pouvoir de marché des entreprises, qui conduit à un cadre de concurrence monopolistique et l'existence d'un taux de markup conduisant à des rémunérations des facteurs inférieures à leur productivité marginale. On retrouve un déterminant présent dans les relations de long terme définies par Cotis et Rignols et Prigent.
- Le pouvoir de négociation des syndicats sur le marché du travail : selon le mode de formation des salaires et de l'emploi retenus, la modification du pouvoir de négociation des syndicats peut influencer le partage de la valeur ajoutée.
- Les coûts d'ajustement du travail (coûts d'embauche et coûts de licenciement), qui ne sont pas des coûts salariaux, sont également de nature à modifier la part salariale.

La séparation entre variables de court terme et variables de moyen-long terme présente chez Cotis et Rignols, Prigent, Baghli *et alii* diffère de celle de Bentolila et St-Paul qui correspond plutôt à une différenciation entre situation de long terme de concurrence pure et parfaite / autres variables et revêt un caractère plus théorique que temporel.

Cotis et Rignols ne procèdent qu'à des estimations de cibles de long terme et ne modélisent pas d'effets de court terme.

Prigent s'attache à différencier évolutions de long terme (déterminants fondamentaux) et évolutions de court terme (déterminants secondaires) en recourant à un modèle à correction d'erreur. Après avoir définie une cible de long terme dépendant du coût d'usage du capital et du prix relatif de l'énergie, la dynamique de court terme est modélisée retenant les taux de croissance courant et/ou retardés des prix de l'énergie, de la valeur ajoutée et de la part salariale.

Baghli, Cette et Sylvain, qui recourent également à un modèle à correction d'erreur, modélisent le court terme à partir des variables de long terme et du taux de marge retardé et à partir de variables

n'étant présentes qu'à ce seul horizon : la productivité apparente du travail qui traduit le retard d'indexation des salaires sur la productivité ; le coin social qui traduit le fait que les salariés ne considèrent pas immédiatement les modifications des prélèvements sociaux comme une même modification différée de revenu ; le taux de chômage qui reflète le pouvoir de négociation des salariés ; le coût du travail des salariés non qualifiés (le SMIC) dont la hausse exogène détériore le taux de marge et peut avoir un effet d'entraînement sur les salaires.

II.1.A.4. Les résultats des estimations

Cotis et Rignols : les fluctuations des prix relatifs de l'énergie ont fortement contribué à l'évolution heurtée de la part salariale en France.

A partir de données annuelles relatives au secteur des entreprises (l'ensemble de l'économie hors administrations publiques) sur la période 1970-1995, Cotis et Rignols tentent d'établir pour la France et les Etats-Unis une relation de cointégration entre la part des salaires dans la valeur ajoutée, le coût d'usage du capital, et le prix relatif de l'énergie (la relation de long terme entre la part salariale et ses déterminants « fondamentaux »). L'équation estimée est telle que :

$$\text{Ln}\alpha_t = a + b\text{Ln}R_t + c\text{Ln}P_{E_t} + \varepsilon_t$$

avec α_t , part salariale ; R_t , coût d'usage du capital ; P_{E_t} , prix relatif de l'énergie ; ε_t , terme d'erreur.

- Pour la France, les résultats conduisent à des coefficients ayant le signe attendu (coefficient négatif pour le coût d'usage du capital, coefficient positif pour le prix relatif de l'énergie) et assez significatifs. En revanche, aucune relation de cointégration ne peut être clairement établie.
- Pour les Etats-Unis, les résultats ne montrent pas d'effet significatif du prix relatif du pétrole ou du coût d'usage.

L'analyse est ensuite menée pour la France sur données trimestrielles pour les SNF-EI sur la période 1974 :1–1996 :4. La première étape consiste à estimer une équation directement issue de leur modèle théorique et reliant la part salariale au coût du capital et à un « écart de salaire technologique ». Cette équation est ensuite complétée par l'adjonction d'autres variables explicatives :

- Une tendance représentant l'existence d'un progrès technique économe en main d'œuvre.
- Le coût relatif du travail non qualifié pour prendre en compte l'hétérogénéité de la main d'œuvre.
- Un *output gap* pour tenir compte du ralentissement de l'activité et d'un déficit de demande.

A l'issue des estimations des différentes relations, la relation la plus satisfaisante explique la part salariale par le coût d'usage du capital et le prix relatif de l'énergie (hypothèse de cointégration

acceptée et significativités élevés des coefficients qui ont le signe attendu), soit la relation estimée sur données annuelles. Les spécifications alternatives ne sont pas vraiment validées par les tests empiriques : l'hypothèse d'un progrès technique économe en main d'œuvre est rejetée et l'influence des déséquilibres keynésiens et de l'hétérogénéité de la main d'œuvre sont relativement limités.

La relecture des évolutions du taux de marge à partir de la relation de référence montre que les mouvements des taux d'intérêt et surtout les fluctuations des prix relatifs de l'énergie ont contribué à l'évolution heurtée de la part salariale. Ainsi, de 1985 à 1996, le contre-choc pétrolier expliquerait plus des quatre cinquièmes de la baisse observée de la part salariale.

Prigent : les mouvements des prix de l'énergie sont les principaux déterminants de l'évolution de la part des salaires.

A partir de données annuelles françaises des SNF-EI sur la période 1959-1996, **Prigent** estime tout d'abord une relation de long terme entre la part des salaires et le coût d'usage du capital et le prix relatif de l'énergie. Cette relation diffère légèrement de celle retenue par Cotis et Rignols puisqu'elle retient le niveau du coût d'usage du capital et non plus son logarithme comme variable explicative :

$$\text{Ln}\alpha_t = a + bR_t + c\text{Ln}P_{E_t} + \varepsilon_t$$

A l'instar de Cotis et Rignols, aucune relation de cointégration ne peut être mise en évidence en raison vraisemblablement du nombre limité d'observations. Cette relation est néanmoins retenue comme relation de long terme et utilisée pour estimer un modèle à correction d'erreur.

La dynamique de court terme est ensuite modélisée à partir des taux de croissance de la part des salaires, de la valeur ajoutée et des prix de l'énergie. La relation suivante est retenue :

$$\begin{aligned} \Delta\text{Ln}\alpha_t &= \beta_1\Delta\text{Ln}\alpha_{t-1} + \beta_2\Delta\text{Ln}\alpha_{t-2} + \beta_3\Delta^2\text{Ln}Y_t + \beta_4\Delta^2\text{Ln}Y_{t-2} \\ &+ \beta_5\Delta^2\text{Ln}Y_{t-3} + \beta_6\Delta\text{Ln}P_E - \beta_7[\text{Ln}\alpha_{t-1} - (a + bR_t + c\text{Ln}P_{E_t})] + \mu_t \end{aligned}$$

avec Y, la valeur ajoutée ; μ_t , terme d'erreur ; $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$; $\Delta^2 x_t = \Delta x_t - \Delta x_{t-1}$.

Il ressort des estimations que les mouvements des prix de l'énergie apparaissent comme les principaux déterminants de l'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée. Sur la période la plus récente, les mouvements atténués de la part des salaires seraient principalement dus aux évolutions conjoncturelles, au travers du cycle de productivité.

Baghli, Cette, Sylvain : le prix réel de l'énergie, le coût du capital et les tensions productives déterminent le taux de marge à moyen terme.

Sur données trimestrielles françaises, pour différents taux de marge se rapportant aux SNF et SNF-EI, **Baghli et alii** estiment la cible de long terme suivante sur la période 1970-2000 :

$$\text{LnTMCF}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{HPTIRL}_t + \alpha_2 \text{PREHT}_t + \alpha_3 \text{LnTU}_t + \varepsilon_t$$

avec TMCF, le taux de marge au coût des facteurs ; HPTIRL, la demie somme des taux court et long déflatés puis lissés (filtre Hodrick-Prescott) ; PREHT, le logarithme du prix de l'énergie débarrassé de sa tendance déterministe ; TU, le taux d'utilisation des capacités dans l'industrie.

L'estimation de cette cible de long terme pour cinq indicateurs aboutit à des résultats conformes aux attentes (coefficients positifs pour le taux d'intérêt réel et le taux d'utilisation des capacités, négatif pour le prix de l'énergie) et à des relations cointégrées. Les évolutions de la cible de moyen terme (proches de celles du taux de marge) analysées en fonction des variables explicatives montrent que :

- la stabilité de la cible de moyen terme sur la période 1970-1973 résulte d'une hausse du coût réel du capital et de plus fortes tensions productives contrebalancées par l'augmentation du prix réel de l'énergie ;
- la forte baisse de la cible de moyen terme sur la période 1974-1981 provient d'une augmentation du prix de l'énergie et de la baisse des tensions productives atténuées par l'augmentation du coût réel du capital ;
- sur la période 1982-1989, la cible de moyen terme connaît une forte hausse d'ampleur équivalente à la baisse précédente qui résulte de la baisse du prix de l'énergie, de la hausse du coût du capital et d'une augmentation des tensions productives ;
- sur la période 1990-2000, la relative stabilité de la cible de moyen terme s'explique par une diminution du coût du capital et de moindres tensions productives compensées par la baisse du prix de l'énergie.

Le court terme est ensuite modélisé à partir de la relation suivante :

$$\begin{aligned} \Delta \text{LnTMCF}_t &= \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{LnTMCF}_{t-1} \\ &+ \beta_2 \left[\text{LnTMCF}_{t-1} - (\alpha_0 + \alpha_1 \text{HPTIRL}_{t-1} + \alpha_2 \text{PREHT}_{t-1} + \alpha_3 \text{LnTU}_{t-1}) \right] \\ &+ \beta_3 \Delta \text{PREHT}_t + \beta_4 \Delta \text{Ln} \left(\frac{Y_t}{L_t} \right) + \beta_5 \Delta \text{CS}_t + \beta_6 \Delta^2 \text{LnTU}_t \\ &+ \beta_7 \Delta \text{LnTCHO}_{t-1} + \beta_8 \Delta^2 \text{LnTCHO}_{t-1} + \beta_9 \text{LnSMICR}_t + u_t \end{aligned}$$

avec Y_t/L_t , la productivité apparente du travail; CS, le coin social ; TCHO, le taux de chômage ; SMICR, le pouvoir d'achat du salaire minimum.

Il ressort de l'estimation de la dynamique de court terme que :

- Le signe et l'ordre de grandeur des coefficients des variables explicatives sont conformes à ce qui était attendu ;
- le délai moyen d'ajustement du taux de marge à sa cible de moyen terme de l'ordre de 6 à 10 trimestres ;
- le prix de l'énergie a un effet de court terme assez sensible qui pourrait être lié à une indexation rapide des salaires sur les prix de consommation (influencés par les prix de l'énergie) ;
- les variations de la productivité apparente du travail ont un impact très important sur les évolutions de court terme du taux de marge qui proviendrait d'une indexation retardée des salaires sur la productivité ;
- les modifications du coin social ont un impact transitoire faible, ce qui suggérerait que les variations du coin social serait immédiatement considérée comme une variation de revenu différé ;
- l'accélération des tensions productives impacte sensiblement la dynamique de court terme du taux de marge ;
- les variations du taux de chômage ont un impact transitoire important sur le taux de marge qui pourrait s'expliquer par leur influence sur le pouvoir de négociation salariale des salariés ;
- les variations du pouvoir d'achat du SMIC influencent également la dynamique de court terme du taux de marge de façon assez sensible, vraisemblablement en raison d'effets direct et indirect ;

Après avoir investigué le cas de la France, l'étude étend son analyse à quatre autres pays industrialisés (Allemagne, Etats-Unis, Japon, Royaume-Uni), de manière cependant plus sommaire. Au terme de cet examen, les principales conclusions sont les suivantes :

- La mesure du taux de marge des entreprises est sensible aux diverses conventions statistiques retenues, en particulier à la correction de la non-salarisation. Cet aspect statistique pris en compte, le taux de marge des entreprises françaises apparaît stabilisé depuis la fin des années 1980 à un niveau équivalent à celui d'avant le premier choc pétrolier et présente un profil qui se rapproche du taux de marge des SNF ;
- le taux de marge de moyen terme des entreprises allemandes et japonaises semble pouvoir s'expliquer par les mêmes déterminants que pour les entreprises françaises ;
- aux États-Unis et au Royaume-Uni, le taux de marge semble stationnaire, ce qui pourrait provenir de chocs de coûts moins importants, voire de plus fortes flexibilités sur le marché du travail.

Bentolila et St-Paul : l'existence d'un progrès technique économe en main d'œuvre.

L'approche de **Bentolila et St-Paul** diffère des précédentes en ce qu'ils estiment leur relation à partir de données de panel, à partir de la Base ISDB (International Sectoral Data Base) de l'Ocde. Ils utilisent un panel non cylindré comportant quatorze pays¹⁴ décomposés selon quatorze secteurs période 1970-1993. La relation estimée est la suivante :

$$\text{Ln}\alpha_{ijt} = \beta_0 t + \beta_{1i} \text{Ln} \frac{K_{ijt}}{Y_{ijt}} + \beta_{2i} \text{Ln} \left(\frac{q_{jt}}{p_{jt}} \right) + \beta_3 \Delta \text{Lnn}_{ijt} + \beta_4 \text{lcr}_{jt} + v_{ijt}$$

avec i , l'indice du secteur ; j , l'indice du pays ; Y , la valeur ajoutée ; K , le stock de capital ; q , le prix national du pétrole ; p , le prix national du PIB ; n , le taux de croissance de l'emploi dans l'industrie et le pays considérés ; lcr , nombre de conflits du travail rapporté aux employés de l'année précédente.

Les trois premiers termes de la relation estimée formalisent la relation SK enrichie du prix relatif de l'énergie et d'un progrès technique économe en travail ; les deux derniers formalisent l'impact des coûts d'ajustement et du pouvoir de négociation des salariés, deux facteurs susceptibles de conduire à s'écarter de la relation de long terme.

Les résultats obtenus montrent que :

- Le rapport capital sur valeur ajoutée est significatif, ce qui suggère un rejet de l'hypothèse d'une fonction de production de type Cobb-Douglas ;
- Le travail et le capital peuvent être complémentaires ou substitués selon les secteurs (ce qui pourrait éventuellement dépendre de la composition de la main d'œuvre dans chaque secteur) ;
- L'impact du prix relatif de l'énergie sur la part salariale est négatif excepté dans trois secteurs ;
- L'hypothèse d'un progrès technique économe en main d'œuvre est acceptée ;
- Comme attendu, les coûts d'ajustement du travail ont un impact négatif sur la part salariale
- En revanche, l'indicateur de pouvoir de négociation ressort avec un signe négatif, inverse de ce qui était attendu.

D'après cette étude, les mouvements de la part salariale peuvent être décomposés d'une part selon une courbe SK et en fonction de facteurs conduisant à s'en écarter, et notamment les coûts d'ajustement du travail (l'impact du pouvoir de négociation des syndicats reste quant à lui fragile).

II.1.B. Les analyses à partir de modèles structurels

On présente ci-après différentes études proposant une analyse du partage de la valeur ajoutée à partir de modèles d'équilibre général calculable. Ces modèles ne sont pas détaillés, seuls les grands aspects des démarches adoptées sont précisés.

II.1.B.1. Caballero et Hammour (1998,1999) : augmentation des rigidités sur le marché du travail puis forte substitution en faveur de technologies économes en main d'œuvre.

L'objectif de ces travaux est d'expliquer la montée du chômage sur les trente dernières années et sa persistance à un niveau élevé en Europe et plus particulièrement en France à partir des seules modifications institutionnelles sur le marché du travail. Caballero et Hammour rejettent ainsi les interprétations centrées essentiellement sur des chocs macroéconomiques (ralentissement des gains de productivité, chocs pétroliers, politique monétaire, ...) :

“Our account of the European experience has, so far, ignored the role of changes in aggregate conditions – oil shocks, monetary and fiscal policy shocks, etc. The effect of those shocks complements the account we have given for the time-series dynamics of an economy like France, but hardly constitute an alternative explanation for the dynamic features of wages, profits, factor intensities, and unemployment [...].”
(Caballero et Hammour, 1998, p.21).

Les évolutions des salaires, du partage de la valeur ajoutée, et de la rentabilité du capital sont également explicitées.

D'après Caballero et Hammour, les mécanismes institutionnels déterminent les possibilités d'appropriation de la rémunération du capital par le travail. Cette appropriation conduit à une déformation de la combinaison productive qui modifie ensuite l'équilibre général de long terme et notamment les valeurs d'équilibre du taux de chômage et du partage de la valeur ajoutée.

Dans un premier temps, les auteurs représentent les variables dont ils veulent expliquer les évolutions avant de préciser les modifications institutionnelles qui pourraient expliquer ces mouvements. L'interprétation « institutionnelle » de Caballero et Hammour repose sur l'hypothèse d'un choc salarial au cours des années soixante-dix suivi d'une forte substitution du capital au travail. La première étape consiste à valider ces intuitions.

Ils représentent l'écart du salaire à sa productivité marginale sous les hypothèses de concurrence pure et parfaite et d'une fonction de production de type Cobb-Douglas pour la France et les Etats-Unis. L'examen graphique de cette relation montre que le salaire ne s'écarte pas durablement de la

productivité marginale du travail dans le cas des Etats-Unis alors qu'en France, il lui est sensiblement supérieur au cours des années soixante-dix et jusqu'au milieu des années quatre-vingts avant de devenir inférieur jusqu'en fin de période (la moitié des années quatre-vingt dix). Ce premier fait stylisé se révèle compatible avec l'hypothèse d'un choc sur les salaires au cours de la première période suivi d'une forte substitution du capital au travail.

Pour approfondir la validité de leur hypothèse, les auteurs estiment l'élasticité de substitution entre les facteurs capital et travail à partir d'une relation correspondant à la condition de premier ordre pour le capital dans le cadre d'une maximisation du profit des entreprises à partir d'une fonction de production de type CES. L'estimation de cette relation conduit à des résultats compris entre 0 et 0,75 selon le coût d'usage du capital retenu.

Caballero et Hammour distinguent ensuite le capital installé du nouveau capital et cherchent à estimer une élasticité de substitution dépendant du nouveau capital et de la production qu'il permet. L'estimation de l'élasticité de substitution à partir de cette hypothèse conduit à des élasticités de substitution comprises entre 2,38 et 6,54 selon le coût d'usage du capital retenu, compatible avec leur intuition d'une forte substituabilité capital-travail.

A partir de ces premiers résultats confirmant leurs hypothèses, les auteurs construisent ensuite une maquette permettant d'expliquer les évolutions de l'emploi et des salaires à partir de quatre caractéristiques institutionnelles :

- La spécificité du capital : au niveau microéconomique, ils supposent qu'une partie du capital est liée spécifiquement à l'emploi : lorsqu'une entreprise réduit ses effectifs, une fraction de son capital devient inutilisable (par exemple, parce que les employés licenciés étaient les seuls à pouvoir utiliser ces équipements). Cela rend les mouvements de l'emploi d'autant plus rigides que la substitution vers des technologies économes en travail s'effectue lentement.
- Les coûts de licenciement, qui conduisent à un coût supplémentaire pour l'entreprise lorsqu'elle décide de réduire les effectifs.
- Les allocations chômage, qui représentent une fraction de la rémunération des chômeurs. Plus cette fraction est élevée, plus le pouvoir de négociation des salariés est élevé.
- Le niveau des charges sociales, qui représentent également une fraction de la rémunération des chômeurs, et dont la hausse conduit également à renforcer le pouvoir de négociation des salariés.

L'accroissement de chacune de ces variables rend plus aisée une appropriation de la rémunération du capital par le facteur travail.

Conformément à la démarche habituelle des modèles d'équilibre général calculables, les paramètres du modèle sont fixés afin de reproduire au mieux les évolutions constatées des variables à expliquer (calibrage du modèle). Les évolutions des variables institutionnelles sont quant à elles définies de manière à résumer les modifications institutionnelles apparues en France, conformément à la chronologie qu'ils fournissent¹⁵. Puis, les évolutions des salaires, de l'emploi, du partage de la valeur ajoutée, ... sont expliquées à partir de ces changements.

Le modèle défini par Caballero et Hammour permet finalement d'expliquer les évolutions de l'emploi et des autres variables sur les trente dernières années uniquement par des chocs sur les salaires liés à une appropriation de la rémunération du capital par le facteur travail au cours des années soixante-dix et jusqu'au milieu des années quatre-vingts ; en réponse à cette appropriation, les entreprises modifient leur combinaison productive en recourant à des technologies économes en main d'œuvre. Il en résulte un accroissement du taux de chômage ainsi qu'un partage de la valeur ajoutée plus favorable au capital. Parmi les paramètres institutionnels retenus, les principaux facteurs de la hausse du chômage sont l'accroissement de la spécificité du capital et des coûts de licenciement.

II.1.B.2. Blanchard (1997, 1998) : ralentissement des gains de productivité puis baisse du pouvoir de négociation salariale

L'objectif de ces études est d'expliquer la différence entre les pays « anglo-saxons » et l'« Europe continentale »¹⁶ concernant l'évolution du taux de chômage et du partage de la valeur ajoutée depuis le début des années soixante-dix, en se concentrant plus particulièrement sur le cas de la France.

L'idée centrale de l'auteur est que, s'il est possible d'expliquer partiellement les évolutions de l'emploi et du partage de la valeur ajoutée à partir de l'inertie des facteurs de production, des modifications plus structurelles sont également responsables de ces mouvements :

“The reason why wage moderation, clearly evident in the data since the mid-1980s, has not led to a decrease in unemployment is that another type of shift has been at work, this time on the labor demand side. [...] The effect of this adverse shift in labor demand has been to lead to both continued high unemployment, and increasing capital shares. What lies behind this shift in labor demand? There are two potential lines of explanation: The first is shifts in the distribution away from workers [...]. The second explanation points to technological bias [...].” (Blanchard, 1998, abstract, p.2).

La démarche suivie consiste à mettre en évidence la modification structurelle à l'origine des évolutions du chômage et du partage de la valeur ajoutée en Europe continentale, puis à définir les causes de ces évolutions.

Après avoir montré que les fluctuations du partage de la valeur ajoutée peuvent vraisemblablement s'expliquer en partie par des modifications structurelles (contrairement aux pays « anglo-saxons » où de telles modifications sont absentes, ce qui explique la relative stabilité du partage de la valeur ajoutée). Trois justifications sont avancées pour expliquer ces modifications :

- Une mauvaise spécification : la relation permettant de mettre en évidence une rupture « structurelle » serait mal identifiée. La relation statique utilisée devrait être remplacée par une spécification dynamique.
- Une variation structurelle du rapport entre la productivité marginale du travail et le coût réel du travail qui pourrait provenir d'une variation du pouvoir de marché des entreprises ou du pouvoir de négociation des syndicats.
- L'adoption de technologies économes en travail (progrès technique biaisé).

L'auteur construit ensuite une maquette d'équilibre général calculable pour tester l'impact de ces trois explications. D'après le modèle retenu, il apparaît que :

- Du début des années soixante-dix au milieu des années quatre-vingts, la déformation du partage de la valeur ajoutée en Europe continentale et plus particulièrement en France provient du ralentissement des gains de productivité et de délais d'ajustement des quantités de facteurs.
- A partir du milieu des années quatre-vingts, elle s'explique par une modification du pouvoir de négociation des syndicats ou d'un progrès technique économe en travail.

II.1.B.3. Blanchard et Giavazzi (2001) : des modifications institutionnelles pourraient entièrement expliquer les fluctuations du partage de la valeur ajoutée

L'objectif de cette étude est de quantifier l'impact macroéconomique d'une concurrence accrue sur les marchés des biens et services et du travail. Le degré de concurrence sur le marché des biens est (inversement) mesuré par le pouvoir de marché des entreprises : plus ce pouvoir est élevé, plus on s'éloigne d'une situation de concurrence pure et parfaite et plus les rentes retirées de la situation de concurrence monopolistique sont élevées. Le degré de concurrence sur le marché du travail est quant à lui évalué (inversement) par le pouvoir de négociation des syndicats : plus le pouvoir de négociation est important, plus ces rentes iront aux salariés.

Les auteurs définissent tout d'abord une maquette caractérisée par une situation de concurrence monopolistique sur le marché des biens et services et un marché du travail où les salaires et l'emploi sont déterminés par des négociations. L'importance de la réglementation (par opposition à la concurrence) est appréhendée par trois paramètres du modèle : deux paramètres permettent de calculer

le pouvoir de marché des entreprises ; un paramètre exprime le pouvoir de négociation des salariés. Les effets d'une modification de chaque paramètre sont précisés selon trois horizons temporels : équilibre partiel de court terme ; équilibre général de court terme ; long terme.

Les enseignements de ce modèle sont ensuite utilisés pour offrir une relecture des évolutions de l'emploi et du partage de la valeur ajoutée sur les trente dernières années en Europe. En exprimant la part salariale en fonction du pouvoir de marché des entreprises et du pouvoir de négociation des travailleurs, ils déterminent les évolutions des paramètres compatibles avec les mouvements constatés des taux de marge. Ils examinent ensuite dans quelles mesures ces évolutions sont vérifiées et sont donc vraisemblablement à l'origine des fluctuations des taux de marge.

Cette analyse ne considère le taux de marge qu'en tant qu'illustration de mécanismes définis dans l'étude et n'est donc pas directement comparables aux autres études plus spécifiquement centrées sur le partage de la valeur ajoutée.

Cette interprétation est reprise par Giammarioli *et alii* (2002) qui expliquent les évolutions de moyen terme du partage de la valeur ajoutée à partir de cette approche institutionnelle. Bien que reposant sur le schéma formalisé défini par Blanchard et Giavazzi, cette étude ne procède à aucune simulation ni estimation. C'est pourquoi elle a été considérée précédemment comme n'étant pas une approche formalisée.

II.1.C. Une typologie des études

Les études présentées précédemment partagent une même caractéristique, le rôle joué par les propriétés de la fonction de production et la nature du progrès technique. L'hypothèse de concurrence monopolistique est également couramment utilisée pour justifier des modifications institutionnelles et / ou un écart du salaire à sa productivité marginale. En outre, deux grands types d'analyse du partage de la valeur ajoutée se distinguent, qui conduisent à des appréciations différentes.

II.1.C.1. Le rôle de la technologie

L'ensemble des études dérive la relation de long terme en supposant que les entreprises maximisent leur profit sous contrainte de la fonction de production. Il en découle que cette dernière est au cœur de l'analyse : les hypothèses sur lesquelles elle repose influencent la relation de long terme et le niveau du partage de la valeur ajoutée.

Les facteurs de production : dans le cas où la fonction de production n'est pas Cobb-Douglas, l'ajout des consommations intermédiaires d'énergie en plus du capital et du travail comme facteur de production conduit à une sensibilité de la part salariale à leur prix relatif. En les approximant par des consommations intermédiaires d'énergie, il est alors possible d'introduire formellement les prix de l'énergie comme déterminants du partage de la valeur ajoutée de long terme. Dans le cas de la France, la forte chute du partage de la valeur ajoutée au moment des chocs pétroliers ainsi que son redressement au cours des années quatre-vingts (contre-choc pétrolier) plaiderait justement pour une liaison négative entre le prix relatif de l'énergie (du pétrole) et le partage de la valeur ajoutée.

La nature du progrès technique : supposer un progrès technique économe en capital permet d'expliquer la tendance à la hausse (baisse) du taux de marge (de la part des salaires) du secteur privé ou de l'ensemble de l'économie constatée dans le cas de la France, notamment sur la décennie quatre-vingt-dix.

L'élasticité de substitution : l'élasticité de substitution entre facteurs joue un rôle crucial puisqu'elle détermine l'influence des facteurs sur le partage de la valeur ajoutée.

- Dans le cadre théorique qu'ils retiennent, Cotis et Rignols montrent que l'impact du coût du capital sur la part salariale dépend de l'élasticité de substitution entre capital et travail : une hausse du coût réel du capital conduira à une baisse (hausse) de la part salariale si l'élasticité de substitution est inférieure (supérieure) à l'unité. De même, dans l'hypothèse d'un progrès technique économe en travail, celui-ci influence négativement la part salariale si l'élasticité de substitution est inférieure à l'unité et positivement si celle-ci est supérieure à l'unité (p.330).
- Bentolila et St-Paul montrent que l'impact des prix de l'énergie sur la part salariale dépend de la forme de la fonction de production¹⁷ (p.5).
- Quant à Caballero et Hammour, leur interprétation « institutionnelle » des évolutions du chômage et du partage de la valeur ajoutée repose sur l'hypothèse d'une élasticité de substitution limitée à court terme mais forte à moyen-long terme.
- Il convient en outre de signaler que sous l'hypothèse d'une fonction de production de type Cobb-Douglas, le partage de la valeur ajoutée est stable à long terme.

II.1.C.2. L'hypothèse de concurrence monopolistique

Popularisée par Blanchard et Kiyotaki (1987), cette hypothèse est couramment retenue pour plusieurs raisons :

- elle donne une portée plus générale au cadre d'analyse en s'affranchissant de l'hypothèse d'exogénéité des prix sur le marché des biens et services
- elle introduit le pouvoir de marché des entreprises comme élément d'interprétation supplémentaire.

Cependant, bien que cette hypothèse théorique soit communément adoptée, elle est rarement mise en œuvre dans les estimations de formes réduites¹⁸ en raison de l'absence d'information disponible.

II.1.C.3. Une typologie des études

Chaque analyse se réfère à une relation « fondamentale » qui peut être considérée comme une relation de long terme. Lorsque l'économie se trouve sur sa trajectoire de long terme, cette relation est satisfaite et détermine le partage de la valeur ajoutée d'équilibre. Ce partage peut être considéré comme le « bon » partage, dans la mesure où le long terme économique représente une situation « idéale » permettant la « meilleure » croissance compte tenu des paramètres structurels de l'économie. Mais le long terme économique correspond à une situation théorique abstraite et de nombreuses rigidités conduisent à s'en écarter durablement.

Si toutes les études s'accordent sur l'existence de rigidités, l'appréciation que l'on peut porter sur ces rigidités diffère. Deux types d'analyses du partage de la valeur ajoutée peuvent ainsi être distinguées :

- Les études qui restent plutôt évasives sur l'origine des rigidités et ne portent pas d'appréciation qualitative sur ces rigidités, et notamment leur lien avec l'évolution du taux de chômage. Les études d'Artus et Cohen, Cotis, Prigent, Baghli *et alii*, appartiennent à cette catégorie.
- Les travaux pour lesquels les mouvements amples du partage de la valeur ajoutée sont spécifiquement liés à des rigidités sur le marché du travail qui sont la source d'un taux de chômage élevé et doivent donc être réduites. Ces analyses abordent simultanément le partage de la valeur ajoutée et le taux de chômage. Les travaux de Blanchard, Blanchard et Giavazzi, Caballero et Hammour, Giammarioli *et alii*, voire Bentolila et St-Paul, appartiennent à cette seconde catégorie¹⁹.

II.2. Les interprétations usuelles des évolutions du partage de la valeur ajoutée en France depuis 1970

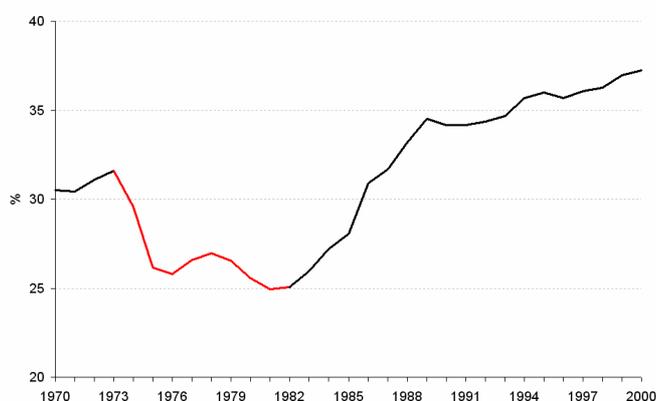
Lorsqu'elles s'intéressent au cas français, la principale interrogation des études concerne la forte hausse du taux de marge au cours des années quatre-vingts et l'appréciation du niveau du taux de marge au cours des années quatre-vingt dix par rapport à celui du début des années soixante-dix : alors que l'interprétation des déformations du partage de la valeur ajoutée durant la période des chocs pétroliers est relativement consensuelle, les évolutions constatées à partir du milieu des années quatre-vingts sont l'objet d'hypothèses diverses.

II.2.A. La période des chocs pétroliers : un choc à la hausse sur les salaires

Graphiques II.1

**Le partage de la valeur ajoutée en France :
la période des chocs pétroliers (1973-1982)**

Taux de marge au coût des facteurs, secteur privé



source: Baghli, Cette, Sylvain (2003)

La déformation du partage de la valeur ajoutée au moment des chocs pétroliers (*graphique II.1*) semble devoir s'expliquer dans la plupart des études par un retard d'ajustement des salaires aux effets cumulés des chocs pétroliers et du ralentissement des gains de productivité. Seuls Caballero et Hammour (1997, 1998) fournissent une interprétation alternative où le choc sur les salaires est lié à des modifications institutionnelles favorisant l'appropriation de la rémunération du capital par le facteur travail.

II.2.A.1. Le retard d'ajustement des salaires au ralentissement des gains de productivité et à la hausse du prix relatif de l'énergie déforme le partage de la valeur ajoutée en faveur des salaires

En l'absence de rigidités, le ralentissement des gains de productivité et la hausse du prix de l'énergie auraient dû conduire à un ajustement à la baisse du salaire réel. Or, en raison de l'indexation des salaires et du délai de perception du caractère durable du ralentissement des gains de productivité, ils ont conduit à une modification de l'offre de travail : toutes choses égales par ailleurs, le salaire réel demandé par les travailleurs s'est accru.

- Le ralentissement durable des gains de productivité modifie l'offre de travail puisque l'offre de travail a continué à s'inscrire sur la tendance antérieure des gains de productivité. Comme le souligne Blanchard (2000) :

"[But] such an exceptional decrease is likely to take some time before it is fully understood by the economic players. Measures of productivity growth move a lot from year to year, and most of the movements are transitory. Workers, as well as others, are likely to take some time to realize that the change is actually permanent. Meanwhile, they are likely to extrapolate the old trend [...]" (Blanchard, 2000a, pp.5-6)

- La hausse des prix de l'énergie modifie également l'offre de travail du fait d'une indexation des salaires sur des prix de consommation qui progressent plus vite que les prix de la valeur ajoutée²⁰ : le salaire demandé par les travailleurs progresse au rythme des prix à la consommation, supérieurs à celui de la valeur ajoutée (qui définissent le salaire réel).

En raison de coûts et de délais d'ajustement des quantités de facteurs, cette modification de l'offre de travail n'a que progressivement conduit à un ajustement des effectifs et à une progression du chômage (*graphique II.2*). Au début de cette période d'ajustement, le coût réel du travail a progressé plus vite que la productivité totale des facteurs, conduisant à la détérioration observée du taux de marge.

Graphique II.2
Taux de chômage



source : Insee ; taux de chômage au sens du Bit ; série révisée le 10 juillet 2003 (*Information rapide n°212*)

L'explication de la diminution du taux de marge en raison des chocs pétroliers et du ralentissement des gains de productivité se retrouve explicitement dans les analyses d'Artus et Cohen (1998), Blanchard (1998, 1999), Cotis et Rignols (1998).

« Le déséquilibre apparu dans les années soixante-dix a été le résultat du retard d'ajustement des salaires réels à nouvel environnement créé par la crise pétrolière : hausse du coût des importations (et donc hausse du prix de la consommation sur lequel sont indexés les salaires) par rapport au prix de production nationale. S'ajoute à cela, également, le retard d'ajustement des salaires réels à la décélération des gains de productivité. » (Artus et Cohen, p.9)

« [...] there is a wide consensus that they [the labor supply shifts] came from the failure of wages to adjust to the productivity slowdown and the adverse supply shocks of the 1970s. In any case, the initial effect of these shifts was to decrease profit rates and capital shares. » (Blanchard, 1997, p.4)

« La période 1973-1982 a été marquée par une croissance du coût réel du travail très supérieure à celle qu'aurait justifiée l'évolution du progrès technologique [...]. Les facteurs qui ont contribué à cette dégradation du marché du travail [...] sont essentiellement liés aux chocs pétroliers [...]. Dans le cas français, les chocs pétroliers ont contribué à l'élévation du coût réel du travail par le biais de deux canaux distincts :

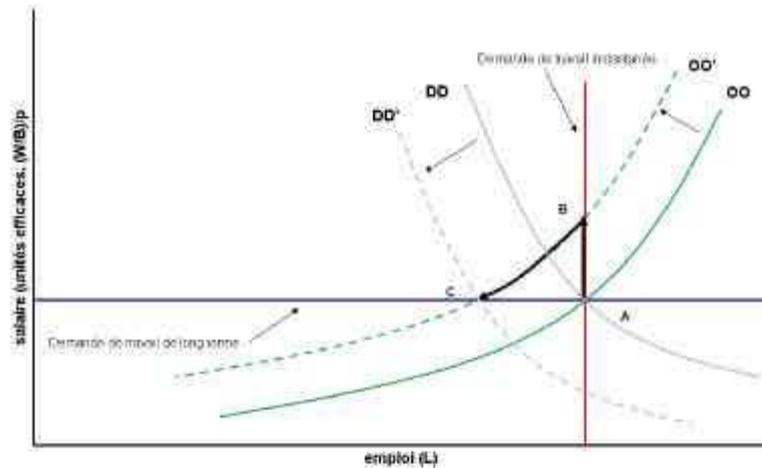
- *la rigidité nominale des prix [...].*
- *l'indexation complète et rapide des salaires sur les prix de consommation [...]. »*

(Cotis et Rignols, p.305)

La modification de l'offre de travail et les mécanismes conduisant à la détérioration du taux de marge peuvent être synthétisés par le graphique ci-dessous (*graphique II.3*).

Graphique II.3

L'ajustement du travail, de l'emploi et du partage de la valeur ajoutée à un choc d'offre



source: Blanchard, 1998

- 1) Au début des années soixante-dix, l'économie se trouve en équilibre : l'offre de travail (OO), la demande de travail (DD), et la demande de travail de long terme déterminée par la frontière de prix des facteurs (à long terme, le salaire est inélastique et entièrement déterminé par le coût d'usage du capital) se croisent au point A.
- 2) Le ralentissement des gains de productivité et les chocs pétroliers déplacent l'offre de travail de OO vers OO' : à salaire réel par unités efficaces donné, l'offre de travail diminue.
- 3) En raison d'une faible élasticité de substitution entre facteurs à court terme (demande de travail instantanée inélastique), ce mouvement ne se traduit pas par une baisse de l'emploi. L'économie passe du point A au point B. La rentabilité du capital et le taux de marge diminuent.
- 4) Les entreprises s'adaptent progressivement en réduisant l'emploi, ce qui conduit à une augmentation du rapport capital-travail.
- 5) Parallèlement, les entreprises réduisent leur stock de capital en raison d'une moindre rentabilité. La demande de travail passe de DD à DD', ce qui accentue la montée du chômage et pousse à une diminution du salaire. Cette diminution du salaire jusqu'à son niveau initial conduit à un rétablissement du rapport capital-travail, de la rentabilité du capital, et du partage de la valeur ajoutée à son niveau initial. L'économie atteint finalement le point d'équilibre C caractérisé par un taux de chômage plus élevé.

Cependant, si les salariés perçoivent peu à peu le caractère durable du ralentissement des gains de productivité et de la hausse du prix relatif de l'énergie au cours des étapes 1 à 5, alors la modification de la courbe d'offre n'est que temporaire et celle-ci retourne vers son profil initial (de OO' vers OO) : le chômage diminue, et l'économie retrouve le point A (Blanchard, 2000a) où l'économie croît cependant à un rythme plus limité en raison du ralentissement des gains de productivité.

A la fin des années soixante-dix et au début des années quatre-vingts, le chômage s'étant accru continuellement, on peut penser que l'économie chemine entre le point B et le point C : l'effet dynamique des chocs des années soixante-dix n'est pas encore épuisé et les facteurs à l'origine de ces chocs n'ont pas été perçus comme durables.

II.2.A.2. Un choc salarial qui provient de modifications institutionnelles en faveur du facteur travail

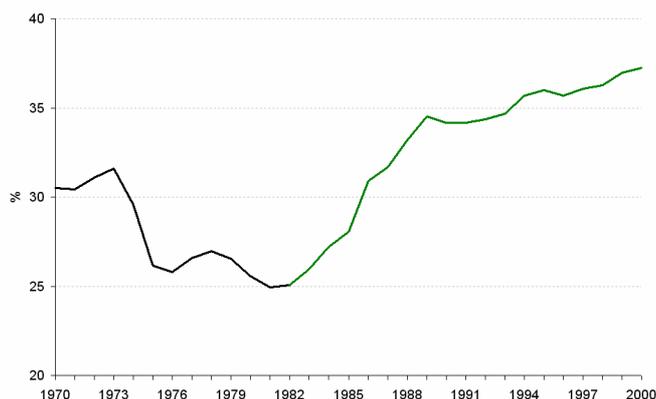
Caballero et Hammour se démarquent de l'interprétation précédente. Selon eux, le choc sur les salaires à l'origine de la déformation du partage de la valeur ajoutée provient de modifications institutionnelles en faveur du facteur travail. Les évolutions des années soixante-dix sont la première phase d'un choc institutionnel en faveur du facteur travail dont l'origine est la suivante (d'après Caballero et Hammour, 1999, p.6) : durant les années cinquante et soixante de forte croissance de l'économie française, les gains de productivité ont principalement servi à rémunérer le capital au détriment du travail, les salaires progressant moins rapidement que les gains de productivité jusqu'en 1968. Cet écart entre la croissance des salaires et les gains de productivité a généré des tensions qui ont abouti aux troubles de mai 1968. Les accords de Grenelle signés à la fin de ces événements ont alors marqué le début d'un processus s'étendant au années soixante-dix et au début des années quatre-vingts au cours duquel le facteur travail a bénéficié de modifications institutionnelles.

De 1968 à la fin des années soixante-dix, les premières modifications institutionnelles (Caballero et Hammour, 1999, p.6 ; 1998, pp.24-25) ont conduit à des hausses de rémunérations débouchant sur une appropriation de la rémunération du capital par le facteur travail en raison de la rigidité de court terme du capital. Bien que le chômage ait commencé à croître, la croissance des salaires s'est ainsi révélée supérieure aux gains de productivité tout au long des années soixante-dix et la part des salaires (le taux de marge) a fortement augmenté (diminué).

II.2.B. Une déformation qui va au-delà d'un simple rattrapage : correction des déséquilibres antérieurs ou nouveaux mécanismes ?

Graphiques II.4

**Le partage de la valeur ajoutée en France :
une déformation qui va au-delà d'un simple rattrapage**
Taux de marge au coût des facteurs, secteur privé



source: Baghli, Cette, Sylvain (2003)

La déformation du partage de la valeur ajoutée en faveur du capital au cours des années quatre-vingts (*graphique II.4*) est différemment justifiée selon les auteurs. S'ils s'accordent tous à reconnaître que cette déformation fait plus que compenser celle de la période précédente certains l'expliquent essentiellement par une correction des évolutions antérieures, d'autres y voient principalement l'impact des prix de l'énergie, d'autres enfin la justifient surtout par une modification de la demande de travail des entreprises.

Deux autres explications semblent en revanche plus consensuelles : même si elle n'a pas été le moteur principal de la déformation du partage de la valeur ajoutée au cours de la décennie quatre-vingts, la hausse des taux d'intérêt réels est un facteur explicatif souvent avancé ; de même, l'apparition d'un progrès technique économe en travail est un autre argument communément avancé pour justifier la dynamique du taux de marge à partir du milieu des années quatre-vingts.

II.2.B.1. Une déformation qui va au-delà d'un simple rattrapage ...

L'ensemble des études qui reposent sur des indicateurs construits pour l'ensemble de l'économie ou le secteur privé concluent à une déformation du partage de la valeur ajoutée allant au-delà du simple rattrapage :

*« Il ne fait donc aucun doute que la déformation du partage de la valeur ajoutée qui s'est observée au cours des années quatre-vingts va **au-delà d'un simple rattrapage du phénomène inverse observé au cours des années soixante-dix.** » (Artus et Cohen, p.14)*

*« Capital shares, which had decreased in the 1970s, have increased steadily since, and stand now at **their highest level in recent history.** » (Blanchard, 1998, p.3)*

*« The evolution of the labor share confirms the stark contrast between the two phases in the progress of employee compensation. It climbs from 68 percent to about 72 percent in the first phase, then falls progressively all the way to 60 percent in the second phase – **far below its initial level.** » (Caballero et Hammour, 1999, p.2). »*

*« La baisse de la part salariale observée en France à partir du milieu des années quatre-vingts ne constitue pas en elle-même une source d'étonnement. La part salariale avait en effet fortement augmenté à l'occasion des deux chocs pétroliers et une correction à la baisse était sans doute prévisible. Mais l'ampleur du mouvement de repli a été particulièrement marquée : à l'issue de cette phase de correction **la part des salaires s'est en effet stabilisée à un niveau très inférieur à celui qui prévalait immédiatement avant le premier choc pétrolier.** » (Cotis et Rignols, p.294)*

II.2.B.2. ... qui s'explique principalement par un mécanisme correcteur des déséquilibres précédents ? ...

D'après Caballero et Hammour, les évolutions du partage de la valeur ajoutée au cours des trente dernières années sont liées à un seul et même phénomène, une suite de modifications institutionnelles favorables au travail de la fin des années soixante au milieu des années quatre-vingts :

“[...] we argue that the two phases that stand out in the data and the gradual parting of company between capital and labor are exactly what one expects to find following an institutional push in favor of labor.” (Caballero et Hammour, 1999, p.4).

Pendant la première phase, en l'absence d'ajustement du capital, les chocs institutionnels conduisent à une hausse des salaires, une montée du chômage, une hausse de la part des salaires dans la valeur ajoutée, et une diminution de la rentabilité du capital. Puis les entreprises substituent peu à peu du capital au travail et adoptent des technologies économes en main d'œuvre. Il en découle une diminution des salaires, une poursuite de la hausse du chômage, une baisse de la part des salaires au-

delà de son niveau initial, et un rétablissement de la profitabilité du capital, tous phénomènes constatés en France au cours des années quatre-vingts et jusqu'au milieu des années quatre-vingt dix.

Pour Artus et Cohen, dans un cadre où le ralentissement des gains de productivité et les chocs pétroliers expliquent la déformation du partage de la valeur ajoutée en faveur du travail au cours des années soixante-dix, la poursuite des ajustements conduit à une diminution des salaires et de l'emploi conduisant à un partage de la valeur ajoutée plus favorable au capital. Selon Artus et Cohen, ce phénomène correcteur explique l'essentiel de la progression du taux de marge.

« Le déséquilibre des années quatre-vingts résulte essentiellement d'un phénomène correcteur du premier [...]. » (Artus et Cohen, p .9)

II.2.B.3. ... par la baisse des prix de l'énergie ?

Selon Cotis et Rignols, c'est un autre phénomène qui conduit à l'essentiel de l'affaîsissement de la part salariale au cours des années quatre-vingts : le contre-choc pétrolier du milieu des années quatre-vingts, qui « corrige » les fortes hausses de la décennie précédente. Ainsi selon eux,

« [...] depuis 1985 [et jusqu'en 1995] par exemple, le contre-choc pétrolier expliquerait plus des quatre cinquièmes de la baisse observée de la part salariale. » (Cotis et Rignols, p.324)

Cette interprétation est cependant fortement liée à la spécification adoptée par ces auteurs : comme ils modélisent la part des salaires à partir d'une relation statique, ils ne peuvent mettre en évidence de mécanisme dynamique correcteur, ce qui conduit vraisemblablement à surestimer l'impact du contre-choc pétrolier. Si on suppose en effet que le partage de la valeur ajoutée « devait » se déformer en faveur du capital en raison d'un mécanisme correcteur, le contre-choc pétrolier n'aurait eu qu'un effet « accélérateur » dans le rétablissement de la part des salaires en favorisant une modération salariale (déplacement de la courbe d'offre dans le sens opposé du *graphique II.5*) en raison d'une diminution des termes de l'échange intérieur.

II.2.B.4. ... par une modification structurelle de la demande de travail liée à une perte d'influence des syndicats ?

Si Blanchard reconnaît une influence des mécanismes correcteurs des déséquilibres de la période précédente, ceux-ci lui semblent insuffisants puisqu'à long terme, le partage de la valeur ajoutée et le taux de chômage devraient revenir à leur niveau initial en raison d'une adaptation de l'offre de travail au ralentissement des gains de productivité. Or, force est de constater que le taux de chômage est loin d'avoir retrouvé son niveau de début de période.

D'autres chocs conduisant à une progression du chômage et à un accroissement du taux de marge ont donc pris le relais des chocs de la période précédente et sont les principaux facteurs explicatifs de la déformation du partage de la valeur ajoutée au cours des années quatre-vingts. Parmi ces chocs, Blanchard retient l'hypothèse d'une modification de la demande de travail provenant d'une perte d'influence des syndicats (argument repris dans Blanchard et Giavazzi) ou d'une réduction de l'excès d'emploi au sein des entreprises.

Dans un premier temps, la modification de la demande de travail liée à une perte d'influence des syndicats au cours des années quatre-vingts se traduit, toutes choses égales par ailleurs, par un salaire réel offert par les entreprises qui diminue. Il s'en suit une hausse progressive du taux de chômage puis une baisse des salaires modération salariale à partir du milieu des années quatre-vingts (première étape).

A un horizon plus lointain, la modération salariale doit conduire à une hausse de la rentabilité du capital conduisant à l'apparition de nouvelles entreprises créant de l'emploi et à une diminution du taux de chômage.

A la fin du processus, la rentabilité du capital, le salaire et le chômage retournent à leur niveau initial tandis que le taux de marge reste durablement plus élevé en raison d'un rapport capital-travail plus élevé (deuxième étape). La déformation du partage de la valeur ajoutée à l'oeuvre au cours des années quatre-vingt correspondrait à la première étape de ce processus, la deuxième devant être caractérisée, selon les mécanismes décrits, par une décroissance du chômage.

L'hypothèse d'une modification de la demande liée à des facteurs « institutionnels » (la perte d'influence des syndicats) est reprise par Giammarioli *et alii* (2002), qui étudient l'évolution de la part salariale en Europe et aux Etats-Unis depuis 1960 dans un cadre proche de celui de Blanchard. A l'appui de leur thèse, ces auteurs mettent en avant la diminution du taux de syndicalisation en France au cours des années quatre-vingts, celui atteignant 9% à la fin de années quatre-vingts contre 20% au milieu des années soixante-dix :

“The initial stable relationship was shifted downward in 1984. The downward shift of the schedule could be explained by the decline in union membership that France experienced during the 1980s: official figures show a decline from around 20 per cent in the mid 1970s to 15 per cent between 1975 and 1985 and to 9 per cent in the late 1980s.”
(Giammarioli *et alii* p.16)

La diminution du taux de syndicalisation peut s'expliquer par différents facteurs : un développement de l'emploi dans les services au détriment de l'industrie, où les syndicats étaient traditionnellement

plus présents ; des réformes du marché du travail conduisant à un développement du temps partiel et des contrats à durée déterminée, deux catégories de salariés peu syndiqués ; une détérioration des relations entre syndicats ; et enfin, une montée du taux de chômage (Giammarioli *et alii*, p.17).

II.2.B.5. Les facteurs consensuels

Outre des mécanismes correcteurs, le contre-choc pétrolier, ou la perte d'influence des syndicats, des facteurs plus consensuels sont aussi avancés pour justifier la déformation du partage de la valeur ajoutée au cours des années quatre-vingts : la hausse des taux d'intérêt réels et l'éventualité d'un progrès technique économe en main d'œuvre.

Par son impact sur le coût d'usage du capital auquel il est parfois assimilé, *la hausse du taux d'intérêt réel* conduit les entreprises à vouloir augmenter la rentabilité du capital, ce qui modifie la demande de travail de long terme, entièrement déterminée par le coût du capital : toutes choses égales par ailleurs, le salaire offert par les entreprises diminue. Il en découle une hausse du chômage et du taux de marge.

« La forte hausse des taux d'intérêt réels constatée au cours de la décennie quatre-vingts a détérioré la profitabilité du capital, entraînant sans doute, en retour, une baisse du coût réel du travail désiré par les entreprises. » (Cotis et Rignols, p.309)

« [...] la hausse des taux d'intérêt et du coût du capital joue manifestement un rôle dans la déformation favorable au capital qui s'observe dans les années quatre-vingts. » (Artus et Cohen, p.23)

On remarquera également que Cette et Sylvain (2001) justifient le niveau du taux de marge au cours des décennies quatre-vingts et quatre-vingt-dix par le niveau des taux d'intérêt réels.

Il faut cependant rappeler que l'impact d'une hausse des taux d'intérêt réel sur le partage de la valeur ajoutée dépend de l'élasticité de substitution entre capital et travail : si celle-ci est inférieure à l'unité, alors une hausse des taux d'intérêt réels conduit à une déformation en faveur du capital. Si elle est supérieure à l'unité, le partage se déforme en faveur du travail. Les études décrivant un impact positif des taux d'intérêt réels sur le taux de marge postulent donc implicitement une élasticité de substitution capital-travail inférieure à l'unité.

L'apparition d'un progrès technique économe en main d'œuvre, qui accentue la substitution capital-travail liée aux déséquilibres des années soixante-dix, conduit à une modification des coefficients de la fonction de production en faveur du capital et donc à une augmentation du taux de marge. Toutes

choses égales par ailleurs, les entreprises souhaitent embaucher moins (modification de la demande de travail). Il en découle une hausse du chômage.

L'éventualité d'un progrès technique économe en main d'œuvre est mentionnées mais n'est pas retenue par Cotis et Rignols :

« Différentes thèses peuvent être avancées pour justifier l'existence d'un trend autonome venant déprimer la part des salaires dans la valeur ajoutée : un progrès technique économe en main d'œuvre, une tendance à l'élévation de la prime de risque requise par les actionnaires ou de manière voisine, une tendance à la dissipation des rentes salariales sous l'effet de la « globalisation » économique. [...] Parmi les pistes susceptibles d'étayer cette hypothèse ad hoc, la moins crédible est certainement celle du progrès technique économe en main d'œuvre. » (Cotis et Rignols, 1998, p. 321)

Artus et Cohen font en revanche reposer une partie de la hausse du taux de marge et sa stabilité à partir de la fin des années quatre-vingts sur cette hypothèse :

« De nouvelles techniques de production améliorent l'efficacité du capital et provoquent une baisse « extrinsèque » de la demande de travail. La hausse de l'efficacité du capital accroît la part du revenu du capital dans le revenu total » (Artus et Cohen, P.24)

Blanchard y voit un mécanisme dont l'impact pourrait être identique et se substituer à celui de la perte d'influence des syndicats :

“What lies behind this shift in labor demand ? There are two potential lines of explanation [...] The second explanation points to technological bias: firms in continental Europe are introducing technologies biased against labor and towards capital” (Blanchard, 1998, p.4)

Selon Caballero et Hammour, l'adoption de technologies économes en main d'œuvre explique la déformation du partage de la valeur ajoutée en faveur du capital sur les vingt dernières années.

“[...] as capital is renewed over time, new technologies can be developed that make capital much less dependent on labor.” (Caballero et Hammour, 1999, p.13)

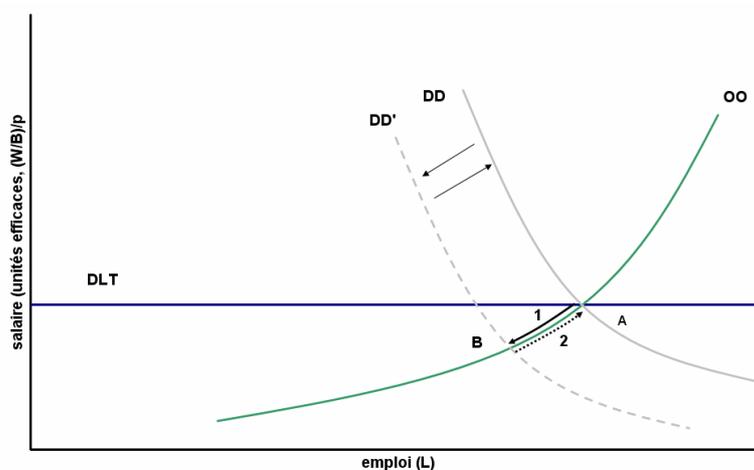
De même pour Bentolila et St-Paul, les évolutions du partage de la valeur ajoutée sont influencées par un progrès technique économe en main d'œuvre :

“In sum, we have tested our model of the determination of the labor share, albeit without imposing tight restrictions on functional form. The results confirm that a share-capital schedule exists, that capital-augmenting technical progress (captured by a proxy) and the real price of oil shift it [...]” (Bentolila et St-Paul, p.15)

Les mécanismes dynamiques permettant de rendre compte de l'impact de l'apparition d'un progrès technique économe en capital ou d'une modification de la demande de travail des entreprises liée à la perte d'influence des syndicats peuvent être illustrée à partir du graphique suivant (*graphique II.5*). Si ces enchaînements sont applicables aux études d'Artus et Cohen et de Cotis et Rignols, ils diffèrent de ceux définis par Caballero et Hammour pour qui l'adoption de technologies économes en main d'œuvre est une réponse à un choc institutionnel en faveur du travail qui ne conduit pas à long terme à une amélioration de l'emploi.

Graphique II.5

L'apparition d'un progrès technique économe en main d'œuvre : Impact sur l'emploi, le salaire et le partage de la valeur ajoutée



source: Blanchard, 1998

- 1) L'économie est en équilibre au point A.
- 2) Toutes choses égales par ailleurs, l'apparition d'un progrès technique économe en travail conduit à ce que la productivité marginale du travail diminue tandis que celle du capital augmente. La demande de travail des entreprises passe de DD à DD' : pour un même niveau de salaire par unité efficaces, la demande de travail est plus faible.
- 3) En raison de délais d'ajustement des facteurs, cet ajustement n'est pas immédiat. L'emploi et le salaire diminuent progressivement (étape 1 sur le graphique) pour s'adapter à la diminution de la productivité marginale. La hausse de la rentabilité du capital que provoque l'existence de délais d'ajustement conduit à une déformation du partage de la valeur ajoutée en faveur du capital.
- 4) La hausse de la rentabilité du capital provoque à son tour une accumulation de capital qui se poursuit jusqu'à ce que la rentabilité du capital retrouve son niveau initial (puisque le coût d'usage du capital ne s'est pas modifié). A partir du point B, cette accumulation, couplée à la baisse des salaires conduit à une hausse de l'emploi. L'économie retourne au point A (étape 2).

5) Au point A, le salaire, l'emploi et la rentabilité du capital sont équivalents à leur situation initiale. Mais comme le rapport capital-travail est plus élevé (en raison de la déformation de la structure de la fonction de production), le partage de la valeur ajoutée est plus favorable au capital.

Un autre facteur explicatif est parfois invoqué pour expliquer la déformation du partage de la valeur ajoutée, la faiblesse de la demande des ménages. Artus et Cohen invoquent cette dernière pour expliquer la stabilité du taux de marge au cours de la première moitié des années quatre-vingt-dix.

II.2.C. Explication(s) des différences entre pays

Certaines des études sur le partage de la valeur ajoutée s'intéressent à l'explication des profils différenciés entre pays²¹ : Cotis et Rignols analysent l'évolution du partage de la valeur ajoutée aux Etats-Unis ; Blanchard s'intéresse à une comparaison entre les pays anglo-saxons et l'Europe continentale.

Cotis et Rignols s'interrogent sur la grande stabilité de la part salariale aux Etats-Unis et proposent deux pistes de réflexion : cette stabilité est-elle liée à un ajustement plus rapide de la combinaison productive à des chocs de coût des facteurs ou sont-ce les coûts des facteurs qui sont demeurés stables ?

« Cette grande stabilité de la part des salaires est-elle imputable à une souplesse particulière de l'appareil de production américain – les chocs affectant la rémunération d'un facteur étant rapidement contrebalancés par un changement de la combinaison productive – ou plus prosaïquement à une relative stabilité du coût des facteurs de production, salaires réels aussi bien que taux d'intérêt réels ? » (Cotis et Rignols, p.297)

Examinant l'évolution du salaire réel, ces auteurs montrent que, sur la période 1967-1995, la croissance du coût réel du travail ne s'est pas vraiment écartée de celle de la productivité totale des facteurs. Ils avancent comme piste d'explication, la faible indexation des salaires sur les prix de consommation (pour expliquer l'absence d'impact des chocs pétroliers) et la forte sensibilité des salaires aux déséquilibres du marché du travail. Concernant l'évolution des taux d'intérêt réels, ils constatent que les Etats-Unis n'ont enregistré qu'une hausse transitoire des taux d'intérêt réels qui ne s'est pas suffisamment maintenue pour entraîner une pression à la baisse sur les salaires. Recourant ensuite à une estimation économétrique, ils ne trouvent pas d'effet significatif du prix relatif de l'énergie ni du coût d'usage du capital. Au vu de ces résultats et de l'évolution des coûts des facteurs, Cotis et Rignols ne peuvent conclure entre une faiblesse des chocs de coût ou une faiblesse de l'inertie d'ajustement des facteurs de production.

D'après **Blanchard**, les pays anglo-saxons se différencient de l'Europe continentale en ce qu'ils n'ont connu ni modification de l'offre de travail liée au ralentissement des gains de productivité ni modification de la demande de travail en raison d'une baisse du pouvoir de négociation des syndicats ou de l'apparition d'un progrès technique biaisé. Cette affirmation est validée à partir de l'estimation économétrique d'une relation entre les coûts des facteurs et les quantités de facteurs ainsi qu'à partir du modèle structurel construit pour étudier le cas de la France. A noter en outre que les simulations réalisées pour l'Allemagne conduisent à un diagnostic proche de la France : il semblerait cependant qu'en Allemagne, la modification de la demande de travail au cours des années quatre-vingts soit plus limitée, ce que confirme l'approche « institutionnelle » de Giammarioli *et alii*.

Il ressort de l'ensemble de ces études que les déformations du partage de la valeur ajoutée constatées sur les vingt dernières années font plus que compenser celles de la décennie soixante-dix. Ce partage plus favorable au capital constaté en fin de période résulte pour la plupart des études de la combinaison d'un phénomène de rattrapage lié aux chocs de la décennie soixante-dix et de chocs en faveur du capital au cours des deux dernières décennies (*tableau I.6*). Selon ces études, ces derniers correspondent à (i) une pression des taux d'intérêt réels sur les salaires ; (ii) le contre-choc pétrolier du milieu des années quatre-vingts ; (iii) des modifications « structurelles » conduisant à un niveau durablement plus élevé du partage de la valeur ajoutée (une perte d'influence des syndicats ou l'apparition d'un progrès technique économe en travail).

Tableau I.6
Expliquer les évolutions du partage de la valeur ajoutée

Auteurs	Approche	Champ	Facteurs explicatifs principaux	
			Première période (1970-1982)	Deuxième période (1982-2000)
Artus et Cohen (1998)	descriptive	Secteur privé*, SQS-EI	ralentissement des gains de productivité, chocs pétroliers	correction des mécanismes antérieurs
Bentolila et St-Paul (2002)	forme réduite (panel)	données de branches	rapport capital-travail, coûts d'ajustement du travail, progrès technique économe en main d'oeuvre	
Blanchard (1998)	maquette	secteur privé**	modification de l'offre de travail liée au ralentissement des gains de productivité et aux chocs pétroliers	modification de la demande de travail liée à la baisse du pouvoir de négociation des syndicats ou apparition d'un progrès technique économe en main d'oeuvre
Caballero et Hammour (1999)	maquette	secteur privé**	chocs institutionnels en faveur du travail	réponse aux chocs de la période précédente et adoption de technologies économes en main d'oeuvre
Cotis et Rignols (1998)	forme réduite (relation statique de long terme)	SQS-EI, secteur privé**	chocs pétroliers	contre-choc pétrolier
Giammarioli, Messina, Steinberger, Strozzi (2002)	descriptive	secteur privé**	modifications institutionnelles	
Prigent (1999)	forme réduite (MCE)	SQS-EI	prix de l'énergie	
Baghli, Cette, Sylvain (2003)	forme réduite (MCE*)	Secteur privé*, SQS, SQS-EI,	chocs pétroliers	contre-choc pétrolier, évolution des taux d'intérêt réels et des tensions productives

* Modèle à correction d'erreur ; ** secteur privé défini à partir des données de comptabilité nationale ; *** Business Sector calculé par l'Ocde.

Ces interprétations semblent néanmoins fragiles puisqu'elles tiennent pour acquis un partage de la valeur ajoutée plus favorable au capital en fin de période qu'en début de période. Ce diagnostic a en effet été remis en cause par plusieurs études qui ont montré qu'il n'est constatée que pour des indicateurs calculés sur des champs incorporant des non salariés et à partir d'une hypothèse forte sur la rémunération des non salariés :

- Sur le champ des seules sociétés non financières, le niveau du taux de marge à la fin des années quatre-vingts et au cours des années quatre-vingt-dix est d'un niveau comparable à celui d'avant le premier choc pétrolier (Cette et Mahfouz, 1996 ; Cette et Sylvain, 2001 ; Baghli, *et alii*, 2003).
- A partir d'un travail méthodologique poussé de reconstruction de la rémunération du travail et du capital, Askenazy (2003) aboutit à une conclusion identique pour l'ensemble de l'économie.

Compte tenu de ces résultats, on ne peut dès lors exclure que la tendance à la hausse du taux de marge et le niveau relativement plus élevé en fin de période soient des artefacts statistiques liés à la correction de la non salarisation adoptée. Or, si le partage de la valeur ajoutée atteint sur la décennie quatre-vingt dix un niveau équivalent et non plus sensiblement supérieur à celui du début des années soixante-dix, cela ne peut qu'affaiblir la portée des analyses qui s'efforcent de reproduire des faits stylisés artificiels.

Afin de s'affranchir de l'impact de la correction de la non salarisation sur les évolutions du partage de la valeur ajoutée et d'essayer de fournir un diagnostic plus robuste, l'étude suivante propose d'estimer des équations de taux de marge reposant sur différents indicateurs et de tenir explicitement compte de l'évolution de la non salarisation.

II.3. Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés : analyse empirique sur la période 1970-2000

L'étude suivante se donne pour objet de dégager, par une approche économétrique, les déterminants du taux de marge en France, en Allemagne, aux Etats-Unis, au Japon et au Royaume-Uni sur les trois décennies 1970-2000.

Selon la typologie des études définies précédemment, cette étude appartient à la première catégorie : elle ne relie pas les évolutions du taux de marge à celles du taux de chômage. Par les déterminants retenus, elle s'inscrit dans une démarche visant à expliquer les fluctuations du partage de la valeur ajoutée par une succession de chocs macroéconomiques, par opposition à la démarche institutionnelle de Caballero et Hammour. Par la méthode employée (estimation de forme réduite), elle se situe dans le prolongement des analyses de Cotis et Rignols, Prigent, et Bentolila et St-Paul.

Par rapport aux études précédentes, la relation de long terme est enrichie du taux d'utilisation des capacités pour prendre en compte l'impact de la demande sur le taux de marge et de la part des non-salariés dans l'emploi total en raison de l'incertitude concernant la rémunération des non salariés. Le prix relatif de l'énergie est considéré hors tendance : on ne garde que l'effet de « surprise » des variations de ce prix.

Les principaux enseignements de cette analyse sont les suivants :

- *En neutralisant les effets de la non salarisation, le taux de marge du secteur privé en France apparaît stable depuis la fin des années 1980 à un niveau équivalent à celui d'avant le premier choc pétrolier ;*
- *A moyen terme, le niveau du taux de marge des entreprises françaises semble déterminé par l'inertie des facteurs de production (le prix relatif de l'énergie hors tendance) et dans une moindre mesure le coût du capital et les déséquilibres keynésiens sur le marché des biens (le taux d'utilisation des capacités de production).*

- *Le niveau du taux de marge des entreprises allemandes et japonaises semble pouvoir s'expliquer, à moyen terme, par les mêmes déterminants que pour les entreprises françaises. Aux Etats-Unis et au Royaume-Uni, le taux de marge semble stationnaire, ce qui peut s'expliquer par une plus grande souplesse d'ajustement des facteurs de production ou de moindres variations des coûts des facteurs ;*
- *La dynamique de court terme du taux de marge des entreprises françaises semble transitoirement influencée par les évolutions de nombreuses variables, dont (positivement) celle du taux de chômage, ce qui pourrait confirmer que l'importance du déséquilibre sur le marché du travail influence significativement (et négativement) le pouvoir de négociation salariale.*

Cette étude rédigée en collaboration avec M. Baghli et G. Cette a été publiée en décembre 2003 dans la revue Economie et Prévision, n°158. Une version longue a également été publiée en janvier 2003 dans la série Notes d'Etudes et de Recherche de la Banque de France (n°99)

Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés : analyse empirique sur la période 1970-2000

Mustapha Baghli^(*)

Gilbert Cette^(**)

Arnaud Sylvain^(**)

Cette étude vise à dégager les déterminants du taux de marge des entreprises dans cinq pays industrialisés. Ses principaux enseignements sont les suivants :

- en neutralisant les effets de la non-salarisation, il apparaît qu'en France le taux de marge a retrouvé son niveau de début de période depuis la fin des années quatre-vingt ;*
- en France, en Allemagne et au Japon, le taux de marge de moyen-long terme semble déterminé par le coût du capital, le prix relatif de l'énergie et les tensions productives ;*
- en France, l'évolution du taux de chômage influence le taux de marge à court terme. Cela pourrait confirmer l'influence du déséquilibre du marché du travail sur le pouvoir de négociation salariale.*

(*) Banque de France, Université de la Méditerranée, GREQUAM.

E-mail : mustapha.baghli@banque-france.fr

(**) Banque de France et Université de la Méditerranée, (CEDERS).

E-mail : gilbert.cette@banque-france.fr

E-mail : arnaud.sylvain@banque-france.fr

Cet article résume la Note d'Etudes et de Recherche (NER) de la Banque de France n° 99 de janvier 2003, des mêmes auteurs et du même titre. En particulier, les annexes de cette NER détaillant la construction des variables et le travail économétrique ne sont pas reprises, faute de place, dans le présent article.

Cette étude s'inscrit dans le cadre d'un projet d'évaluation des tensions inflationnistes à partir de la construction d'indicateurs d'écart de production en France (cf. Banque de France, 2002). La partie de ce travail portant sur la France a bénéficié de l'assistance technique de L. Baudry et M.-P. Leclair que nous remercions.

Des commentaires précieux ont été apportés par S. Avouyi-Dovi, J.-P. Cotis, P. Sevestre, X. Timbeau, ainsi que par les participants à des présentations à un atelier de recherche de la Banque de France, au 51^{ème} congrès de l'AFSE, à un séminaire Cl. Fourgeaud de la Direction de la Prévision et à un séminaire de l'école Doctorale de l'Université de la Méditerranée. Enfin, nous avons bénéficié des remarques constructives de deux referees anonymes de la revue. Nous remercions tous les auteurs de ces remarques, tout en restant seuls responsables des éventuelles erreurs subsistantes.

Les analyses développées dans cette étude n'engagent que leurs auteurs et aucunement la Banque de France.

Le taux de marge, ou part des profits bruts dans la valeur ajoutée, est, dans une approche aux coûts des facteurs, le complément de la part des coûts salariaux. Une croissance équilibrée sur le long terme nécessite un niveau de taux de marge et un rendement du capital aboutissant à une évolution de l'investissement et du capital productif fixe adaptée à cette croissance économique. Dans l'hypothèse réaliste d'une plus forte mobilité du capital que des autres facteurs de production et en supposant constant le pouvoir de marché des entreprises, le taux de marge ne dépend à long terme que du coût réel du capital. Autrement dit, dans une économie ouverte, le déterminant de long terme du taux de marge est grandement exogène et lié aux normes de rendement internationales. Cependant, compte tenu de fortes inerties d'ajustements sur les marchés des biens et du travail, d'autres déterminants s'ajoutent sur le moyen terme.

L'analyse des déterminants du taux de marge est utile non seulement pour celle des conditions d'une rémunération des facteurs favorable à la croissance, mais également pour celle des tensions inflationnistes. En effet, l'évolution des tensions inflationnistes internes directes⁽¹⁾ est liée à celle des coûts salariaux unitaires d'une part et du taux de marge d'autre part⁽²⁾. Toutes choses égales par ailleurs, une augmentation (baisse) du taux de marge a un impact inflationniste (désinflationniste). Pour cette raison, l'identification et le suivi des déterminants du taux de marge peuvent aider au diagnostic sur les tensions inflationnistes.

De nombreuses analyses empiriques ont été proposées concernant les évolutions du taux de marge sur la France et d'autres pays industrialisés. Certaines se limitent à une approche descriptive : Cette et Mahfouz (1996) et Doisy *et alii* (2001) sur la France ; Sylvain (1998) et Cette et Sylvain (2001) sur la France, l'Allemagne, les États-Unis, le Japon et le Royaume-Uni ; la Commission Européenne (*European Commission*, 2000) sur l'ensemble des pays de la zone euro, les États-Unis et le Japon. D'autres analyses s'efforcent également de dégager les déterminants du taux de marge en recourant à une approche économétrique, sur la France pour Prigent (1999) ; la France et les États-Unis pour Cotis et Rignols (1998) ; la France et l'Allemagne pour Mihoubi (1999) ; la France, l'Allemagne, le Canada, l'Espagne, les États-Unis, l'Italie et le Royaume-Uni pour Blanchard (1997) ; 14 pays de l'Ocde et plus particulièrement les États-Unis et l'Allemagne pour Bentolila et Saint-Paul (1999).

Les enseignements de ces travaux sont globalement cohérents entre eux. Les évolutions à long terme du taux de marge sont singulièrement différentes dans les pays anglo-saxons (États-Unis, Canada et Royaume-Uni) d'une part et en Europe continentale et au Japon d'autre part : le taux de marge connaît des fluctuations de court-moyen terme d'une ampleur

relativement réduite autour d'un niveau assez stable dans le premier groupe de pays tandis qu'il connaît des fluctuations de moyen-long terme de grande ampleur dans le second groupe. Plus précisément, dans ce second groupe, le taux de marge connaît une forte diminution au moment du premier choc pétrolier, accentuée au moment du second choc pétrolier, puis une longue phase d'augmentation qui l'amène à la fin des années 1980 à un niveau proche de celui d'avant le premier choc pétrolier. La décennie 1990 se caractérise ensuite par une quasi-stabilité. Les modifications des termes de l'échange et, dans une moindre mesure, celles du taux d'intérêt réel expliqueraient la plus grande part de ces évolutions, l'ampleur de ces modifications ayant été sensiblement plus importante pour le second groupe de pays que pour le premier. Pour autant, ces deux facteurs (termes de l'échange et taux d'intérêt réels) ne suffisent pas, pour Blanchard (1997), à expliquer complètement les niveaux élevés des taux de marge dans les pays du continent européen depuis la fin des années 1980. Une hausse du taux de *mark-up* (coefficient que les entreprises ajoutent à leur coût de production en vue de dégager un profit non nul) pourrait aussi expliquer ces niveaux élevés. Cette hausse du taux de *mark-up* ne serait pas localisée sur le marché des biens, la concurrence y ayant plutôt été accrue par la construction du marché unique, mais plutôt sur le marché du travail. Quant à Bentolila et Saint-Paul (1999), à partir d'un modèle théorique, ils mettent en évidence le rôle du rapport capital/production, du prix de l'énergie, des coûts d'ajustement du travail, et du pouvoir de négociation salariale dans les évolutions de la part salariale (le complément à l'unité du taux de marge).

La présente étude prolonge l'analyse descriptive proposée par Cette et Sylvain (2001) et se donne également pour objet de dégager, par une approche économétrique, les déterminants du taux de marge sur les mêmes pays et sur les trois décennies 1970-2000. Cette analyse économétrique y est plus approfondie sur la France pour laquelle l'accès et la connaissance du contenu des données statistiques à un niveau fin sont plus faciles. Les évolutions du taux de marge ne sont que très rapidement rappelées.

Les taux de marge sont évalués aux coûts des facteurs : les rémunérations du travail (coût du travail, toutes formes de rémunérations et charges sociales incluses) et du capital (marge brute, c'est-à-dire excédent brut d'exploitation, y compris les frais financiers et les impôts directs) sont exactement complémentaires dans la valeur ajoutée. Par rapport aux autres travaux déjà réalisés sur ce thème, l'une des originalités de la présente étude empirique repose sur le travail méthodologique et statistique très détaillé déployé pour construire les indicateurs de taux de marge⁽³⁾. Les analyses économétriques confirment que cet aspect statistique, et principalement le mode de correction

de la non-salarisation, influence sensiblement le diagnostic concernant les évolutions de moyen terme et les déterminants du taux de marge.

On commence par rappeler les déterminants du taux de marge (première partie), avant d'en proposer une analyse empirique pour la France (deuxième partie) et d'autres pays industrialisés (troisième partie).

Les déterminants du taux de marge

On commence par quelques considérations générales (première section) avant de préciser les spécifications retenues dans la suite de l'étude (deuxième section).

Quelques considérations générales

Le taux de marge d'équilibre est généralement déterminé en supposant que les entreprises maximisent leur profit sans coûts d'ajustement. Le salaire et le volume du capital sont supposés flexibles dans le long terme, le capital est supposé être le facteur de production le plus mobile. Sa rémunération (le coût du capital) peut être considérée comme exogène et déterminée par l'extérieur. Cette hypothèse, acceptable pour une économie de petite ou moyenne dimension, est sans doute plus critiquable pour les États-Unis.

Si la représentation de la combinaison productive est une fonction de production à deux facteurs (capital et travail), on obtient une relation univoque entre le coût réel du travail et celui du capital (la frontière de prix des facteurs)⁽⁴⁾. Parce que le capital est plus mobile que le travail, le coût du travail est entièrement déterminé par le coût du capital et la formalisation du marché du travail n'est pas nécessaire à la définition du taux de marge de long terme. Les déterminants du niveau d'équilibre du taux de marge dépendent alors de l'hypothèse retenue concernant le degré de substituabilité entre ces deux facteurs :

- dans le cas d'une élasticité de substitution unitaire, le niveau d'équilibre du taux de marge est constant ;
- dans le cas le plus général d'une élasticité de substitution non-unitaire (le cas le plus usuel étant celui d'une fonction de production CES), un terme de progrès technique neutre au sens d'Harrod (c'est-à-dire que son action porte exclusivement sur le niveau du facteur travail) est nécessaire pour assurer la possibilité d'une croissance équilibrée avec une stabilité du taux de marge d'équilibre et une dérive à taux constant du coût relatif des facteurs de production. Le niveau d'équilibre du taux de marge dépend alors du coût du capital. Si l'élasticité de substitution est inférieure (supérieure) à l'unité, le taux de marge d'équilibre est croissant (décroissant) avec le coût du capital.

Outre le coût réel du capital, d'autres déterminants du taux de marge de long terme peuvent être mis en évidence selon le cadre théorique et la formalisation de la fonction de production retenus. On présente ici les principaux facteurs additionnels rencontrés dans la littérature⁽⁵⁾ :

- la maximisation du profit 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 (Blanchard et Kiyotaki, 1987), ajoute le taux de *mark-up* (indicateur du pouvoir de marché des entreprises) comme déterminant du taux de marge de long terme ;

- 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 unitaire, le prix du troisième facteur n'influence pas le taux de marge d'équilibre. 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. Cette approche est par exemple celle retenue par Prigent (1999) et Bentolila et Saint-Paul (1999) qui introduisent l'énergie dans la fonction de production ;

- dans un cadre analytique où la main-d'œuvre est considérée comme hétérogène, si l'on décompose l'emploi salarié entre travailleurs qualifiés et non-qualifiés et que l'on suppose que le coût des travailleurs non-qualifiés (correspondant par exemple au SMIC réel) est exogène, alors en cas de substituabilité imparfaite entre la main-d'œuvre non-qualifiée et l'un des autres facteurs, ou entre la main-d'œuvre qualifiée et le capital (hypothèse par exemple retenue par Laffargue, 1999), le coût exogène de la main d'œuvre non-qualifiée intervient alors dans la détermination du taux de marge d'équilibre (voir également Bentolila et Saint-Paul, 1999) ;

- dans une approche « *Wage Setting - Price Setting* » (WS-PS), le coin social, qui correspond à l'ensemble des prélèvements sociaux expliquant l'écart entre le coût du travail payé par l'employeur et le salaire net perçu par le salarié, peut également intervenir dans le mode de détermination de long terme du taux de marge si la taxation du facteur travail est considérée par les travailleurs comme un prélèvement pur plutôt qu'un revenu différé, une prime d'assurance et/ou une contribution visant à financer une offre future de biens publics (Cahuc et Zylberberg, 1996).

Les développements qui précèdent se rapportent à un long terme théorique dans lequel il est supposé que le

marché du travail et le taux de marge sont dans une situation d'équilibre. En d'autres termes, tous les ajustements consécutifs à un éventuel choc exogène (de prix du capital, de termes de l'échange ou de productivité par exemple) ont été réalisés. Dans la réalité économique, de tels ajustements peuvent être longs et progressifs pour diverses raisons. Les deux principales sont les suivantes :

– l'ajustement du volume du stock de capital à un éventuel choc (de coût du capital par exemple) est par nature progressif. Si la technologie est *putty-clay*, et la durée de vie des équipements de dix à quinze ans en moyenne, le délai moyen d'ajustement du capital à un choc peut dépasser cinq ans⁽⁶⁾ ;

– la flexibilité des salaires peut être également très progressive. Aussi par exemple, l'ajustement des salaires à un choc de termes de l'échange ou de productivité peut nécessiter des délais importants et une modification assez longue du taux de chômage d'équilibre (le NAIRU) sur le marché du travail. Cette « résistance salariale » est d'ailleurs souvent l'une des principales raisons évoquées dans les travaux empiriques sur le taux de marge pour expliquer la baisse puis les faibles niveaux des taux de marge consécutifs aux deux chocs pétroliers constatés en France : l'indexation des salaires sur les prix de consommation poussés à la hausse par les chocs pétroliers a conduit une baisse du taux de marge et à une augmentation du NAIRU (Bean, 1989 ; Cotis et Rignols, 1998).

Le long terme de l'économètre, dont les séries statistiques mobilisées s'étendent en général sur quelques décennies au mieux, correspond à une distance temporelle souvent trop courte pour appréhender pleinement le long terme théorique, compte tenu de la progressivité de certains ajustements. Ce long terme économétrique correspond plutôt à un moyen terme théorique dans lequel les variables peuvent s'expliquer à la fois par leurs déterminants théoriques de long terme mais aussi par les facteurs à l'origine d'ajustements progressifs⁽⁷⁾. C'est ainsi que Blanchard (1997) ou Cotis et Rignols (1998) justifient l'influence des termes de l'échange parmi les facteurs explicatifs du long terme statistique du taux de marge, à partir de modèles n'intégrant pourtant pas les consommations intermédiaires dans la formalisation explicite de la combinaison productive.

Compte tenu des inerties évoquées, d'autres variables peuvent influencer le taux de marge à moyen terme et peuvent donc prétendre à être introduites dans les spécifications du long terme économétrique, sans nécessairement être justifiées par une formulation théorique du long terme économique :

– des variables caractérisant un déséquilibre « keynésien » sur le marché du travail (taux de chômage) ou le marché des biens (taux d'utilisation des capacités de production), ou simultanément sur les deux marchés (l'écart de PIB, choix également

exploré par Cotis et Rignols, 1998). L'histoire économique des dernières décennies, surtout celle des pays d'Europe continentale, montre en effet que de tels déséquilibres peuvent être persistants. En toute logique, les variables à prendre en compte devraient être plus exactement l'écart entre le taux de chômage ou le taux d'utilisation des capacités de production et leur niveau d'équilibre de long terme⁽⁸⁾. Mais la détermination de ces niveaux d'équilibre est problématique et appelle par exemple pour le taux de chômage une modélisation spécifique de l'équilibre sur le marché du travail que la modélisation réduite du seul taux de marge s'efforce justement de contourner⁽⁹⁾. La prise en compte, telles quelles, des variables de taux de chômage ou de taux d'utilisation des capacités de production suppose implicitement que ces niveaux d'équilibre de ces variables sont constants. Or, il semble généralement admis que ces niveaux de long terme sont tous deux non-constants ;

– des variables influençant la formation du salaire, principalement la productivité et les composantes du coin social. Toutes choses égales par ailleurs, un choc négatif (positif) de productivité ou une hausse (baisse) du coin social doit s'accompagner d'une contraction (augmentation) équivalente du salaire net afin que l'égalité marginale entre rémunération et productivité du capital n'aboutisse pas à une baisse (augmentation) de l'équilibre macro-économique de moyen terme, avec un niveau de chômage plus (moins) élevé. À ce titre, le niveau réel du salaire minimum réglementé (le SMIC pour la France) peut également prétendre à jouer un rôle dans la formation du taux de marge à moyen terme⁽¹⁰⁾.

Sur le court terme, les évolutions de toutes les différentes variables évoquées peuvent également prétendre rendre compte de désajustements plus instantanés entre le taux de marge observé et son niveau d'équilibre de moyen terme.

Les spécifications retenues

Pour des raisons de disponibilité des données utilisées, les estimations économétriques réalisées sur la France (en deuxième partie) sont plus développées que celles réalisées en comparaison internationale (en troisième partie). Par exemple, les données mobilisées sur la France sont trimestrielles et se rapportent aux seules entreprises non-financières tandis que celles utilisées en comparaison internationale sont annuelles et concernent l'ensemble du secteur privé. Nous nous sommes cependant efforcés de retenir les spécifications les plus proches pour les différentes estimations. La construction des données est détaillée dans les annexes 1 (données trimestrielles sur les SNF-EI françaises) et 3 (données annuelles sur le secteur privé pour différents pays) de Baghli *et alii* (2003) (écrit BCS (2003) par la suite). Les conclusions des tests de spécification exposés dans le tableau A.2.b. de l'annexe (normalité et blancheur des résidus des ECM, linéarité et stabilité des

modèles), ainsi que la bonne qualité des simulations dynamiques réalisées au terme des estimations économétriques, apportent une validation des spécifications adoptées.

Sur les données détaillées concernant l'économie française

Sur la France, la relation (1) de long terme (économétrique) estimée est la suivante⁽¹¹⁾.

$$(1) \text{tmcf} = \alpha_1 \text{TIRL} + \alpha_2 \text{pre} + \alpha_3 \text{tu} + \text{cte}$$

où :

– « *tmcf* » correspond au logarithme du taux de marge aux coûts des facteurs. Cinq indicateurs différents sont construits pour la France, qui diffèrent par le mode de correction de la non-salarisation ou par le champ retenu. L'un des indicateurs concerne les seules sociétés non-financières tandis que les autres intègrent également les entreprises individuelles ;

– « *TIRL* » correspond au taux d'intérêt réel lissé. Plus exactement, le taux nominal retenu est (comme pour Cotis et Rignols, 1998) la demi-somme des taux court (à trois mois) et long (à dix ans). Les résultats obtenus étaient moins satisfaisants en retenant le seul taux long. Le taux réel est calculé en diminuant ce taux nominal du taux de croissance du déflateur de la consommation des ménages. Les résultats étaient moins convaincants en déflatant par les prix de production ou les prix de valeur ajoutée. Enfin, le lissage résulte de la mise en œuvre d'un filtrage Hodrick-Prescott (avec $\lambda = 1600$). Un tel lissage permet d'atténuer l'inconvénient d'une prise en compte de l'inflation constatée plutôt qu'anticipée. Cet indicateur est un *proxy* du coût réel du capital, ce dernier faisant également intervenir l'effet de la dépréciation et du niveau du prix de l'investissement. Par ailleurs, compte tenu d'une prime de risque, il minore le taux d'intérêt effectivement connu des entreprises. S'il est constant, cet écart est sans conséquence sur les résultats des estimations. L'effet attendu du coût du capital sur le niveau à moyen terme du taux de marge est positif ($\alpha_1 > 0$) ;

– « *pre* » est le logarithme du prix relatif de l'énergie. Plus exactement, il s'agit du logarithme du déflateur de la consommation des ménages en produits énergétiques diminué du logarithme du déflateur de la production de l'ensemble des branches. Cet indicateur est corrigé de son évolution tendancielle déterministe et ne conserve donc que sa composante stochastique. Il a été préféré au prix relatif des consommations intermédiaires ou à ceux correspondant plus exactement aux termes de l'échange comme le rapport entre les prix de consommation et les prix de valeur ajoutée, ou le rapport entre les prix d'importations et les prix d'exportations, qui aboutissaient à des résultats économétriquement moins satisfaisants (par exemple à des relations non cointégrées ou à un coefficient de signe aberrant). Pour tout pays importateur d'énergie, l'effet attendu du prix relatif de l'énergie sur le niveau à moyen terme du taux de marge est négatif ($\alpha_2 < 0$) ;

– « *tu* » est le logarithme du taux d'utilisation des capacités de production dans l'industrie. L'effet attendu du taux d'utilisation sur le niveau à moyen terme du taux de marge est positif ($\alpha_3 > 0$).

Les estimations ajoutant le taux de chômage (autre variable traduisant un déséquilibre keynésien) à la liste des variables explicatives du taux de marge n'ont pas abouti à des résultats satisfaisants : le coefficient de cette variable était non-significatif ou la relation estimée n'était plus cointégrée. Ces mauvais résultats s'expliquent sans doute en bonne partie par le fait que la variable pertinente à prendre en compte serait l'écart entre le taux de chômage observé et son niveau d'équilibre⁽¹²⁾. Aussi, cette variable a finalement été écartée des spécifications retenues. De plus, au lieu du taux de chômage (ou de son écart à son niveau de long terme), il peut sembler plus opportun d'insérer une mesure de l'écart de PIB (qui correspondrait plus au déséquilibre keynésien). Cependant, son caractère stationnaire sur la période (pour la France notamment) et la multiplicité des évaluations possibles (par des approches statistiques uni- ou multi-variées ou par des approches structurelles...), ainsi que l'apparition d'un sérieux problème d'identification (avec le TU), nous ont conduit à renoncer à une telle démarche.

Nous avons également envisagé d'introduire dans la relation de long terme pour la France alternativement le SMIC horaire réel ou le coin social (dont la construction est détaillée en annexe 2 de BCS, 2003). En raison des résultats obtenus (absence de cointégration et coefficients non significatifs et de signe contre-intuitif pour le coût réel du capital et le SMIC réel), la prise en compte d'une mesure d'hétérogénéité de la main-d'œuvre (et/ou d'une inertie dans l'ajustement des salaires) n'a pas été retenue. De même, l'indicateur de taxation sur le facteur travail a conduit à des résultats d'estimation peu convaincants (non significativité des paramètres du coût du capital et des termes de l'échange) et incompatibles avec la théorie économique (négativité et positivité du paramètre associé respectivement au coût du capital et au coin social). Ainsi, les influences de chacune de ces deux variables sur les mouvements du taux de marge ont été écartées.

L'ajustement dynamique du taux de marge à son niveau d'équilibre est représenté par un modèle à correction d'erreur correspondant à la relation de court terme (2), dans laquelle diverses variables additionnelles ont une influence transitoire sur le taux de marge. Cette relation est la suivante :

$$(2) \Delta \text{tmcf} = \beta_1 \Delta \text{tmcf}_{-1} + \beta_2 \text{ec}_{-1} + \beta_3 \Delta \text{pre} \\ + \beta_4 \Delta \text{prod} + \beta_5 \Delta \text{CS} + \beta_6 \Delta^2 \text{tu} + \beta_7 \Delta \text{tcho}_{-1} \\ + \beta_8 \Delta^2 \text{tcho}_{-1} + \beta_9 \Delta \text{smicr} + \text{cte}$$

Les variables statistiquement retenues dans cette relation (2) pour expliquer la dynamique (ici la croissance) du taux de marge sont :

- la croissance retardée du taux de marge « $\Delta tmcf_{-1}$ » qui introduit un effet d’inertie ou de correction. L’effet attendu sur le niveau de moyen terme du taux de marge est positif dans le premier cas, négatif dans le second, mais toujours inférieur à 100 % ($-1 < \beta_1 < 1$) ;
- le terme de rappel « ec_{-1} » qui corrige en partie l’écart à la cible constaté le trimestre précédent. L’effet attendu est négatif et supérieur à -100 % ($-1 < \beta_2 < 0$) ;
- la croissance du prix relatif de l’énergie « Δpre », dont l’influence attendue sur la dynamique de court terme du taux de marge est négative ($\beta_3 < 0$), qui traduit l’impact immédiat d’une indexation rapide des salaires sur l’inflation des prix à la consommation qui sont sensibles au prix de l’énergie ;
- la croissance de la productivité du travail « $\Delta prod$ », dont l’influence attendue est positive ($\beta_4 > 0$), qui traduit le retard d’indexation des salaires sur la productivité ;
- la variation du coï social « CS », qui traduit le fait que les salariés ne considèrent pas immédiatement les modifications des prélèvements sociaux comme une même modification différée de revenu. Si les salariés ne considèrent en rien ces prélèvements comme un revenu différé, pour un taux de marge d’environ un tiers, le coefficient de cette variable de coï social est égal à -3 environ. Si au contraire ils considèrent totalement ces prélèvements comme un revenu différé, ce coefficient est nul. La valeur attendue du coefficient de la variable de coï social est donc comprise entre ces deux valeurs extrêmes ($-3 < \beta_5 < 0$) ;
- l’accélération du taux d’utilisation des capacités de production « $\Delta^2 tu$ », dont l’influence attendue est positive ($\beta_6 > 0$). Sont donc pris en compte uniquement les effets liés aux rigidités de l’appareil de production (phénomènes d’inerties dans l’ajustement des capacités productives notamment dans l’industrie). La simple croissance du taux d’utilisation « Δtu » ne ressort pas significativement à l’estimation ;
- la croissance « $\Delta tcho_{-1}$ » et l’accélération « $\Delta^2 tcho_{-1}$ » du taux de chômage, dont l’influence globale doit être positive, une hausse du taux de chômage réduisant le pouvoir de négociation des salariés ($\beta_7 + \beta_8 > 0$) ;
- les hausses de pouvoir d’achat du SMIC « $\Delta smicr$ », dont l’influence attendue est négative sur le taux de marge par l’effet direct de la hausse du coût des salariés au SMIC et aussi par l’effet d’entraînement éventuel sur l’échelle des salaires ($\beta_9 < 0$).

La spécification de cette relation (2) est pragmatique et résulte d’un travail économétrique assez large. À partir d’un modèle plus général, de nombreuses autres spécifications de cette relation (2) de court terme ont été estimées : dissociation en variables explicatives spécifiques des variations des trois

composantes du coï social (CSG + CRDS, cotisations sociales salariées et cotisations sociales patronales), des variations des composantes se retranchant (CSG + CRDS + cotisations sociales salariées) ou s’ajoutant au salaire brut (cotisations sociales patronales) ; hausse du pouvoir d’achat du SMIC mesurée en déflatant ce dernier par les prix de valeur ajoutée ou de production plutôt que par les prix de consommation ; composante coup de pouce réel sur le SMIC plutôt que variation du pouvoir d’achat du SMIC ; ajout à la liste des variables explicatives des variations du coût du capital ou des variations du pouvoir d’achat des salaires (par tête ou horaire) mesurées en déflatant le salaire par les prix de consommation, de valeur ajoutée ou de production... Ces tentatives ont abouti à des résultats d’estimations économétriques aberrants (effet de signe contraire de celui attendu) ou non significatifs et n’ont en conséquence pas été retenues.

Sur les données permettant une comparaison internationale

Les données utilisées pour la comparaison internationale ne permettent pas d’approfondir la question de la correction de la non-salarisation *via* la construction de différents indicateurs (cf. encadré). Pour autant, la correction réalisée influence non seulement le niveau des indicateurs mais aussi leurs évolutions de moyen terme, du fait de la salarisation croissante de la main-d’œuvre⁽¹³⁾. Aussi, comme les taux de marge construits pour la comparaison internationale dépendent par construction du poids de la non-salarisation, les spécifications retenues approfondissent cet aspect en intégrant explicitement dans la liste des variables expliquant le taux de marge le (logarithme du) rapport entre le nombre de non-salariés et celui des salariés⁽¹⁴⁾. Pour autant, l’hypothèse d’un écart constant sur les trois décennies 1970-2000, implicite aux estimations réalisées sur cette période, est sans doute forte, ne serait-ce que *via* des effets de structure : la part de chacune des différentes activités se modifie et l’écart entre le coût salarial moyen et l’équivalent salarial des non-salariés n’a pas de raison d’être le même dans les différentes activités à fort recours aux emplois non salariés, comme l’agriculture et les commerces par exemple.

La relation de long terme (économétrique) estimée est la suivante :

$$(3) \quad tmcf = \alpha_1 TIRL + \alpha_2 pre + \alpha_3 tu + \alpha_4 (ns - n) + cte$$

où :

- « $tmcf$ », « $TIRL$ », « pre » et « tu » ont la même signification que dans la relation (1). Dans un souci de cohérence, leur mesure est identique ;
- « $ns - n$ » correspond au logarithme du rapport entre les effectifs de non-salariés et les effectifs de salariés.

Compte tenu de disponibilités statistiques et d'un nombre d'observations plus réduits, la relation de court terme estimée sur données annuelles pour chaque pays diffère de la relation estimée pour la France sur données trimestrielles : seules ont été retenues dans la dynamique de court terme (outre le terme de correction d'erreur) les différences premières des variables intervenant dans la cible de long terme, l'évolution retardée du taux de marge et l'évolution de la productivité apparente du travail et du taux de chômage.

La relation (4) de court terme retenue est la suivante :

$$(4) \Delta tmcf = \beta_1 \Delta tmcf_{-1} + \beta_2 ec_{-1} + \beta_3 \Delta pre \\ + \beta_4 \Delta prod + \beta_5 \Delta tu + \beta_6 \Delta cho_{-1} + \beta_7 \Delta TIRL \\ + \beta_8 \Delta (ns - n) + cte$$

Les variables intervenant dans cette relation (4) ont la même signification que celles intervenant dans la relation (2). La relation retenue pour chaque pays est une forme simplifiée de cette relation (4), certaines variables statistiquement pertinentes pour un pays ne l'étant pas nécessairement pour les autres. Ici encore, le choix de spécification retenu pour chaque pays est pragmatique et résulte d'un travail économétrique assez large. Ont été écartées pour chaque pays les variables explicatives de la dynamique de court terme aboutissant à des résultats aberrants (effet de signe contraire de celui attendu) ou non significatifs.

Analyse empirique sur les données françaises détaillées

Cinq indicateurs de taux de marge des sociétés non-financières françaises ont été construits. Quatre d'entre eux (SNF-EI1 à SNF-EI4) comprennent les entreprises individuelles et se distinguent par leur convention de correction de la non-salarisation. Ces conventions de calcul sont explicitées dans l'encadré 1 (et détaillées dans l'Annexe 1 de BCS, 2003).

On commence par rappeler les évolutions de moyen terme des différents indicateurs élaborés (première section) pour présenter ensuite les principaux résultats des estimations des déterminants à moyen-long terme du taux de marge (deuxième section) et la lecture qu'ils permettent des évolutions longues de ces taux (troisième section), puis les principaux résultats des estimations de l'ajustement de court terme (quatrième section).

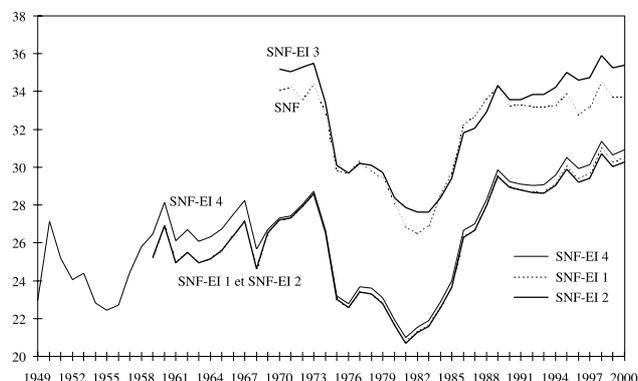
Rappel descriptif⁽¹⁵⁾

Les évolutions des cinq indicateurs connaissent des grandes phases relativement proches (cf. graphique 1) bien connues⁽¹⁶⁾ :

- stabilité de moyen terme du taux de marge sur la décennie 1960 ;
- au début des années 1970, hausse du taux de marge (pour les indicateurs SNF-EI1 et SNF-EI2) ou prolongement de la stabilité de moyen terme (pour SNF-EI4) selon les indicateurs ;
- baisse du taux de marge au moment du premier choc pétrolier, puis relative stabilité avant une nouvelle baisse au moment du second choc pétrolier ;
- augmentation continue et rapide du taux de marge sur presque une décennie jusqu'à la fin des années 1980 ;
- durant la décennie 1990, poursuite de l'augmentation de moyen terme (pour les indicateurs SNF-EI1 à SNF-EI4) ou relative stabilité (pour l'indicateur SNF) du taux de marge, les niveaux atteints en 2000 étant identiques (pour les indicateurs SNF-EI3 et SNF) ou légèrement supérieurs (pour les indicateurs SNF-EI1, SNF-EI2 et SNF-EI4) à ceux d'avant le premier choc pétrolier.

L'écart entre le niveau des indicateurs de taux de marge atteint en 2000 et le niveau de 1970 est ainsi négligeable pour les indicateurs SNF (-0,4 point) et SNF-EI3 (0,2 point). Il est de l'ordre de 3 points pour les trois autres indicateurs. Compte tenu du fait que les différences entre ces indicateurs (surtout pour SNF-EI1 à SNF-EI4, l'indicateur SNF intégrant aussi une différence de champ) tiennent à des choix conventionnels et fragiles de correction de la non-salarisation qui influencent non seulement le niveau moyen des indicateurs du taux de marge mais aussi leur évolution sur ces trois décennies, on peut considérer que les niveaux atteints en 2000 sont comparables à ceux de 1970.

Graphique 1 : taux de marge des entreprises non-financières françaises, aux coûts des facteurs (en %)



Source des évaluations : calcul des auteurs à partir des données de la comptabilité nationale (cf. encadré et annexe 1 de BCS, 2003).

Encadré : les notations

Toutes les variables sont construites en base 1995, avec pour certaines une rétopolation nécessaire. Les annexes 1 et 3 de BCS (2003) détaillent cette construction.

TMCF : taux de marge aux coûts des facteurs calculé en rapportant l'excédent brut d'exploitation (EBE) au coûts des facteurs à la valeur ajoutée (VA) aux coûts des facteurs. Dans cette approche, l'EBE est l'exact complément du coût du travail dans la VA. Sauf pour l'indicateur SNF-EI4, les impôts sur salaires sont considérés comme une composante du coût du travail.

– Sur les données françaises trimestrielles, le taux de marge est calculé sur le seul champ des entreprises non-financières. Cinq évaluations sont proposées. Quatre (notées SNF-EI) concernent les sociétés non-financières et les entreprises individuelles, la cinquième (notée SNF) les seules sociétés non-financières. Les trois premières évaluations concernant les sociétés non-financières et les entreprises individuelles se distinguent par une correction différente de la non-salarisation. L'indicateur SNF-EI1 affecte à chaque non-salarié un coût salarial fictif égal au coût salarial moyen des salariés des SNF-EI. L'indicateur SNF-EI2 affecte à chaque non-salarié un coût salarial fictif égal au coût salarial des salariés des SNF-EI hors tous allègements de charges sociales dont peuvent bénéficier les salariés. L'indicateur SNF-EI3 affecte à chaque non-salarié un coût salarial fictif égal au coût salarial moyen des salariés des EI. L'indicateur SNF-EI4 repose sur un autre calcul de la VA et donc de l'EBE aux coûts des facteurs. Par rapport aux précédents indicateurs, il y est supposé que les impôts sur salaires ne sont pas un élément de rémunération du travail et ne sont donc pas inclus dans la VA aux coûts des facteurs. La correction de la non-salarisation y est réalisée selon le même principe que pour l'indicateur SNF-EI1. Enfin, l'indicateur SNF concerne les seules sociétés non-financières (et n'inclut pas les EI). Compte tenu de la faible présence des non-salariés dans les SNF, aucune correction de la non-salarisation n'y est effectuée.

– Sur les données internationales annuelles, le taux de marge est calculé de façon homogène sur l'ensemble du champ du secteur privé. Pour l'Allemagne, deux séries sont construites à partir de 1990, selon que l'on considère ou non l'évolution du passif de la Treuhandanstalt comme une subvention aux entreprises. Ces deux séries sont identiques à partir de 1995. Pour tous les pays, la correction de non-salarisation repose sur le même principe que pour l'indicateur SNF-EI1 présenté ci-dessus.

Les données de base du calcul de ces indicateurs viennent des comptes nationaux. Le calcul des indicateurs est détaillé dans les Annexes 1 et 3 de BCS (2003) et leur contenu économique est également commenté dans Cette et Sylvain (2001).

pre : Logarithme du prix relatif de l'énergie corrigé de sa tendance déterministe. Plus exactement, il s'agit du logarithme du déflateur de la consommation des ménages en produits énergétiques diminué du déflateur de la production de l'ensemble des branches, cet indicateur étant corrigé de son évolution tendancielle. Les données de base du calcul de cet indicateur viennent des comptes nationaux. Cet indicateur a été préféré au prix relatif des consommations intermédiaires ou à une mesure plus exacte des termes de l'échange pour des raisons expliquées dans le texte.

TIRL : taux d'intérêt réel lissé. Plus exactement, demi-somme des taux courts (à trois mois) et longs (à dix ans) moins le taux de croissance du déflateur de la consommation des ménages. Cet indicateur est lissé par la mise en œuvre d'un filtrage Hodrick-Prescott (avec $\lambda = 1600$ sur données trimestrielles, 7 sur données annuelles). Les données de base du calcul de cet indicateur viennent des comptes nationaux ou des Perspectives Economiques de l'OCDE pour la comparaison internationale.

SMICR : SMIC réel, calculé en divisant le SMIC nominal par le déflateur de la consommation des ménages. Les données de base du calcul de cet indicateur viennent des comptes nationaux et du Ministère de l'Emploi.

TU : taux d'utilisation des capacités de production dans l'industrie. Source : Enquête Mensuelle de Conjoncture de la Banque de France ; sources diverses pour les autres pays (cf. annexe 1 de BCS, 2003).

TCHO : taux de chômage. Source : comptes nationaux ou Perspectives Economiques de l'OCDE pour les autres pays.

N et *NS* : effectifs respectivement salariés et non-salariés. Source : comptes nationaux.

PROD : productivité du travail, calculée en rapportant le volume de la valeur ajoutée aux coûts des facteurs aux effectifs (salariés et non-salariés). Les données de base du calcul de cet indicateur viennent des comptes nationaux.

CS : coin social exprimé en points de salaire brut. Pour les données françaises trimestrielles, il s'agit de la somme des cotisations sociales employeurs, salariées et de la partie de la CSG et de la CRDS s'appliquant sur l'assiette salariale divisée par les salaires bruts versés. Pour les données internationales annuelles, il s'agit de la somme des cotisations sociales employeurs et salariées divisée par les salaires bruts versés. Les données de base du calcul de cet indicateur viennent des comptes nationaux, à l'exception de la partie de la CSG et de la CRDS s'appliquant sur l'assiette salariale calculée par Franck Sédillot (que nous tenons à remercier) sur la base des données de comptes nationaux.

ec : écart (en logarithme) entre la cible du taux de marge et son niveau observé.

α_i ($i : 1 \text{ à } 4$) : Coefficients des variables explicatives dans les relations (1) et (3) spécifiant le niveau de long terme du taux de marge.

β_i ($i : 1 \text{ à } 11$) : Coefficients des variables explicatives dans les relations (2) et (4) spécifiant la dynamique de court terme du taux de marge.

– Les noms des variables en minuscules correspondant à leur logarithme.

– « Δ » devant une variable désigne son évolution d'une période sur l'autre, « Δ^2 » que cette différenciation est opérée une seconde fois.

– « -1 » en indice d'une variable indique qu'il s'agit de sa valeur retardée d'une période.

Tableau 1 : résultats d'estimation de la relation (1) de long terme sur les sociétés non-financières françaises

$$(1) \text{ } tmcf = \alpha_1 TIRL + \alpha_2 pre + \alpha_3 tu + cte$$

Données trimestrielles ; période d'estimation : 1970:t1-2000:t4

Variable explicative	Indicateur de taux de marge				
	SNF-EI1	SNF-EI2	SNF-EI3	SNF-EI4	SNF
Taux d'intérêt réel : <i>TIRL</i>	2,74	2,69	1,26	2,81	1,09
Prix relatif de l'énergie : <i>pre</i>	-0,44	-0,43	-0,36	-0,43	-0,29
Taux d'utilisation des capacités de production : <i>tu</i>	0,92	0,92	0,57	0,88	0,73
Constante : <i>cte</i>	-1,26	-1,26	-1,07	-1,26	-1,05

L'hypothèse de cointégration des variables (stationnarité des résidus) est acceptée pour ces cinq estimations, au seuil de 5 % pour les indicateurs SNF-EI1, SNF-EI2 et SNF-EI3 à partir des tests ADF et KPSS-Shin, pour les indicateurs SNF-EI4 et SNF au seuil de 10 % pour le test ADF et 5 % pour la statistique KPSS-Shin.

Les coefficients estimés sont toujours significativement différents de zéro au seuil de 5 % (test de Student).

Le contenu de chacun des indicateurs de taux de marge est indiqué dans l'encadré et détaillé dans l'annexe 1 de BCS (2003).

Les résultats d'estimations plus détaillés sont fournis en annexe du présent article et le détail des estimations est fourni dans l'annexe 2 de Baghli, Cette et Sylvain (2003).

Les déterminants de moyen-long terme du taux de marge

L'analyse économétrique est réalisée sur données trimestrielles et sur la période 1970-2000 (soit 124 observations). L'ordre d'intégration des diverses variables intervenant dans la relation (1) de long terme estimée est unitaire. Les coefficients résultant de l'estimation de la relation (1) sont résumés dans le tableau 1 ci-dessous, les étapes et résultats d'estimation étant détaillés en annexe 2 de BCS (2003).

Pour les cinq indicateurs de taux de marge, la relation est cointégrée et les coefficients ont le signe attendu : le taux de marge est croissant avec le coût réel du capital (taux d'intérêt réel « *TIRL* ») et les tensions sur le marché des biens (le taux d'utilisation des capacités de production « *tu* »), décroissant avec le prix relatif de l'énergie (« *pre* »). L'influence sur le taux de marge de chacun des trois déterminants de long terme est proche et relativement importante sur les trois indicateurs SNF-EI1, SNF-EI2 et SNF-EI4. Elle est plus réduite pour les indicateurs SNF-EI3 et SNF. Compte tenu du fait que la relation est estimée sur le logarithme des taux de marge et que les niveaux des indicateurs SNF-EI3 et SNF sont toujours sensiblement supérieurs à ceux des trois autres indicateurs, ces écarts n'aboutissent à un impact, en points, réellement différent d'une même modification des déterminants que pour le coût réels du capital.

Plus précisément, ces résultats d'estimation signifient qu'en 2000 (compte tenu des niveaux alors atteints par les taux de marge) :

- un point d'augmentation des taux d'intérêt réels aboutit à moyen terme à une augmentation du taux de marge d'environ 0,8 point pour les indicateurs SNF-EI1, SNF-EI2 et SNF-EI4, et d'environ 0,4 point pour les indicateurs SNF-EI3 et SNF ;
- une augmentation de 1 % du prix relatif de l'énergie aboutit à moyen terme à une baisse du taux de marge d'environ 0,1 point pour tous les indicateurs ;

- une augmentation de 1 point du taux d'utilisation des capacités de production aboutit à moyen terme à une augmentation d'environ 0,2 point du taux de marge pour tous les indicateurs.

Ces résultats d'estimation ne sont pas directement comparables à ceux de Cotis et Rignols (1998) dont les spécifications et le champ couvert sont différents. Ils sont par contre assez cohérents avec ceux de la relation de long terme estimée par Prigent (1999).

Lecture des évolutions de moyen terme du taux de marge

Les résultats des estimations de la relation (1) aboutissent à la décomposition donnée dans le tableau 2 des grandes phases d'évolution des cinq indicateurs de taux de marge. Les déterminants de ces grandes phases sont proches pour les cinq indicateurs. L'ampleur de l'influence des différents déterminants sur les différentes sous-périodes est, par ordre décroissant, le prix réel de l'énergie, le coût réel du capital et les tensions sur l'outil de production. La lecture des évolutions par sous-périodes de la cible de moyen terme du taux de marge à laquelle conduisent les résultats d'estimation est la suivante :

- la relative stabilité de la cible de moyen terme du taux de marge sur la courte sous-période 1970-1973 précédant le premier choc pétrolier résulte globalement du fait que l'impact à la hausse de l'augmentation du coût réel du capital et de plus fortes tensions sur l'outil de production est contrebalancé par l'impact à la baisse de l'augmentation du prix réel de l'énergie ;
- sur la sous-période 1974-1981 des deux chocs pétroliers, la forte baisse de la cible de moyen terme du taux de marge est liée à l'impact de l'augmentation du prix réel de l'énergie et, à un moindre titre, de la baisse des tensions sur l'outil de production. Ces influences sont faiblement contrebalancées par l'impact de l'augmentation du coût réel du capital ;
- sur la sous-période 1982-1989, la cible de moyen terme du taux de marge connaît une forte hausse

Tableau 2 : décomposition des grandes phases d'évolution à moyen terme des cinq indicateurs de taux de marge des sociétés françaises (en points)

	1970T2 -1973T4	1974T1- 1981T4	1982T1- 1986T4	1982T1- 1989T4	1990T1- 2000T4	1970T1- 2000T4
A - Indicateur SNF-EI1						
Variation de l'indicateur	1,4	-6,2	3,2	4,2	1,3	3,9
Variation de la cible de moyen terme, dont contribution :	0,5	-5,9	2,3	4,7	-0,6	1,0
Du coût réel du capital	1,1	1,4	2,0	0,4	-2,2	2,7
Du prix relatif de l'énergie	-1,0	-6,2	0,2	2,7	2,5	-1,8
Du taux d'utilisation des capacités de production	0,4	-1,1	0,2	1,5	-0,9	0,1
B – Indicateur SNF-EI2						
Variation de l'indicateur	1,5	-6,2	3,2	4,3	1,3	4,1
Variation de la cible de moyen terme, dont contribution :	0,5	-5,8	2,0	4,9	-0,6	1,0
Du coût réel du capital	1,1	1,4	2,0	0,3	-2,2	2,6
Du prix relatif de l'énergie	-1,0	-6,1	-0,2	3,1	2,5	-1,7
Du taux d'utilisation des capacités de production	0,4	-1,1	0,2	1,5	-0,9	0,1
C - Indicateur SNF-EI3						
Variation de l'indicateur	0,1	-6,0	2,4	3,8	1,4	1,7
Variation de la cible de moyen terme, dont contribution :	-0,5	-6,0	1,8	4,3	0,5	0,1
Du coût réel du capital	0,5	0,9	1,2	0,2	-1,2	1,6
Du prix relatif de l'énergie	-1,3	-6,1	0,3	2,8	2,3	-2,0
Du taux d'utilisation des capacités de production	0,3	-0,8	0,2	1,2	-0,6	0,3
D – Indicateur SNF-EI4						
Variation de l'indicateur	1,6	-5,9	3,2	4,3	1,4	4,6
Variation de la cible de moyen terme, dont contribution :	0,6	-5,7	2,3	4,7	-0,6	1,3
Du coût réel du capital	1,2	1,6	2,1	0,4	-2,3	3,0
Du prix relatif de l'énergie	-0,9	-6,1	0,2	2,7	2,5	-1,6
Du taux d'utilisation des capacités de production	0,3	-1,1	0,3	1,4	-0,8	0,1
E – Indicateur SNF						
Variation de l'indicateur	0,5	-6,1	3,5	3,2	0,1	1,2
Variation de la cible de moyen terme, dont contribution :	0,2	-5,1	1,8	3,8	0,1	0,9
Du coût réel du capital	1,1	0,5	1,1	0,2	-1,0	1,9
Du prix relatif de l'énergie	-1,3	-4,5	0,4	2,1	1,8	-1,5
Du taux d'utilisation des capacités de production	0,4	-1,0	0,3	1,5	-0,7	0,5

Source : Évaluations des auteurs, à partir des résultats d'estimations fournis dans le tableau 1.

Le contenu de chacun des indicateurs de taux de marge est indiqué dans l'encadré et détaillé dans l'annexe 1 de BCS (2003).

équivalente par son ampleur à la baisse de la sous-période antérieure. Celle-ci résulte de l'impact conjoint de la baisse du prix réel de l'énergie, de la hausse du coût réel du capital et d'une augmentation des tensions sur l'outil de production ;

– sur la dernière sous-période 1990-2000, la relative stabilité du taux de marge résulte globalement du fait que l'impact à la baisse de la diminution du coût réel du capital et de moindres tensions sur l'outil de production sont contrebalancées par l'impact de la baisse du prix réel de l'énergie⁽¹⁷⁾.

Les déterminants de la dynamique de court terme du taux de marge

La relation estimée pour rendre compte de la dynamique de court terme du taux de marge est la relation (2). Les coefficients résultant de l'estimation de cette relation (2) sont résumés dans le tableau 3 ci-dessous. Les étapes et résultats d'estimation sont détaillés en annexe 2 de BCS (2003).

Tableau 3 : résultats d'estimation de la relation (2) sur les sociétés non-financières françaises

$$\Delta tmc_f = \beta_1 \Delta tmc_{f,-1} + \beta_2 ec_{-1} + \beta_3 \Delta pre + \beta_4 \Delta prod + \beta_5 \Delta CS + \beta_6 \Delta^2 tu + \beta_7 \Delta tcho_{-1} + \beta_8 \Delta^2 tcho_{-1} + \beta_9 \Delta smicr + cte$$

Données trimestrielles ; période d'estimation : 1970:t4-2000:t4

Variable explicative	Indicateur de taux de marge				
	SNF-EI1	SNF-EI2	SNF-EI3	SNF-EI4	SNF
Croissance retardée du taux de marge : $\Delta tmc_{f,-1}$	-0,20	-0,19	-0,15	-0,19	-0,18
Terme de rappel : ec_{-1}	-0,13	-0,14	-0,19	-0,11	-0,15
Croissance du prix relatif de l'énergie : Δpre	-0,24	-0,24	-0,20	-0,24	-0,21
Croissance de la productivité du travail : $\Delta prod$	2,43	2,43	1,75	2,45	1,86
Variation du coin social : ΔCS	-0,08*	-0,09*	-0,07	-0,09*	-0,05**
Accélération du taux d'utilisation : $\Delta^2 tu$	0,24*	0,24*	0,13**	0,24*	0,20*
Croissance du taux de chômage retardé : $\Delta tcho_{-1}$	0,32	0,32	0,23	0,30	0,24
Accélération du taux de chômage retardé : $\Delta^2 tcho_{-1}$	-0,24	-0,23	-0,16	-0,22	-0,15
Croissance du pouvoir d'achat du SMIC : $\Delta smicr$	-0,30	-0,29	-0,20	-0,28	-0,27
Constante : cte	-0,12	-0,13	-0,12	-0,11	-0,12

Les coefficients estimés sont toujours significativement différents de zéro (test de Student) au seuil de 5 %, de 10 % si *, 20 % si **.

Le contenu de chacun des indicateurs de taux de marge est indiqué dans l'encadré et détaillé dans l'annexe 1 de BCS (2003).

Les résultats d'estimations plus détaillés sont fournis en annexe du présent article et le détail des estimations est fourni dans l'annexe 2 de BCS (2003).

Le signe et l'ordre de grandeur des coefficients des variables explicatives sont conformes à ce qui était attendu. Par ailleurs, leur niveau est cohérent d'un indicateur à l'autre, les écarts des coefficients correspondant souvent aux écarts de niveau des différents taux de marge. Il ressort de ces estimations que le délai moyen d'ajustement du taux de marge à sa cible de moyen terme est assez rapide : 6 à 10 trimestres environ⁽¹⁸⁾. Les principaux enseignements supplémentaires sont les suivants :

- à l'effet de moyen terme sur le taux de marge d'une variation du prix relatif de l'énergie s'ajoute un effet de court terme assez sensible, lié à l'indexation rapide des salaires sur les prix de consommation influencés par les prix de l'énergie : une hausse (baisse) de 1 % du prix de l'énergie abaisse (élève) transitoirement le taux de marge d'un peu moins de 0,1 point ;

- les variations de la productivité apparente du travail ont, du fait d'une indexation retardée des salaires sur la productivité, un impact très important sur le taux de marge : une augmentation (baisse) de 1 % de la productivité du travail induit transitoirement une augmentation (baisse) du taux de marge d'environ 0,7 point ;

- les modifications du coin social ont un impact transitoire dont l'ampleur est faible sur le taux de marge : un point d'augmentation (de baisse) du coin social entraîne une baisse (hausse) transitoire du taux de marge d'environ 0,03 point. Ce résultat suggère que la plus grande part des variations du coin social serait immédiatement considérée comme une même variation de revenu différé. Il est cependant fragile et peut aussi s'expliquer par une simultanéité entre les variations du coin social et celles du taux de chômage. En d'autres termes, une part de l'effet des variations du coin social sur le taux de marge serait captée par les variations du taux de chômage ;

- à l'effet de moyen terme sur le taux de marge d'une variation des tensions sur l'outil de production s'ajoute un effet de court terme assez important des accélérations de ces mêmes tensions : une accélération (ralentissement) de 1 point du taux d'utilisation des capacités de production élève (abaisse) transitoirement le taux de marge d'un peu moins de 0,1 point ;

- les variations du taux de chômage ont (par leur influence sur le pouvoir de négociation salariale des salariés) un impact transitoire important sur le taux de marge : en 2000, une hausse (baisse) de un point du taux de chômage élève (abaisse) transitoirement, un trimestre plus tard, le taux de marge d'environ 0,3 point ;

- les variations du pouvoir d'achat du SMIC, par leur effet direct et indirect (*via* leur report sur l'échelle salariale) influencent également la dynamique de court terme du taux de marge de façon assez sensible : une hausse (baisse) de 1 % du pouvoir d'achat du SMIC abaisse (élève) transitoirement le taux de marge d'environ 0,04 point ;

- sur la période 1992-2000, le niveau effectif des taux de marge apparaît supérieur à sa valeur simulée pour les indicateurs SNF-EI1, SNF-EI2 et SNF-EI4, alors qu'il la rejoint pour les indicateurs SNF-EI3 et SNF (cf. annexe 2 de BCS, 2003). Ce résultat suggère que la correction de la non-salarisation effectuée dans la construction des trois premiers indicateurs serait trop forte au moins sur cette période : l'équivalent salarial des non-salariés serait inférieur au coût salarial moyen des salariés des SNF-EI. La correction est plus faible pour l'indicateur SNF-EI3 (cf. encadré et annexe 1 de BCS, 2003), qui suppose que l'équivalent salarial des non-salariés est le coût salarial moyen des salariés des EI, sensiblement inférieur au coût salarial moyen des salariés des SNF. En l'absence de non-salariés, cette correction n'est pas faite pour l'indicateur SNF.

Analyse empirique pour quelques grands pays industrialisés

La comparaison porte sur la France, l'Allemagne, les États-Unis, le Japon et le Royaume-Uni. Comme précédemment, l'indicateur de taux de marge construit sur chacun de ces pays est au coût des facteurs. En revanche, il se rapporte à l'ensemble du secteur privé. Les conventions de calcul de l'indicateur sont explicitées dans l'encadré et détaillées dans l'annexe 3 de BCS (2003). Pour la France, les légères différences de niveau et d'évolution du taux de marge avec ceux précédemment commentés tiennent à deux causes : (i) une différence de champ (ici le secteur privé, auparavant les SNF ou SNF-EI), (ii) un traitement homogène entre les différents pays qui est moins approfondi pour la France. Pour l'Allemagne, deux séries sont construites à partir de 1990, selon que l'on considère ou non l'évolution du passif de la Treuhandanstalt⁽¹⁹⁾ comme une subvention aux entreprises. Ces deux séries sont identiques à partir de 1995.

Compte tenu de différences de niveau et d'évolution du poids des non-salariés (cf. tableau 4), la correction de la non-salarisation a un impact très différent sur le calcul du taux de marge selon les pays. Pour le Japon, la correction de la non-salarisation a beaucoup plus d'impact que dans les autres pays. À l'inverse, cette correction a un faible impact sur le niveau et un impact négligeable sur l'évolution du taux de marge pour les États-Unis. Dans le cas du Royaume-Uni, l'impact de cette correction sur l'évolution du taux de marge est de sens inverse à celui des autres pays en raison d'une augmentation de l'importance relative des non-salariés.

Tableau 4 : importance relative des effectifs non-salariés par rapport aux effectifs salariés (en %). Rapport non-salariés / salariés

	1970	1973	1981	1989	2000
France	32,4	28,0	23,7	20,0	15,4
Allemagne	22,7	19,8	15,8	14,7	13,0
États-Unis	11,3	10,8	10,9	10,5	8,5
Japon	55,3	46,7	38,0	28,4	19,5
Royaume-Uni	9,9	10,0	14,4	20,8	16,8

Source : Comptes nationaux.

On commence par rappeler les évolutions du taux de marge sur les cinq pays ici considérés (première section) pour présenter ensuite les principaux résultats des estimations de ses déterminants à moyen-long terme (deuxième section) et la lecture qu'ils permettent des évolutions longues de ce taux dans chaque pays (troisième section), avant d'aborder enfin la question des déterminants de la dynamique de court terme du taux de marge (quatrième section).

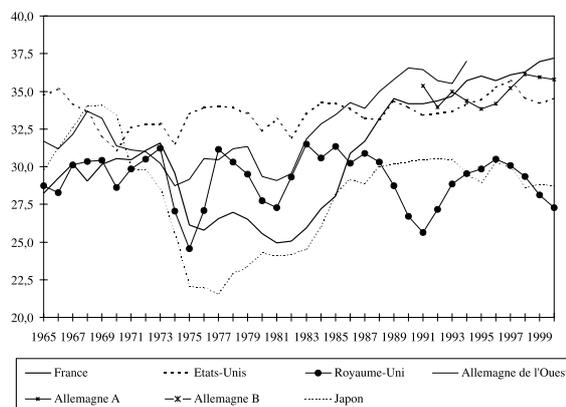
Rappel descriptif⁽²⁰⁾

Les principaux enseignements de cette comparaison sont également bien connus⁽²¹⁾ (cf. graphique 2) :

- les évolutions longues du taux de marge connaissent des séquences assez semblables en France, en Allemagne et au Japon : baisse assez marquée au moment des chocs pétroliers suivie d'un rétablissement progressif jusqu'à la fin des années 1980 et d'une relative stabilité ensuite ;
- les chocs pétroliers ne semblent en revanche pas avoir eu d'effet prolongé aux États-Unis et au Royaume-Uni ;
- l'observation des taux de marge sur les années récentes amène à distinguer deux groupes de pays : les États-Unis, la France et l'Allemagne, où le taux de marge serait relativement élevé, et le Royaume-Uni et le Japon où il serait plus faible. Signalons que la comparaison des niveaux du taux de marge en fin de période avec celui d'avant le premier choc pétrolier est sensible à la convention comptable retenue pour corriger le calcul de la non-salarisation (tout particulièrement dans les pays où l'importance relative des non-salariés s'est fortement modifiée). On verra d'ailleurs plus loin qu'en France, l'indicateur corrigé de la dérive de la non-salarisation aboutit à un taux de marge stable depuis la fin des années 1980 et dont le niveau récent n'est pas différent de celui de l'avant-premier choc pétrolier.

Rappelons par ailleurs que la plus grande flexibilité du taux de marge observée au Royaume-Uni au moment des chocs pétroliers est en partie trompeuse : hors secteur énergétique, le taux de marge des entreprises connaît dans ce pays une évolution assez proche de celle observée en France. Aux États-Unis en revanche, le taux de marge hors secteur énergétique semble peu affecté par les chocs pétroliers⁽²²⁾. Les chocs pétroliers (surtout le second) s'y sont donc en partie traduits par des transferts des entreprises hors secteur énergie vers les entreprises du secteur énergétique, l'impact global étant atténué. Cet effet de transfert serait beaucoup plus réduit aux États-Unis.

Graphique 2 : taux de marge des entreprises du secteur privé (y compris EI) ; aux coûts des facteurs, corrigé de la non-salarisation (en %)



Source : calculs des auteurs à partir des comptes nationaux.

Les déterminants de moyen-long terme du taux de marge

L'analyse économétrique est réalisée sur données annuelles et sur la période 1970-2000. Concernant le Japon, pour des raisons de disponibilité des données, l'analyse économétrique est réduite à la période 1978-2000. Compte tenu de la faible taille des échantillons à notre disposition (31 observations, 23 pour le Japon), les conclusions des tests standard de stationnarité et de cointégration sont moins robustes que celles obtenues avec des échantillons plus importants comme ceux précédemment mis en œuvre sur la France. Le détail de ces tests et des estimations est fourni en Annexe 4 de BCS (2003).

L'ordre d'intégration de l'indicateur de taux de marge est unitaire pour la France, l'Allemagne⁽²³⁾ et le Japon. Il est égal à zéro pour les États-Unis et le Royaume-Uni, le taux de marge étant stationnaire en niveau pour le Royaume-Uni et autour d'une tendance déterministe (de pente assez faible) aux États-Unis. On retrouve ici l'opposition proposée par Blanchard (1997) entre les pays anglo-saxons et les pays du continent européen. Dans les premiers, les fluctuations du taux de marge seraient d'une ampleur réduite car les chocs y auraient été eux-mêmes d'une ampleur relativement réduite (cf. *supra*) et que certaines flexibilités (salariales par exemple) y seraient plus grandes. Dans les seconds, les fluctuations du taux de marge seraient d'une ampleur et d'une étendue importante pour les raisons inverses.

Concernant l'amplitude des chocs, il convient de rappeler que le second choc pétrolier a également été un choc dollar pour les autres pays que les États-Unis⁽²⁴⁾. De plus, aux États-Unis et surtout au Royaume-Uni, en raison de la stationnarité du taux de marge, les estimations économétriques réalisées ne reposent pas sur un modèle à correction d'erreur mais sur une relation exprimant la différence première du logarithme du taux de marge en fonction

de variables stationnaires. En revanche, pour la France, l'Allemagne et le Japon, le taux de marge est modélisé à partir d'un modèle à correction d'erreurs estimé en deux étapes.

Pour la France, l'Allemagne et le Japon, les tests réalisés sur les résultats d'estimations rejettent toujours l'hypothèse d'une relation cointégrée. Néanmoins, parce qu'un tel résultat pourrait s'expliquer par la dimension réduite des échantillons mobilisés, qu'il semble fréquent sur données annuelles (Prigent, 1999), et qu'une relation de cointégration a été mise en évidence dans le cas de la France sur données trimestrielles⁽²⁵⁾, on a supposé l'existence d'une relation cointégrée. Les coefficients résultant de l'estimation de la relation (3) de long terme sont résumés dans le tableau 5.

Les coefficients ont tous le signe attendu, correspondant à une influence sur le taux de marge positive pour le coût réel du capital (taux d'intérêt réel « *TIRL* »), les tensions sur le marché des biens (taux d'utilisation des capacités de production « *tu* »), et négative pour le prix relatif de l'énergie (« *pre* ») et l'importance des effectifs non-salariés (rapport entre effectifs non-salariés et effectifs salariés « *ns - n* »).

Compte tenu des écarts de niveau du taux de marge dans les différents pays et à l'exception du prix relatif de l'énergie, ces résultats d'estimation conduisent à des effets relativement proches d'une même modification des différents déterminants du taux de marge d'équilibre pour l'année 2000 (tableau 6). Cela signifierait que les inerties dans les ajustements à l'un de ces chocs, si elles peuvent avoir des origines diverses dans ces trois différents pays, y ont finalement un impact semblable sur le niveau du taux de marge à moyen terme. Les variations du prix relatif de l'énergie auraient un impact plus importants sur le taux de marge en France qu'en Allemagne et au Japon. Concernant la variable « *ns - n* » caractérisant l'importance relative des effectifs

Tableau 5 : résultats d'estimation de la relation (3) de long terme sur l'ensemble du secteur privé

$$(3) \text{ } tmcf = \alpha_1 TIRL + \alpha_2 pre + \alpha_3 tu + \alpha_4 (ns - n) + cte$$

Données annuelles ; période d'estimation : 1970-2000 ; pour le Japon : 1978-2000

Variable explicative	Pays				
	France	Allemagne	États-Unis	Japon	Royaume-Uni
Taux d'intérêt réel : <i>TIRL</i>	1,94	2,91	-	3,39	-
Prix relatif de l'énergie : <i>pre</i>	-0,65	-0,18	-	-0,33	-
Taux d'utilisation des capacités de production : <i>tu</i>	0,8	0,74	-	0,97	-
Rapport effectifs non-salariés sur effectifs salariés : <i>ns - n</i>	-0,27	-0,27	-	-0,41	-
Constante : <i>cte</i>	-1,5	-1,59	-	-1,74	-

Sauf entreprendre une régression fallacieuse, l'estimation de la relation de long terme est non pertinente pour les États-Unis et le Royaume-Uni, le taux de marge étant stationnaire dans ces deux pays.

La cointégration des variables n'est jamais acceptée sur les trois autres pays, pour les tests ADF. Pour autant, en raison de la taille réduite des échantillons mobilisés, ces résultats d'estimations seront considérées comme des relations de long terme.

Des variables muettes non indiquées sur ce tableau interviennent également en 1991, 1992, 1993 et 1994 pour l'Allemagne.

Le contenu de l'indicateur de taux de marge est indiqué dans l'Encadré et détaillé dans l'Annexe 3 de BCS (2003).

Les résultats d'estimations plus détaillés sont fournis en Annexe du présent article et le détail des estimations est fourni dans l'Annexe 4 de BCS (2003).

non-salariés, l'impact sur le taux de marge traduit que l'hypothèse retenue pour effectuer la correction de la non-salarisation est sans doute trop forte (à supposer que le taux de marge d'équilibre soit le même dans les SNF et les EI) : le coefficient négatif de cette variable indique que l'équivalent salarial des non-salariés serait inférieur au coût salarial moyen des salariés. On constate également que, pour la France, ces résultats sont (hors la variable « *ns - n* » absente des estimations précédemment réalisées) très proches de ceux obtenus précédemment sur des données plus détaillées.

Au regard de ces résultats, il semble possible de tirer les enseignements suivants :

- le taux de marge des entreprises du secteur marchand serait stationnaire en niveau au Royaume-Uni et autour d'un *trend* déterministe aux États-Unis. Les chocs de taux d'intérêt réel, prix de l'énergie, et les tensions sur l'outil de production n'auraient pas d'impact durable sur le taux de marge, ce qui pourrait témoigner également de fortes flexibilités sur les marchés des biens et du travail⁽²⁶⁾ ;
- en France, en Allemagne et au Japon, les chocs de taux d'intérêt réel et de prix de l'énergie ainsi que le niveau des tensions sur l'appareil productif ont un impact sur le niveau du taux de marge d'équilibre ;
- enfin, dans les mêmes trois pays, l'impact de l'évolution de la non-salarisation sur le taux de marge influence significativement les évolutions du taux de marge. A cet égard, il est montré dans l'annexe 4 de BCS (2003) qu'en France, le taux de marge corrigé de la dérive de l'importance relative des non-salariés⁽²⁷⁾ est stable depuis la fin de la décennie 1980 à un niveau identique à celui d'avant le premier choc pétrolier. Ce résultat confirme que le constat d'un taux de marge apparent croissant sur la décennie 1990 et atteignant récemment un niveau supérieur à celui d'avant le premier choc pétrolier peut être un effet de la convention comptable sans doute excessive consistant à attribuer aux non-salariés un coût salarial fictif égal au coût salarial moyen des salariés.

Lecture des évolutions de moyen terme du taux de marge

Les résultats des estimations de la relation (3) de long terme aboutissent à la décomposition présentée dans le tableau 7 des grandes phases d'évolution du taux de marge dans les différents pays. La décomposition

n'est pas proposée pour les États-Unis et le Royaume-Uni, car le taux de marge *y* est stationnaire, ce qui a exclu l'estimation d'une relation de long terme. Rappelons également que, pour le Japon, la décomposition proposée dans le tableau 7 ne concerne que la période 1978-2000.

Dans les trois pays (France, Allemagne et Japon), le niveau du taux de marge d'équilibre plus élevé en fin de période (2000) qu'au début (1970 ou 1978 pour le Japon) s'explique par la baisse de l'importance relative des effectifs de non-salariés (cf. tableau 4). Cet effet pris en compte, l'écart de niveau du taux de marge entre le début et la fin de la période est négatif (ce qui signifie que le taux de marge d'équilibre a baissé sur l'ensemble de la période). L'écart est cependant faible, particulièrement pour la France (moins de 1 point).

Les évolutions du prix relatif de l'énergie apportent les plus fortes contributions aux fluctuations du taux de marge d'équilibre de moyen terme. Les chocs pétroliers de la décennie 1970 ont eu, du fait de rigidités sur le marché du travail, des effets à la baisse sur ce taux de marge particulièrement importants en France et plus réduits en Allemagne. Au Japon, le second choc pétrolier a également eu un impact important. Durant la décennie 1980, le contre-choc pétrolier a contrebalancé en partie (les 2/3) pour la France et totalement pour l'Allemagne l'impact sur le taux de marge des chocs des années 1970. Pour le Japon, la compensation du seul second choc n'a été que partielle du fait d'une inflation nationale plus basse. Enfin, sur la décennie 1990, les évolutions du prix de l'énergie n'ont eu qu'un impact négligeable sur le taux de marge d'équilibre en France et en Allemagne, leur impact étant négatif au Japon en raison d'une faible inflation.

Les évolutions du coût du capital ont un impact sur le taux de marge d'équilibre sensiblement plus faible que celles du prix relatif de l'énergie. Pour les trois pays considérés, cet impact (du même sens que l'évolution du taux d'intérêt réel) est à la baisse au début des années 1970, à la hausse ensuite jusqu'à la fin des années 1980 et à la baisse enfin sur la décennie 1990. En outre, parce qu'elles sont de moindre ampleur, les variations du taux d'intérêt réel ont un impact sur le taux de marge sensiblement plus réduit en Allemagne qu'en France.

Tableau 6 : modification (en points) à moyen terme du taux de marge induite par une variation (en 2000) de chacun des différents déterminants du taux de marge

modification de 1 point (pour « <i>TIRL</i> » et pour « <i>tu</i> ») ou de 1 % (pour « <i>pre</i> » et « <i>ns - n</i> ») de la variable explicative suivante :	France	Allemagne	États-Unis	Japon	Royaume-Uni
Taux d'intérêt réel : <i>TIRL</i>	0,7	0,8	-	0,9	-
Prix relatif de l'énergie : <i>pre</i>	-0,2	-0,1	-	-0,1	-
Taux d'utilisation des capacités de production : <i>tu</i>	0,3	0,3	-	0,3	-
Rapport effectifs non-salariés sur effectifs salariés : <i>ns - n</i>	-0,1	-0,1	-	-0,1	-

Source : calculs des auteurs à partir des résultats d'estimations reportés dans le tableau 5. Le calcul n'est pas fait pour les États-Unis et le Royaume-Uni pour lesquels le taux de marge est stationnaire.

Tableau 7 : décomposition des grandes phases d'évolution à moyen terme du taux de marge des entreprises du secteur privé des différents pays étudiés (en points)

	1970-1973	1974-1981	1982-1989	1990-2000	1970-2000
A - France					
Variation de l'indicateur	1,1	-6,6	9,57	2,7	6,7
Variation de la cible de moyen terme, dont contribution :	1,9	-6,1	10,0	-0,6	5,2
Du coût réel du capital	-1,7	1,2	2,3	-2,4	-0,6
Du prix relatif de l'énergie	2,0	-7,3	4,7	-0,1	-0,7
Du taux d'utilisation des capacités de production	0,4	-1,2	1,6	-0,4	0,4
De l'importance relative des effectifs non-salariés	1,2	1,2	1,4	2,3	6,1
B - Allemagne					
Variation de l'indicateur	-1,2	-1,2	6,7	€	4,1
Variation de la cible de moyen terme, dont contribution :	-0,6	-0,5	5,3	-0,3	3,9
Du coût réel du capital	-0,9	1,1	0,8	-1,6	-0,6
Du prix relatif de l'énergie	-0,3	-2,2	2,2	-0,5	-0,8
Du taux d'utilisation des capacités de production	-0,6	-1,2	1,5	-0,1	-0,4
De l'importance relative des effectifs non-salariés	1,2	1,8	0,8	1,4	5,2
C – États-Unis					
Variation de l'indicateur	1,7	0,3	1,2	0,2	3,5
C – Royaume-Uni					
Variation de l'indicateur	2,6	-3,9	1,5	-1,5	-1,4
D – Japon					
		1978-1981	1981-1989	1989-2000	1978-2000
Variation de l'indicateur		1,2	6,1	-1,5	5,8
Variation de la cible de moyen terme, dont contribution :		1,3	6,0	-1,1	6,2
Du coût réel du capital		2,4	0,2	-2,9	-0,3
Du prix relatif de l'énergie		-2,4	1,9	-1,1	-1,6
Du taux d'utilisation des capacités de production		0,1	0,7	-1,6	-0,8
De l'importance relative des effectifs non-salariés		1,2	3,2	4,5	8,9

Source : évaluations des auteurs, à partir des résultats d'estimations fournis dans le tableau 5.

Le contenu de chacun des indicateurs de taux de marge est indiqué dans l'encadré et détaillé dans l'annexe 3 de BCS (2003).

La décomposition n'est pas proposée pour les États-Unis et le Royaume-Uni, car le taux de marge y est stationnaire, ce qui exclut l'estimation d'une relation de long terme.

Pour le Japon, pour des raisons de disponibilité de données, les estimations de la relation (3) de long terme et en conséquence la décomposition proposée dans le tableau ci-dessus ne sont réalisées que sur la période 1978-2000.

Enfin (à l'exception de la sous-période 1978-1981 au Japon), l'impact sur le taux de marge des variations du taux d'utilisation des capacités de production est de même signe que celui des variations du prix relatif de l'énergie.

Il ressort finalement de ces résultats que :

- la sous-période 1973-1981 se caractérise, tant en France qu'en Allemagne, par une baisse du taux de marge liée à l'augmentation du prix relatif de l'énergie et de moindres tensions sur l'outil de production, faiblement contrebalancées par la hausse du coût réel du capital ;
- sur la sous-période 1981-1989, dans les trois pays, la hausse du taux de marge s'explique à la fois par la hausse du coût réel du capital, la baisse du prix relatif de l'énergie (contre-choc pétrolier) et la hausse des tensions sur l'outil de production (ces deux derniers facteurs explicatifs étant d'ampleur moindre) ;
- sur la sous-période 1989-2000, dans les trois pays à nouveau, la baisse du coût réel du capital, la hausse du prix relatif de l'énergie ainsi que la baisse des tensions sur l'outil de production contribuent à la baisse du taux de marge ;

– pour la France, l'opposition importante sur la dernière sous-période (1990-2000) entre l'évolution (négative) de la cible du taux de marge et l'évolution (positive) du taux de marge observé est liée à un écart inverse important sur les deux années extrêmes de la sous-période : le taux de marge est sensiblement inférieur à sa cible en 1989 et supérieur en 2000 (cf. annexe 4 de BCS, 2003). On retrouve ici un résultat obtenu précédemment sur les données françaises plus détaillées.

Les déterminants de la dynamique de court terme du taux de marge

La relation de court terme estimée pour chaque pays est une forme simplifiée (selon la significativité des coefficients) de la relation (4). Pour la France, l'Allemagne et le Japon, la relation de court terme correspond à un modèle à correction d'erreur dans lequel la cible découle de l'estimation de la relation (3). Pour les États-Unis et le Royaume-Uni, où le taux de marge est stationnaire, la relation estimée explique la croissance du taux de marge en fonction de variables stationnaires. Compte tenu du caractère stationnaire du taux de marge pour les États-Unis et le Royaume-Uni, nous avons modélisé pour chacun

des ces deux pays le niveau du taux de marge en fonction de ses retards et de déterminants stationnaires (en niveau et en différence). Nous sommes pour cela parti d'un modèle autorégressif à retards échelonnés. Le coefficient estimé associé au premier retard du taux de marge est ressorti très proche de 1 de sorte que la spécification adoptée a consisté en définitive à modéliser la différence première du taux de marge. Les résultats des estimations de la relation de court terme sont fournis dans le tableau 8.

Bien que les coefficients des variables explicatives retenues aient le signe attendu, ces résultats doivent être considérés avec précaution. Pour les trois pays sur lesquels la dynamique de court terme correspond à un modèle à correction d'erreur, le délai d'ajustement moyen à la cible de moyen terme du taux de marge est très différent : court au Japon (environ 1,5 an), assez long en Allemagne (environ 3 ans) et très long en France (environ 4,5 ans, contre 1,5 à 2,5 ans sur données trimestrielles)⁽²⁸⁾.

Les enseignements des estimations dynamiques semblent être les suivants :

- les variations du coût réel du capital ne semblent pas avoir d'impact sur la dynamique de court terme du taux de marge quel que soit le pays considéré ;
- la dynamique de court terme du taux de marge présente des caractéristiques proches en France et en Allemagne : les variations des prix de l'énergie et du taux d'utilisation des capacités n'ont un impact significatif à court terme que pour ces deux pays ; la croissance de la productivité ne semble pas y influencer les fluctuations de court terme du taux de marge. En outre, bien que les coefficients obtenus pour les variables communes diffèrent, ils sont

statistiquement proches (comme en témoignent les écarts types associés à ces coefficients). Des différences existent néanmoins puisque l'évolution du taux de chômage influence l'évolution du taux de marge positivement en Allemagne et non en France ;

- au Japon, la dynamique de court terme du taux de marge dépend des évolutions de la productivité et du taux de marge retardé ;
- aux États-Unis et au Royaume-Uni, où le taux de marge est stationnaire, les évolutions de la productivité influencent positivement celles du taux de marge. Ce facteur explicatif est d'ailleurs finalement le seul retenu pour les États-Unis. En revanche, au Royaume-Uni, l'évolution de la non-salarisation, ainsi que celles du taux de marge et du taux de chômage retardés, semblent également expliquer les fluctuations du taux de marge ;
- dans ces deux pays, l'évolution du prix relatif de l'énergie n'influence pas directement les fluctuations du taux de marge.

Des échantillons réduits sur données annuelles étant peu adaptés pour appréhender les dynamiques de court terme, ces influences dynamiques doivent être considérées avec prudence : même si les estimations aboutissent à des ajustements relativement satisfaisants, il y a peu de raisons économiques de penser que certaines variables ont plus vocation à jouer un rôle significatif dans tel pays plutôt que tel autre. De plus, certaines variables qui avaient une influence importante dans la dynamique de court terme du taux de marge en France sur les données trimestrielles ne semblent plus significatives sur données annuelles.

Tableau 8 : résultats d'estimation de la relation (4) sur l'ensemble du secteur privé

$$(4) \Delta tmc_f = \beta_1 \Delta tmc_{f-1} + \beta_2 ec_{-1} + \beta_3 \Delta pre + \beta_4 \Delta prod + \beta_5 \Delta tu + \beta_6 \Delta tcho_{-1} + \beta_7 \Delta TIRL + \beta_8 \Delta (ns - n) + cte$$

Données annuelles ; période d'estimation : 1970-2000 ; pour le Japon : 1978-2000

	France	Allemagne	Japon	États-Unis	Royaume-Uni
Croissance retardée du taux de marge : Δtmc_{f-1}	0,29		0,29		0,26
Terme de rappel : ec	-0,26	-0,35	-0,75		
Croissance du prix relatif de l'énergie : Δpre	-0,32	-0,08			
Croissance de la productivité du travail : $\Delta prod$			0,80	1,16	0,72
Croissance du taux d'utilisation : Δtu	0,78	0,78			
Croissance du taux de chômage retardé : $\Delta tcho_{-1}$		0,12			0,17
Variation du coût réel du capital : $\Delta TIRL$					
Croissance du rapport effectifs non-salariés sur effectifs salariés : $\Delta (ns - n)$					-0,26
Constante : cte	ϵ^{***}	$-\epsilon^{***}$	ϵ^*	-0,01	-0,02

Les coefficients estimés sont toujours significativement différents de zéro (test de Student) au seuil de 5 %, de 10 % si *, 20 % si **. Ils ne sont pas significatifs si ***.

Des variables muettes non indiquées sur ce tableau interviennent également en 1973, 1974, 1991 et 1995 pour l'Allemagne, et en 1975 pour les États-Unis.

Le contenu de chacun des indicateurs de taux de marge est indiqué dans l'encadré et détaillé dans l'annexe 3 de BCS (2003).

Les résultats d'estimations plus détaillés sont fournis en annexe du présent article et le détail des estimations est fourni dans l'annexe 4 de BCS (2003).

Remarques conclusives

Dans une approche où les facteurs sont substituables, le capital mobile et le coût du capital exogène, le niveau d'équilibre du taux de marge dépend du coût réel du capital. Compte tenu de fortes inerties d'ajustement du volume des facteurs et du salaire, le long terme économétrique estimé sur des données empiriques s'étendant sur quelques décennies seulement correspond davantage à un moyen terme économique dans lequel le niveau du taux de marge est également influencé par les chocs de termes de l'échange (principalement les évolutions du prix de l'énergie) et par les déséquilibres « keynésiens » sur les marchés des biens et du travail. C'est dans cette perspective qu'ont été engagés les travaux réalisés dans cette étude. Les principaux enseignements qui en ressortent sont les suivants :

– dans les cinq pays ici étudiés, mais surtout pour la France, l'Allemagne et le Japon, la mesure du taux de marge des entreprises est sensible aux diverses conventions statistiques retenues, en particulier à la correction de la non-salarisation. Cet aspect statistique pris en compte, le taux de marge des entreprises françaises apparaît stabilisé depuis la fin des années 1980 à un niveau équivalent à celui d'avant le premier choc pétrolier ;

– quelle que soit la périodicité des données, le niveau du taux de marge des entreprises françaises semble fortement déterminé, à moyen terme, par le prix réel de l'énergie, le coût du capital et, dans une moindre mesure, les tensions sur l'outil de production. Sur la sous-période 1970-1973 précédant les deux chocs pétroliers, la relative stabilité du taux de marge s'explique par le fait que l'impact à la hausse de l'augmentation du coût réel du capital et de plus fortes tensions sur l'outil de production est contrebalancé par l'impact à la baisse de l'augmentation du prix réel de l'énergie. La relative stabilité du taux de marge sur la sous-période 1990-2000 s'explique par les impacts de sens inverse des évolutions de chacun de ces trois déterminants. La baisse marquée du taux de marge sur la sous-période 1974-1981 des deux chocs pétroliers s'explique par l'impact à la baisse de l'augmentation du prix réel de l'énergie et, à un moindre titre, par de plus faibles tensions sur l'outil de production, ces influences étant faiblement contrebalancées par l'impact à la hausse du coût réel du capital. Sur la sous-période 1982-1989 suivant les deux chocs pétroliers, la forte hausse du taux de marge équivalente à la baisse de la sous-période précédente s'explique par l'impact conjoint de la baisse du prix de l'énergie, de la hausse du coût réel du capital et de l'augmentation des tensions sur l'outil de production ;

– le niveau du taux de marge des entreprises allemandes et japonaises semble pouvoir s'expliquer, à moyen terme, par les mêmes déterminants que pour les entreprises françaises ;

– aux États-Unis et au Royaume-Uni, le taux de marge semble stationnaire, ce qui peut s'expliquer à

la fois par des chocs moins importants, en particulier concernant le prix relatif de l'énergie, et sans doute par de plus fortes flexibilités sur le marché du travail ;

– la dynamique de court terme du taux de marge des entreprises françaises semble transitoirement déterminée, outre par les variations des déterminants de moyen terme et la correction de l'écart à la cible de moyen terme, positivement par les évolutions de la productivité du travail et du taux de chômage, et négativement par les évolutions du pouvoir d'achat du SMIC et du coin social. Ces résultats confirment l'idée intuitive que le taux de chômage influence significativement (et négativement) le pouvoir de négociation salariale des salariés et que les contributions au financement de la protection sociale ne sont pas spontanément et totalement considérées comme des formes de revenu différé.

Notes

(1) L'approche aux coûts des facteurs retenue écarte la question des effets sur l'inflation de la fiscalité indirecte.

(2) À court-moyen terme, la modification des termes de l'échange influence indirectement les tensions inflationnistes internes, *via* l'indexation des salaires sur les prix de consommation. Cet impact inflationniste peut en partie être transitoirement amorti par des fluctuations du taux de marge, comme on le verra plus loin.

(3) La difficulté liée à la prise en compte de la non-salarisation n'est pas la seule rencontrée dans la mesure des taux de marge. Pour plus de détails sur les difficultés rencontrées sur données américaines, voir par exemple Krueger (1999).

(4) L'analyse théorique des déterminants du taux de marge dans le cas d'une fonction de production à deux facteurs est développée par Cotis et Rignols (1998, annexe 1) à laquelle nous renvoyons pour plus de détails.

(5) D'autres variables, parfois présentes dans certaines modélisations, sont susceptibles d'influencer le taux de marge d'équilibre et ne seront pas évoquées ici. Il peut s'agir de variables fiscales sur les profits des entreprises qui introduisent un écart entre le taux de marge d'équilibre et la rentabilité du capital nette de ces prélèvements qui est exogène (voir par exemple Laffargue, 1999, ou Cahuc et Zylberberg, 1996).

(6) Cf. par exemple Blanchard (1997) : « ... technology is putty-clay. Thus, in response to the adverse labor supply shifts in 1970s, firms have taken a long time to shift to technologies that use relatively less labor and relatively more capital, to decrease their labor-capital ratio. [...] In a world in which production was strictly putty-clay, only the newly installed capital stock, thus roughly 10 % of the total capital stock each year, would embody the new desired factor proportions. This would imply a mean lag of adjustment of 4,5 years ».

(7) Cotis et Rignols (1998) insistent longuement sur cet aspect. Par exemple : « L'économie française s'est rarement trouvée dans une situation d'équilibre au cours de 30 dernières années. Le long terme du théoricien ne rejoint donc pas complètement, à cet horizon, le long terme de l'économètre ». Blanchard (1997) également : « I look for evidence of lags in the response of labor-capital ratios to real wages. I find evidence of long lags ».

(8) Chacune de ces deux variables (ou son écart au niveau d'équilibre de long terme) ne peut influencer le niveau de moyen-long terme des taux de marge que si elle est non-stationnaire. Si elle est stationnaire, son influence se limite alors à la dynamique de court terme des taux de marge.

(9) Cette modélisation n'est cependant pas nécessairement structurelle et peut être réduite *via* par exemple des modèles de *Time-Varying NAIRU* (cf. Gordon, 1997).

(10) Les variables salaire minimum et prélèvement social sont ici retenues sans référence explicite à un modèle théorique où la main-d'œuvre serait hétérogène et sans avoir à supposer que les variables de coin social interviennent dans la maximisation du profit.

(11) Pour simplifier, nous omettons le terme aléatoire dans la présentation des relations.

(12) Concernant les tensions sur le marché des biens, la variable appropriée serait également l'écart entre les niveaux observé et d'équilibre du taux d'utilisation des capacités de production. Pour autant, l'hypothèse implicitement faite d'une stabilité de ce niveau d'équilibre est sans doute beaucoup moins forte que pour le taux de chômage.

(13) Parmi les pays retenus dans la comparaison, l'influence de la correction est particulièrement forte au Japon mais aussi en Europe continentale, avec d'ailleurs un saut en Allemagne au moment de la réunification. Au Royaume-Uni, elle joue par ailleurs dans un sens opposé à celui des autres pays, le nombre et la proportion des non-salariés y augmentant continuellement depuis la fin des années 1970 (voir tableau 4).

(14) Cette variable d'importance relative des effectifs non-salariés n'a pas été introduite dans l'analyse plus détaillée sur la France parce que l'influence de la correction de la non-salarisation est déjà en partie appréhendée par différents indicateurs relevant de diverses conventions de correction.

(15) On reprend ici quelques développements de Cette et Sylvain (2001).

(16) Cf. par exemple Cette et Mahfouz (1996), Cette (1997), Prigent (1999) et plus récemment, concernant les seules SNF, Doisy *et alii* (2001).

(17) L'opposition importante sur la dernière sous-période (1990-2000) entre l'évolution (négative) de la cible du taux de marge et l'évolution (positive) du taux de marge observé est liée à un écart inverse important sur les deux années extrêmes de la sous-période : le taux de marge est sensiblement inférieur à la cible en 1989 tandis qu'il lui est supérieur en 2000, ces écarts étant assez ponctuels (cf. annexe 2 de BCS, 2003).

(18) On rappelle qu'il s'agit d'un délai d'ajustement à une cible reflétant un équilibre de long terme statistique et non à un équilibre de long terme théorique.

(19) Supposer que l'évolution du passif de Treuhandanstalt est une subvention aux entreprises revient à faire l'hypothèse réaliste que cet établissement financier, dont le passif a été consolidé avec celui de l'État allemand en 1995, a servi à financer à partir de la réunification allemande et jusqu'en 1995 l'écart entre la valeur de marché et le contenu en coûts des facteurs de la valeur ajoutée des entreprises des *landers* de l'Est. Signalons que cette correction peut minorer les transferts effectifs de la Treuhandanstalt vers les entreprises, compte tenu par exemple des cessions d'actifs réalisées par cet organisme sur la période.

(20) On reprend ici quelques développements de Cette et Sylvain (2001).

(21) Cf. par exemple Sylvain (1997) et (1998) ou Blanchard (1997). Par ailleurs, ces évolutions sont cohérentes avec celles des parts des salaires dans la valeur ajoutée des entreprises aux États-Unis et de l'ensemble de la zone Euro proposée dans European Commission (2000).

(22) Sur ces aspects, voir l'encadré 4 « Taux de marge et chocs pétroliers » de Sylvain (2001).

(23) Pour l'Allemagne, la série de taux de marge retenue pour ces estimations est celle dans laquelle il est considéré que l'évolution du passif de la Treuhandanstalt est une subvention aux entreprises, c'est-à-dire la courbe supérieure pour ce pays dans le Graphique 2. Rappelons que ce choix conventionnel impacte significativement le taux de marge, mais sur la seule période 1990-1994 (cf. graphique 2).

(24) Sur la période 1979-1982, le prix relatif de l'énergie a ainsi été multiplié par 1,19 aux États-Unis, contre 1,27 en France, 1,23 en Allemagne et 1,33 au Japon.

(25) Prigent (1999) aboutit pour les mêmes raisons à l'absence de relation cointégrée sur données annuelles.

(26) Notons qu'ici, la flexibilité évoquée signifie qu'en cas de hausse des tensions sur l'outil de production (le raisonnement étant symétrique à la baisse), les entreprises n'élèvent pas durablement leur *mark-up*. Cela suppose un environnement concurrentiel important (*via* par exemple la possibilité de nouveaux entrants, c'est-à-dire de nouveaux producteurs, sur le marché), ou qu'une hausse des coûts salariaux réduit la possibilité d'une hausse durable du *mark-up*.

(27) Ce taux de marge corrigé « *tmcf* » est calculé en appliquant la relation : $tmcf = tmc - \alpha_4 (ns - n), \alpha_4$, étant paramétré avec le résultat de l'estimation de la relation (3).

(28) Les erreurs de mesure des indicateurs de taux de marge ont pour effet ici de biaiser les estimations dans le sens d'un allongement des délais d'ajustement à la cible.

(29) Les valeurs critiques de la statistique KPSS qui infèrent l'hypothèse nulle de stationnarité sont différentes de celles utilisées pour tester la stationnarité d'une série non issue d'une régression. Elles sont fournies par Shin (1994) et dépendent du nombre de régresseurs dans la régression de test.

Annexe : résultats détaillés des estimations économétriques

Estimations sur données trimestrielles françaises

Pour chaque indicateur, les coefficients de long terme sont très significatifs (la probabilité marginale pour l'hypothèse d'omission de la variable est inférieure à 5 %), confirmant ainsi leur rôle prépondérant dans la répartition de la valeur ajoutée. Plus précisément, pour les différents indicateurs, les résultats sont les suivants :

– SNF-EI1 : selon le test ADF, l'hypothèse de cointégration est acceptée au seuil de 5 % puisque la statistique de test est

inférieure à la valeur critique qui est égale à - 4,22 (table de Engle et Yoo, 1987). En revanche, au moyen du test KPSS-Shin, la cointégration est acceptée au seuil de 5 % étant donné que la statistique est inférieure à la valeur critique 0,159 (3 régresseurs dans la régression de test)⁽²⁹⁾ ;

– SNF-EI2 : pour un test de type Dickey-Fuller, l'hypothèse de cointégration est acceptée au seuil de 5% pour 1 seul retard et à 10 % pour 3 retards puisque la statistique de test

Tableau A1.a. : estimations Stock-Watson des coefficients de long terme sur les données trimestrielles françaises

(1) $tmcf = \alpha_1 TIRL + \alpha_2 pre + \alpha_3 tu + cte$

Relation (1) : période d'estimation : 1970:t1-2000:t4

	Indicateur				
	SNF-EI1	SNF-EI2	SNF-EI3	SNF-EI4	SNF
Coût réel du capital (<i>TIRL</i>)	2,74 (7,61)	2,69 (7,80)	1,26 (6,64)	2,81 (7,32)	1,09 (4,34)
Prix relatif de l'énergie (<i>pre</i>)	-0,44 (-11,61)	-0,43 (-11,98)	-0,36 (-17,95)	-0,43 (-10,74)	-0,29 (-10,98)
Taux d'utilisation (<i>tu</i>)	0,92 (3,56)	0,92 (3,73)	0,57 (4,18)	0,88 (3,21)	0,73 (4,09)
Constante	-1,26 (-23,73)	-1,26 (-24,75)	-1,07 (-38,01)	-1,26 (-22,21)	-1,05 (-28,35)
<i>K</i>	3	3	2	3	2
\bar{R}^2	0,93	0,91	0,95	0,92	0,90
<i>AEG(p)</i>	-4,46 [1]	-4,52 [1] -3,98 [3]	-4,89 [1] -4,66 [3]	-4,34 [1] -3,89 [6]	-3,91 [1]
KPSS-Shin (<i>p</i>)	0,12 [3]	0,11 [3]	0,05 [3]	0,14 [3]	0,12 [2]

Les nombres entre parenthèses correspondent aux *t* de Student associés à chacun des paramètres et corrigés par la méthode de Stock-Watson (1993). *AEG(p)* est la valeur de la statistique (ajout dans la régression de test de *p* retards de la différence première des résidus de long terme) de Engle et Granger (1987) qui teste l'hypothèse nulle d'absence de cointégration sur les résidus de la relation statique et KPSS-Shin(*p*) celle de Shin (1994) qui infère l'hypothèse nulle de stationnarité en niveau des résidus (calculée avec *p* retards de la différence première des résidus de long terme). Avec les statistiques entre [] sont fournis le nombre de retards déterminés de manière optimale à l'aide de critères d'information et/ou de la règle de Schwert. \bar{R}^2 représente le coefficient de détermination ajusté par le nombre de paramètres. La sélection du nombre *K* de retards et d'avances des termes différenciés introduits dans la régression a été déterminée de manière optimale au moyen de la stratégie séquentielle de Hall (général au particulier). Cette méthode a consisté à partir d'un nombre « élevé » de retards (et avances), puis à progressivement supprimer à l'aide de tests LM de restrictions, les variables non significatives.

Tableau A.1.b : estimations Stock-Watson alternatives d'équations de long terme sur les données trimestrielles françaises

Période d'estimation : 1970:t1-2000:t4

	Indicateur SNF-EII					
Coût réel du capital (<i>TIRL</i>)	0,49 (0,8)	-0,73 (-0,8)	-1,1 (-0,92)	2,55 (4,9)	4,1 (6,4)	3,9 (8,9)
Prix relatif de l'énergie (<i>pre</i>)	-0,27 (-4,1)	-0,31 (-0,6)	-0,26 (-4,8)	-0,52 (-2,85)	-0,55 (-7,1)	-0,57 (8,7)
Taux d'utilisation (<i>tu</i>)	1,43 (4,9)	1,25 (3,9)	1,26 (6,7)			
Taux de chômage	0,11 (6,0)			0,05 (1,8)		
Coin social SNF-EI		0,19 (3,5)			0,03 (0,5)	
SMIC horaire réel			0,24 (0,15)			0,12 (2,3)
Constante	-0,82 (-7,7)	-1,24 (-19,7)	-1,98 (-19,8)	-1,28 (-16,4)	-1,48 (-8,4)	-1,89 (-10,8)
<i>K</i>	3	3	2	1	3	3
\bar{R}^2	0,97	0,96	0,95	0,92	0	0,95
<i>AEG(p)</i>	-3,35* [4]	-3,03* [4]	-3,08* [4]	-3,20* [1]	-2,87* [3]	-2,95* [4]
KPSS-Shin(<i>p</i>)	0,167* [2]	0,138* [2]	0,130* [2]	0,145* [1]	0,146* [2]	0,175* [1]

*Acceptation de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration (test *AEG*) ou rejet de l'hypothèse nulle de cointégration (KPSS-Shin) au seuil de 5 %, avec pour valeurs critiques respectivement -4,22 pour la statistique d'Engle et Granger et 0,159 (3 régresseurs dans la relation de long terme) et 0,121 (4 régresseurs dans la relation de long terme) pour la statistique de KPSS-Shin.

est inférieure à la valeur critique à 10 % de Engle et Yoo (1987) égale à -3,89. La cointégration est acceptée au seuil de 5 % pour le test KPSS-Shin ;

– SNF-EI3 : quelque soit le retard p et pour les deux tests de stationnarité des résidus, l'hypothèse de cointégration est acceptée au seuil de 5 % ;

– SNF-EI4 : l'hypothèse de cointégration est acceptée pour un seuil de 10% puisque la statistique de test ADF est inférieure à la valeur critique de Engle et Yoo (1987) égale à -3,89. L'hypothèse nulle de stationnarité des résidus est acceptée au seuil de 5 % pour le test KPSS-Shin ;

– SNF : l'hypothèse de cointégration est acceptée pour un seuil de 10 % puisque la statistique de test ADF est

inférieure à la valeur critique de Engle et Yoo (1987) égale à -3,89. L'hypothèse nulle de stationnarité des résidus est acceptée au seuil de 5 % (pour tout retard p) pour le test KPSS-Shin.

Les tests de stationnarité pour le taux de chômage, le coin social et le SMIC horaire réel, nous ont amené à conclure à l'intégration d'ordre 1 de chacune des 3 variables insérées dans la cible de long terme. Sans perte de généralité, les estimations alternatives de relation de long terme sont uniquement présentées pour un seul indicateur et ne constituent pas l'ensemble des essais effectués. Ceux-ci, ainsi que l'ensemble des résultats pour les autres indicateurs ne sont pas exposés mais ils sont, cependant, disponibles auprès des auteurs sur demande.

Tableau A.2.a. : estimation du modèle à correction d'erreur sur les données trimestrielles françaises

$$(2) \Delta tmcf = \beta_1 \Delta tmcf_{-1} + \beta_2 ec_{-1} + \beta_3 \Delta pre + \beta_4 \Delta prod + \beta_5 \Delta CS + \beta_6 \Delta^2 tu + \beta_7 \Delta tcho_{-1} + \beta_8 \Delta^2 tcho_{-1} + \beta_9 \Delta smirc + cte$$

Relation (2) : période d'estimation : 1970:t4-2000:t4

A – Indicateur SNF-EI1

Variable	Paramètre estimé	Écart type	t de Student	p-value
Croissance retardée du taux de marge : $\Delta tmcf_{-1}$	-0,193	0,063	-3,06	0,002
Terme de rappel : Δtec_{-1}	-0,129	0,048	-2,69	0,008
Croissance du prix relatif de l'énergie : $\Delta tpre$	-0,242	0,061	3,94	0,000
Croissance de la productivité du travail : $\Delta tprod$	2,428	0,265	9,14	0,000
Variation du coin social : ΔtCS	-0,090	0,046	-1,94	0,054
Accélération du taux d'utilisation : $\Delta^2 tu$	0,0243	0,135	1,80	0,074
Croissance du taux de chômage retardé : $\Delta tcho_{-1}$	0,316	0,117	2,68	0,008
Accélération du taux de chômage retardé : $\Delta^2 tcho_{-1}$	-0,233	0,063	-3,703	0,000
Croissance du pouvoir d'achat du SMIC : $\Delta tsmirc$	-0,294	0,091	-3,24	0,001
Constante : cte	-0,125	0,044	-2,79	0,006

B - Indicateur SNF-EI2

Variable	Paramètre estimé	Écart type	t de Student	p-value
Croissance retardée du taux de marge : $\Delta tmcf_{-1}$	-0,191	0,063	-3,04	0,003
Terme de rappel : ec_{-1}	-0,136	0,048	-2,81	0,005
Croissance du prix relatif de l'énergie : Δpre	-0,243	0,061	-3,96	0,000
Croissance de la productivité du travail : $\Delta tprod$	2,430	0,264	9,18	0,000
Variation du coin social : ΔCS	-0,089	0,046	-1,93	0,055
Accélération du taux d'utilisation : $\Delta^2 tu$	0,238	0,134	1,77	0,079
Croissance du taux de chômage retardé : $\Delta tcho_{-1}$	0,315	0,117	2,68	0,008
Accélération du taux de chômage retardé : $\Delta^2 tcho_{-1}$	-0,232	0,063	-3,71	0,000
Croissance du pouvoir d'achat du SMIC : $\Delta tsmirc$	-0,290	0,090	-3,21	0,002
Constante : cte	-0,131	0,045	-2,91	0,004

C - Indicateur SNF-EI3

Variable	Paramètre estimé	Écart type	t de Student	p-value
Croissance retardée du taux de marge : $\Delta tmcf_{-1}$	-0,149	0,065	-2,29	0,023
Terme de rappel : ec_{-1}	-0,194	0,062	-3,13	0,002
Croissance du prix relatif de l'énergie : Δpre	-0,196	0,043	-4,49	0,000
Croissance de la productivité du travail : $\Delta tprod$	1,748	0,186	9,37	0,000
Variation du coin social : ΔCS	-0,066	0,033	-2,04	0,044
Accélération du taux d'utilisation : $\Delta^2 tu$	0,128	0,095	1,35	0,180
Croissance du taux de chômage retardé : $\Delta tcho_{-1}$	0,216	0,083	2,59	0,011
Accélération du taux de chômage retardé : $\Delta^2 tcho_{-1}$	-0,155	0,044	-3,49	0,000
Croissance du pouvoir d'achat du SMIC : $\Delta tsmirc$	-0,200	0,064	-3,11	0,002
Constante : cte	-0,116	0,036	-3,25	0,001

D - Indicateur SNF-EI4

Variable	Paramètre estimé	Écart type	<i>t</i> de Student	<i>p</i> -value
Croissance retardée du taux de marge : $\Delta tmcf_{-1}$	-0,187	0,062	-2,99	0,003
Terme de rappel : ec_{-1}	-0,115	0,045	-2,53	0,013
Croissance du prix relatif de l'énergie : Δpre	-0,238	0,060	-3,94	0,012
Croissance de la productivité du travail : $\Delta prod$	2,451	0,262	9,34	0,000
Variation du coin social : ΔCS	-0,086	0,046	-1,87	0,063
Accélération du taux d'utilisation : $\Delta^2 tu$	0,241	0,133	1,81	0,073
Croissance du taux de chômage retardé : $\Delta tcho_{-1}$	0,302	0,116	2,59	0,011
Accélération du taux de chômage retardé : $\Delta^2 tcho_{-1}$	-0,225	0,062	-3,61	0,000
Croissance du pouvoir d'achat du SMIC : $\Delta smicr$	-0,283	0,089	-3,16	0,002
Constante : <i>cte</i>	-0,106	0,040	2,65	0,009

E - Indicateur SNF

Variable	Paramètre estimé	Écart type	<i>t</i> de Student	<i>p</i> -value
Croissance retardée du taux de marge : $\Delta tmcf_{-1}$	-0,183	0,061	-2,97	0,003
Terme de rappel : ec_{-1}	-0,152	0,049	-3,08	0,002
Croissance du prix relatif de l'énergie : Δpre	-0,209	0,049	-4,25	0,000
Croissance de la productivité du travail : $\Delta prod$	1,861	0,166	11,1	0,000
Variation du coin social : ΔCS	-0,053	0,034	-1,56	0,121
Accélération du taux d'utilisation : $\Delta^2 tu$	0,196	0,106	1,85	0,067
Croissance du taux de chômage retardé : $\Delta tcho_{-1}$	0,236	0,094	2,50	0,014
Accélération du taux de chômage retardé : $\Delta^2 tcho_{-1}$	-0,154	0,050	-3,07	0,002
Croissance du pouvoir d'achat du SMIC : $\Delta smicr$	-0,269	0,073	-3,69	0,000
Constante : <i>cte</i>	-0,119	0,037	-3,24	0,001

Tableau A.2.b : tests de mauvaises spécifications des ajustements dynamiques p-value des tests

Statistique	Indicateur				
	SNF-EI1	SNF-EI2	SNF-EI3	SNF-EI4	SNF
<i>h</i>	0,42	0,40	0,37	0,48	0,36
<i>Ar</i> (4)	0,22	0,27	0,20	0,53	0,98
<i>Au</i> (2)	0,64	0,65	0,55	0,72	0,39
<i>Au</i> (4)	0,93	0,93	0,85	0,95	0,74
Chow	0,27	0,20	0,12	0,10	0,24
<i>R</i> (2)	0,48	0,56	0,50	0,44	0,73
\bar{R}^2	0,61	0,61	0,62	0,61	0,64
<i>DW</i>	2,07	2,09	2,01	2,06	2,01
<i>RMSE</i> (%)	0,5496	0,4604	0,2397	0,6228	0,3044
<i>Theil</i> (%)	0,9049	0,7633	0,3378	1,0143	0,4468

Les statistiques *h*, *Chow*, *R*(2), *Ar*(*k*) et *Au*(*k*) testent respectivement l'autocorrélation à l'ordre 1 avec la variable endogène retardée (Durbin, 1970), la stabilité de l'ECM (test de prévision de Chow de 1978t1 à 2000t4), la linéarité de l'ECM (test RESET de Ramsey, 1969), la présence d'hétéroscédasticité de type ARCH d'ordre *k* (Engle, 1982) et l'autocorrélation d'ordre *k* (Breusch et Godfrey, 1986). Elles sont distribuées sous l'hypothèse nulle suivant respectivement une loi normale $N(0,1)$, une loi de Fisher, une distribution de Student à *T* - *k* degrés de libertés, χ_k^2 et χ_k^2 .

Estimations sur données annuelles internationales

Compte tenu des considérations développées dans le corps du texte, afin de spécifier une relation de long terme pertinente pour chacun des pays dans lesquels le taux de marge n'est pas stationnaire (c'est-à-dire pour la France, l'Allemagne et le Japon), nous avons retenu le coût réel du capital, le prix relatif de l'énergie, le taux d'utilisation des capacités, ainsi qu'un terme correctif de la non-salarisation, comme variables explicatives du taux de marge (cf. relation (3) dans le texte). À l'inverse de l'estimation réalisée sur les données trimestrielles françaises, en raison du nombre réduit d'observations, nous n'avons pas pu réaliser une estimation de l'équation statique pour chaque pays qui soit prémunie contre la présence potentielle d'un biais de

simultanéité et d'autocorrélation des erreurs fréquemment rencontrés en petit échantillon. Nous avons été conduit à rejeter systématiquement l'hypothèse de cointégration au moyen de tests de stationnarité sur les résidus de long terme (statistique AEG, tableau A.3). Ces résultats étant relativement communs sur données annuelles comportant un nombre d'observations limité (Cotis et Rignols, 1998 ; Prigent, 1999), on a supposé que la cointégration était vérifiée pour ces trois pays mais que la taille d'échantillon était trop faible pour pouvoir appréhender correctement les co-mouvements entre les variables. Notons qu'en échantillon de taille réduite, les tests AEG sont relativement peu puissants et nous amènent à rejeter à tort l'hypothèse de cointégration.

Tableau A.3 : résultats d'estimation de la relation (3) de long terme sur l'ensemble du secteur privé des différents pays considérés, données annuelles

$$(3) \text{ } tmcf = \alpha_1 TIRL + \alpha_2 \cdot pre + \alpha_3 tu + \alpha_4 (ns - n) + cte$$

Période d'estimation : 1970-2000 ; pour le Japon : 1978-2000

	France	Allemagne	Japon
Coût réel du capital (<i>TIRL</i>)	1,94 (5,1)	2,92 (2,7)	3,39 (5,9)
Prix relatif de l'énergie (<i>pre</i>)	-0,65 (-10,9)	-0,18 (-2,5)	-0,33 (-4,7)
Taux d'utilisation (<i>tu</i>)	0,80 (2,6)	0,74 (1,8)	0,97 (2,6)
Importance relative de la non-salarisation (<i>ns - n</i>)	-0,27 (-6,0)	-0,27 (-3,6)	-0,41 (-15,7)
Constante	-1,50 (21,4)	-1,59 (-11,9)	-1,74 (-24,9)
2 ^{ème} constante*		-0,01* (-0,5)	
D 1991		-0,06 (-1,9)	
D 1992		-0,07 (-2,0)	
D 1993		-0,04 (1,0)	
D 1994		-0,03 (-0,7)	
AEG**	-2,7	-2,6	-3,8
\bar{R}^2	0,92	0,82	0,94

Les nombres entre parenthèses sous les coefficients estimés correspondent aux valeurs des *t* de Student et sont donnés à titre indicatif car de telles statistiques ne sont correctes qu'après correction non paramétrique de petits échantillons et sous l'hypothèse de cointégration. Une telle correction est ici impossible du fait du faible nombre de données.

Concernant l'Allemagne, compte tenu de la forte influence de la convention retenue pour prendre en compte les subventions accordées aux entreprises par la Treuhandanstalt, nous avons introduit des variables muettes sur chacune des quatre années concernées (1991 à 1994). Par ailleurs, la seconde constante vise à prendre en compte un effet de changement structurel lié à la réunification.

* : cette seconde constante vaut 0 jusqu'en 1990 et 1 à partir de 1991.

** : valeurs critiques pour un échantillon de taille $n = 50$: -4,76 au seuil de 5 % ; -4,42 au seuil de 10 %.

Puisque les taux de marge des États-Unis et du Royaume-Uni sont stationnaires, afin d'établir un diagnostic des évolutions des profits bruts dans ces deux pays, nous avons modélisé pour chacun des deux pays le niveau du taux de marge en fonction de ses retards et de déterminants stationnaires (en niveau et en différence). Le modèle de départ a consisté en une modélisation

autorégressive (retards sur le taux de marge) à retards échelonnés (déterminants et leurs retards). Étant donné que le coefficient estimé attaché au premier retard du taux de marge était très proche de 1, nous avons décidé par la suite de modéliser la différence première du taux de marge.

Tableau A.4 : résultats d'estimation de la relation (4) de court terme sur l'ensemble du secteur privé des différents pays considérés, données annuelles

$$(4) \Delta tmc_f = \beta_1 \Delta tmc_{f-1} + \beta_2 ec_{-1} + \beta_3 \Delta pre + \beta_4 \Delta prod + \beta_5 \Delta tu + \beta_6 \Delta tcho_{-1} + \beta_7 \Delta TIRL + \beta_8 \Delta (ns - n) + cte$$

Période d'estimation : 1970-2000 ; pour le Japon : 1978-2000

	France	Allemagne	États-Unis	Japon	Royaume-Uni
Croissance retardée du taux de marge : Δtmc_{f-1}	0,29 (2,7)			0,29 (2,5)	0,26 (2,7)
Terme de rappel : ec_{-1}	-0,26 (-2,1)	-0,35 (-2,5)		-0,75 (-5,0)	
Croissance du prix relatif de l'énergie : Δpre	-0,32 (-4,9)	-0,08 (-2,3)			
Croissance de la productivité du travail : $\Delta prod$			1,16 (5,5)	0,80 (4,3)	0,72 (2,2)
Croissance du taux d'utilisation : Δtu	0,78 (4,7)	0,78 (4,9)			
Croissance du taux de chômage retardé : $\Delta tcho_{-1}$		0,12 (6,2)			0,17 (4,3)
Croissance du rapport effectifs non-salariés sur effectifs salariés : $\Delta (ns - n)$					-0,26 (-2,3)
Constante : cte	ϵ^{***} (1,1)	$-\epsilon^{***}$ (-0,3)	-0,01 (-3,3)	$-\epsilon^*$ (-1,9)	-0,02 (-2,1)
2 ^{ème} constante*		0,01** (1,3)			
Variables muettes					
D 1973		-0,05 (-3,0)			
D 1974		-0,04 (-2,4)			
D 1975			-0,01 (-3,3)		
D 1991		-0,03* (-1,8)			
D 1995		-0,06 (-3,4)			
\bar{R}^2	0,70	0,72	0,75	0,59	0,77

Les nombres entre parenthèses sous les coefficients estimés correspondent aux valeurs du t de Student.

Les coefficients estimés sont significativement différents de zéro (test de Student) au seuil de 5 %, de 10 % si *, 20 % si **. Ils ne sont pas significatifs à ce dernier seuil si ***.

Concernant l'Allemagne, des variables muettes et une seconde constante sont nécessaires pour aboutir à un ajustement satisfaisant sur la période postérieure à la réunification.

* : cette seconde constante vaut 0 jusqu'en 1990 et 1 à partir de 1991.

** : valeurs critiques pour un échantillon de taille $n = 50$: -4,76 au seuil de 5 % ; -4,42 au seuil de 10 %.

A partir d'estimations « neutralisant » l'impact de la non salarisation, il apparaît que :

- l'hypothèse d'un progrès technique autonome en main d'œuvre n'est plus validée lorsqu'on introduit explicitement la part des non salariés dans l'équation pour tenir compte de leur impact sur le profil du taux de marge (dans ce cas, le taux de marge du secteur privé corrigé de cet effet présente un profil proche de celui des SNF) ;
- la baisse du pouvoir de négociation des salariés peut effectivement conduire à une augmentation du taux de marge (comme en témoigne le coefficient positif associé au taux de chômage).
- L'écart du partage de la valeur ajoutée à sa situation de long terme peut s'expliquer par le seul effet de la modification de l'offre de travail comme le montre la forte contribution du prix de l'énergie à l'évolution de la cible de moyen terme. Ce prix représente en effet la composante principale de l'« écart de salaire réel » traduisant l'écart entre le salaire réel et son niveau d'équilibre.

Si l'étude précédente permet un diagnostic plus affirmé des évolutions du partage de la valeur ajoutée, contrairement à d'autres études, elle n'explique cependant pas comment ce partage s'articule avec les évolutions du taux de chômage. Fournir une interprétation unifiée des évolutions du partage de la valeur ajoutée et du taux de chômage reposant sur des indicateurs précis reste une histoire à (ré)écrire.

Il convient cependant de préciser que les tentatives d'expliquer conjointement les évolutions du taux de chômage et du partage de la valeur ajoutée ne retiennent que les rigidités du marché du travail comme facteurs explicatifs. Or, il semble que les évolutions du taux de chômage ne puissent être intégralement liées aux rigidités affectant le marché du travail (Morin, 2002). Une interprétation unifiée satisfaisante des évolutions du partage de la valeur ajoutée et du taux de chômage demanderait donc d'enrichir les cadres théoriques habituellement retenus.

III. Degrés d'utilisation des facteurs et combinaison productive

La structure de la combinaison productive joue un rôle primordial dans l'explication des évolutions du partage de la valeur ajoutée de long terme. Ainsi, dans le cadre simple d'une fonction de production à deux facteurs : le partage de la valeur ajoutée est stable à long terme si l'élasticité de substitution entre les facteurs est unitaire ; il dépend des coûts des facteurs lorsque l'élasticité de substitution n'est pas unitaire ; l'impact des mouvements des coûts des facteurs dépend de l'élasticité de substitution capital-travail. Plus cette élasticité sera élevée, plus une modification des coûts des facteurs aura un impact important sur la substitution capital-travail et les fluctuations du partage de la valeur ajoutée. Fournir un éclairage sur la structure de la combinaison productive permet donc de caractériser les évolutions du partage de la valeur ajoutée de long terme : ainsi, la validation empirique d'une fonction de production de type Cobb-Douglas pourrait expliquer la relative stabilité du partage de la valeur ajoutée en France au cours du XX^e siècle.

Ce cadre à deux facteurs peut néanmoins sembler restrictif et il peut paraître utile de l'enrichir par l'ajout de volumes de facteurs et / ou la prise en compte des degrés d'utilisation du capital et du travail. Plusieurs travaux se sont ainsi efforcés d'incorporer d'autres stocks de facteurs au sein de la combinaison productive : l'ajout des consommations d'énergie ou du travail non qualifié permettent ainsi de justifier d'autres déterminants potentiels du partage de la valeur ajoutée de long terme tels que le prix relatif de l'énergie et le coût du travail non qualifié.

En revanche, l'impact des degrés d'utilisation des facteurs sur la combinaison productive reste encore largement ignoré, principalement en raison d'un manque de données disponibles. Or, plusieurs fichiers de la Banque de France contiennent des informations originales permettant de disposer à la fois des volumes et des durées d'utilisation des facteurs au niveau individuel. A partir de ces informations, ce chapitre propose un travail original visant à déterminer l'apport de la prise en compte des durées d'utilisation des facteurs dans l'analyse de la combinaison productive.

L'objectif de ce troisième chapitre est double : il s'agit tout d'abord de vérifier que les durées d'utilisation des facteurs sont des arguments significatifs de la fonction de production en mobilisant pour la première fois des données originales ; il s'agit ensuite de caractériser la combinaison productive et plus précisément de déterminer dans quelle mesure l'hypothèse d'une stabilité de long terme du partage de la valeur ajoutée, correspondant à l'hypothèse d'élasticités de substitution unitaires entre facteurs, peut être validée empiriquement.

La première partie s'attache à définir et préciser ce que représentent les degrés d'utilisation des facteurs dont les durées d'utilisation sont un des aspects. L'impact de ces degrés dans l'analyse

économique est ensuite précisé, avant de présenter le cadre théorique permettant de caractériser leur influence sur le partage de la valeur ajoutée de long terme. La seconde partie s'attache à estimer différentes fonctions de production incorporant les durées d'utilisation des facteurs et vise à répondre à différentes interrogations : les durées d'utilisation des facteurs sont-elles des arguments significatifs de la combinaison productive ? La prise en compte des durées d'utilisation des facteurs modifie-t-elle l'estimation des élasticités de substitution ? La combinaison productive est-elle compatible avec l'hypothèse de stabilité de long terme du partage de la valeur ajoutée ?

Une réponse à la première question est apportée par l'estimation d'une fonction de production Cobb-Douglas à quatre facteurs. Cette spécification a été retenue parce qu'elle est couramment utilisée, semble fournir une approximation correcte de la réalité dans un cadre à deux facteurs, et qu'elle est particulièrement simple à mettre en œuvre. Une réponse à la deuxième interrogation est fournie en estimant une fonction de production de type translog et en comparant les résultats obtenus selon que l'on incorpore ou non les durées d'utilisation des facteurs. Enfin, un des moyens de répondre à la troisième question consiste à tester l'hypothèse d'une fonction de production de type Cobb-Douglas contre l'hypothèse alternative d'une fonction de production plus générale de type translog.

III.1. Degrés d'utilisation des facteurs et analyse économique

On s'attache tout d'abord à définir les degrés d'utilisation des facteurs et à les articuler au sein de la combinaison productive avant de présenter les principales mesures existantes et de détailler les champs de l'analyse économique pour lesquels la prise en compte des degrés d'utilisation semble importante.

III.1.A. Les deux dimensions des degrés d'utilisation des facteurs

Les formalisations courantes de la combinaison productive retiennent comme facteurs explicatifs de la production (Y) des stocks de facteurs et plus particulièrement les stocks de capital (K) et de travail (L). En négligeant l'impact du progrès technique, on a alors la relation suivante :

$$Y = F(K, L)$$

Or, les stocks de facteurs ne contribueront à la création de richesses qu'à condition de fournir des flux de services (SL et SK) qui dépendront des stocks de facteurs et du degré d'utilisation de ces facteurs (DL et DK). En ne retenant que des stocks de facteurs, les formalisations habituelles supposent donc des degrés d'utilisation constants. La prise en compte des degrés d'utilisations des facteurs conduit en revanche à l'expression suivante de la combinaison productive :

$$Y = F(SK, SL)$$

avec

$$SK = SK(K, DK)$$

$$SL = SL(L, DL)$$

On admet généralement (Bosworth et Cette, 1995) que les degrés d'utilisation des facteurs dépendent de la durée d'utilisation et de l'intensité d'utilisation :

- Le degré d'utilisation d'un facteur sera d'autant plus élevé que les facteurs de production seront utilisés plus longtemps : une hausse (baisse) de la durée du travail (DHT) ou de la durée d'utilisation des équipements (DUE) augmente (diminue) le degré d'utilisation d'un facteur.
- Le degré d'utilisation d'un facteur sera également plus élevé si les facteurs de production sont utilisés plus intensivement. Si l'intensité peut concerner la vitesse de fonctionnement dans le cas du capital, elle peut également être considérée comme mesurant l'utilisation effective des stocks et durées de facteurs. Par exemple, l'intensité d'utilisation du capital (IK) sera ainsi d'autant plus faible qu'il existera des stocks d'équipements inemployés ou que leur durée d'utilisation effective

sera inférieure à sa durée « normale » ; l'intensité d'utilisation du travail (IL) sera quant à elle d'autant plus faible que les entreprises recourront au chômage technique.

Compte tenu de ces deux dimensions, on peut écrire :

$$DK = DK(DUE, IK)$$

$$DL = DL(DHT, IL)$$

A la lumière de ces deux dimensions, le degré d'utilisation d'un facteur semble donc pouvoir s'exprimer comme le produit de la durée d'utilisation par l'intensité d'utilisation et se mesurer en heures effectives (par travailleur ou unité de stock de capital), voire en pourcentage si ces heures effectives sont rapportées à une mesure de référence. A la formalisation habituelle de la combinaison productive, la prise en compte des degrés d'utilisation des facteurs amène donc à lui substituer la relation suivante :

$$Y = F(SK[K, DK(DUE, IK)], SL[L, DL(L, DHT)])$$

Néanmoins, si la distinction entre durée et intensité paraît intéressante, de nombreux risques existent que les mesures de l'une des dimensions incorporent des éléments de l'autre, rendant délicate la mesure des degrés d'utilisation : ainsi, dans le cas où la durée du travail est mesurée en heures effectives, elle incorpore alors l'intensité d'utilisation. De même, si la mesure de l'intensité du capital est calculée en supposant que la durée d'utilisation des équipements peut se modifier, alors elle comprend des éléments de cette durée.

Il est également possible que la mesure de l'intensité d'utilisation se réfère implicitement à une intensité « rentable » plutôt qu'à une intensité maximale « physique » : des équipements peuvent ainsi être mis de côté pour des motifs de rentabilité et l'entrepreneur considérer cependant que l'intensité d'utilisation des équipements est maximale, toute mise en service des équipements inutilisés induisant une diminution des profits.

Enfin, lorsqu'elles existent, les mesures des durées et intensités d'utilisation sont pour la plupart des mesures reposant sur des hypothèses spécifiques, voire des mesures indirectes. Si la prise en compte des degrés d'utilisation semble pouvoir enrichir l'analyse de la combinaison productive, la fragilité des indicateurs est malheureusement de nature à limiter inévitablement la portée des résultats obtenus.

III.1.B. Mesurer l'utilisation des facteurs*

La difficulté à mesurer les degrés d'utilisation des facteurs et la distinction parfois délicate entre degré, durée, et taux d'utilisation ont amené le développement d'indicateurs hétérogènes. Il paraît dès lors utile de détailler les différentes mesures existantes et de préciser leur contenu.

III.1.B.1. Les degrés d'utilisation des facteurs

La méthode des pics, introduite par le Wharton Economic Forecasting Associates, vise à fournir une évaluation du degré d'utilisation de l'ensemble de des facteurs de production. Elle se fonde sur une représentation graphique des séries historiques caractéristiques des différents secteurs manufacturiers. Elle postule alors que les principaux pics observés correspondent à une utilisation pleine des capacités de production. Puis, en supposant que la capacité de production croît à un taux constant entre deux pics, il est possible d'évaluer la capacité et le degré d'utilisation en tout point. Nadiri et Rosen (1969) utilisent une telle mesure comme approximation de la durée d'utilisation des équipements.

La loi d'Okun, qui postule une relation stable entre la variation du taux de chômage et les taux de croissance passés et présent du PIB, permet d'approcher le degré d'utilisation du travail. La méthode consiste à estimer cette loi, à l'inverser (exprimer le taux de croissance du PIB en en fonction des variations passées et présentes du taux de chômage), et à en déduire la capacité de production en remplaçant le taux de chômage observé par un taux de chômage « potentiel » estimé comme correspondant à la pleine utilisation du facteur travail.

Les méthodes d'évaluation de l'utilisation des équipements à partir de données concernant la consommation d'énergie sont des mesures du degré d'utilisation du capital. Le principe de ces méthodes est simple : il consiste à rapporter la consommation d'électricité (ou alternativement de toutes les formes d'énergie) des entreprises pour un usage productif à la consommation potentielle si tous les équipements productifs sont utilisés en continu. Cette méthode a été proposée dans le travail pionnier de Foss (1963). Elle a été reprise récemment par Anxo et Sterner (1995) et Heyer (1995) sur données françaises.

Plusieurs méthodes permettent ainsi de mesurer les degrés d'utilisation des facteurs. Néanmoins, outre que ces méthodes sont fragiles parce qu'elle reposent sur des hypothèses fortes et qu'elles semblent difficilement calculables au niveau individuel, il paraît plus enrichissant de décomposer ces degrés en

* Cette partie repose partiellement sur les présentations de Bourlange et Chaney (1990) et Cette et Bosworth (1995)

fonction des durées et des intensités d'utilisation dans la mesure où leur impact sur la production peut différer (de même que leur vitesse d'ajustement).

III.1.B.2. Les durées d'utilisation des facteurs

En France ainsi que dans les autres pays, les principales mesures de la durée du travail sont généralement obtenues à partir d'enquêtes auprès des entreprises ou auprès des ménages.

- Parmi les enquêtes réalisées auprès des entreprises, on peut citer l'enquête trimestrielle sur l'activité et les conditions d'emploi de la main d'œuvre du Ministère du Travail (ACEMO) qui constitue l'enquête de référence, et l'enquête annuelle sur la durée d'utilisation des équipements de la Banque de France. Ces deux enquêtes fournissent des résultats proches (*graphique III.1*).
- Concernant les enquêtes réalisées auprès des ménages, on distingue l'enquête emploi de l'Insee et l'enquête sur les forces de travail.

Obtenir une mesure fiable de la durée du travail est particulièrement difficile. Ainsi, on ne dispose pas d'une évaluation idéale qui serait finalement une mesure du degré d'utilisation du travail et correspondrait à :

« (1) la durée effective du travail (2) des personnes impliquées dans la production intérieure de biens et de services (3) tout au long de l'année, (4) sur une base utilisable en comparaison internationale. » (Chagny et Bruyère, 2002, p.10).

Ainsi par exemple, lorsqu'elle est mesurée au niveau des entreprises, la durée du travail se rapproche plus d'une durée légale que d'une durée effective :

« Aucune enquête [auprès des entreprises] n'est en mesure, par nature, de restituer précisément la durée réellement effectuée de tous les salariés. Les heures supplémentaires non rémunérées sont quasiment toujours exclues et les heures supplémentaires collectées correspondent en règle générale aux heures collectives. Il est en outre rare que tous les effectifs des établissements (ouvriers, employés, cadres, tous types de contrats) soient concernés par la collecte des heures. La difficulté à évaluer la durée réellement effectuée au niveau de l'entreprise affecte la qualité des séries, comme par exemple dans le cas français, où la durée offerte effective ne se distingue plus de la durée légale dans les années quatre-vingt. » (Chagny et Bruyère, p.22).

Bien qu'elle soit nécessaire à l'explication de la dynamique du système productif, la durée d'utilisation des équipements est l'objet de peu de mesures. Elle apparaît même comme « *une grandeur bien négligée [qui] constitue rarement un objet d'étude spécifique.* » (Cette, 1990, p.33). Ce peut d'intérêt accordé à la durée d'utilisation des équipements tient à la difficulté de sa mesure directe qui nécessite de connaître la durée de fonctionnement de chaque unité de capital.

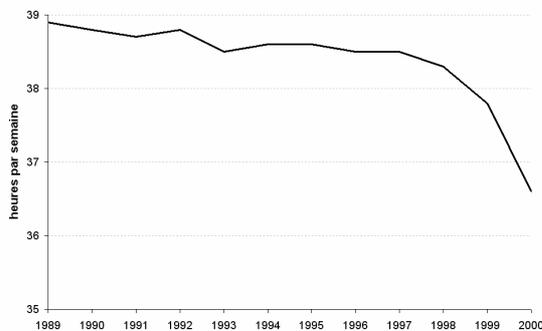
Afin de contourner l'impossibilité d'une mesure directe, la durée d'utilisation des équipements est généralement calculée à partir d'évaluations indirectes.

- A partir d'hypothèses fortes permettant d'exprimer la durée d'utilisation des équipements en fonction de la structure du travail posté (*Encadré 5*), il est possible d'obtenir une première évaluation indirecte de la durée d'utilisation des équipements. Ce type d'évaluation a été retenu par Cette (1990).
- En interrogeant les entreprises sur le taux de croissance de la durée d'utilisation de leurs équipements, on obtient une mesure indirecte alternative. Pour obtenir une durée d'utilisation des équipements en niveau, il est cependant nécessaire de recourir à une évaluation initiale d'après la méthode précédente. Cette méthode est retenue par l'enquête annuelle de la Banque de France (Sylvain 2001a).

A partir des travaux de Cette (1990) et Sylvain (2001a), on dispose d'une série longue de durée d'utilisation des équipements dans l'industrie manufacturière (*graphique III.2*).

Graphique III.1

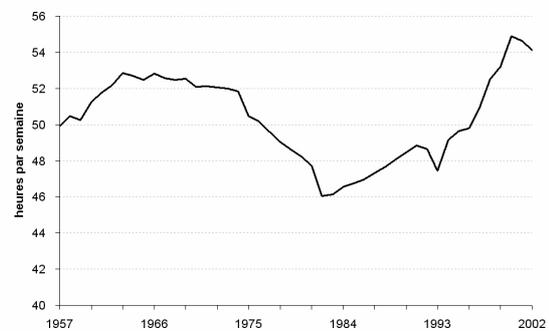
Durée hebdomadaire moyenne du travail dans l'industrie



source : enquête DUE Banque de France

Graphique III.2

Durée hebdomadaire moyenne d'utilisation des équipements dans l'industrie



source : Cette (1990) ; enquête DUE Banque de France

Encadré 5

Travail posté et durée d'utilisation des équipements

Le travail posté ou travail en équipes successives est une forme de travail par relais dans laquelle plusieurs équipes se succèdent avec un temps de chevauchement nul ou réduit au passage de consignes. On distingue classiquement :

- le travail **discontinu** (de type 2 x8) qui permet un temps de fonctionnement quotidien allongé mais conserve un arrêt la nuit et en fin de semaine

- le travail **semi-continu** (de type 3 x8) qui permet un fonctionnement ininterrompu, sauf en fin de semaine
- le travail en **continu**, organisé sans aucun arrêt dans la semaine, en général avec 4 ou 5 équipes (appelé souvent 4 x8 ou 5 x8).

Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, plus le recours au travail en équipes sera important, plus la durée d'utilisation des équipements sera élevée : la durée d'utilisation d'un équipement sera deux fois plus élevée lorsque deux équipes s'y succéderont (par rapport à une situation où il n'existe pas d'équipes successives), trois fois plus lorsque trois équipes s'y succéderont, ...

Les mesures indirectes de la durée d'utilisation des équipements (DUE) reposant sur l'organisation du travail en équipes et la durée du travail correspondent au produit d'un indicateur d'intensité du recours au travail posté (NOP) par la durée moyenne du travail (DHT) :

$$DUE = NOP \times DHT$$

L'intensité du recours au travail posté utilisée pour mesurer la durée d'utilisation des équipements correspond généralement à une moyenne du nombre d'équipes successives. Par exemple, si 30% des effectifs travaillent en deux équipes et 70% ne travaillent pas en équipes successives, en retenant la moyenne arithmétique du nombre d'équipes, l'indicateur d'intensité de recours au travail posté (NOP) sera calculé tel que :

$$NOP = 0,3 \times 2 + 0,7 \times 1 = 1,3$$

Si la durée du travail est identiques pour tous les travailleurs et s'élève à 35 heures, on obtiendra la mesure suivante de la durée d'utilisation des équipements au sein de l'entreprise :

$$DUE = 1,3 \times 35 = 46,7 \text{ heures par semaine}$$

III.1.B.3. Intensités d'utilisation des facteurs et taux d'utilisation des capacités

Les informations sur les degrés d'utilisation des facteurs étant lacunaires, les indicateurs de taux d'utilisation des capacités sont couramment utilisés en lieu et place de ces degrés. Or, dans le cas des indicateurs français²², ceux-ci reflètent plutôt l'intensité d'utilisation des facteurs.

Les taux d'utilisation disponibles sur données françaises proviennent de l'Insee (enquête trimestrielle de conjoncture) et de la Banque de France (enquête mensuelle de conjoncture et enquête annuelle sur la durée d'utilisation des équipements) et fournissent une information qualitativement identique. Ils concernent tous le seul champ de l'industrie.

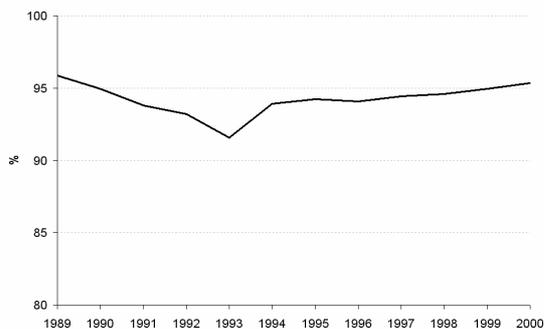
Les taux d'utilisation des capacités peuvent être évalués de manière directe (enquête mensuelle de conjoncture de la Banque de France) ou dérivés des questions sur les marges de production (Insee et Enquête DUE de la Banque de France). Dans ce cas, on distingue les marges de production sans embauche et les marges de production avec embauches qui conduisent aux taux d'utilisation des capacités sans et avec embauches.

La marge de production sans embauche correspond au pourcentage de production supplémentaire qui pourrait être obtenu à volumes et durées d'utilisation (« contractuelles ») des facteurs inchangés. Dans ce cas, l'augmentation de la production ne peut provenir que d'une plus grande intensité d'utilisation du travail. Le taux d'utilisation des capacités sans embauche (*graphique III.3*) approxime donc l'intensité d'utilisation du travail.

La marge de production avec embauches correspond au pourcentage de production supplémentaire pouvant être obtenu en augmentant éventuellement les effectifs mais en maintenant les équipements inchangés. A supposer que cette production soit à durée d'utilisation constante comme cela a pu être montré (Heyer, 1990), le taux d'utilisation découlant des marges de production avec embauches (*graphique III.4*) pourrait représenter un indicateur de l'intensité d'utilisation du capital.

Graphique III.3

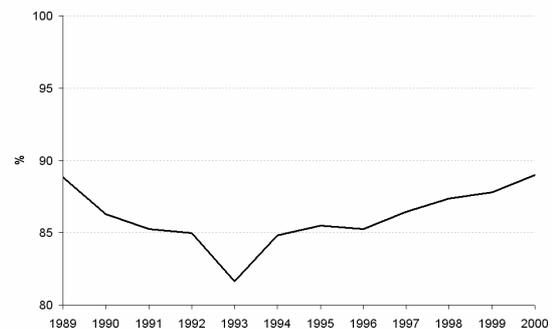
**Taux d'utilisation des capacités sans embauche
Industrie**



source : enquête DUE Banque de France

Graphique III.4

**Taux d'utilisation des capacités avec embauches
Industrie**



source : enquête DUE Banque de France

III.1.C. Les degrés d'utilisation des facteurs dans l'analyse économique

Malgré la difficulté à mesurer les degrés d'utilisation des facteurs, plusieurs travaux couvrant différents champs de l'analyse économique ont cependant mis en évidence l'importance de leur impact.

Plusieurs travaux se sont ainsi efforcés d'estimer des fonctions de production tenant compte des degrés d'utilisation des facteurs, et notamment de la durée du travail. Plusieurs études (Feldstein, 1967) sur données britanniques ou Craine (1973) sur données américaines) obtiennent une élasticité de la production à la durée du travail supérieure à l'unité tandis que d'autres travaux obtiennent des valeurs plus faibles, soit en différenciant les comportements par grands secteurs de l'économie (Leslie et Wise (1980), pour le Royaume-Uni), soit en introduisant des indicateurs cycliques ou bien en considérant le rôle des services producteurs du capital (Hart et McGregor, 1988 ou Anxo et Bigsten, 1989). Ainsi, l'omission de la durée d'utilisation des équipements peut induire des résultats biaisés. En effet, une hausse de la durée du travail, à organisation du travail donnée (donc à nombre d'ouvriers par poste fixé), induit un accroissement de la durée d'utilisation du capital, qui permettra d'augmenter la production.

Ne disposant pas de mesure de durée d'utilisation des équipements Anxo et Bigsten (1989) proposent l'estimation d'une fonction de production pour l'industrie suédoise en intégrant le capital, les effectifs, la durée du travail et un taux d'utilisation des capacités. Ils observent une élasticité négative de la production par rapport au taux d'utilisation des capacités de production. Ce résultat apparemment paradoxal—puisqu'ils retiennent a priori cet indicateur comme une mesure conjoncturelle de l'écart entre offre et demande de biens—pourrait s'expliquer par l'utilisation prioritaire des équipements les plus productifs, les autres n'étant mis en marche que lors des phases de reprise importante de l'activité. Cela pourrait se justifier par l'existence de différentes générations d'équipements ou plus généralement par l'hétérogénéité du capital et l'on observerait ainsi, à l'approche de la pleine utilisation des capacités de productives, des "effets de saturation", tels qu'ils sont développés par Cette *et alii* (1991).

Si la plupart des travaux estimant des demandes de facteurs sur données d'entreprises françaises ne tiennent généralement pas compte des degrés d'utilisation des facteurs (Mairesse et Dormont, 1985 ; Hall, Mairesse, Mulkay, 1999 ; Gianella, 1999 ; Crepon et Gianella, 2001); la dérivation analytique (Nadiri et Rosen, 1969 ; Cette, 1983) ainsi que l'estimation de demandes de facteurs tenant compte des degrés d'utilisation des facteurs et permettant de calculer les vitesses d'ajustement des degrés d'utilisation comparativement aux volumes ont cependant été l'objet de quelques études (cf.

Hamermesh (1993) et plus particulièrement les chapitres 3 et 7 pour une présentation quasi-exhaustive). D'après ces études :

- La prise en compte du degré d'utilisation du capital permet d'améliorer les estimations de demande de travail :

« The reason for large returns to labor estimated from short run employment functions is due to omission of the rate of utilization of capital. These high estimates should not be considered as returns to labor alone, as most writers have done, but are ore properly interpreted as short run returns to both labor and capital utilization. »
(Nadiri et Rosen, 1969, p.469)

- les degrés d'utilisation semblent s'ajuster plus rapidement que les volumes. Plus précisément, pour s'adapter aux fluctuations de l'activité ou à un choc de coût, les entreprises modifieraient tout d'abord l'intensité d'utilisation avant de modifier les durées d'utilisation puis les volumes de facteurs²³ :

“The most important result of this study is the estimation of a consistent set of response patterns of all inputs. They clearly show that the order of response to output changes runs from utilization rates to employment and finally to capital stock.” (Nadiri et Rosen, p.469)

“A large array of evidence indicates that employers adjust hours more rapidly in response to shocks than they adjust employment. One might envision employers as responding to a shock first by altering the intensity with which they use worker-hours, then by changing hours, and finally by choosing a different-sized work force” (Hamermesh, p.393)

Outre la combinaison productive et les demandes de facteurs, d'autres champ de l'analyse économique ont également tenu compte des degrés d'utilisation des facteurs influe également sur d'autres champs de l'analyse économique.

- Dans le cadre des exercices de décomposition comptable de la croissance permettant de caractériser les évolutions de long terme de la productivité, la prise en compte des degrés d'utilisation permet de déterminer leur contribution à la croissance et une meilleure appréhension du niveau et des évolutions de cette productivité. Les premières études incorporant des degrés d'utilisation s'attachaient ainsi à calculer impact sur la croissance économique (Foss, 1963). Initialement réalisé pour les Etats-Unis, cet exercice a été étendu à d'autres pays dont la France (Cette et Guellec, 1994).
- Les degrés d'utilisation des équipements apparaissent dans les modèles de cycles réels où ils jouent un rôle de propagation des chocs. Burnside et Eichenbaum (1996) montrent ainsi que les variations du taux d'utilisation du capital sont un des principaux mécanismes de propagation des chocs. De même, à partir d'une fonction de production incorporant les durées d'utilisation du capital et du travail, Dupaigne (2002) montre que face à un choc d'offre ou de demande, la variation de la durée

d'utilisation des équipements (permettant de s'adapter à ce choc) conduit à un mécanisme de propagation du choc au produit et ainsi à l'accroissement de la variabilité de ce dernier :

« Les variations choisies de la durée d'utilisation des équipements amplifient de manière substantielle la réponse de la production à des chocs affectant l'environnement économique. » (Dupaigne, 2002, p. 236).

- Plusieurs études se sont intéressées aux fondements microéconomiques des degrés d'utilisation des facteurs. Concernant le travail posté et l'utilisation des équipements, on peut notamment citer les travaux pionniers de Marris (1964) et l'analyse de Bosworth et Heathfeld (1995) qui présente en outre vision synthétique de ces différentes études. Pour le facteur travail et plus particulièrement la durée du travail, on se reportera aux travaux de Hamermesh (1993) et Cahuc et Zylberberg (1996) pour une présentation théorique de l'impact de la durée du travail.

III.1.D. Partage de la valeur ajoutée et degrés d'utilisation des facteurs

La prise en compte des degrés d'utilisation peut améliorer la compréhension des évolutions du partage de la valeur ajoutée : elle permet en effet de tenir compte de substitutions additionnelles entre degrés d'utilisation et facteurs liées à des modifications de prix des volumes et des degrés d'utilisation.

Dans un cadre à deux facteurs (capital et travail) et sous l'hypothèse d'une fonction de production néoclassique (*Encadré 6*), les déterminants de long terme du partage de la valeur ajoutée sont obtenus à partir d'un programme de maximisation du profit qui permet d'exprimer les volumes de facteurs et la production en fonction des coûts des facteurs, le salaire réel et le coût d'usage du capital. Compte tenu de la relation de long terme entre les coûts des facteurs (la frontière de prix des facteurs) qui conduit à l'endogénéisation du coût du facteur le moins mobile, le partage de la valeur ajoutée de long terme dépend donc d'un des deux coûts des facteurs (généralement le coût du capital). Ce coût est l'unique déterminant du partage de la valeur ajoutée dans un cadre de concurrence pure et parfaite tandis qu'il convient d'y ajouter le pouvoir de marché des entreprises dans un cadre de concurrence monopolistique. Dans le cas particulier où la fonction de production est de type Cobb-Douglas, le partage de la valeur ajoutée de long terme est stable : la part des salaires dans la valeur ajoutée correspond à l'élasticité du travail, la part des profits à l'élasticité du capital.

A partir de la même démarche, l'enrichissement de la combinaison productive en tenant compte des degrés d'utilisation des facteurs conduira à un partage de la valeur ajoutée de long terme qui dépendra des différents coûts liés aux stocks et durées d'utilisation (dans une perspective de long terme, les degrés d'utilisation des facteurs peuvent être réduits aux seules durées (durée du travail et durée d'utilisation des équipements)). De même, si la fonction de production est de type Cobb-Douglas, le partage de la valeur ajoutée de long terme sera stable.

L'enrichissement de la combinaison productive par la prise en compte des degrés d'utilisation des facteurs nécessite cependant de recourir à des hypothèses particulières. Ainsi, alors que l'hypothèse de rendements d'échelles constants est maintenue lorsqu'on ajoute un stock de facteur, cette hypothèse est relâchée lorsqu'on tient compte des durées d'utilisation et ne s'applique qu'aux stocks de facteurs (Nadiri et Rosen, 1969) : à durées d'utilisation inchangées, un doublement des stocks conduira ainsi à un doublement de la production. En notant DUE et DHT la durée d'utilisation des équipements et la durée du travail, on a :

$$F(\lambda K, \lambda L, DUE, DHT) = \lambda F(K, L, DUE, DHT)$$

Cette hypothèse est une extension naturelle du cadre à deux facteurs si l'on considère que ce dernier correspond au cas particulier où les durées d'utilisation sont fixes.

De même, il est nécessaire de spécifier la fonction de coût afin que les durées d'utilisation optimales soient indépendantes du niveau de la production²⁴. Une telle condition est remplie lorsque les coûts associés à la durée du travail (prime d'heures supplémentaires voire surcoûts horaires liés au temps partiel) et à la durée d'utilisation des équipements (surcoûts liés au travail en équipes, déclassement accéléré des équipements) ne sont jamais liés exclusivement à ces facteurs mais toujours aux durées multipliées par l'un des facteurs et lorsqu'il existe des coûts liés aux seuls volumes de facteurs, indépendamment des durées (par exemple des coûts liés à l'embauche de salariés indépendamment de leur durée du travail).

Il est alors possible de déterminer à l'équilibre les *niveaux* optimaux des durées d'utilisation, tandis que, comme dans un cadre à deux facteurs, seul le *rapport* optimal des stocks pourra être déterminé. On aura ainsi à l'équilibre, en notant $W = (w^1, \dots, w^n)$ le vecteur de l'ensemble des variables de coût

w_i et $k = \frac{K}{L}$:

$$DUE^* = DUE(W)$$

$$DHT^* = DHT(W)$$

$$k^* = k(W)$$

De même que dans un cadre à deux facteurs, l'indétermination sur les niveaux de facteurs conduira à une frontière de prix des facteurs et à l'endogénéisation du salaire horaire si l'on considère que les autres coûts sont exogènes.

Lorsque la fonction de production est de type Cobb-Douglas avec rendements d'échelle constants en terme de stocks, elle peut s'écrire :

$$Y = K^\alpha L^{1-\alpha} DHT^\gamma DUE^\eta$$

A l'équilibre, compte tenu des niveaux optimaux des durées d'utilisation des facteurs, la fonction de production et la fonction de coût peuvent s'écrire :

$$Y^* = (K^*)^\alpha (L^*)^{1-\alpha} \times Z(W)$$

$$C^* = W_1(W) \times L^* + W_2(W) \times K^*$$

avec

$$Z(W) = (DUE^*)^\gamma (DHT^*)^\eta$$

$W_1(W)$, les coûts associés au travail compte tenu des durées d'utilisation d'équilibre.

$W_2(W)$, les coûts associés au capital compte tenu des durées d'utilisation d'équilibre.

Lorsque les niveaux des durées d'utilisation sont connus, on retrouve un cadre à deux facteurs. A l'équilibre, les conditions suivantes sont satisfaites :

$$(1-\alpha) \left(\frac{K^*}{L^*} \right)^\alpha Z(W) = W_1(W)$$

$$\alpha \left(\frac{K^*}{L^*} \right)^{\alpha-1} Z(W) = W_2(W)$$

les parts des rémunérations des facteurs dans la valeur ajoutée s'écrivent alors :

$$\frac{W_1(W)L^*}{Y^*} = \frac{(1-\alpha) \left(\frac{K^*}{L^*} \right)^\alpha Z(W) \times L^*}{(K^*)^\alpha (L^*)^{1-\alpha} \times Z(W)} = (1-\alpha)$$

$$\frac{W_2(W) \times K^*}{Y^*} = \frac{\alpha \left(\frac{K^*}{L^*} \right)^{\alpha-1} Z(W) \times K^*}{(K^*)^\alpha (L^*)^{1-\alpha} \times Z(W)} = \alpha$$

Encadré 6

La fonction de production néoclassique

dans un cadre à deux facteurs, en négligeant le progrès technique, la fonction de production s'écrit :

$$Y = F(K, L)$$

Cette fonction est dite néoclassique quand les propriétés suivantes sont satisfaites :

- pour tout $K > 0$ et $L > 0$, F possède des productivités marginales positives et décroissantes par rapport à chaque facteur de production :

$$\frac{\partial F}{\partial K} > 0$$

$$\frac{\partial^2 F}{\partial^2 K} < 0$$

$$\frac{\partial F}{\partial L} > 0$$

$$\frac{\partial^2 F}{\partial^2 L} < 0$$

- F est à rendements d'échelle constants :

$$F(\lambda K, \lambda L) = \lambda F(K, L) \quad \text{pour tout } \lambda > 0$$

- La productivité marginale de chaque facteur tend vers l'infini quand ce facteur tend vers 0 et vers 0 quand ce facteur tend vers l'infini :

$$\lim_{K \rightarrow 0} (F_K) = \lim_{L \rightarrow 0} (F_L) = \infty$$

$$\lim_{K \rightarrow \infty} (F_K) = \lim_{L \rightarrow \infty} (F_L) = 0$$

III.2. Durées d'utilisation des facteurs et combinaison productive : analyses à partir de données individuelles

Depuis le début des années soixante, plusieurs travaux se sont attachés à décrire l'importance des degrés d'utilisation des facteurs dans l'analyse économique, notamment dans l'analyse de la combinaison productive. Si ces études montrent l'importance des degrés d'utilisation des facteurs dans l'analyse économique, celles-ci demeurent incomplètes. Ainsi, l'impact de la durée d'utilisation des équipements, symétrique de la durée du travail, reste ainsi largement méconnu.

Or, le rapprochement de deux bases de données de la Banque de France permet de disposer de stocks et de durées d'utilisation des facteurs (durée du travail et durée d'utilisation des équipements) autorisant ainsi l'estimation de fonctions de production incorporant explicitement ces durées d'utilisation. Ces fonctions seront estimées sur données individuelles en recourant aux techniques de l'économétrie des données de panel (cf. Dormont (1989) pour une introduction).

Après avoir détaillé les données utilisées, on procède tout d'abord à l'estimation d'une fonction de production de type Cobb-Douglas. Puis, les restrictions imposées par cette spécification sont dépassées en estimant une fonction de production plus générale de type Translog.

Il ressort de ces deux études que la durée d'utilisation des équipements est un argument significatif de la combinaison productive dont l'élasticité est équivalente à celle du capital : toutes choses égales par ailleurs, il est équivalent d'utiliser le capital deux fois plus ou de doubler son volume. Il apparaît également que la prise en compte des durées d'utilisation des facteurs conduit à valider empiriquement la spécification Cobb-Douglas. Lorsque ces durées sont omises, on rejette en revanche cette formulation au profit d'une forme Translog.

Ces estimations ne permettent pas de déterminer l'influence de chaque facteur sur le partage de la valeur ajoutée puisqu'on ne dispose d'aucune information quant aux coûts associés aux stocks et aux durées d'utilisation. Néanmoins, parce qu'elles tendent à valider l'hypothèse d'une fonction de production de type Cobb-Douglas, elles permettent d'apporter un éclairage sur le partage de la valeur ajoutée. Une telle fonction de production implique en effet une stabilité de long terme du partage de la valeur ajoutée.

III.2.A. Les données utilisées

III.2.A.1. Les bases mobilisées

Le rapprochement de deux fichiers de la Banque de France permet de disposer d'informations sur les stocks et les durées d'utilisation des facteurs au niveau individuel.

La **Centrale de Bilans**, base de données descriptives et comptables d'entreprises, a été créée par la banque de France en 1968. Les informations qu'elle contient proviennent d'entreprises adhérentes (adhésion volontaire). Toute entreprise adhérente dépose chaque année auprès de la Banque de France une copie des tableaux composant sa déclaration fiscale, ainsi que des feuillets complémentaires portant le détail de certains postes du bilan et de l'endettement. L'échantillon de la Centrale de Bilans atteint actuellement près de 35000 entreprises, avec une représentativité satisfaisante dans l'industrie (taux de couverture global de 57%).

Créée en 1989, **l'enquête annuelle de la Banque de France sur la durée d'utilisation des équipements** s'adresse aux établissements de plus de vingt salariés de l'industrie hors énergie (secteurs EB à EF de la nomenclature d'activités et de produits française). Mise en œuvre chaque année au mois de septembre et portant sur un échantillon compris entre 2000 et 3000 établissements, elle fournit des informations sur la DUE et d'autres aspects de la combinaison productive. En plus de questions portant spécifiquement sur la DUE, cette enquête interroge également les établissements sur le niveau de leurs effectifs, la durée du travail, le recours et la structure du travail posté, ainsi que les marges de production sans et avec embauches permettant de calculer des taux d'utilisation des capacités. Néanmoins, les marges de production ne sont que partiellement renseignés dans l'enquête et il est apparu impossible de les retenir sans réduire considérablement l'échantillon utilisable. **Les estimations de fonctions de production n'incorporeront donc que les seules durées d'utilisation.**

III.2.A.2. Les biais de sélection potentiels

Compte tenu de leur méthode d'élaboration, les fichiers de la Centrale des Bilans et de l'enquête annuelle sur la durée d'utilisation des équipements pourraient être affectés de biais de sélection potentiels :

- Le caractère volontaire de l'adhésion volontaire à la Centrale de Bilans est susceptible de créer plusieurs biais potentiels : on ne peut par exemple exclure que les entreprises présentant de bonnes performances économiques soient sur représentées, les entreprises les moins performantes préférant s'abstenir d'adhérer ; le caractère contraignant de l'adhésion (fourniture de différents feuillets fiscaux et nécessité de remplir des questionnaires spécifiques) peut favoriser l'adhésion des entreprises les mieux organisées administrativement.

- La collecte des questionnaires de l'enquête annuelle sur la durée d'utilisation des équipements est réalisée par les différents comptoirs de la Banque de France. Au vu de la répartition géographique de l'ensemble des questionnaires, on ne peut exclure que le degré d'implication des agents chargés de la collecte des questionnaires impacte la structure de l'échantillon.
- Outre ces biais de sélection potentiels, la méthode de sélection des entreprises est également susceptible de créer un biais en faveur des entreprises les plus performantes : en effet, seules les entreprises présentes au moins cinq années consécutivement dans l'échantillon ont été retenues.

Les résultats d'estimation devront donc être considérés avec précaution. On ne peut exclure qu'ils se rapportent à une population différente de la population globale.

III.2.A.3. Les variables

Le rapprochement de ces deux sources conduit à un échantillon non cylindré de 386 entreprises industrielles présentes sur tout ou partie de la période 1989-2001, soit 2493 observations. Les différentes variables sont construites de la manière suivante :

- La **production** (Y) retenue pour estimer une fonction de production est la valeur ajoutée au coût des facteurs. Elle est calculée à partir des données de la Centrale de Bilans. Elle est obtenue en déflatant la valeur ajoutée en valeur par un indice de prix sectoriel.
- Les **effectifs** (L) sont obtenus à partir de l'enquête sur la durée d'utilisation des équipements.
- La **durée du travail** (DHT) au niveau individuel provient également de l'enquête DUE.

Le volume du stock de capital et la durée d'utilisation des équipements sont construits à partir d'hypothèses particulières :

- En raison de l'absence d'informations sur l'évolution de l'efficacité des équipements au cours du temps (Ocde, 2001), le **stock de capital** (K) utilisé dans les estimations est un stock de capital brut. Il a été calculé à partir des données comptables de la Centrale de Bilans en retenant un modèle de déclassement proportionnel. Le stock de capital à la date t (K_t) vérifie la relation suivante :

$$K_t = I_t + (1 - \delta) K_{t-1}$$

avec K_{t-1} , le stock de capital de la période précédente,

I_t , l'investissement de la période,

δ , le taux de déclassement constant et correspondant à l'inverse de la durée de vie des équipements.

En raison des données disponibles, ce stock se rapporte à l'ensemble des immobilisations corporelles (terrains, construction, installations techniques, matériel et outillage industriel, autres immobilisations corporelles). Le taux de déclassement retenu correspond à l'inverse de la durée de vie des équipements fixée à 20 ans. Cette durée de vie résulte d'estimations de lois de mortalité des équipements menées à partir des données individuelles de la Centrale des Bilans (cf. *Annexe*). Le volume de capital initial est calculé en supposant que l'ensemble du capital initial a été acquis à la date initiale diminuée de l'âge du capital à cette date ; l'âge du capital est déterminé à partir de la part des équipements amortis, en supposant que l'amortissement est linéaire. Les chroniques d'investissements et le stock de capital initial sont déflatés par des indices de prix sectoriels de l'investissement (niveau naf36).

- La durée d'utilisation des équipements (DUE) retenue est une mesure indirecte reposant sur la structure du travail en équipes et la durée du travail. Elle est calculée comme le produit d'un indicateur de recours au travail posté (NOP) par la durée moyenne du travail (DHT) :

$$DUE = NOP \times DHT$$

Alors que les mesures habituelles de l'intensité du recours au travail posté correspondent à la moyenne arithmétique ou la moyenne harmonique du nombre d'équipes (Cette et Bosworth, 1995), l'indicateur retenu repose sur les résultats d'estimations économétriques menées sur des données provenant du rapprochement de la Centrale des Bilans et de l'enquête annuelle sur la durée d'utilisation des équipements (cf. *Annexe*). Une approche indirecte reposant sur le travail posté et la durée du travail a été préférée au taux de croissance de la DUE également disponible dans l'enquête sur la durée d'utilisation des équipements pour plusieurs raisons : le taux de croissance de la DUE nécessite en effet de disposer d'une évaluation initiale du niveau de la DUE ; il semble particulièrement fragile ; retenir une mesure indirecte permet de relier la durée d'utilisation des équipements et la durée du travail et assure la cohérence de l'estimation de la fonction de production en retenant l'indicateur de travail posté et la durée du travail comme facteurs explicatifs.

III.2.A.4. Sélection de l'échantillon

Après examen de la répartition des variables en niveau, les entreprises appartenant aux premiers et derniers centiles des répartitions des variables suivantes ont été exclues de l'échantillon :

- le niveau de la valeur ajoutée au coût des facteurs ;
- le niveau des effectifs ;
- le volume du stock de capital ;
- la productivité apparente du travail ;

- la productivité apparente du capital ;
- l'intensité capitaliste ;

Les entreprises présentant les évolutions suivantes ont également été écartées de l'échantillon :

- une évolution de la valeur ajoutée en volume supérieure à 100% ou inférieure à -70% ;
- une évolution des effectifs supérieure à 50% ou inférieure à -40% ;
- une évolution du stock de capital supérieure à 70% ;
- une évolution de la durée du travail supérieure à 30% ou inférieure à -30% ;
- une évolution de l'indicateur du recours au travail posté supérieure à 100% ou inférieure à -50%
- une évolution de la productivité apparente du travail supérieure à 100% ou inférieure à -70%
- une évolution de la productivité apparente du capital supérieure à 100% ou inférieure à -70%

Compte tenu de la méthode d'estimation utilisée (utilisation d'instruments correspondant aux valeurs retardées des différentes variables), il a de plus été imposé que les entreprises soient présentes au moins cinq années dans l'échantillon. A l'issue de cette sélection, on obtient un échantillon non cylindré de 2493 observations (386 entreprises) sur la période 1989-2001.

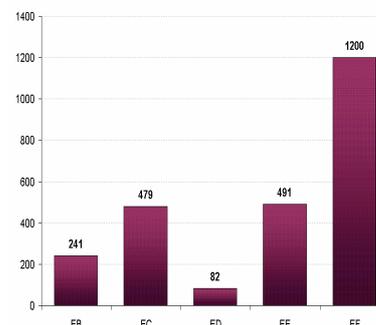
III.2.A.5. Statistiques descriptives

Graphique III.5
Répartition des observations
par année

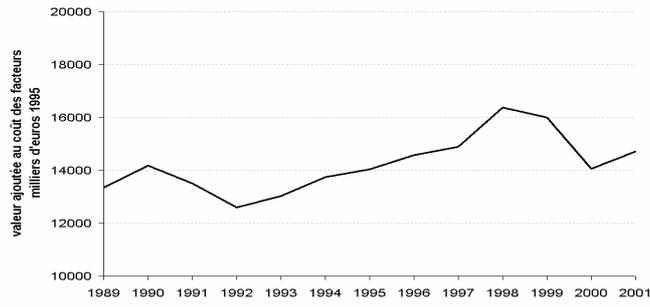


note de lecture: l'échantillon comporte
228 observations pour l'année 1992

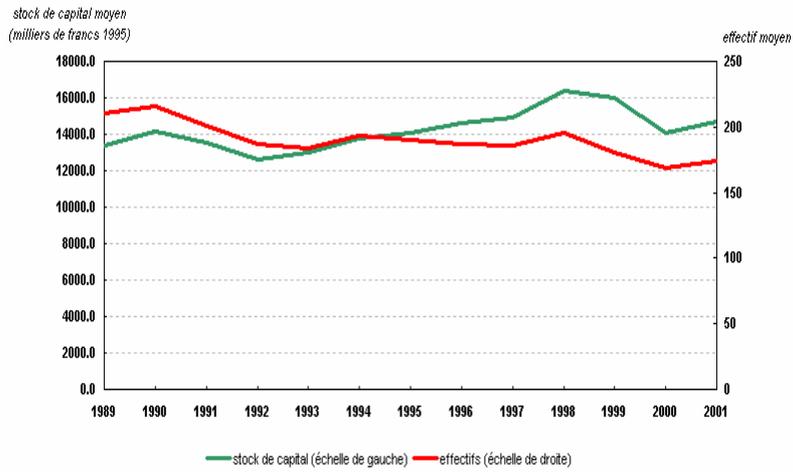
Graphique III.6
Répartition des observations
par secteur



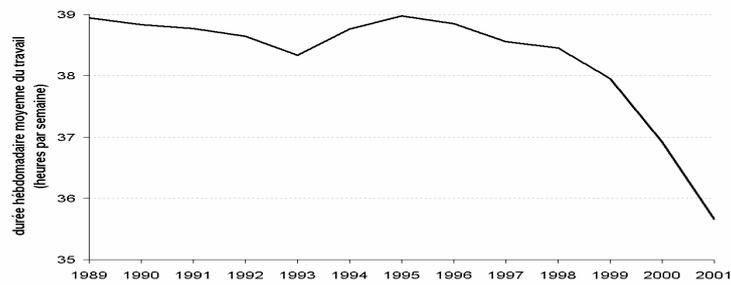
Graphique III.7
valeur ajoutée au coût des facteurs en volume (Y)



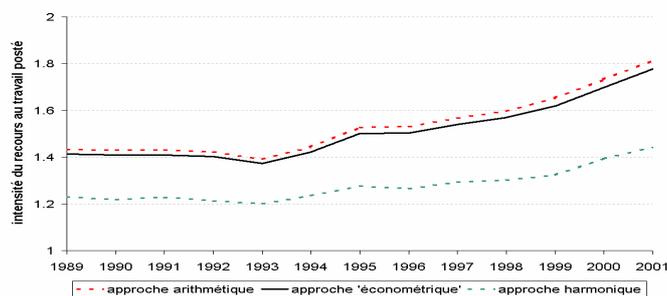
Graphique III.8
stock de capital en volume (K) et effectifs (L) moyens



Graphique III.9
Durée du travail (DHT)



Graphique III.10
Intensité du recours au travail posté (NOP)



Distribution des variables

logarithmes

	moyenne	ecart-type	min	25%	50%	75%	max
lny	8,45	1,08	5,92	7,61	8,37	9,17	11,37
lnl	4,77	0,96	2,40	3,95	4,78	5,46	7,63
lnk	8,71	1,30	5,47	7,73	8,64	9,64	12,31
lnnop	0,25	0,29	0,00	0,00	0,15	0,41	1,39
lnndht	3,65	0,05	3,33	3,65	3,66	3,66	3,94
lnnop_a	0,26	0,29	0,00	0,00	0,16	0,42	1,42
lnnop_h	0,16	0,19	0,00	0,00	0,08	0,26	1,06

nop : indicateur de recours au travail posté, approche économétrique (référence) ; nop_a : approche arithmétique ; nop_h : approche harmonique

Distribution des variables

Différences

	moyenne	ecart-type	min	25%	50%	75%	max
dlny	0,01	0,15	-0,68	-0,08	0,01	0,10	0,63
dlnl	0,00	0,09	-0,44	-0,04	0,00	0,03	0,39
dlnk	0,02	0,07	-0,06	-0,02	0,00	0,04	0,52
dlnnop	0,00	0,12	-0,66	-0,01	0,00	0,02	0,69
dlnndht	-0,01	0,05	-0,29	0,00	0,00	0,00	0,25
dlnnop_a	0,00	0,12	-0,66	-0,01	0,00	0,02	0,71
dlnnop_h	0,00	0,09	-0,64	-0,01	0,00	0,01	0,71

nop : indicateur de recours au travail posté, approche économétrique (référence) ; nop_a : approche arithmétique ; nop_h : approche harmonique

III.2.B. Estimation d'une fonction de production Cobb-Douglas*

L'objectif est de considérer la durée du travail (DHT) et la durée d'utilisation des équipements (DUE) dans l'estimation d'une fonction de production Cobb-Douglas. L'apport de cette contribution est également méthodologique. En présence d'hétérogénéité non observée et de simultanéité, les estimateurs standard des moindres carrés ordinaires ou Within se révèlent généralement insatisfaisants. Dans cette perspective, l'estimateur de la méthode des moments généralisés en premières différences (MMGD) est généralement utilisé. Cependant, les propriétés de cet estimateur sont faibles lorsque les variables sont fortement persistantes : dans ce cas, les variables retardées en niveau sont faiblement corrélées avec les équations en premières différences (instruments faibles). Blundell et Bond (2000) montrent alors que dans le cas de séries fortement persistantes, l'estimateur de la méthode des moments généralisés en système (MMGS) est plus approprié.

Le cadre théorique et les estimateurs retenus sont tout d'abord détaillés, avant de présenter les résultats des estimations. Afin de pouvoir apprécier l'impact de la prise en compte des durées d'utilisation, les résultats d'estimation d'une fonction de production simple à deux facteurs sont également commentés.

III.2.B.1. Relation estimée et méthode d'estimation

Estimation des paramètres de la fonction de production

Conformément à la littérature sur les degrés d'utilisations des facteurs, on suppose que la production dépend des services du travail (SL) et du capital (SK). Par souci de simplification, parce qu'elle est couramment retenue dans la littérature et parce qu'elle semble une bonne approximation de la structure d'une fonction de production à deux facteurs (Hamermesh, 1993), une spécification de type Cobb-Douglas est retenue. En omettant le progrès technique et le terme d'échelle, on cherche donc à estimer la relation suivante :

$$Y_{i,t} = SL_{i,t}^{\beta_L} \times SK_{i,t}^{\beta_K} \quad (\text{III.1})$$

avec Y, valeur ajoutée au coût des facteurs en volume de l'entreprise i à la date t ; SL, les services fournis par le travail ; SK, les services fournis par le capital ; $\beta_L \leq 1$; $\beta_K \leq 1$

* Cette partie repose sur l'étude d'Heyer, Pelgrin, Sylvain, (2004), « Durées d'utilisation des facteurs et fonction de production : une estimation par la méthode des moments généralisés en système », *Etudes et recherche de l'Observatoire des entreprises / Document de travail de la Banque du Canada n°2004-12*. Les estimations par la méthode des moments généralisés ont été réalisées à partir de programmes développés sous SAS et s'inspirent du programme DPD pour Ox (Arellano, Bond, Doornik, 2002). Les annexes sont présentées immédiatement après le corps du texte.

Conclusion

On suppose en outre que les services rendus par un facteur dépendent de son stock et de sa durée d'utilisation et peuvent s'exprimer tels que :

$$SK = K \times DUE^{\alpha_{DUE}} \quad (\text{III.2}) \quad \text{et} \quad SL = L \times DHT^{\alpha_{DHT}} \quad (\text{III.3})$$

avec L, les effectifs ; K, le volume de capital ; DHT, la durée du travail ; DUE, la durée d'utilisation des équipements ; α_{DUE} et $\alpha_{DHT} \leq 1$, ce qui permet de tenir compte de l'éventualité d'une décroissance de la productivité horaire du travail et du capital liée à un « effet fatigue » dans le cas du travail et dans le cas du capital à l'augmentation des défauts de fabrication à mesure que les équipements sont plus utilisés.

L'incorporation des relations (2) et (3) dans (1) amène l'expression suivante :

$$Y_{i,t} = L_{i,t}^{\beta_L} \times K_{i,t}^{\beta_K} \times DHT_{i,t}^{\beta_L \times \alpha_{DHT}} \times DUE_{i,t}^{\beta_K \times \alpha_{DUE}} \quad (\text{III.4})$$

Dans le cadre d'une fonction de production incorporant les degrés d'utilisation des facteurs telle que la relation (4), la notion de rendements d'échelle constants ne concerne que les stocks (Nadiri et Rosen, 1969) : les rendements d'échelles seront unitaires si, à durées d'utilisation des facteurs inchangées, le doublement des stocks de capital et de travail s'accompagne d'un doublement de la production²⁵.

Si on suppose maintenant que la durée d'utilisation des équipements correspond au produit de la durée du travail par un indicateur d'intensité du recours au travail en équipes successives (NOP), on obtient :

$$Y_{i,t} = L_{i,t}^{\beta_L} \times K_{i,t}^{\beta_K} \times DHT_{i,t}^{\beta_{DHT}} \times NOP_{i,t}^{\beta_{NOP}} \quad (\text{III.5})$$

avec $\beta_{DHT} = \beta_L \times \alpha_{DHT} + \beta_K \times \alpha_{DUE} \leq \beta_L + \beta_K$; $\beta_{NOP} = \beta_K \times \alpha_{DUE} \leq \beta_K$;

Après passage de la relation (5) en logarithmes, on obtient :

$$y_{i,t} = \beta_L \times l_{i,t} + \beta_K \times k_{i,t} + \beta_{NOP} \times nop_{i,t} + \beta_{DHT} \times dht_{i,t} \quad (\text{III.6})$$

En reprenant le cadre défini par Blundell et Bond (2000), on cherche donc à estimer la relation suivante :

$$y_{i,t} = \beta_L \times l_{i,t} + \beta_K \times k_{i,t} + \beta_{NOP} \times nop_{i,t} + \beta_{DHT} \times dht_{i,t} + \mu_t + \delta_s + (\eta_i + v_{i,t} + m_{i,t}) \quad (\text{III.7})$$

avec

γ_t effet spécifique temporel ; δ_s effet spécifique sectoriel.

Le terme d'erreur est composé de trois effets : η_i est un effet spécifique individuel ; $v_{i,t}$ est un choc autorégressif d'ordre un ($|\rho| < 1$) et $m_{i,t}$ est un terme d'erreurs de mesure :

Conclusion

$$v_{i,t} = \rho \times v_{i,t-1} + e_{i,t}$$

$$e_{i,t}, m_{i,t} \sim MA(0).$$

L'incorporation d'un terme d'erreur autorégressif dans le terme d'erreur global permet à Blundell et Bond d'obtenir une relation dynamique²⁶. En effet, à partir des relations (1) et (2), on peut écrire :

$$\begin{aligned} y_{i,t} = & \rho y_{i,t-1} + \beta_L (l_{i,t} - \rho l_{i,t-1}) + \beta_K (k_{i,t} - \rho k_{i,t-1}) + \beta_{NOP} (nop_{i,t} - \rho nop_{i,t-1}) \\ & + \beta_{DHT} (dht_{i,t} - \rho dht_{i,t-1}) + (\gamma_t - \rho \gamma_{t-1}) + \delta_s (1 - \rho) + (\eta_i (1 - \rho) + e_{i,t} + m_{i,t} - \rho m_{i,t-1}) \end{aligned} \quad (III.8)$$

Soit encore,

$$\begin{aligned} y_{i,t} = & \pi_1 y_{i,t-1} + \pi_2 l_{i,t} + \pi_3 l_{i,t-1} + \pi_4 k_{i,t} + \pi_5 k_{i,t-1} + \pi_6 nop_{i,t} + \pi_7 nop_{i,t-1} \\ & + \pi_8 dht_{i,t} + \pi_9 dht_{i,t-1} + \gamma_t^* + \delta_s^* + \eta_i^* + w_{it} \end{aligned} \quad (III.9)$$

avec les contraintes :

$$\pi_3 = -\pi_2 \pi_1, \pi_5 = -\pi_4 \pi_1, \pi_7 = -\pi_6 \pi_1 \text{ et } \pi_9 = -\pi_8 \pi_1 \quad (III.10)$$

Il est important de noter que $w_{i,t} = e_{i,t} \sim MA(0)$ s'il n'y a pas d'erreurs de mesure (i.e. $Var(m_{i,t}) = 0$) et $w_{i,t} = e_{i,t} + (1 - \rho L)m_{i,t} \sim MA(1)$ si la variance de l'erreur de mesure est non nulle.

L'estimation des élasticités des facteurs par rapport à la production est réalisée en plusieurs étapes :

- Estimation de la relation (9) sans contrainte.
- Test de validité des contraintes (10).
- Si les contraintes sont validées, estimation de la relation (8) qui permet d'obtenir les élasticités des facteurs.

Justification de l'approche retenue

Retenir une formulation autorégressive telle que la relation III.8 plutôt qu'une relation statique de type II.6 (habituellement retenue) revient à compliquer sensiblement l'estimation des paramètres de la fonction de production et semble peu intuitive : l'introduction du terme autorégressif repose sur l'hypothèse d'un choc autocorrélé d'ordre 1.

Nous avons retenu la formulation III.8 en raison des résultats particulièrement décevants auxquels conduit l'estimation d'une relation statique sur données individuelles (Hall et Mairesse, 1996) et des

Conclusion

résultats prometteurs obtenus par Blundell et Bond (2000). Autre argument en faveur de la représentation dynamique, celle-ci inclue la relation statique comme cas particulier (cas où le coefficient autorégressif est nul). De plus, si elle peut sembler artificielle, l'hypothèse d'un choc autocorrélé d'ordre 1 permettant une représentation dynamique de la fonction de production peut être testée et validée par un test de représentation dynamique.

Même si elle conduit à compliquer l'estimation des paramètres de la fonction de production et nécessite de recourir à des méthodes telle que la méthode des moments généralisés, la spécification dynamique a été préférée à une simple spécification statique en raison de sa portée plus générale.

Les estimateurs

L'estimation d'une fonction de production sur données d'entreprises pose plusieurs problèmes dès lors que l'on relâche les hypothèses d'hétérogénéité et que l'on s'intéresse aux propriétés à distance finie des estimateurs standard. Comme le soulignent Griliches et Mairesse (1998), l'estimateur des moindres carrés ordinaires fournit des estimations de paramètres plausibles en ce qui concerne la part des facteurs dans l'économie et généralement cohérentes avec l'hypothèse de rendements d'échelle constants. Cependant, en présence d'hétérogénéité non observée et de simultanéité, cet estimateur devient moins performant²⁷. Dans la même perspective, l'estimateur Within conduit à des estimations peu satisfaisantes et biaisés vers le bas, et cela d'autant que la dimension temporelle sera faible relativement à la dimension individuelle, ce qui est souvent le cas dans les panels microéconomiques (Anderson et Hsiao, 1981 ; Nickell, 1981).

Dans ce contexte, l'estimateur de la méthode des moments généralisés en premières différences (MMGD), qui élimine les effets spécifiques individuels non observés par différentiation à l'ordre un devrait conduire à des résultats plus satisfaisants. Mairesse et Hall (1996) montrent cependant que cet estimateur n'améliore pas de manière significative les résultats dans le cas d'une fonction de production. Blundell et Bond (2000) expliquent ces résultats par la forte persistance des séries utilisées, qui conduisent à des instruments faibles pour l'estimateur MMGD.

Dans le cas de séries fortement persistantes, et Blundell et Bond (1998, 2000) montrent qu'il est préférable d'utiliser un estimateur de la méthode des moments généralisés en système (MMGS). Il s'agit de combiner l'estimateur MMGD avec des conditions supplémentaires portant sur les équations en niveau. A partir d'un tel estimateur, Blundell et Bond (2000) obtiennent ainsi des estimations particulièrement satisfaisantes des élasticités du travail et du capital dans le cadre d'une fonction de production Cobb-Douglas.

Compte tenu des résultats obtenus par ces auteurs, nous utilisons l'estimateur MMGS comme référence. Afin de d'apprécier les résultats de cet estimateur et de pouvoir comparer nos résultats à ceux d'autres études, les résultats des estimateurs MCO, Within, et MMGD sont également reportés.

Deux tests de Wald sont réalisés pour chaque estimation : un test de représentation dynamique et un test de rendements d'échelle constants. De plus, nous utilisons une formule de correction de la variance de la deuxième étape proposée par Windmeijer (2000).

III.2.B.2. Les résultats

Bien que l'estimateur GMMS soit notre estimateur de référence, les résultats des estimateurs MCO, Within et GMMD sont également reportés afin de fournir des éléments de comparaison. Les résultats complets des estimations sont reportés dans l'annexe 4.

L'ensemble des spécifications estimées par la méthode des moments généralisés privilégiées reposent sur des instruments datés de t-3 à t-5, ce qui conduit à effectuer des estimations sur un échantillon réduit de 949 observations²⁸. Les instruments en t-2 ont été rejetés en raison des résultats des tests de Sargan visant à valider les instruments en différences, ce qui est compatible avec l'existence d'erreur de mesure²⁹ (Blundell et Bond, 2000).

Rendements d'échelle constants et élasticité du capital proche de 0,3 lorsque la fonction de production est à deux facteurs

Dans un premier temps, nous estimons une fonction de production comprenant seulement les facteurs capital et travail. Pour les estimateurs MMGD et MMGS, les niveaux des variables y , k et l de $t-3$ à $t-5$ et les taux de croissance en $t-2$ ont été utilisés comme instruments. Il est à noter que le test de représentation dynamique est statistiquement accepté pour l'ensemble des estimateurs.

Ces premiers résultats suggèrent un coefficient autorégressif biaisé vers le haut pour l'estimateur des MCO et vers le bas pour l'estimateur Within (*annexe 4*). Ces résultats sont standard dans la littérature. Ainsi, le biais vers le haut de l'estimateur MCO s'explique par la corrélation entre la variable dépendante retardée et l'effet spécifique individuel omis. Dans le second cas, quelle que soit la valeur du paramètre autorégressif, l'estimateur Within donne une estimation biaisée vers le bas. Concernant l'estimateur MMGD, on obtient un coefficient autorégressif très faible, non significatif.

Conformément aux résultats usuels obtenus avec les estimateurs MCO et Within, on obtient des élasticités du travail et du capital plausibles (en ce qui concerne la part des facteurs dans l'économie) et cohérentes avec l'hypothèse de rendements d'échelle constants (*tableau III.1*). Pour l'estimateur MMGD, les résultats aboutissent à une élasticité du capital proche de zéro et non significative et sont comparables à ceux de Mairesse et Hall (1996).

Tableau III.1
Fonction de production Cobb-Douglas à deux facteurs

	MCO	Within	MMGD*	MMGS*
<i>Rendements d'échelle non contraints</i>				
β_L	0,650 (0,057)	0,658 (0,071)	0,436 (0,221)	0,466 (0,152)
β_K	0,307 (0,048)	0,203 (0,065)	-0,111 (0,196)	0,422 (0,163)
<i>Rendements d'échelle contraints $\beta_L + \beta_K = 1$</i>				
β_L	0,679 (0,046)	0,726 (0,056)	**	0,720 (0,126)
β_K	0,321	0,274		0,280

Note de lecture : écarts-types entre parenthèses

* Résultats de la deuxième étape ; écarts-types corrigés (Windmeijer (2000)) ;

** hypothèse de rendements d'échelle constants rejetée.

Conclusion

Les résultats de l'estimateur MMGD conduisent à s'interroger sur la nature des instruments. En particulier, pour que les paramètres soient correctement identifiés, une condition est que les instruments soient corrélés avec la variable endogène dans les équations en premières différences. Dans le cas contraire, les instruments sont faibles au sens de Staiger et Watson (1997), et l'estimateur MMGD est alors peu performant. L'intuition est la suivante : si l'on considère le cas extrême d'une marche aléatoire, il n'existe pas de corrélation entre la variable en premières différences et les niveaux retardés. Il s'en suit que le paramètre autorégressif n'est pas identifié, la condition de rang n'est pas satisfaite et les instruments n'apportent aucune information. Or, Blundell et Bond (2000) ont montré qu'au cas où les séries sont fortement persistantes, les instruments utilisés pour l'estimateur MMGD sont faibles et que cet estimateur n'est pas pertinent.

Afin d'approfondir l'analyse des résultats, nous avons étudié les propriétés de persistance des séries mobilisées (valeur ajoutée, effectifs, stock de capital, mais aussi recours au travail posté et durée du travail) et testé l'hypothèse de racine unitaire à partir de régressions par les MCO. Ce choix est motivé par les travaux de Bond, Nauges, et Windmeijer (2002) sur la robustesse des tests de racine unitaire sur données de panel qui ont conclu à la robustesse du t-test (unilatéral) basé sur une régression par les MCO.

Même si l'estimateur des MCO est biaisé vers le haut lorsque le coefficient autorégressif est inférieur à l'unité, les séries apparaissent comme fortement persistantes sans toutefois présenter de racine unitaire (*tableau III.2*).

Tableau III.2
Persistance des séries et racine unitaire

	Y_t	L_t	K_t	NOP_t	Dht
Variable retardée *	0,99 (0,003)	0,99 (0,002)	0,99 (0,02)	0,90 (0,01)	0,54 (0,03)
t-test **	0,04	0,05	0,00	0,00	0,00

* régression OLS : $Z_{it} = \alpha Z_{i,t-1} + \mu_s + \eta_t + v_i + \varepsilon_{i,t}$, avec $Z = Y, K, L, Nop, Dht$ et μ_s , indicatrices sectorielles (niveau naf 16) et η_t , indicatrices temporelles ;

** t-test (p-value) : $H_0 : \alpha = 1$ et $H_1 : \alpha < 1$. cf. Bond, Nauges, Windmeijer (2002) pour une présentation du test

Compte tenu de la forte persistance des séries³⁰, il semble donc plus pertinent d'utiliser l'estimateur MMGS, dont l'estimation du paramètre autorégressif apparaît d'ailleurs plus satisfaisante. Les résultats obtenus à partir de l'estimateur MMGS conduisent à des élasticités du travail et du capital de l'ordre de 0,47 et 0,42 et statistiquement significatives (*tableau III.1*). Ces élasticités sont comparables avec celles obtenues par Blundell et Bond (1998) sur données d'entreprises américaines. Les écarts-types plus importants reportés ci-après proviennent de la correction de la variance à partir des travaux de Windmeijer (2000). Comme l'hypothèse de rendements d'échelle constants est acceptée, une

Conclusion

estimation contrainte a également été réalisée : elle aboutit à des élasticités du travail et du capital légèrement différentes puisque l'élasticité du travail est alors proche de 0,7 et celle du capital de 0,3, soient des résultats équivalents à ceux obtenus pour les estimateurs MCO et Within.

Travail posté et capital : des élasticités identiques ?

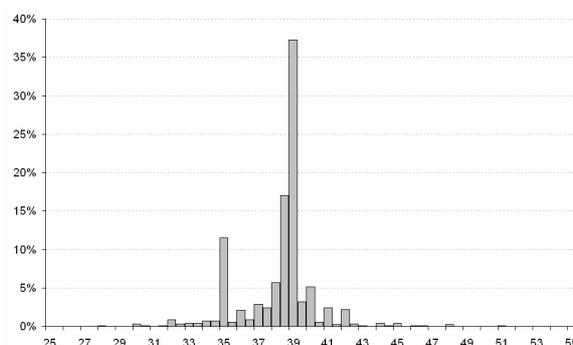
Dans un second temps, nous estimons une fonction de production intégrant le travail posté et la durée du travail. Pour les estimateurs MMGD et MMGS, les niveaux des variables y , k , l et nop de $t-3$ à $t-5$ et les taux de croissance en $t-2$ ont été utilisés comme instruments. Compte tenu des incertitudes concernant la mesure de la durée du travail, il a été choisi de ne pas la retenir comme instrument. Comme précédemment, le test de représentation dynamique est statistiquement accepté pour l'ensemble des estimateurs (*annexe 4*). Le tableau 3 présente les résultats pour les différents estimateurs.

L'incorporation de la durée du travail et du travail posté dans la fonction de production ne modifie pas les élasticités du travail et du capital pour les estimateurs MCO, Within et MMGD. En revanche, pour l'estimateur MMGS, l'élasticité du travail atteint 0,69 et celle du capital 0,34 (*tableau III.3*).

La prise en compte de la durée du travail se révèle décevante puisque, quel que soit l'estimateur, l'élasticité de la durée du travail ressort particulièrement faible et n'est significative que pour l'estimateur Within. Un tel résultat semble pouvoir s'expliquer par les incertitudes entourant sa mesure : comme cela a été signalé précédemment, il semble que cette variable ne tienne pas compte des éventuelles redéfinitions du temps de travail ayant accompagné la réduction sensible du temps de travail à partir de 1997 et qu'elle ne tienne compte ni des accords d'annualisation de la durée du travail ni des heures supplémentaires. Le profil particulier de cette variable et notamment sa faible variance et l'existence de points d'accumulation semble également de nature à justifier nos résultats (*graphique III.11*).

Graphique III.11

Répartition de la durée du travail dans l'échantillon



note : 949 observations. La moyenne de la variable est de 38.30 et l'écart-type de 2.16

Conclusion

L'incorporation du travail posté semble plus intéressante : l'élasticité du travail posté est significative pour l'ensemble des estimateurs excepté l'estimateur MMGD ; pour l'estimateur MMGS, elle est d'un niveau proche de celle du capital et on ne peut exclure statistiquement que ces deux élasticités soient identiques. Cela signifierait ainsi que le développement du travail posté aurait le même impact sur la production qu'une augmentation du stock de capital : toutes choses égales par ailleurs, il serait identique d'acquérir une nouvelle machine ou d'en utiliser une deux fois plus longtemps.

L'hypothèse de rendements d'échelle constants est acceptée pour toutes les estimations, exceptée la méthode des moments généralisés en différences. L'imposition de rendements constants modifie légèrement les résultats de l'estimateur MMGS : l'élasticité de la durée du travail augmente (de 0,28 à 0,46) et l'élasticité du travail posté, bien qu'elle reste statistiquement équivalente à celle du capital, est légèrement plus importante (de 0,30 à 0,52).

Tableau III.3

Fonction de production Cobb-Douglas avec durée du travail et intensité du recours au travail posté

	MCO	<i>Within</i>	MMGD*	MMGS*
<i>Rendements d'échelle non contraints</i>				
β_L	0,649 (0,056)	0,653 (0,071)	0,481 (0,208)	0,686 (0,122)
β_K	0,301 (0,048)	0,204 (0,065)	-0,105 (0,19)	0,344 (0,108)
β_{DHT}	0,148 (0,096)	0,283 (0,104)	0,185 (0,344)	0,275 (0,231)
β_{NOP}	0,112 (0,038)	0,135 (0,042)	0,024 (0,146)	0,301 (0,145)
$\beta_K = \beta_{NOP}$	9,11	0,76	0,37	0,05
[p-stat]	[0,00]	[0,38]	[0,54]	[0,83]
<i>Rendements d'échelle contraints $\beta_L + \beta_K = 1$</i>				
β_L	0,685 (0,045)	0,724 (0,055)	**	0,655 (0,154)
β_K	0,315	0,276		0,345
β_{DHT}	0,155 (0,097)	0,296 (0,104)		0,459 (0,215)
β_{NOP}	0,107 (0,039)	0,129 (0,042)		0,519 (0,134)
$\beta_K = \beta_{NOP}$	11,45	4,24		1,06
[p-stat]	[0,00]	[0,04]		[0,30]

Note de lecture : écarts-types entre parenthèses

* Résultats de la deuxième étape ; écarts-types corrigés d'après Windmeijer (2000) ;

** hypothèse de rendements d'échelle constants rejetée

Compte tenu de la faible variabilité de la durée du travail et de sa non significativité, nous procédons à de nouvelles estimations sans cette variable. L'estimation d'une fonction de production de type Cobb-Douglas à trois facteurs (capital, travail, travail posté) aboutit à des résultats proches des précédents quel que soit l'estimateur considéré. Dans le cas de l'estimateur MMGS, on retrouve une élasticité du travail posté statistiquement équivalente à celle du capital (*tableau III.4*). Cela confirme l'idée selon laquelle la durée du travail n'apporte pas d'information dans notre échantillon. Afin de tester partiellement la robustesse de ce résultat, des estimations ont été réalisées en utilisant des indicateurs de recours au travail posté alternatifs (indicateur harmonique ou indicateur arithmétique) : on retrouve encore une égalité entre l'élasticité du capital et celle du travail posté.

Tableau III.4
Fonction de production Cobb-Douglas avec travail posté

	MCO	Within	MMGD*	MMGS*	Indicateur travail posté	
					arithmétique	harmonique
<i>Rendements d'échelle non contraints</i>						
β_L	0,64 (0,06)	0,65 (0,07)	0,48 (0,21)	0,67 (0,13)	0,67 (0,13)	0,67 (0,12)
β_K	0,30 (0,05)	0,20 (0,07)	-0,11 (0,18)	0,34 (0,11)	0,34 (0,11)	0,32 (0,10)
β_{NOP}	0,11 (0,04)	0,13 (0,04)	0,02 (0,15)	0,30 (0,14)	0,29 (0,13)	0,40 (0,22)
$\beta_K = \beta_{NOP}$	9,37	0,73	0,37	0,04	0,09	0,11
<i>[p-stat]</i>	<i>[0,00]</i>	<i>[0,39]</i>	<i>[0,54]</i>	<i>[0,84]</i>	<i>[0,76]</i>	<i>[0,74]</i>
<i>Rendements d'échelle contraints $\beta_L + \beta_K = 1$</i>						
β_L	0,68 (0,05)	0,72 (0,06)	**	0,62 (0,14)	0,62 (0,14)	0,61 (0,10)
β_K	0,319	0,28		0,38	0,38	0,39
β_{NOP}	0,11 (0,04)	0,13 (0,04)		0,53 (0,12)	0,51 (0,11)	0,70 (0,20)
$\beta_K = \beta_{NOP}$	11,95	4,46		0,68	0,60	1,69
<i>[p-stat]</i>	<i>[0,00]</i>	<i>[0,03]</i>		<i>[0,41]</i>	<i>[0,44]</i>	<i>[0,19]</i>

Note de lecture : écarts-types entre parenthèses

* Résultats de la deuxième étape ; écarts-types corrigés d'après Windmeijer (2000) ;

** Hypothèse de rendements d'échelle constants rejetée ;

*** Test de Wald $H_0 : \beta_K = \beta_{NOP}$

L'apport des durées d'utilisation dans la combinaison productive

L'apport statistique des durées d'utilisation des facteurs peut être évalué à partir du test proposé par Bond, Bowsher, Windmeijer (2001) qui consiste à comparer la valeur de la fonction à minimiser pour obtenir l'estimateur MMGS sous l'hypothèse nulle ($\hat{\beta}_2^C$) et sous l'hypothèse alternative ($\hat{\beta}_2$).

Sous l'hypothèse nulle et pour r contraintes de type $r(\beta) = 0$, la statistique calculée (D_{RU}) suit un χ^2 à r degrés de liberté :

$$D_{RU} = N \left(J(\hat{\beta}_2^C) - J(\hat{\beta}_2) \right)$$

$$\text{avec } J(\beta) = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{i=N} Z_i' (y_i - m(X_i, \beta)) \right]' W_N^{-1} \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{i=N} Z_i' (y_i - m(X_i, \beta)) \right]$$

Les résultats des tests (tableau III.5) confirment que la mesure de la durée du travail utilisée n'apporte statistiquement aucune information puisqu'on accepte l'hypothèse (H0) $\beta_{DHT} = 0$, contrairement à l'intensité du recours au travail posté où l'on rejette l'hypothèse $\beta_{NOP} = 0$.

Tableau III.5 L'apport de la durée du travail et de l'intensité du recours au travail posté dans la combinaison productive

	Stat	p-stat
Durée du travail équation à quatre facteurs (K, L, NOP, DHT) vs. équation à trois facteurs (K, L, NOP) H0 : $\beta_{DHT} = 0$	0.58	0.447
Intensité du recours au travail posté équation à trois facteurs (K, L, NOP) vs. équation à deux facteurs (K, L) H0 : $\beta_{NOP} = 0$	4.39	0.036

note de lecture : Stat correspond à la statistique définie par Bond, Bowsher et Windmeijer (2001) et suit un χ^2 à 1 degré de liberté sous l'hypothèse H0 ; la méthode d'estimation utilisée est la méthode des moments généralisés en système (MMGS).

Une comparaison avec des travaux antérieurs

Une comparaison de nos résultats avec ceux d'études antérieures (*tableau III.6*) montre que la prise en compte du travail posté améliore sensiblement les estimations de la part des facteurs dans l'économie. Les coefficients correspondants sont pour la plupart significatifs et permettent d'obtenir des estimations plus significatives pour les productivités marginales du capital et du travail, et plus conforme aux rémunérations de ces facteurs dans la valeur ajoutée : l'hypothèse de rendements d'échelle unitaires par rapport aux stocks de capital et de travail ne peut être rejetée.

En particulier, les études sur données françaises tendent respectivement à sous-estimer la part du capital dans l'économie et à surestimer la part du travail dans la valeur ajoutée, notamment lorsque les données au niveau individuel ne sont pas prises en compte. Dans le même temps, les estimations obtenues à partir de l'estimateur MMD ne diffèrent que marginalement des estimations MCO pour la part des facteurs capital et travail dans l'économie. Un deuxième débat dans l'estimation des fonctions de production concerne les productivités relatives des effectifs salariés et de la durée du travail. Les valeurs respectives de ces paramètres interviennent dans la discussion des gains éventuels de productivité liés à une variation de la durée du travail. Elles permettent aussi d'évaluer par exemple la plausibilité du régime de recours permanent aux heures supplémentaires de la part d'une entreprise.

Or, les résultats empiriques sont assez contrastés sur ce point. Diverses études (Feldstein, 1967) sur données britanniques ou Craine (1973) sur données américaines) obtiennent une élasticité de la production vis-à-vis de la durée individuelle du travail qui est supérieure à l'unité. D'autres travaux obtiennent des valeurs plus faibles, soit en différenciant les comportements par grands secteurs de l'économie (Leslie et Wise (1980), pour le Royaume-Uni), soit en introduisant des indicateurs cycliques ou bien en considérant le rôle des services producteurs du capital (Hart et McGregor, 1988 ou Anxo et Bigsten, 1989). Ainsi, l'omission de la durée d'utilisation des équipements peut induire des résultats biaisés. En effet, une hausse de la durée du travail, à organisation du travail donnée (donc à nombre d'ouvriers par poste fixé), induit un accroissement de la durée d'utilisation du capital, qui permettra d'augmenter la production.

En l'absence de prise en compte de cet effet, l'élasticité de la production par rapport à la variable durée du travail risque donc d'être surévaluée. Ne disposant pas de mesure de durée d'utilisation des équipements Anxo et Bigsten (1989) proposent l'estimation d'une fonction de production pour l'industrie suédoise en intégrant le capital, les effectifs, la durée du travail et un taux d'utilisation des capacités. Ils observent une élasticité négative de la production par rapport au taux d'utilisation des capacités de production. Ce résultat paradoxal—puisqu'ils retiennent a priori cet indicateur comme une mesure conjoncturelle de l'écart entre offre et demande de biens—pourrait s'expliquer par

l'utilisation prioritaire des équipements les plus productifs, les autres n'étant mis en marche que lors des phases de reprise importante de l'activité. Cela pourrait se justifier par l'existence de différentes générations d'équipements ou plus généralement par l'hétérogénéité du capital et l'on observerait ainsi, à l'approche de la pleine utilisation des capacités de productives, des "effets de saturation", tels qu'ils sont développés par Cette *et alii* (1991). Disposant pour notre part d'une mesure de la durée d'utilisation des équipements, nous obtenons, à l'instar de Hart et McGregor (1988), de élasticités identiques de la production par rapport au capital ou à sa durée d'utilisation.

Tableau III.6
Fonction de production et degrés d'utilisation des facteurs

	β_K	β_L	β_{HI}	β_{NOP}	Méthode***
Feldstein (1967)	0,26	0,73	1,71		VI
Craine (1973)	-0,07	0,80	1,98		MCO
Leslie et Wise (1980)	0,24	0,78	1,61		MCO
Leslie et Wise (1980)	0,32	0,64	0,64		MCO
Anxo et Bigsten (1989)	0,56	0,61			VI
Anxo et Bigsten (1989)	0,46	0,68	0,98		VI
Anxo et alii (1989)	0,51	0,63	0,91	-0,21*	VI
Hart et Mc Gregor (1988)	0,47	0,73	0,55		VI
Hart et Mc Gregor (1988)	0,73	0,31	0,82	0,32	VI
Cueva et Heyer (1997)	0,19	0,72	1,54		MCO
Cueva et Heyer (1997)	0,73	1,89	0,88	1,59**	MCO
Gianella et Lagarde (1999)	0,21	0,83	0,22*		MCO
Gianella et Lagarde (1999)	0,19	0,83	0,88*		MMG
Blundell et Bond (2000)	0,23	0,77			MMG

Note de lecture : écarts-types entre parenthèses

* Ne disposant pas de mesure de la durée d'utilisation des équipements, celle-ci est approchée par les taux d'utilisation des capacités de production

** signifie que le coefficient n'est pas significatif à 10 %

*** MCO : moindres carrés ordinaires ; VI : variables instrumentales ; MMG : méthode des moments généralisés.

source : Heyer *et alii* (2003)

Notre étude a permis d'établir un résultat intéressant : le recours au travail posté aurait un impact significatif sur la création de richesses, et l'élasticité du travail posté serait équivalente à celle du capital. Toutes choses égales par ailleurs et en supposant l'homogénéité du stock de capital, il serait équivalent d'acquérir un nouvel équipement ou d'en utiliser un deux fois plus longtemps. Ces résultats sont en outre obtenus à partir d'une méthode d'estimation (la méthode des moments généralisés en système) qui paraît plus efficace que les estimateurs traditionnellement utilisés (MCO, Within, méthode des moments généralisés en différences premières), et qui renforce donc notre diagnostic. Dans le même temps, les estimations MMGD suggèrent que les résultats obtenus dépendent essentiellement de la prise en compte des équations en niveau et donc des instruments en première différences. En revanche, nous n'avons pu mettre en évidence un impact réellement significatif de la durée du travail, vraisemblablement du fait d'erreurs de mesures sur cette variable.

Nous sommes néanmoins conscients des limites de notre étude : l'échantillon utilisé est de taille relativement modeste et on ne peut exclure que la relative faiblesse de la dimension individuelle comparativement à la dimension temporelle soit de nature à fragiliser nos résultats.

III.2.C. Durées d'utilisation des facteurs et fonction de production : un approfondissement**

L'analyse précédente montre que le recours au travail en équipes successives peut se substituer à l'investissement dans la mesure où il est équivalent d'utiliser le capital deux fois plus longtemps que de doubler son volume. L'incorporation de la durée du travail conduit en revanche à des résultats en contradiction avec plusieurs études antérieures qui mettaient en évidence une élasticité de la durée du travail supérieure à celle des effectifs (Hamermesh, 1993 ; Gianella et Lagarde, 1999).

Ces résultats apportent en outre des éléments de réponse aux questions posées en introduction de ce chapitre : dans le cadre d'une fonction Cobb-Douglas, la prise en compte des durées d'utilisation des facteurs apporte une information significative et modifie les résultats obtenus à partir de l'estimation d'une fonction de production à deux facteurs (*tableau III.7*).

Ces conclusions dépendent cependant de la spécification retenue qui impose des élasticités de substitution unitaires entre les facteurs. Or, il est possible de s'affranchir de cette contrainte et de modéliser la combinaison productive en recourant à une fonction de production de type « flexible » : parce qu'elles ne posent aucune restriction sur le niveau, le gradient et le hessien de la fonction de production qui sont les seules informations nécessaires pour caractériser la combinaison productive, les formes flexibles permettent de modéliser toute technologie quelconque (Chambers, 1988, pp.160-168). En raison de son utilisation courante, la fonction translog a été retenue.

Alors que l'estimation d'une fonction Cobb-Douglas vise à déterminer les élasticités des facteurs sous l'hypothèse d'élasticités de substitution unitaires entre les facteurs, l'estimation d'une fonction translog permettra de déterminer ces dernières mais également les élasticités de substitution entre les facteurs.

En outre, l'adoption d'une translog permettra de tester la validité empirique de la spécification Cobb-Douglas qui en est un cas contraint.

Après avoir présenté et défini les paramètres permettant de caractériser une fonction de production, on s'attache à calculer ceux-ci dans le cas d'une fonction translog. La méthode d'estimation est ensuite

** Cette partie repose sur l'étude d'Heyer, Pelgrin, Sylvain, (2004), « Translog ou Cobb-Douglas ? Le rôle des durées d'utilisation des facteurs », *Etudes et Recherches de l'Observatoire des entreprises / Document de travail de la Banque du Canada n°2004-19*. Les estimations par la méthode des moments généralisés ont été réalisées à partir de programmes développés sous SAS et s'inspirent du programme DPD pour Ox (Arellano, Bond, Doornik, 2002). Les annexes sont présentées immédiatement après le corps du texte.

précisée, avant de détailler les résultats des estimations et de tester la validité empirique de la spécification Cobb-Douglas. Parce qu'elle ne pose aucune restriction sur la structure de la fonction de production mais qu'elle peut aboutir à des résultats en contradiction avec la théorie économique néoclassique, une attention particulière est portée aux conditions de régularité : elles sont définies dans la première partie puis imposées dans les estimations lorsque cela s'avère nécessaire.

Tableau III.7
Fonction de production Cobb-Douglas
Impact de la prise en compte des durées d'utilisation des facteurs

	K et L	K, L, durée du travail (DHT) et travail posté (NOP)
β_L	0,466 (0,152)	0,686 (0,122)
β_K	0,422 (0,163)	0,344 (0,108)
β_{DHT}		0,275 (0,231)
β_{NOP}		0,301 (0,145)

Note : écart-type entre parenthèses ; résultats d'estimation GMM en système avec instruments t-3/t-5.

source : (Heyer et alii, 2003)

III.2.C.1. Fonction de production et formes flexibles

Le calcul de différentes élasticités permet de caractériser la combinaison productive et fournit des indications précieuses pour l'analyse économique et d'éventuelles décisions de politique économique. Néanmoins, pour être véritablement pertinentes, ces élasticités doivent être dérivées d'une fonction de production satisfaisant certaines conditions de régularité. Or, alors que les spécifications les plus couramment adoptées (Cobb-Douglas et CES³¹) satisfont ces conditions (au détriment de leur flexibilité), les formes flexibles ne peuvent les satisfaire que localement à moins de perdre leurs propriétés.

Caractériser la technologie

Une première interrogation sur la structure de la combinaison productive concerne l'augmentation de la production pouvant être attendue de l'accroissement de l'un des facteurs. L'élasticité d'un facteur (ε_i) répond à cette interrogation : elle permet de mesurer le pourcentage d'augmentation de la production pouvant être attendue (toutes choses égales par ailleurs) de l'accroissement d'un pourcent de ce facteur (annexe 5). L'extension de cette notion à l'ensemble des facteurs (l'accroissement de la production découlant d'une hausse de un pourcent de l'ensemble des facteur) correspond aux rendements d'échelle (ε) définis comme la somme des élasticité des facteurs³². Les élasticité des

facteurs et les rendements d'échelle sont généralement des mesures dépendant des quantités de facteurs et du niveau de la production.

L'évaluation des *élasticités de substitution* entre facteurs est une autre caractéristique importante de la combinaison productive : elle mesure entre autres, à production fixée et sous l'hypothèse de minimisation des coûts, l'impact de la hausse du prix d'un facteur sur la demande des autres facteurs.

Lorsque la fonction de production est à deux facteurs, l'élasticité de substitution (σ) a été définie par Hicks (1932) comme un indicateur de la modification du partage du revenu découlant d'une modification des prix des facteurs. Elle a ensuite été formalisée mathématiquement par Robinson (1933) et Lerner (1933), ce dernier ayant montré qu'elle mesurait la variation du taux marginal de substitution entre les facteurs découlant d'une modification du rapport entre ces facteurs, soit la courbure de l'isoquant entre les deux facteurs : plus l'isoquant est courbé (l'élasticité de substitution est faible), plus la substitution entre les deux facteurs est difficile. Dans un cadre à deux facteurs et sous l'hypothèse de minimisation des coûts, l'élasticité de substitution mesure également la variation du rapport des facteurs découlant d'une modification du rapport des prix des facteurs.

Lorsque la fonction de production est à plus de deux facteurs, plusieurs élasticités de substitution peuvent être définies, et le calcul de la « vraie » élasticité de substitution est l'objet de nombreux débats (Blackorby et Russel (1979) ; Frondel (2003) ; Stern (2003)). Or, il semblerait que chacune des élasticités pouvant être calculée réponde à un objectif particulier et qu'on ne puisse définir une élasticité « universelle » comme cela est le cas pour une combinaison productive à deux facteurs où les différentes mesures conduisent au même résultat.

Parmi les différentes élasticités calculables, l'élasticité de substitution d'Allen (AES) permet de classer les biens en substituts et compléments. Elle fournit une information qualitativement identique à l'élasticité-prix de la demande à laquelle elle équivaut à un facteur multiplicatif près (Chambers, 1988, p.95). Deux biens seront considérés comme substituts (Compléments) si l'augmentation du prix de l'un conduit à une augmentation (baisse) de la demande de l'autre et si l'élasticité d'Allen est positive (négative). Tout diagnostic sur le niveau de cette élasticité est en revanche délicat (Hamermesh, 1993, p.35) puisque cette élasticité se modifie en fonction des prix des facteurs (Blackorby et Russel, 1989).

Le classement des facteurs de production en substituts et compléments a des implications importantes en terme de politique économique puisqu'elle permet d'apprécier l'impact d'une modification du prix d'un facteur sur la demande des autres facteurs. Ainsi par exemple, les politiques d'allègement de charges sur les bas salaires mises en place en France depuis 1993 qui visent à freiner la disparition des

emplois non qualifiés, sont motivées par des observations empiriques (un accroissement du ratio capital / effectifs et un accroissement du chômage des non qualifiés) et par différentes études révélant une forte substituabilité du capital et du travail non qualifié (cf. Biscourp et Gianella (2001) pour une présentation de différentes évaluations).

Il convient cependant de prendre quelques précautions dans l'interprétation des élasticités de substitution d'Allen : ce sont des élasticités de long terme (les effets à attendre des substitutions entre facteurs suite à un choc de coût s'étalent sur plusieurs années) ; ces effets sont des effets d'offre ne tenant pas compte d'effets de bouclage macroéconomique et des modifications sur la demande qu'introduisent les substitutions entre facteurs ; en outre, en l'absence d'informations sur les coûts des facteurs, ces élasticités ne permettent pas de quantifier précisément les modifications des demandes de facteurs à attendre de la variation du prix d'un facteur. Le diagnostic qu'elles fournissent est donc essentiellement qualitatif.

La fonction translog

Pour caractériser la combinaison productive sans recourir à des hypothèses structurelles particulières, les spécifications courantes de type Cobb-Douglas ou CES doivent être abandonnées au profit de formes flexibles qui n'imposent aucune restriction *a priori* sur la structure de la production. Celles-ci peuvent être considérées comme des approximations de second ordre de toute technologie quelconque deux fois différentiable (Fuss, McFadden, Mundlak, 1978, pp.230-236 ; Chambers, 1988, pp.160-168). Le concept de forme flexible linéaire et la mise en évidence de leur propriété d'approximation de second ordre ont été définis par Diewert (1971). Ces spécifications permettent d'approximer le niveau de la production, le gradient, et le hessien de toute fonction au point d'approximation. Comme ces informations sont les seules nécessaires pour définir les caractéristiques de la combinaison productive, une forme flexible possède donc les mêmes caractéristiques que la « vraie » technologie au point d'approximation. La forme flexible la plus couramment utilisée est la fonction translog définie par Christensen, Jorgenson, Lau (1971) qui s'écrit :

$$\ln(y) = \beta_0 + \sum_i \beta_i \ln(x^i) + \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln(x^i) \ln(x^j) \quad (\text{III.11})$$

avec y , la production x^i , les facteurs de production.

La flexibilité d'une fonction translog peut être illustrée en comparant les élasticité dérivant de cette formulation à celles issues d'une Cobb-Douglas : les élasticités des facteurs et les rendements d'échelle sont constants pour une fonction Cobb-Douglas alors qu'ils dépendent du niveau des facteurs pour une translog ; l'élasticité de substitution d'Allen est unitaire dans un cadre Cobb-Douglas alors qu'aucune valeur ne lui est imposée lorsqu'une translog est adoptée.

Difficultés liées à l'estimation d'une fonction translog

Si une forme flexible présente l'avantage de pouvoir décrire toute technologie deux fois différentiable, elle présente également certaines limites :

- Elle est une approximation qui ne décrit la « vraie » technologie qu'au point d'approximation et à son voisinage, ce qui limite la portée des résultats obtenus.
- Alors que les fonctions Cobb-Douglas et CES satisfont certaines conditions de régularité, celles-ci ne peuvent être satisfaites globalement pour une forme flexible.

Au point d'approximation, le niveau de l'output, le gradient, et le hessien de la spécification translog sont identiques à ceux de la « vraie » technologie, ce qui permet de déterminer les paramètres caractéristiques de cette dernière. Malheureusement, ce point n'est pas précisément connu. Il ne correspond pas nécessairement au point « moyen »³³ de l'échantillon comme Fuss *et alii* (1978, pp.234-236) l'ont montré : si en ce point, les niveaux de l'output sont par construction identiques, rien ne garantit que le gradient et le hessien le soient également. Caractériser une fonction translog par des élasticités calculées au point « moyen » semble donc peu pertinent lorsque celui-ci n'est pas le point d'approximation.

Comme ce point n'est pas connu, la présentation de la distribution des différentes élasticités semble préférable à la simple évaluation d'élasticités calculées au point « moyen ». Une telle démarche est par exemple suivie par Biscourp *et alii* (2003) dans le cadre de l'estimation d'une fonction de coût de type translog. Cette démarche est en outre compatible avec une approche qui ne considérerait pas une forme flexible comme une approximation mais plutôt comme une représentation de la « vraie » technologie (Chambers, 1988, p.179).

Quelle que soit l'approche retenue, il convient cependant de s'assurer que la fonction de production remplit certaines conditions de régularité :

- Si la forme flexible est considérée comme une approximation, le point d'approximation doit satisfaire ces conditions de régularité. Comme ce point n'est pas connu, il est nécessaire qu'une large fraction des observations (voire l'ensemble des observations) les satisfasse pour espérer que le point d'approximation les satisfasse également.
- Si la forme flexible est considérée comme représentant la « vraie » technologie, il est préférable que l'ensemble des observations remplisse les conditions de régularité.

Une fonction de production doit en outre remplir certaines conditions de régularité afin de conduire à des paramètres caractéristiques compatibles avec la théorie économique néoclassique :

1. La positivité des productivités marginales des facteurs : cette condition permet de garantir que, toutes choses égales par ailleurs, l'accroissement d'un facteur de production s'accompagne d'une élévation de la production³⁴.
2. Des rendements décroissants : cette condition signifie que l'accroissement d'un facteur de production conduit à une élévation de la production de plus en plus faible. Elle est nécessaire pour définir les courbes d'offre et de demande de court terme des entreprises.
3. La convexité des isoquants : cette condition signifie que pour un niveau de production donné, la substitution d'un facteur à un autre s'accompagne d'une diminution de la productivité marginale du facteur qui augmente et d'une hausse de la productivité marginale du facteur qui diminue.
4. Des élasticités propres des facteurs négatives : cela signifie que la demande pour un bien diminue lorsque son prix augmente et que la courbe de demande pour un bien est décroissante³⁵. Les hypothèses (3) et (4) sont vérifiées lorsque la fonction de production est quasi-concave³⁶

Or, une fonction translog ne peut satisfaire les conditions de régularité globalement sans perdre son caractère flexible³⁷ (Fuss *et alii*, 1978, pp.234) puisque l'imposition de conditions de régularité implique de contraindre le gradient et le hessien de la fonction de production.

En outre, il n'est absolument pas garanti qu'elle les satisfasse localement (pour l'échantillon considéré). Lorsque l'estimation d'une forme flexible conduit à des résultats violant fortement les conditions de régularité, l'imposition locale de telles conditions est nécessaire. Plusieurs travaux ont ainsi développé différentes méthodes (Lau, 1978 ; Gallant et Golub, 1984 ; Terrel, 1996 ; Ryan et Wales, 2000) et montré que l'imposition de ces conditions conduit à une modification sensible des résultats. A la lecture de différentes études estimant des formes flexibles et se préoccupant des conditions de régularité, il semble que l'on puisse dégager la stratégie suivante :

- **Ne pas imposer de conditions de régularité si celles-ci sont satisfaites pour une large fraction de l'échantillon.** Si les conditions de régularités sont satisfaites pour une proportion « suffisamment large » des observations, il semble que l'on puisse se satisfaire de ces résultats sans imposer d'autres contraintes. Une proportion « suffisamment large » semble se situer aux alentours de 70% (Tzouvelekas, 2000 ; Del Valle *et alii*, 2003).
- **Arbitrer de manière *ad hoc* entre flexibilité et validité économique.** Lorsque ces conditions ne sont pas ou peu vérifiées, leur imposition s'avère nécessaire : l'objectif est généralement d'obtenir la proportion la plus large possible d'observations satisfaisant ces conditions sans détruire la flexibilité de la fonction de production (la dégénérescence en une simple Cobb-Douglas). Il s'agit donc d'arbitrer de manière *ad hoc* entre la flexibilité de la spécification retenue et la satisfaction la

plus large des conditions de régularité. Ainsi par exemple, Ryan et Wales (2000) obtiennent la satisfaction des conditions de régularité pour l'ensemble de l'échantillon à partir de contraintes sur une seule observation, ce qui n'affecte pas la flexibilité de la spécification retenue.

Lorsque cela s'avèrera nécessaire, on s'efforcera donc d'imposer la satisfaction des conditions de régularité pour la part la plus large des observations (*annexe 5*), tout en essayant de préserver une certaine flexibilité de la fonction de production.

III.2.C.2. Méthode d'estimation

L'objectif est d'estimer une fonction de production tenant compte des volumes (K et L) et des durées d'utilisation des facteurs (DUE et DHT). Compte tenu de l'expression de la DUE retenue, et en reprenant le cadre défini par Blundell et Bond (2000), on cherche donc à estimer la relation suivante :

$$\ln(y_{i,t}) = \sum_{j=1}^{j=4} \beta_j \ln(x_{it}^j) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^{j=4} \sum_{k=1}^{k=4} \beta_{jk} \ln(x_{it}^j) \ln(x_{it}^k) + \mu_t + \delta_s + (\eta_i + v_{i,t} + m_{i,t}) \quad (\text{III.12})$$

avec

$$x^1 = L ; x^2 = K ; x^3 = NOP ; x^4 = DHT ; \beta_{jk} = \beta_{kj}$$

γ_t effet spécifique temporel captant le progrès technique exogène supposé neutre au sens de Hicks ;
 δ_s effet spécifique sectoriel.

Le terme d'erreur est composé de trois effets : η_i est un effet spécifique individuel ; $v_{i,t}$ est un choc autorégressif d'ordre un ($|\rho| < 1$) et $m_{i,t}$ est un terme d'erreurs de mesure :

$$v_{i,t} = \rho \times v_{i,t-1} + e_{i,t}$$

$$e_{i,t}, m_{i,t} \sim MA(0).$$

L'incorporation d'un terme d'erreur autorégressif dans le terme d'erreur global conduit à la relation dynamique suivante :

$$\begin{aligned} y_{i,t} = & \rho y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{j=4} \beta_j \left(\ln(x_{it}^j) - \rho \ln(x_{i,t-1}^j) \right) \\ & + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^{j=4} \sum_{k=1}^{k=4} \beta_{jk} \left(\ln(x_{it}^j) \ln(x_{it}^k) - \rho \ln(x_{i,t-1}^j) \ln(x_{i,t-1}^k) \right) \\ & + (\gamma_t - \rho \gamma_{t-1}) + \delta_s (1 - \rho) + (\eta_i (1 - \rho) + e_{i,t} + m_{i,t} - \rho m_{i,t-1}) \end{aligned} \quad (\text{III.13})$$

Conclusion

Afin de limiter la multicollinéarité provenant des termes croisés, les logarithmes des facteurs de production sont centrés (Aiken et West, 1991). Au lieu de considérer la relation (13), on lui substitue la relation (13') suivante :

$$\ln(y_{i,t}) = \sum_{j=1}^{j=4} \tilde{\beta}_i (\ln(x_{it}^j) - \bar{x}^j) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^{j=4} \sum_{k=1}^{k=4} \tilde{\beta}_{jk} (\ln(x_{it}^j) - \bar{x}^j) (\ln(x_{it}^k) - \bar{x}^k) + \mu_t + \delta_s + (\eta_i + v_{i,t} + m_{i,t}) \quad (\text{III.13'})$$

avec

$$\bar{x} = \frac{1}{nobs} \sum_i \sum_t \ln(x_{it}) ; nobs = \sum_{i=1}^{i=N} t_i ; N, \text{ le nombre total d'entreprises ; } t_i, \text{ le nombre d'années}$$

consécutives de présence de l'entreprise i dans l'échantillon.

De la relation (13'), on tire la relation à estimer (14')³⁸ :

$$\ln(y_{i,t}) = \rho \ln(y_{i,t-1}) + \sum_{i=1}^{i=4} \tilde{\beta}_i (\tilde{x}_{it}^j - \rho \tilde{x}_{i,t-1}^j) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^{j=4} \sum_{k=1}^{k=4} \tilde{\beta}_{kj} (\tilde{x}_{it}^j \tilde{x}_{it}^k - \rho \tilde{x}_{i,t-1}^j \tilde{x}_{i,t-1}^k) + (\gamma_t - \rho \gamma_{t-1}) + \delta_s (1 - \rho) + (\eta_i (1 - \rho) + e_{it} + m_{it} - \rho m_{i,t-1}) \quad (\text{III.14'})$$

$$\text{avec } \tilde{x}_{it}^j = \ln(x_{it}^j) - \bar{x}^j$$

La relation (14') est estimée en utilisant la méthode des moments généralisés en système (MMGS). En raison de leur utilisation courante, les estimateurs MCO et Within sont également retenus. Comme il conduit à des résultats fortement biaisés lorsque les séries sont fortement persistantes (Blundell et Bond, 2000 ; Heyer *et alii*, 2003), l'estimateur de la méthode des moments généralisés en différences (MMGD) a été écarté.

$$\text{En notant } y_i = \begin{bmatrix} \ln(y_{i1}) \\ \vdots \\ \ln(y_{it_i}) \end{bmatrix} ; X_i, \text{ les variables explicatives pour l'entreprise } i \text{ (y compris l'endogène}$$

retardée) ; B, les paramètres à estimer ;

$$m(X_i, B) = \rho \ln(y_{i,t-1}) + \sum_{i=1}^{i=4} \tilde{\beta}_i (\tilde{x}_{it}^j - \rho \tilde{x}_{i,t-1}^j) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^{j=4} \sum_{k=1}^{k=4} \tilde{\beta}_{kj} (\tilde{x}_{it}^j \tilde{x}_{it}^k - \rho \tilde{x}_{i,t-1}^j \tilde{x}_{i,t-1}^k) + (\gamma_t - \rho \gamma_{t-1}) + \delta_s (1 - \rho) ;$$

les différents estimateurs minimisent les critères suivants :

Méthode des moments généralisés en système (B₂)

$$\min_{B_2} \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{i=N} Z'_i (y_i - m(X_i, B_2)) \right]' W_N^{-1} \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{i=N} Z'_i (y_i - m(X_i, B_2)) \right]$$

avec

$$W_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{i=N} Z'_i (y_i - m(X_i, B_1)) (Z'_i (y_i - m(X_i, B_1)))'$$

B₁, estimateur de la première étape.

B₂, estimateur en deux étapes.

Moindres carrés ordinaires (B_{MCO})

$$\min_{B_{MCO}} \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{i=N} (y_i - m(X_i, B_{MCO})) \right]' \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{i=N} (y_i - m(X_i, B_{MCO})) \right]$$

Within

$$\min_{B_{Within}} \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{i=N} (y_i - m(X_i, B_{Within})) \right]' \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{i=N} (y_i - m(X_i, B_{Within})) \right]$$

Pour cet estimateur, la variable expliquée et les variables explicatives sont centrées par rapport à leur

moyenne individuelle. On considère donc des variables transformées $x_{it}^w = x_{it} - \frac{1}{t_i} \sum_{t=1}^{t=t_i} x_{it}$

Une attention spécifique a été apportée au **calcul des écarts-types** : pour l'estimateur de la méthode des moments généralisés, les écarts-types des paramètres (deuxième étape) sont corrigés selon la méthode définie par Windmeijer (2000) ; les écarts-types calculés sont robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation des erreurs (méthode de White) pour les estimateurs MCO et Within.

III.2.C.3. Les résultats

Les instruments retenus sont l'ensemble des variables explicatives (y compris l'endogène retardée) exceptées les variables faisant intervenir la durée du travail. Sa faible variabilité conduit en effet à des singularités dans la matrice des instruments. On retient les instruments en niveau sur la période t-3 à t-5, et les instruments en différence en t-2³⁹, ce qui correspond à une hypothèse d'endogénéité des régresseurs. Les résultats complets des estimations sont fournis en annexe (*annexe 5*).

L'estimation par la méthode des moments généralisés en système de la relation (3') aboutit à des résultats qui ne peuvent être acceptés économiquement puisqu'ils conduisent à une représentation de la combinaison productive ne respectant pas les conditions de régularité : 72% des observations présente des productivités marginales positives de production mais aucune observation ne présente de productivités marginales décroissantes pour l'ensemble des facteurs, et la fonction de production n'est quasi-concave en aucun point de l'échantillon.

Une nouvelle estimation est réalisée en imposant des conditions de régularité en différents points (*annexe 5*). Ces contraintes permettent d'obtenir la satisfaction des conditions de régularités pour plus de 99% des observations. A partir de cette estimation, il est possible de fournir une première caractérisation de la combinaison productive.

Les médianes des élasticités des facteurs sont proches des coefficients obtenus pour une Cobb-Douglas (*tableau III.8*), excepté pour le travail posté dont l'élasticité médiane est de 0,19, inférieure à celle du capital (0,3). L'élasticité de la durée du travail semble rester quant à elle nettement inférieure à celle des effectifs.

Tableau III.8
Distribution des élasticités des facteurs
Translog dynamique 4 facteurs

	L	K	N	D
95%	0,75	0,42	0,28	0,35
75%	0,67	0,36	0,23	0,30
50%	0,62	0,30	0,19	0,25
25%	0,57	0,26	0,14	0,19
5%	0,50	0,21	0,10	0,13

note de lecture : ce tableau présente la répartition des élasticités des facteurs calculées à partir des résultats d'estimation. Ainsi, 5% des entreprises ont une élasticité du travail inférieure ou égale à 0,5.

note : L, effectifs ; K, capital ; NOP, travail posté ; DHT, durée du travail. Ces distributions reposent sur les observations satisfaisant l'ensemble des conditions de régularité, soit 945 observations (sur 949).

L'examen des élasticités partielles de substitution (AES) fait ressortir que l'ensemble des facteurs de production considérés deux à deux sont des substituts (*tableau III.9*) : toutes choses égales par ailleurs, la hausse du prix d'un facteur conduit à une diminution de ce facteur au sein de la combinaison productive et une augmentation des autres facteurs. Ces résultats confirment que le développement du travail posté peut être une alternative à l'investissement. De plus, si on suppose que l'ajustement du travail posté est plus immédiat que celui du capital (Cueva et Heyer, 1997), celui-ci serait donc un outil de flexibilité permettant aux entreprises de faire face à des modifications inattendues de coût des facteurs ou de demande.

La substituabilité des facteurs deux à deux doit être relativisée en ce qui concerne les couples (effectifs, travail posté) et (effectifs, durée du travail) pour lesquelles l'élasticité de substitution peut s'avérer négative, empêchant ainsi toute conclusion globale sur le classement de ces facteurs en substituts ou compléments. Ces résultats sont cependant à considérer avec précaution pour deux raisons :

- **Les incertitudes entourant la mesure de la durée du travail** : la durée du travail peut souffrir d'importantes erreurs de mesure liées par exemple à une confusion entre durée effective et contractuelle impliquant la non prise en compte des heures supplémentaires et du chômage technique ; la modification du décompte des horaires liée à la réduction légale du temps de travail mise en place à partir de 1999 (Dares, 2001) peut aussi être à l'origine d'une mesure faussée de la durée du travail.
- **L'élasticité de la durée du travail** : il semblerait que seuls Cueva et Heyer (1997, p.102) aient estimé directement une élasticité de substitution entre la durée du travail et les effectifs⁴⁰ sur données françaises. Ils obtiennent une élasticité de substitution calculée au point moyen de 0,18 mais ne fournissent aucune indication quant à la distribution de cette élasticité, ce qui rend la comparaison délicate. Néanmoins, s'il est difficile d'obtenir des éléments de comparaison pour l'élasticité de substitution entre la durée du travail et les effectifs, des évaluations de l'élasticité de la durée du travail sont disponibles. Or, la plupart des études présentées par Hamermesh (1993) obtiennent une élasticité de la durée du travail généralement supérieure ou égale à celle des effectifs. Sur données françaises, Cueva et Heyer (1997, p.100 et 104) et Gianella et Lagarde (1999) aboutissent au même diagnostic.

Les résultats relatifs à la durée du travail soient donc particulièrement fragiles voire faussés puisqu'ils pourraient se rapporter à une variable fortement biaisée.

Tableau III.9
Elasticités partielles de substitution (AES)
Translog dynamique 4 facteurs
Distribution

	K,L	L,N	L,D	K,N	K,D	N,D
95%	3,4	0,8	0,2	3,7	1,6	1,1
75%	2,8	0,7	0,1	2,6	1,4	1,0
50%	2,6	0,5	0,0	2,1	1,3	0,9
25%	2,5	0,2	-0,1	1,9	1,2	0,9
5%	2,3	-0,7	-0,4	1,6	1,1	0,8

note de lecture : ce tableau présente la répartition des élasticités partielles de substitution calculées à partir des résultats d'estimation. Ainsi, 5% des entreprises présentent une élasticité de substitution entre capital et travail inférieure ou égale à 2,3

note : L, effectifs ; K, capital ; NOP, travail posté ; DHT, durée du travail. Ces distributions reposent sur les observations satisfaisant l'ensemble des conditions de régularité, soit 945 observations (sur 949).

Les estimateurs alternatifs (MCO et Within) aboutissent à des résultats proches concernant les élasticités des facteurs et à un diagnostic qualitatif quasi-identique pour la séparation des biens en substituts et compléments : on retrouve ainsi des élasticités de substitution négatives pour le couple (effectifs, travail posté) avec l'estimateur Within et pour le couple (effectifs, durée du travail) avec l'estimateur MCO.

Les incertitudes entourant la mesure de la durée du travail amènent à s'interroger sur l'impact que celle-ci peut avoir sur les paramètres caractéristiques de la fonction de production associés aux autres facteurs puisque ces paramètres dépendent du niveau de la durée du travail. Afin d'apporter des éléments de réponse, des estimations ont été réalisées pour une fonction de production à trois facteurs. La comparaison des résultats indique que la durée du travail a peu d'impact sur les paramètres associés aux autres facteurs : les élasticités des facteurs (*tableau III.10*) et les conclusions qualitatives dérivant de l'examen des élasticités de substitution (*tableau III.11*) sont identiques. La formulation à trois facteurs peut néanmoins être privilégiée dans la mesure où le test préalable de représentation dynamique est statistiquement rejeté dans un cadre à quatre facteurs alors qu'il est validé pour une fonction de production à trois facteurs (*annexe 5*).

Tableau III.10

Impact de la prise en compte de la durée du travail : Elasticités des facteurs

	L		K		N	
	4 facteurs	3 facteurs	4 facteurs	3 facteurs	4 facteurs	3 facteurs
95%	0,75	0,74	0,42	0,43	0,28	0,29
75%	0,67	0,66	0,36	0,37	0,23	0,23
50%	0,62	0,60	0,30	0,31	0,19	0,20
25%	0,57	0,55	0,26	0,26	0,14	0,16
5%	0,50	0,48	0,21	0,21	0,10	0,11

note de lecture : ce tableau présente la répartition des élasticités des facteurs calculées à partir des résultats d'estimation. Ainsi, 5% des entreprises ont une élasticité du travail inférieure ou égale à 0,5.

Tableau III.11

Impact de la prise en compte de la durée du travail : Elasticités de substitution

	L, K		L, N		K, N	
	4 facteurs	3 facteurs	4 facteurs	3 facteurs	4 facteurs	3 facteurs
95%	3,4	3,0	0,8	0,6	3,7	2,3
75%	2,8	2,5	0,7	0,5	2,6	2,0
50%	2,6	2,2	0,5	0,4	2,1	1,8
25%	2,5	2,1	0,2	0,2	1,9	1,7
5%	2,3	2,0	-0,7	-0,3	1,6	1,5

note de lecture : ce tableau présente la répartition des élasticités partielles de substitution calculées à partir des résultats d'estimation. Dans le cadre d'une fonction de production à quatre facteurs, 5% des entreprises présentent une élasticité de substitution entre capital et travail inférieure ou égale à 2,3

L'estimation d'une spécification translog conduit donc aux principaux résultats suivants :

- L'élasticité des effectifs est supérieure à celle du capital, elle-même supérieure à celle du travail posté. Pour l'estimateur de référence (Méthode des Moments Généralisés en Système), les valeurs médianes de ces élasticités sont de 0,6, 0,3, et 0,2.
- Le capital et les effectifs sont des substituts, de même que le capital et le travail posté. Le travail posté apparaît donc comme une alternative à l'investissement. Bien que substituts pour une large fraction des observations, les effectifs et le travail posté apparaissent parfois comme des compléments. Une incertitude demeure donc quant au classement de ces deux variables en substitut ou complément.

III.2.C.4. Translog ou Cobb-Douglas ?

La formulation Cobb-Douglas représentant un cas contraint de la spécification translog, il semble dès lors naturel de s'intéresser à l'apport d'une spécification translog par rapport à une fonction de production Cobb-Douglas. Celui-ci peut être testé à partir de la méthode proposée par Bond, Bowsher, Windmeijer (2001) qui consiste à comparer la valeur de la fonction à minimiser pour obtenir l'estimateur MMGS sous l'hypothèse nulle de validité du modèle Cobb-Douglas (\hat{B}_2^C) et sous l'hypothèse alternative (\hat{B}_2). Sous l'hypothèse nulle et pour r contraintes de type $r(B)=0$, la statistique calculée (D_{RU}) suit un χ^2 à r degrés de liberté :

$$D_{RU} = N \left(J(\hat{B}_2^C) - J(\hat{B}_2) \right)$$

$$\text{avec } J(B) = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{i=N} Z_i'(y_i - m(X_i, B)) \right]' W_N^{-1} \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{i=N} Z_i'(y_i - m(X_i, B)) \right]$$

\bar{B}_2 , l'estimateur MMGS en deux étapes contraint ; B_2 , l'estimateur MMGS en deux étapes.

Les résultats des tests menés pour des fonctions de production à quatre et trois facteurs pour les estimateurs sans contrainte et ceux avec imposition des conditions de régularité aboutissent tous au même résultat : l'acceptation de l'hypothèse H_0 de validité des contraintes (*tableau III.12*). Ainsi, dans le cadre de l'échantillon retenu, l'estimation d'une fonction translog valide les hypothèses restrictives sur lesquelles repose la formulation Cobb-Douglas : tous les facteurs de production peuvent être considérés comme substituables et les élasticités de substitution entre facteurs unitaires. Cette étude apporte donc une validité plus générale aux résultats obtenus par Heyer *et alii*, (2003) puisqu'elle justifie statistiquement l'utilisation d'une Cobb-Douglas.

Tableau III.12
Translog vs. Cobb-Douglas

	4 facteurs		3 facteurs	
	Estimation libre	Imposition de conditions de régularité	Estimation libre	Imposition de conditions de régularité
Stat	14,4	12,9	6,4	5,1
p-stat	0,16	0,23	0,38	0,53

note de lecture : pour une fonction de production à quatre facteurs, sous l'hypothèse H0 où la spécification translog n'est pas différente d'une forme Cobb-Douglas, *Stat* suit un χ^2 à 10 degrés de liberté ; pour une fonction de production à trois facteurs, sous l'hypothèse H0, *Stat* suit un χ^2 à 6 degrés de liberté.

Le rejet de la spécification translog au profit d'une forme plus simple de type Cobb-Douglas semble devoir s'expliquer par la prise en compte des durées d'utilisation des facteurs. Lorsque ceux-ci sont omis, l'hypothèse d'une Cobb-Douglas est fortement rejetée (*tableau III.13*).

Tableau III.13 : Translog versus Cobb-Douglas
Représentation dynamique de la fonction de production

	2 facteurs	
	Estimation Libre	Imposition de conditions de régularité
Stat	17,7	15,9
p-stat	<0,01	<0,01

Note : pour une fonction de production à deux facteurs, sous l'hypothèse H0 où la spécification translog n'est pas différente d'une forme Cobb-Douglas, *Stat* suit un χ^2 à 3 degrés de liberté.

Ces résultats sont en outre robustes à la spécification retenue puisqu'ils se retrouvent lorsqu'une représentation statique de la fonction de production est estimée (*tableau III.14*). La spécification translog est rejetée lorsque la fonction de production intègre le travail posté ; elle est acceptée lorsque la fonction de production incorpore les seuls volumes de facteurs⁴.

⁴ Les résultats d'estimation ne sont pas reportés mais disponibles auprès des auteurs.

Tableau III.14 : Translog versus Cobb-Douglas
Représentation statique de la fonction de production

	3 facteurs K, L, Nop		2 facteurs K, L	
	Estimation Libre	Imposition de conditions de régularité	Estimation libre	Imposition de conditions de régularité
Stat	12,0	8,5	14,0	13,4
p-stat	0,06	0,20	<0,01	<0,01

Note : pour une fonction de production à trois facteurs, sous l'hypothèse H0 où la spécification translog n'est pas différente d'une forme Cobb-Douglas, Stat suit un χ^2 à 6 degrés de liberté ; pour une fonction à deux facteurs, Stat suit un χ^2 à 3 degrés de liberté.

*

**

Les principales conclusions auxquelles aboutissent les estimations de fonction de production incorporant simultanément la durée du travail et la durée d'utilisation des équipements sont les suivantes : sans recourir à aucune hypothèse a priori sur la structure de la fonction de production, il ressort que

- Le travail posté est un argument significatif de la combinaison productive. La distinction entre stock de capital et durée d'utilisation des équipements permet d'affiner les estimations et la mesure des productivités des différents facteurs. En particulier, l'omission de la durée du capital entraîne une surestimation de la productivité marginale du capital ;
- L'élasticité du travail posté n'est pas statistiquement différente de celle du capital ;
- Les élasticités entre les facteurs sont unitaires.
- La validation empirique de l'hypothèse de substitution unitaire entre les facteurs semble devoir s'expliquer par la prise en compte des durées d'utilisation des facteurs. Lorsque ceux-ci sont omis, la spécification Cobb-Douglas est rejetée.

Ces résultats sont cependant fragilisés par la mesure de la durée du travail utilisée qui s'est révélée peu informative et ne permet pas de diagnostic robuste sur l'impact de la durée du travail au sein de la combinaison productive. Il convient également de rappeler que, d'un point de vue économétrique, la relative faiblesse de la dimension individuelle comparativement à la dimension temporelle de notre échantillon peut être de nature à fragiliser nos résultats.

*

**

Cette thèse avait pour objectif d'apporter des éléments de compréhension concernant les évolutions du partage de la valeur ajoutée et de répondre aux quatre interrogations formulées en introduction. Les conclusions qui peuvent être tirées de ce travail sont les suivantes :

Le niveau de la part des profits au début des années deux mille est-il plus élevé qu'au début des années soixante-dix ?

On ne peut exclure que le niveau de la part des profits au début des années deux mille soit équivalent à celui du début des années soixante-dix

Bien que la plupart des études tiennent pour acquis un partage de la valeur ajoutée plus favorable au capital en fin de période qu'en début de période, plusieurs études descriptives ont montré que ce diagnostic est fragile et lié à une hypothèse de construction concernant la rémunération des non salariés (la correction de la non salarisation). Lorsqu'on considère un champ duquel les non salariés sont absents ou que l'on procède à une correction de la non salarisation plus vraisemblable, le partage de la valeur ajoutée apparaît d'un niveau équivalent en début et en fin de période.

Les évolutions du partage salaires-profits sont-elles le reflet d'un rapport de force ou de l'évolution des prix ?

Les évolutions du partage salaires-profits sont le reflet d'un rapport de force et de l'évolution des prix

L'existence d'une substituabilité entre capital et travail empiriquement validée par les estimations de fonction de production conduit à rejeter l'hypothèse d'évolutions du partage de la valeur ajoutée entièrement déterminées par l'état des rapports de force entre travailleurs et détenteurs du capital. Elle permet également de valider l'influence des prix des facteurs sur la détermination du partage de la valeur ajoutée.

Néanmoins, la plupart des études reconnaissent le rôle du pouvoir de négociation des salariés et de la réglementation du marché du travail dans la détermination du partage de la valeur ajoutée. Le rapport de force entre travailleurs et détenteurs du capital explique ainsi partiellement les évolutions du partage salaires-profits.

Comment relier les évolutions du partage de la valeur ajoutée et celle du taux de chômage ?

Une histoire à réécrire

Plusieurs études ont pu relier les évolutions du taux de chômage du partage de la valeur ajoutée. Elles semblent malheureusement reposer sur des indicateurs biaisés présentant une tendance à la hausse depuis le début des années soixante-dix. Ainsi, dès lors qu'on accepte l'hypothèse d'un partage de la valeur ajoutée d'un niveau équivalent au début des années soixante-dix et deux mille, on ne dispose d'aucune interprétation unifiée des évolutions du partage de la valeur ajoutée et du taux de chômage.

Quel est le niveau « normal » du partage salaires-profits ?

Le niveau du partage de la valeur ajoutée constaté depuis le début des années quatre-vingt-dix pourrait correspondre au niveau d'équilibre de long terme.

Les estimations économétriques de fonction de production ont révélé que, dès lors qu'on tient compte des degrés d'utilisation des facteurs et non plus des seuls volumes de facteurs, on ne peut exclure l'hypothèse d'une fonction de production de type Cobb-Douglas, et donc la stabilité de long terme du partage de la valeur ajoutée. De plus, il est généralement admis que l'économie française se trouvait en situation d'équilibre de long terme au début des années soixante-dix.

Ainsi, à supposer que (1) le niveau du partage de la valeur ajoutée est équivalent en fin de période à ce qu'il était en début de période, (2) le partage de la valeur ajoutée soit stable à long terme (3) l'économie ait été en situation d'équilibre de long terme au début des années soixante-dix, on ne pourrait donc exclure que le niveau du partage de la valeur ajoutée constaté depuis le début des années quatre-vingt-dix corresponde au niveau d'équilibre de long terme.

*

* *

Compte tenu des incertitudes entourant la mesure du partage de la valeur ajoutée et la fragilité des estimations économétriques, l'ensemble de ces résultats doit cependant être considéré avec précaution. De plus, la plupart des analyses présentées s'inscrivent dans un cadre théorique particulier (la théorie néoclassique), ce qui tend à limiter la généralité de leurs conclusions. Enfin, à supposer que le partage de la valeur ajoutée atteigne effectivement son niveau d'équilibre de long terme, cela ne signifie ni que l'économie est en situation d'équilibre de long terme ni qu'il n'existe aucun problème de répartition des richesses. Ainsi, même si les montants alloués au travail et au capital correspondaient à leur niveau de long terme, aucun élément ne permet d'affirmer que ces montants sont ensuite correctement répartis.

Bibliographie

Aiken L. S., West S. G., 1991, *Multiple Regression: Testing and interpreting interactions*. Thousand Oaks: Sage.

Anderson T., Hsiao C., 1981, « Estimation of dynamics models with error components », *Journal of the American Statistical Association*, 76, pp. 589-606.

Anderson T., Hsiao C., 1982, « Formulation and estimation of dynamics models using panel data », *Journal of Econometrics*, 18, pp. 47-82.

Anxo D., Bigsten A., 1989, "Working hours and productivity in Swedish manufacturing", *Scandinavian Journal of Economics*, n°91, pp. 613-619.

Anxo D. Bosch G., Bosworth D., Cette G., Sterner T., Taddei D., 1995, *Utilisation des équipements et horaires de travail*, Insee Méthodes n°49-51.

Anxo D., et Sterner T., 1995, « Travail posté et durée d'utilisation des équipements dans l'industrie suédoise », *Utilisation des équipements et horaires de travail*, Insee Méthodes n°49-50-51, pp. 221-250.

Arellano M., Bond S., 1991, « Some Tests of Specification for Panel Data : Monte-Carlo Evidence and an Application to Employment Equations », *Review of Economic Studies*, n°58, pp 277-297.

Artus P., Cohen D., 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.

Atkinson M., Mairesse J., 1978, "Length of Life of Equipments in French Manufacturing Industries", *Annales de l'Insee*, n° 30-31.

Basle M., Bautier P., Mazier J., Vidal J-F., 1982, « Accumulation et régulation en longue période : emploi, revenu salarial, prix et profit », *Economie et Prévision*, n°54.

Baslé M., Mazier J., Vidal J-F., 1979, « Croissance sectorielle et accumulation en longue période », *Statistiques et Etudes financières*, n°40, pp.20-24.

Bean C., 1989, « Capital shortages and persistent unemployment », *Economic Policy*, April, pp. 11-53.

Bentolila S., Saint-Paul G., 2002, « Explaining Movements in the Labor Share », *miméo*, décembre.

Biscourp P., Crépon B., Heckel T., Riedinger N., 2002, “How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach”, *Document de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques*, Insee, n°5

Biscourp P., Gianella C., 2001, “Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the french manufacturing industry”, *Document de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques*, Insee, n°13.

Blackorby C., Russel R., 1989, “Will the Real Elasticity of Substitution Please Stand Up?” A Comparison of the Allen/Uzawa and Morishima Elasticities”, *American Economic Review*, vol.79, p.882-888.

Blanchard O., 1997, « The medium run », *Brooking Papers on Economic Activity*, 2, pp. 89-158.

Blanchard O., 2000a, “Lecture 1. Shocks, Factor Prices, and Unemployment”, *The Economics of Unemployment: Shocks, Institutions, and Interactions*, Lionel Robbins Lectures

Blanchard O., 2000b, “Lecture 2. Rents, Products and Labor Market Regulation, and Unemployment”, *The Economics of Unemployment: Shocks, Institutions, and Interactions*, Lionel Robbins Lectures

Blanchard O., Giavazzi F., 2001, « Macroeconomic Effects of Regulation and Deregulation in Goods and Labor Markets », *NBER Working Paper* n°8120.

Blanchard O., Kiyotaki N., 1987, “Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand”, *American Economic Review* n°77, pp. 647-666

Blundell R., Bond S., 1998, « Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models », *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115-143.

Blundell R., Bond S., 1999, “GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions”, IFS Working Papers n°W99/04.

Blundell R., Bond S., 2000, « GMM estimation and persistent panel data : An application to production functions », *Econometric Reviews*, 3, pp. 321-340.

Blundell R., Bond S. et Windmeijer F., 2000, « Estimation in dynamic panel data models : improving on the performance of the standard GMM estimator », in Baltagi B. (ed.), *Nonstationary panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, Elsevier Sciences.

Bond S., Bowsher C., Windmeijer F., 2001, “Criterion-based inference for GMM in autoregressive panel-data models”, *Economics Letters*, Vol.73 n°3, pp.379-388, December 2001.

Bond S., Nauges C., Windmeijer F., 2002, “Unit Root and Identification in Autoregressive Panel Data Models : A Comparison of Alternative Tests”, mimeo, Institute for Fiscal Studies.

Boyer R., 1998, « Commentaire », *Partage de la valeur ajoutée*, Conseil d'Analyse Economique.

Brechling F., 1965, “The Relationship between Output and Employment in British Manufacturing Industries”, *Review of Economic Studies*, vol. 32, n°91, pp.187-216.

Bosworth D., Cette G., 1995, « La mesure de la durée d'utilisation des équipements », *Utilisation des équipements et horaires de travail*, Insee Méthodes n°49-50-51, pp. 101-131.

Bosworth D., Heathfield D., 1995, “Organisation du travail et durée d'utilisation des équipements: fondements microéconomiques”, *Utilisation des équipements et horaires de travail*, Insee Méthodes n°49-50-51, pp. 37-75.

Bourlange D., Chaney E, 1990, « Les taux d'utilisation des capacités de production : un reflet des fluctuations conjoncturelles », *Economie et Statistique*, n°231, pp.49-70.

Burnside C., Eichenbaum M., 1996, “Factor Hoarding and the Propagation of Business Cycle Shocks”, *American Economic Review*, n° 86, pp.1154-74.

Caballero R., Hammour M.L., 1998, « Jobless Growth : Appropriability, Factor Substitution and Unemployment », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 48, juin, pp. 51-94; *NBER Working Paper* n°6221, 1997 (document de référence utilisé dans le texte).

Caballero R., Hammour M.L., 1999 « The Limits of Special Interest; What Caused Three Decades of High Unemployment in Europe? » *mimeo.*

Cahuc P., Zylberberg A., 1996, *Economie du travail*, De Boeck Université.

Cette G., 1983, « Degrés d'utilisation des facteurs et demande d'investissement et de travail », *Revue Economique*, vol 34., n°4, pp.756-793.

Cette G., 1990, « Durée d'utilisation des équipements : l'inversion d'une tendance longue », *Economie et Statistique*, n°231, pp.33-47.

Cette G., 1994, « L'efficacité apparente du capital dans les grands pays de l'OCDE », *Économie Internationale*, n° 60-4.

Cette G., 1997, « Quelques éléments descriptifs concernant le partage primaire du revenu dans les entreprises non-financières françaises », *Conseil d'Analyse Économique*, rapport n° 2, annexe A, pp. 51-55.

Cette G., Cueva S., Taddei D., Timbeau X., 1991, « Capacités de Production et Degrés d'Utilisation : la Mise en Evidence des Effets de Saturation », *Cahiers du Grefi*, n°1991-2.

Cette G., Guellec D., 1994, « Renouvellement du capital, croissance et productivité : une analyse empirique sur l'industrie française », *Économie appliquée*, tome XLVI, n° 4.

Cette G., Mahfouz S., 1996, « Le partage primaire du revenu : un constat descriptif sur longue période », *Economie et Statistique*, n°296-297, juin-juillet, pp. 165-189.

Cette G., Mairesse J. Kocoglu Y., 2000, « L'investissement en biens informatiques : partage volume-prix et productivité », *mimeo.*

Cette G., Sylvain A., 2001, « Partage primaire de revenu et rendement du capital : quelques repères empiriques pour plusieurs grands pays industrialisés », *Bulletin de la Banque de France*, n° 93, septembre, pp. 73-89.

Cette G., Szpiro D., 1988, « L'appareil productif industriel : durée de vie des équipements, productivité et rentabilité », *Cahiers économiques et monétaires*, Banque de France, n° 28.

Chambers R. G., 1988, *Applied production analysis*, Cambridge University Press.

Chagny O., Bruyère M., 2002, « Comparaisons internationales de durées et de productivité », *Document d'Etudes de la DARES*.

Christensen L.R., Jorgenson D.W, and Lau L.J, 1971, "Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Production Function," *Econometrica* 39, 255-256.

Clark C., 1957, *The conditions of economic progress*, Londres, MacMillan.

Cotis J-P., 1998, « Commentaire », *Partage de la valeur ajoutée*, Conseil d'Analyse Economique.

Cotis J-P., Loufir A., 1990, « Formation des salaires, chômage « d'équilibre » et incidences des cotisations sur le coût du travail », *Economie et Prévision*, n°92-93, pp.97-110.

Cotis J-P., Rignols E., 1998, « Le partage de la valeur ajoutée : quelques enseignements tirés du « paradoxe franco-américain » », *Revue de l'OFCE*, n°65, avril, pp. 291-344.

Craine R., 1973, « On the Service Flow from Labour », *Review of Economic Studies*, vol.40, pp. 39-46.

Crépon B., Gianella C., 2001, « Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles » *Economie et Statistique*, n°341-342.

Cueva S., Heyer E., 1997, « Fonction de production et degrés d'utilisation du capital et du travail : une analyse économétrique », *Economie et Prévision*, n°131, pp.93-109.

Dares, 2001, *Résultats de l'enquête trimestrielle sur l'activité et les conditions d'emploi de la main d'œuvre au 2^{ème} trimestre 2001*, Octobre.

Davidson J. E. H., D.F. Hendry , F. Srba F., S. Yeo, 1978, « Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom », *Economic Journal*, n° 88, pp. 661-692.

Diewert W.E., 1971, “An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function”, *Journal of Political Economy*, n°79, pp.481-507.

Del Valle I., Astorkiza I., Astorkiza K., 2003, “Fishing Effort Validation and Substitution Possibilities among Components: The Case Study of the VIII Division European Anchovy Fishery.”, *Applied Economics*, vol. 35, n°1, pp.63-77.

Doisy S., E. Lefebvre E., R. Mahieu, 2001, « Le partage des fruits de la croissance », *Les Notes Bleues de Bercy*, n°209, 16 au 30 juin.

Dormont B., 1989, *Introduction à l'économétrie des données de panel*, ADRES, Editions du CNRS.

Draznieks A., 1996, « Comparaison comptabilité privée et comptabilité nationale », *note de la DESE* n°102/G231, Insee.

Dupaigne M., 2002, « Travail posté et durée d'utilisation des équipements dans les fluctuations économiques », *Annales d'Économie et de Statistiques*, vol. 66, pp.

Engle R.F., Granger C., 1987, “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, n° 55, pp. 251-276.

Engle R.F., Yoo B.S., 1987, « Forecasting and testing in cointegrated systems », *Journal of Econometrics*, n° 35, pp. 143-159.

European Commission, 2000, « Profitability in the Euro area and in the USA », ECFIN/426/00-EN, 26 june.

Eurostat, 1996, *Système européen des comptes SEC 1995*.

Feldstein M.S., 1967, « Specification of the Labor Input in the Aggregate Production Function », *Review of Economic Studies*, 34, pp. 375-386.

Foss M. 1963, « The Utilization of Capital Equipment », *Survey of Current Business*, n° 43.

Frondel, M., 2003, “Empirical Assessment of Energy-Price Policies: The Case for Cross-Price Elasticities”, *Energy Policy*, à paraître.

Fuss M., McFadden D., Mundlak Y., 1978, “A survey of functional forms in the economic analysis of production”, *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications*. North-Holland.

Gallant A.R., Golub G.H., 1984, “Imposing Curvature Restrictions on Flexible Functional Forms”, *Journal of Econometrics* n°26, pp. 295-321.

Giammarioli N, Messina J., Steinberger T., Strozzi C., 2002, “European Labor Share Dynamics: An Institutional Perspective”, *European Economic Institute Working Paper* n°13.

Gianella C., 1999, « Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût », *Document de travail de l'Insee*, G9912.

Gianella C., Lagarde P., 1999, « Productivity of hours in the aggregate production function : an evaluation on a panel of french firms from the manufacturing sector », *Document de travail de l'INSEE*, G9918.

Gordon R., 1997, « The time-varying Nairu and its implications for economic policy », *Journal of Economic Perspectives*, vol 11, n° 1, pp. 11-32.

Griliches Z., Mairesse J., 1998, « Production functions : the search for identification », in Strom S. (ed.), *Essays in Honour of Ragnar Frisch*, Econometric Society Monograph Series, Cambridge University Press.

Hall B., Mairesse J., Mulkay B., 1999, “Firm-Level Investment in France and the United States : An Exploration of What We Have Learned in Twenty Years”, *Annales d'Economie et de Statistique*, n° 55-56, 1999, p.27-69.

Hamermesh D., 1993, *Labor Demand*, Princeton University Press.

Hart R.A., McGregor P.G., 1988, « The Return to Labour Services in West German Manufacturing Industry », *European Economic Review*, n°32, pp. 947-963.

Henry J., Lordon F., 1990, « Répartition et formation du revenu dans cinq grands pays », *Observations et Diagnostics Economiques*, n°30, janvier, pp. 35-61.

Henry J., Le Cacheux J., 1988, « Deux partages du revenu national des grands pays de l'OCDE », *Observations et diagnostics économiques*, n°24, juillet, pp. 103-124.

Heyer E., 1990, « Taux d'utilisation des capacités de production : une comparaison des enquêtes Insee et Banque de France », *document de travail du Ceders*, Université d'Aix-Marseille II.

Heyer E., 1995, « Utilisation des équipements productifs et consommation d'électricité des entreprises en France », *Revue d'Economie Industrielle*, n°74.

Hicks J. R., 1932, *Theory of wages*, MacMillan

Hsiao, C., 1986, *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.

Insee, 1987, *Système élargi de comptabilité nationale*, Les collections de l'insee, série C, n°140-141.

Keese M., Salou G., Richardson P., 1991, "The Measurement of Output and Factors of Production for the Business Sector in OECD Countries", *Document de travail de l'Ocde*, n°99.

Kiviet, J., 1995, « On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models », *Journal of Econometrics*, 68, pp. 53-78.

Kremp E., Teurlai J-C., 1997, « Taux de marge en comptabilité nationale et en comptabilité privée : pourquoi diffèrent-ils ? » note n°D96/102, Observatoire des Entreprises, Banque de France.

Krueger A. B., 2000, "Measuring Labor's Share", *American Economic Review*, Papers and Proceedings, vol.89(2), pp.45-51.

Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P. et Shin Y., 1992, « Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root », *Journal of Econometrics*, n° 54, pp. 159-178.

Laffargue J.-P., 1999, « Inégalités, biais de progrès technique et imperfections de marché en France, de 1974 à 1993 », *Économie et Prévision*, n° 138-139.

Lapierre-Donzel C., 1980, « Le partage des revenus la formation des profits : comparaison entre les cinq grandes économies », *Economie et Prévision*, n°44, pp. 37-49.

Lau L.J., 1978, “Testing and Imposing Monotonicity, Convexity and Quasi-convexity Constraints”, *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications*. North-Holland.

Lequiller, F., 1998, « La nouvelle base 95 », *Courrier des Statistiques*, n°87-88, décembre.

Leslie D., Wise T., 1980, « The productivity of hours in U.K. manufacturing and production industries », *Economic Journal*, n°90, pp. 74-84.

Loiseau B., Winter M-B., Mazier J., 1976, « Répartition, rentabilité et accumulation du capital : un essai de comparaison internationale », *Statistiques et Etudes financières*, n°25.

Maarek G., 1984, « Le partage de la valeur ajoutée dans l'économie française », *Revue de l'ipécode*, n°4, février, pp. 1-24.

MacKinnon J., 1991, « Critical values for cointegration tests », in R.F. Engle and C.W.J. Granger : « Long run economic relationships », Oxford University Press.

Maddison A., 1991, *Dynamic Forces in Capitalist Development: a Long-Run Comparative View*, Oxford University Press.

Maddison A., 1993, « Standardised Estimates of Fixed Capital Stock: a Six Country Comparison », *Essays on Innovation, Natural ressources and the International Economy*, Innovazione e Materie Prime, avril.

Mairesse J., 1971, « L'estimation du capital fixe productif, méthode chronologique », *Économie et Statistique*, n° 25, pp. 33-55.

Mairesse J., Dormont B., 1985, “Labor and Investment Demand at the Firm Level : A Comparison of French, German and US Manufacturing, 1970-79”, *European Economic Review* n°28, p.201-231.

Mairesse J., Hall B.H, 1996, “Estimating the Productivity of Research and Development in French and US Manufacturing Firms: an Exploration of Simultaneity Issues with GMM Methods”, Wagner K. et Van Ark B. (eds.), *International Productivity Differences and Their Explanations*, Elsevier Science, 285-315.

Marris R., 1964, *The economics of Capital Utilization*, Cambridge University Press.

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

Morin P., 2002, « Comparer les marchés du travail », *Revue Economique*, Vol.53, n°3, pp.345-390.

Nadiri I. et Rosen S., 1969, « Interrelated Factor Demand Function », *American Economic Review*, vol. 59, pp.457-471.

Nadiri I., Rosen S., 1973, *A disequilibrium model of the demand for factors of production*, Columbia University Press, New-York.

Nickell, S., 1981, « Biases in dynamic models with fixed effects », *Econometrica*, n°49, pp. 1417-1426.

Ocde, 1992, « Méthodes utilisées par les pays de l'OCDE pour mesurer les stocks de capital fixe », Direction des statistiques, *mimeo*, décembre.

Ocde, 1999, *Perspectives Économiques*, n° 66, décembre.

Ocde, 2001, *Measuring Capital. A Manual on the Measurement of Capital Stocks, Consumption of Fixed Capital and Capital Services*, Secrétariat Général.

O'Mahony M., 1993, « Capital Stocks and Productivity in Industrial Nations », *National Institute Economic Review*, août.

Pasinetti L., 2000, « Critique of the Neoclassical Theory of Growth and Distribution », *Moneta e credito, Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, n°210, pp.187-232.

Péleraux H., 1993, « Modèle de partage hommes-heures: le cas Cobb-Douglas », *Revue d'économie politique* n°103 (4), pp.599-608.

Phéline C., 1975, « Répartition primaire des revenus et rentabilité du capital 1954-1973 », *Statistiques et Etudes financières*, n°19, pp. 29-46.

Piketty T., 1997, *L'économie des inégalités*, La Découverte, collection « Repères ».

Piketty T., 2001, *Les hauts revenus en France au 20^{ème} siècle – Inégalités et redistribution, 1901-1998*, Grasset.

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

Ryan D. L., Wales T. J., (2000), “Imposing local concavity in the translog and generalized Leontief cost functions”, *Economics Letters*, n°67, pp.253-260.

Sargan, J. D., 1958, « The estimation of economic relationships using instrumental variables », *Econometrica*, n°26, pp. 329-338.

Sargan J. D., 1964, « Wages and prices in the United Kingdom: a study in econometric methodology », in D.F. Hendry et K.F. Wallis (eds) « Econometrics and quantitative economics », Basil Blackwell, Oxford, 1984, reprinted version.

Sevestre P., Trognon A., 1996, « Linear dynamic models », in Matyas, L. et Sevestre, P. (eds) *The econometrics of panel data : Handbook of theory and applications*, Kluwer Academic Publishers.

Shapiro M.D. 1993, « Cyclical Productivity and the workweek of capital », *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol 83, n°2, mai, pp 229-233.

Shin Y., 1994, « A residual based-test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration », *Econometric Theory*, n° 10, pp. 91-115.

Staiger D., Stock J., 1997, « Instrumental variables regression with weak instruments », *Econometrica*, n°65, pp. 557-586.

Stern D., 2003, *Elasticities of Substitution and Complementarity*, miméo, Rensselaer Polytechnic Institute.

Stock J. H., Watson M.W., 1993, « A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems », *Econometrica*, n° 61(4), pp. 113-144.

Sylvain A., 1997, “Quelques éléments de comparaison internationale concernant le partage primaire du revenu”, *Conseil d'Analyse Économique*, rapport n° 2, annexe B, pp. 57-61.

Takashima M. (1988), « Age Structure of Capital Stock in Japanese Manufacturing Industries », Institute of Socio-Economic Planning, University of Tsukuba, *mimeo*, n° 393, décembre.

Tatom J., 1980, “The Problem of Procyclical Real Wages and Productivity”, *Journal of Political Economy*, vol. 88, pp.385-394.

Terrell D., 1996, “Incorporating Monotonicity and Concavity Conditions in Flexible Functional Forms”, *Journal of Applied Econometrics*, vol.11, pp.179-194.

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

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, p.187-189.

Tzouvelekas V., 2000, “Approximation Properties and Estimation of the Translog Production Function”, *Agricultural Economics Review*, vol. 1, pp.33-47.

Windmeijer F., 2000, « A finite sample correction for the variance of linear two-step GMM estimators », IFS Working Papers, n°W00/19.

Ziliak J., 1997, « Efficient estimation with panel data when instruments are predetermined : an empirical comparison of moment-condition estimators », *Journal of Business and Economic Statistics*, n°15, pp. 419-431.

Annexes

ANNEXE 1

Partage primaire du revenu et rendement du capital : quelques repères empiriques pour plusieurs grands pays industrialisés

Cette analyse se situe dans le prolongement des études descriptives sur le partage de la valeur ajoutée et la rentabilité du capital. Alors que ces études se limitent à évoquer la relation comptable entre ces deux variables sans inférer une quelconque causalité, l'analyse qui suit justifie le niveau du taux de marge dans certains pays par des impératifs de rentabilité économique. De plus, elle dépasse la simple analyse descriptive en expliquant le niveau élevé du taux de marge en France sur la dernière décennie par les évolutions des taux d'intérêt réels et des taux d'utilisation des capacités. Bien que cette analyse reste partielle et ne propose des éléments d'appréciation du niveau du taux de marge qu'en fin de période, elle développe une appréciation normative absente des travaux descriptifs.

Cette étude rédigée en collaboration avec G. Cette a été publiée en septembre 2001 dans le n°93 du Bulletin de la Banque de France

Partage primaire du revenu et rendement du capital : quelques repères empiriques pour plusieurs grands pays industrialisés

Le niveau du taux de marge, qui est la résultante d'un conflit d'intérêt entre rémunération du travail et rémunération du capital dans le partage de la valeur ajoutée, contribue en grande partie à celui du taux de rendement du capital productif fixe. Il conditionne grandement la croissance en influençant positivement la demande des entreprises et négativement celle des ménages. La présente étude fournit succinctement quelques repères empiriques, à partir d'indicateurs macroéconomiques, sur le niveau et les évolutions du taux de marge et du taux de rendement du capital productif fixe, tant en France que dans quelques autres économies industrialisées. Les pays comparés ici sont la France, les États-Unis, l'Allemagne, le Royaume-Uni et le Japon. Il en ressort principalement que :

- *le niveau du taux de marge des entreprises françaises est actuellement assez élevé, au regard du passé, ce qui semble compenser une productivité du capital (en valeur) qui se serait stabilisée à un niveau plus bas, depuis le milieu des années soixante-dix, que celui observé antérieurement. En conséquence, le niveau du taux de rendement du capital productif fixe (le rendement du capital étant comptablement le produit du taux de marge par la productivité du capital) serait actuellement équivalent à celui observé avant le premier choc pétrolier. Un retour à un partage salaires-profits plus favorable à la rémunération du travail sans dégradation du rendement du capital supposerait une amélioration de la productivité du capital ;*
- *avec un taux de marge équivalent, le rendement (brut ou net) ainsi que la profitabilité (brute ou nette) du capital productif fixe semblent actuellement moindre dans les pays européens, dont la France, à celui observé aux États-Unis, du fait d'une plus faible productivité du capital. Ici encore, l'augmentation de la productivité du capital est sans doute une condition nécessaire à des conditions de rendement et de profitabilité équivalentes en Europe à celles observées aux États-Unis ;*

NB : La réalisation de ce travail a bénéficié de l'assistance technique de M.-P. Leclair, et des conseils et avis méthodologiques de nombreuses personnes. Tout en restant les seuls responsables d'éventuelles erreurs, les auteurs remercient particulièrement M. Baghli (Banque de France), L. Bilke (Banque de France), J. Boumay (INSEE), V. Chauvin (OFCE), D. Jestaz (OFCE), F. Lequiller (OCDE) ainsi que les participants à une réunion sur ce thème au Conseil d'analyse économique (CAE).

- *au-delà d'éventuelles difficultés méthodologiques de comparaison internationale et aux limites liées à des différences de structure économique et de fiscalité, ces faits stylisés militent pour une amélioration de la productivité du capital en Europe. Cela supposerait sans doute une optimisation dans l'utilisation de l'outil de production ainsi qu'un dynamisme toujours soutenu de l'investissement.*

Gilbert CETTE

Direction générale des Études et des Relations internationales

Direction générale des Études économiques et de la Recherche

Arnaud SYLVAIN

Secrétariat général

Direction des Entreprises

Observatoire des Entreprises

Le taux de marge, qui traduit la répartition primaire du revenu, est la résultante d'un conflit d'intérêt entre rémunération du travail et rémunération du capital dans le partage de la valeur ajoutée par l'activité productive. Son niveau conditionne grandement la croissance : un niveau trop bas peut aboutir à un taux de rendement du capital productif également trop bas qui désincite l'investissement (qui pourra éventuellement rechercher un meilleur rendement dans d'autres pays) et en conséquence hypothèque la croissance ; un niveau trop élevé peut correspondre à des revenus du travail et une consommation trop faibles qui peuvent également contrarier la croissance. Les développements qui suivent ne visent pas à fournir des éléments d'évaluation du taux de marge et du taux de rendement du capital productif fixe les plus pertinents pour assurer une croissance forte et durable. Ils se limitent à fournir succinctement et de façon descriptive quelques repères empiriques sur le niveau et les évolutions du taux de marge et du taux de rendement du capital productif fixe tant en France que dans quelques autres économies industrialisées. Les pays ici comparés sont la France, les États-Unis, l'Allemagne, le Royaume-Uni et le Japon.

Les repères empiriques fournis résultent d'un travail assez lourd sur les données de comptabilité nationale, visant à aboutir à des mesures homogènes pour chaque pays sur une période longue et bien sûr entre pays. Ces multiples retraitements de données de base ne sont pas ici décrits, faute de place, mais peuvent être trouvés dans des documents à paraître des mêmes auteurs. Par ailleurs, les taux de marge et les taux de rendements commentés sont, pour tous les pays considérés :

- évalués aux coûts des facteurs : les rémunérations du travail (coût du travail, toutes formes de rémunérations et charges sociales incluses) et du capital (marge brute ou nette ¹, y compris les frais financiers et les impôts directs) sont exactement complémentaires dans la valeur ajoutée ;
- calculés sur le champ des sociétés non financières y compris entreprises individuelles (pour la section 1) ou sur l'ensemble du secteur privé ² (pour les autres sections) ;
- corrigés de la non-salarisation : un coût du travail « fictif » correspondant au coût du travail moyen des salariés est imputé à chaque non-salarié. Cette correction conventionnelle et simpliste est sans doute assez violente : elle peut avoir un effet non négligeable sur le niveau calculé des taux de marge mais aussi sur leur évolution, dans un pays comme la France et plus encore au Japon, où le nombre de non-salariés à fortement baissé sur la période. Compte tenu de cette baisse, et si l'on suppose que dans la réalité économique l'équivalent salarial des non-salariés est inférieur au salaire moyen des salariés, une telle correction aboutit à biaiser tendanciellement à la hausse le taux de marge. Mais une absence de correction aboutirait à un biais de sens inverse et d'une ampleur plus importante. Aussi, pour la France, différentes hypothèses sont proposées pour cette correction (cf. graphique 1) ;
- calculés en base 1995 en articulant plusieurs bases comptables, remontant pour la France jusqu'à la base 1956, avec un travail de rétropolation de séries basé sur quelques hypothèses, certes habituelles et raisonnables, mais conventionnelles et inévitablement fragiles.

¹ Les marges (brutes ou nettes) correspondent à l'excédent (brut ou net) d'exploitation. L'écart entre les marges brutes ou nettes correspond aux dotations économiques aux amortissements, c'est-à-dire à la consommation de capital fixe durant la période considérée (ici l'année).

² Ce champ, correspondant à l'ensemble de l'économie hors administrations publiques, est équivalent au *Business Sector* dans les publications de l'OCDE.

Encadré 1

L'évaluation du taux de marge des entreprises :
deux logiques empiriques distinctes

Deux logiques distinctes peuvent guider l'évaluation empirique du taux de marge des entreprises :

- une logique de répartition, visant à décrire comment la richesse produite (la valeur ajoutée) se partage entre rémunération du travail et rémunération du capital. Cette logique est plus adaptée que la suivante aux analyses portant sur l'offre de facteurs ou la croissance ;
- 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. 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.

Ces deux logiques n'aboutissent pas nécessairement aux mêmes évaluations empiriques. Par exemple, 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 dans la première approche tandis qu'ils sont une composante du coût du travail et sont donc à ce titre intégrés dans la valeur ajoutée dans la seconde. En pratique, du fait des limites inhérentes à l'information statistique, les indicateurs construits sont intermédiaires entre ces deux approches. Dans le cas de la France, plusieurs évaluations alternatives illustrent ici ces incertitudes (cf. graphique 1 et encadré 2).

Pour toutes ces raisons, les indicateurs calculés sont à apprécier dans leur tendance les plus saillantes, et non dans leurs mouvements d'ampleur plus réduite. Il serait par ailleurs imprudent de comparer précisément les niveaux de ces indicateurs sur des périodes éloignées. Il faut aussi souligner que les deux logiques de répartition et de coûts rappelées dans l'encadré 1, qui peuvent être sous-jacentes à l'évaluation empirique du taux de marge, n'aboutiraient pas nécessairement aux mêmes évaluations. De plus, l'évaluation empirique se heurte à diverses difficultés qui interdisent la construction d'indicateurs correspondant « parfaitement » à l'une ou l'autre de ces deux logiques. Certaines de ces incertitudes sont détaillées pour la France (voir graphique 1 et encadré 2).

1. Le taux de marge des entreprises non financières françaises

Les grandes phases de l'évolution du taux de marge des entreprises non financières françaises (cf. graphique 1) sont bien connues³ :

- stabilité de moyen terme du taux de marge sur la décennie 1960 ;
- hausse du taux de marge au début de la décennie 1970 ;

³ Cf. par exemple G. Cette et S. Mahfouz (1996) : « Le partage primaire du revenu : un constat descriptif sur longue période », *Économie et Statistique*, n° 296-297, 1996-6/7 ; G. Cette (1997) : « Quelques éléments descriptifs concernant le partage primaire du revenu dans les entreprises non financières françaises », Conseil d'analyse économique, rapport n° 2, annexe A ; C. Prigent (1999) : « La part des salaires dans la valeur ajoutée en France : une approche macroéconomique », *Économie et Statistique*, n° 323, 1999-3 et, plus récemment, concernant les seules sociétés non financières, S. Doisy, E. Lefebvre et R. Mahieu (2001) : « Le partage des fruits de la croissance », *Les Notes bleues de Bercy*, n° 209, 16 au 30 juin

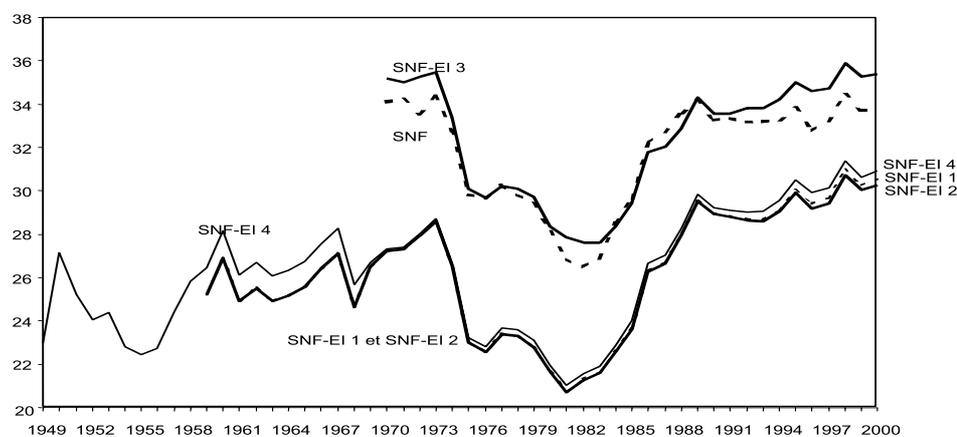
- baisse du taux de marge au moment du premier choc pétrolier, puis relative stabilité avant une nouvelle baisse au moment du second choc pétrolier ;
- augmentation continue du taux de marge sur presque une décennie jusqu'à la fin des années quatre-vingt ;
- stabilité de moyen terme du taux de marge à des niveaux assez proches (voire légèrement supérieurs pour quelques indicateurs concernant les sociétés non financières et entreprises individuelles) de ceux d'avant le premier choc pétrolier durant la décennie 1990.

Face à ce constat, plusieurs questions se posent auxquelles quelques éléments très limités de réponses vont être apportés : les niveaux actuels sont-ils « anormalement » élevés en France ? Sont-ils comparables à ceux observés dans d'autres économies industrialisées et ont-ils été plus affectés par les chocs pétroliers que dans les autres pays ? La hiérarchie des taux de marge entre ces pays reflète-t-elle la même hiérarchie des taux de rendement brut et net et des taux de profitabilité brute et nette du capital productif fixe ? Sans prétendre répondre complètement à ces questions, quelques éléments d'appréciation peuvent être fournis.

Graphique 1

Taux de marge des entreprises non financières françaises, aux coûts des facteurs

(en %)



Source des évaluations : Calcul des auteurs à partir des données de la comptabilité nationale

Encadré 2

Lecture du graphique 1

Cinq évaluations du taux de marge des entreprises non financières françaises sont ici présentées. Quatre (notées SNF-EI) concernent les sociétés non financières et les entreprises individuelles, la cinquième (notée SNF) les seules sociétés non financières. Ces cinq évaluations correspondent à la part de l'excédent brut d'exploitation aux coûts des facteurs dans la valeur ajoutée aux coûts des facteurs. Ces indicateurs sont construits avec des hypothèses inévitablement conventionnelles et en articulant plusieurs bases comptables, ce qui fragilise particulièrement les comparaisons de niveau sur longue période.

.../...

.../...

Sauf pour l'indicateur SNF-EI 4, la valeur ajoutée aux coûts des facteurs est la valeur ajoutée aux prix de base (poste B1 dans les tableaux économiques d'ensemble en base 1995) augmentée des subventions d'exploitation (D39) et diminuée des impôts à la production (D292). L'excédent brut d'exploitation aux coûts des facteurs est la valeur ajoutée aux coûts des facteurs diminuée du coût du travail. Le coût du travail, enfin, est la somme des rémunérations (D11), des cotisations sociales (D121 et D122) et des impôts sur salaires (D291).

Les trois premières évaluations concernant les sociétés non financières et les entreprises individuelles se distinguent par une correction différente de la non-salarisation :

- **l'indicateur SNF-EI 1** affecte à chaque non-salarié un coût salarial fictif égal au coût salarial moyen des salariés des SNF-EI ;
- **l'indicateur SNF-EI 2** affecte à chaque non-salarié un coût salarial fictif égal au coût salarial moyen des salariés des SNF-EI hors tous allègements de charges sociales dont peuvent bénéficier les salariés. Cet indicateur est égal au précédent jusqu'en 1977, date des premiers allègements, la différence demeurant marginale jusqu'en 1993, quand les allègements se développent suite à la « loi quinquennale pour l'emploi », puis à la mise en place de la « ristourne Juppé » en 1995 et des allègements liés à la réduction du temps de travail dans le cadre de la loi Robien en 1996 et des lois Aubry en 1998 et 2000. L'écart avec le précédent indicateur est de 0,3 point en 2000 ;
- **l'indicateur SNF-EI 3** affecte à chaque non-salarié un coût salarial fictif égal au coût salarial moyen des salariés des EI. Les salariés des EI étant en moyenne plus faiblement rémunérés que les salariés des SNF (la différence, qui représente 40 % à 50 % du coût salarial d'un salarié des SNF, s'explique à la fois par un effet de qualification et par un recours plus fréquent au temps partiel), cet indicateur est toujours supérieur aux deux précédents. Du fait de la baisse continue du nombre des non-salariés, l'écart avec les deux précédents indicateurs diminue sur la période pour passer à environ 8 points en 1970 à environ 5 points en 2000.

L'indicateur SNF concernant les seules sociétés non financières est assez proche du précédent indicateur SNF-EI 3. Compte tenu de la baisse relative de la part des EI dans l'économie, son écart avec les deux indicateurs SNF-EI 1 et SNF-EI 2 passe d'environ 7 points en 1970 à environ 3 points en 2000.

L'indicateur SNF-EI 4 repose sur un autre calcul de la valeur ajoutée et de l'excédent brut aux coûts des facteurs. La valeur ajoutée aux coûts des facteurs y est égale à la valeur ajoutée aux prix de base (poste B1) augmentée des subventions d'exploitation (D39) et diminuée des impôts à la production (D292) et des impôts sur salaires (D291). L'excédent brut d'exploitation aux coûts des facteurs reste la valeur ajoutée aux coûts des facteurs diminuée du coût du travail, ce dernier étant cependant ici maintenant calculé comme la somme des rémunérations (D11) et des cotisations sociales (D121 et D122). La correction de la non-salarisation y est effectuée avec les mêmes conventions que pour l'indicateur SNF-EI 1. Par rapport à l'indicateur SNF-EI 1, l'indicateur SNF-EI 4 suppose donc que les impôts sur salaires ne sont pas un élément de rémunération du travail et ne sont pas inclus dans la valeur ajoutée aux coûts des facteurs. De ce fait, l'indicateur SNF-EI 4 est toujours supérieur à l'indicateur SNF-EI 1, la différence étant d'autant plus importante que les impôts sur salaires sont eux-mêmes importants (en points de valeur ajoutée). L'écart est ainsi d'un peu plus de un point en 1960, il devient très réduit après 1969, et augmente en fin de période pour atteindre presque un demi-point. La contraction de l'écart avec les indicateurs SNF-EI 1 et 2 observée en 1968 et 1969 s'explique en bonne partie par la réforme fiscale introduite

.../...

.../...

par la loi du 6 janvier 1966 et mise en œuvre en 1968 et 1969, transformant en TVA diverses taxes (dont certaines assises sur les salaires) spécifiques à l'agriculture, aux commerces et services ⁴.

Chacun de ces différents indicateurs ne peut prétendre correspondre parfaitement à l'une ou l'autre des deux logiques justifiant l'intérêt porté à l'observation des évolutions historiques du taux de marge et rappelées dans l'encadré 1 :

- les indicateurs SNF-EI 1, 2 et 3, et l'indicateur SNF ne correspondent pas complètement à une logique de répartition, puisque la valeur ajoutée aux coûts des facteurs et le coût du travail intègrent les impôts sur salaires qui ne sont pas un élément de rémunération des facteurs. Ils ne correspondent pas non plus complètement à une logique de coûts, par exemple du fait que ne sont pas pris en compte les effets des très nombreux changements d'assiette de la taxe professionnelle, comme celui lié à la réforme sur cinq années introduite dans la loi de finances de l'année 1999 et qui réduit la part salariale dans l'assiette de cette taxe ⁵ ;
- la convention retenue pour corriger les effets de la non-salarisation influence de façon importante le niveau et, sur longue période, l'évolution des indicateurs, comme l'illustre bien en particulier l'écart entre les indicateurs SNF-EI 1 et 3. Il serait erroné de penser que l'indicateur SNF, pour lequel cette correction n'est pas nécessaire compte tenu de l'absence de non-salariés sur le champ concerné, est de ce fait plus satisfaisant. En effet, le champ de cet indicateur correspond à une part continûment croissante de l'économie française, comme en témoigne la baisse de la part des entreprises individuelles dans la valeur ajoutée. Cela implique un biais de structure, lié à la nature juridique des entreprises, dans l'évolution de l'indicateur.

Compte tenu de ces incertitudes, il paraît prudent de considérer que la différence de niveau des indicateurs SNF-EI 1, 2 et 3 entre les décennies 1950-1960 et la décennie 1990 peut être la conséquence de difficultés de mesure plutôt que correspondre à une réalité économique.

2. Les niveaux actuels de taux de marge sont-ils « anormalement » élevés ?

Pour trois des quatre indicateurs concernant les SNF-EI, les niveaux actuels du taux de marge peuvent paraître élevés au regard de ceux observés sur la période d'avant le premier choc pétrolier qui s'est caractérisée par une croissance soutenue. Cette observation doit tout d'abord être formulée avec la prudence commandée par les inévitables fragilités statistiques déjà soulignées plus haut et précisées dans l'encadré 2. Ainsi, la convention de correction de la non-salarisation influence fortement l'écart de niveau entre les niveaux du taux de marge avant le premier choc pétrolier et sur la décennie 1990. Par ailleurs, on verra plus loin que le niveau plus élevé du taux de marge sur la dernière décennie va de pair avec une rentabilité du capital productif fixe qui n'est, par contre, pas plus élevée sur les mêmes dix dernières années que sur la période précédant le premier choc pétrolier. En d'autres termes, on ne peut exclure que ces niveaux plus « élevés » du taux de marge compensent une baisse de la productivité du capital.

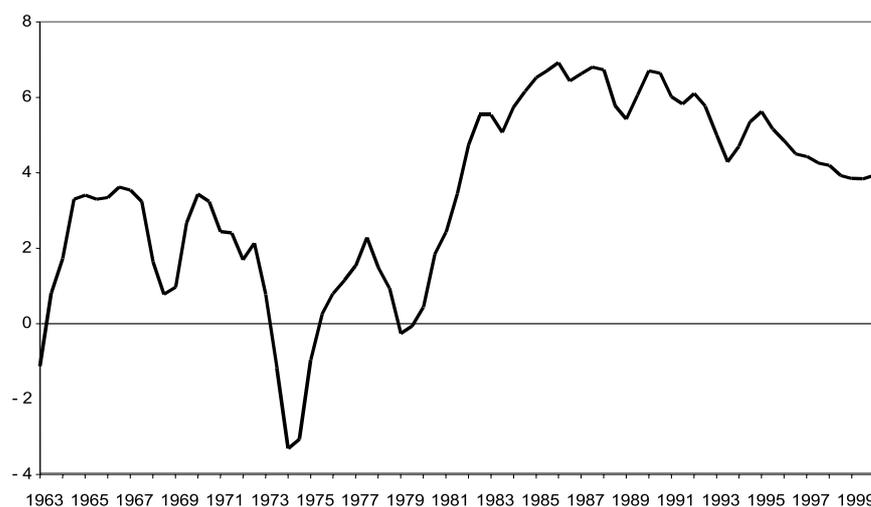
⁴ Sur cette réforme, cf. Conseil des Impôts (1983) : *La TVA*, p. 9 et 10.

⁵ Sur les nombreuses réformes et changements d'assiette de la taxe professionnelle, cf. Conseil des impôts (1997) : *La taxe professionnelle*, Rapport au Président de la République ; J.-L. Schneider (1997) : *La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique*, INSEE, direction des Études et Synthèses économiques, Document de travail, G9701, février.

On peut également remarquer (cf. graphique 2) que les taux d'intérêt réels de long terme se situent, depuis le début des années quatre-vingt, à des niveaux sensiblement plus élevés que lors des périodes antérieures, ce qui a pu augmenter la « cible » de taux de marge compatible avec un même niveau de profitabilité du capital immobilisé. Pour autant, la baisse des taux d'intérêt réels de long terme depuis la fin des années quatre-vingt, et surtout sur les années les plus récentes, qui a pu aboutir à une baisse du taux de marge « cible », ne s'est pas accompagnée d'une baisse du taux de marge observé. Une raison à cela peut venir de l'augmentation des tensions sur l'offre jusqu'à la fin de l'année 2000, appréhendée par la hausse des taux d'utilisation des capacités de production (cf. graphique 3). En d'autres termes, la détente de ces taux d'utilisation est sans doute l'une des conditions nécessaires à une réorientation du taux de marge, ce qui implique un effort soutenu et prolongé d'investissement productif.

Graphique 2
Taux d'intérêt réel de long terme en France

(en %)

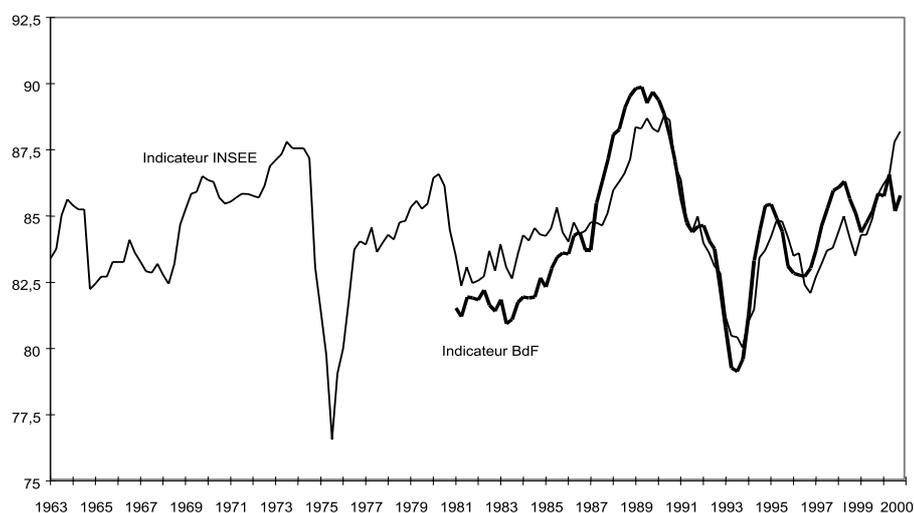


Calcul : Taux des titres publics à 10 ans – taux d'inflation

Graphique 3

Taux d'utilisation des capacités de production dans l'industrie française

(en %)



Sources : Enquêtes de conjoncture de l'INSEE et de la Banque de France

3. Comparaison avec d'autres grands pays industrialisés

La comparaison des taux de marge est réalisée sur l'ensemble du secteur privé, entre la France, les États-Unis, le Japon, l'Allemagne et le Royaume-Uni⁶. Les principaux enseignements de cette comparaison sont également bien connus⁷ (cf. graphique 4) :

- les évolutions longues du taux de marge connaissent des séquences assez semblables en France, en Allemagne et au Japon, avec des baisses assez marquées au moment des chocs pétroliers et un rétablissement progressif ensuite ;
- à l'opposé, les chocs pétroliers semblent ne pas avoir eu d'effet prolongé aux États-Unis et au Royaume-Uni ;

⁶ Pour la France, les légères différences de niveau et d'évolution du taux de marge avec ceux précédemment commentés tiennent à deux causes : une différence de champ (ici le secteur privé, auparavant le secteur marchand hors entreprises financières) et un traitement homogène entre les différents pays qui est moins approfondi pour la France. Pour le Japon, la correction de la non-salarisation a beaucoup plus d'impact que dans les autres pays, compte tenu du niveau élevé et de l'évolution forte de la proportion de non-salariés dans l'emploi total. Pour cette raison, les données concernant ce pays ne seront généralement pas commentées. Pour l'Allemagne, deux séries sont construites à partir de 1990, selon que l'on considère ou non l'évolution du passif de la Treuhand comme une subvention aux entreprises. Ces deux séries sont identiques à partir de 1995.

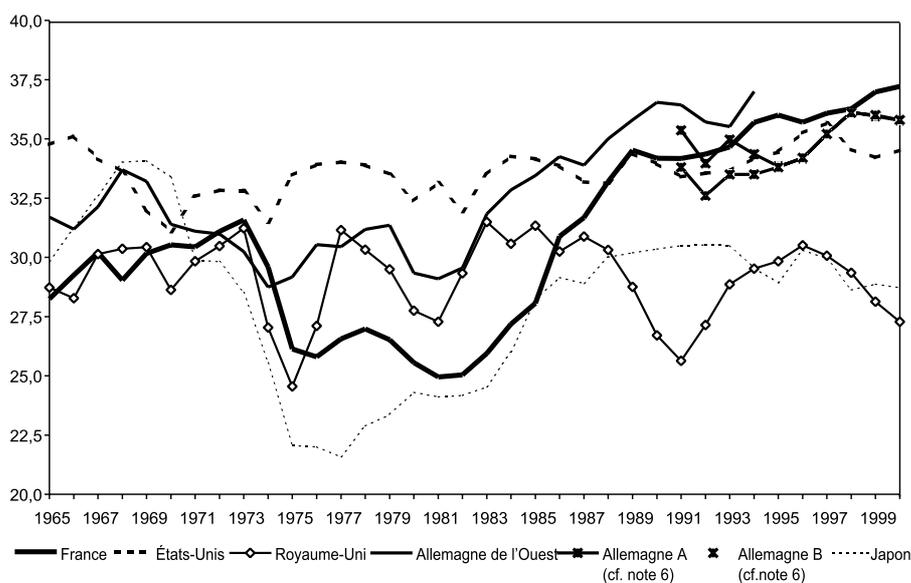
⁷ Cf. par exemple A. Sylvain (1997) : « Quelques éléments de comparaison internationale concernant le partage primaire du revenu », Conseil d'analyse économique, rapport n° 2, annexe B ; A. Sylvain (1998) : « Le partage primaire de la valeur ajoutée : évolution pour cinq pays entre 1965 et 1996 », *Économie internationale*, n° 75, 1^{er} trimestre. Par ailleurs, une comparaison des parts des salaires dans la valeur ajoutée des entreprises des États-Unis et de l'ensemble de la zone euro est proposée dans European Commission (2000), p. 2. « Profitability in the Euro area and in the USA », ECFIN/426/00-EN, 26 juin. Les résultats de cette étude et de la présente évaluation paraissent cohérents.

- l'observation des taux de marge sur les années récentes amène à distinguer deux groupes de pays : les États-Unis, la France et l'Allemagne, où les taux de marge seraient relativement élevés, et le Royaume-Uni et le Japon où ils seraient plus faibles.

La plus grande flexibilité du taux de marge observée au Royaume-Uni au moment des chocs pétroliers est en partie trompeuse. En effet, hors secteur énergétique, le taux de marge des entreprises connaît dans ce pays une évolution assez proche de celle observée en France (cf. graphique 5). Les chocs pétroliers (surtout le second) s'y sont donc en partie traduits par des transferts des entreprises hors secteur énergie vers les entreprises du secteur énergétique.

Graphique 4
Taux de marge des entreprises du secteur marchand (y compris EI)
(aux coûts des facteurs, corrigés de la non-salarisation)

(en %)

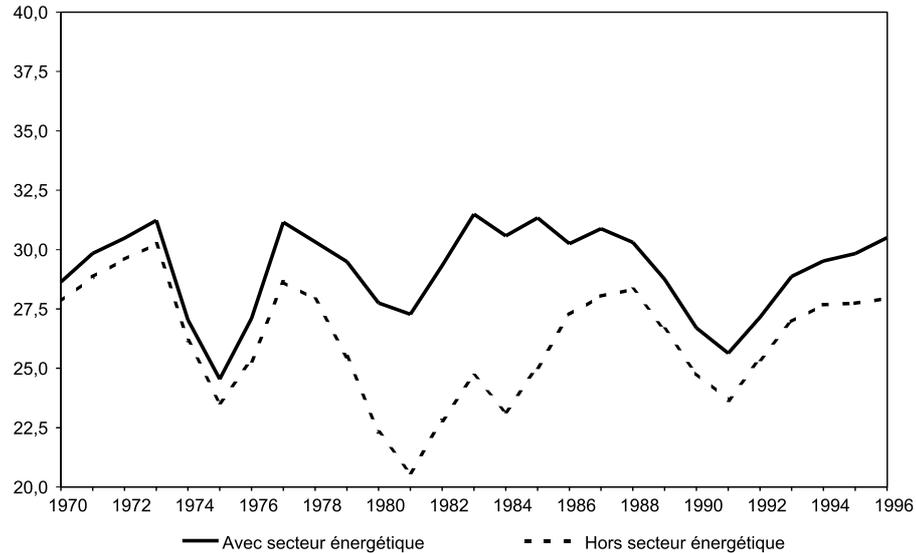


Source : Calculs des auteurs à partir des comptes nationaux

Graphique 5

Taux de marge des entreprises du secteur privé (y compris EI) au Royaume-Uni
(aux coûts des facteurs, corrigé de la non-salarisation)

(en %)



Source : Calculs des auteurs à partir des données de comptabilité nationale

4. Le rendement du capital productif fixe

L'observation et la comparaison des taux de rendement brut du capital productif fixe⁸ entre les mêmes pays aboutit aux observations suivantes, conformes à de précédentes analyses⁹ (cf. graphique 6).

- En France, le taux de rendement brut du capital productif fixe n'est pas plus élevé depuis la fin des années quatre-vingt que sur la période précédant le premier choc pétrolier, alors que le taux de marge est nettement supérieur sur la période la plus récente.
- La hiérarchie des taux de rendement brut n'est pas la même que celle des taux de marge. On peut distinguer trois groupes de pays : les États-Unis, où le taux de rendement brut serait le plus élevé, la France, l'Allemagne¹⁰ voire le Royaume-Uni où ils seraient médians, et enfin le Japon où il serait nettement plus faible.

⁸ Le taux de rendement brut rapporte l'excédent brut d'exploitation à la valeur brute (au coût de remplacement) du stock de capital productif fixe. Le calcul du taux de rendement implique l'évaluation du volume du stock de capital productif fixe. Cette évaluation repose ici sur l'hypothèse, simple mais homogène pour tous les pays afin de permettre les comparaisons, d'une loi de mort soudaine des équipements au terme d'une durée de vie fixe de 12 années.

⁹ Cf. par exemple A. Sylvain (2001): « Rentabilité et profitabilité du capital: le cas de six pays industrialisés », *Économie et Statistique*, n° 341-342, 2001-1/2.

¹⁰ Pour l'Allemagne, deux hypothèses extrêmes sont retenues. Dans la première, il est supposé que l'évolution du passif de la Treuhand correspond à des subventions en faveur des entreprises et que les investissements dans les Länder de l'Est sont tous déclassés au moment de la réunification. Dans la seconde, l'évolution du passif de la Treuhand est ignorée, et il est supposé que les investissements dans les Länder de l'Est ont eu la même évolution que dans les Länder de l'Ouest avant la réunification et que les équipements connaissent la même loi de mortalité à l'Est comme à l'Ouest.

Ces deux écarts (temporel pour la France et entre les pays sur la période récente) s'expliquent par les écarts (également entre périodes pour la France ou entre pays sur la période récente) de productivité du capital productif fixe brut (du fait de l'égalité comptable habituelle : taux de rendement du capital = taux de marge x productivité du capital).

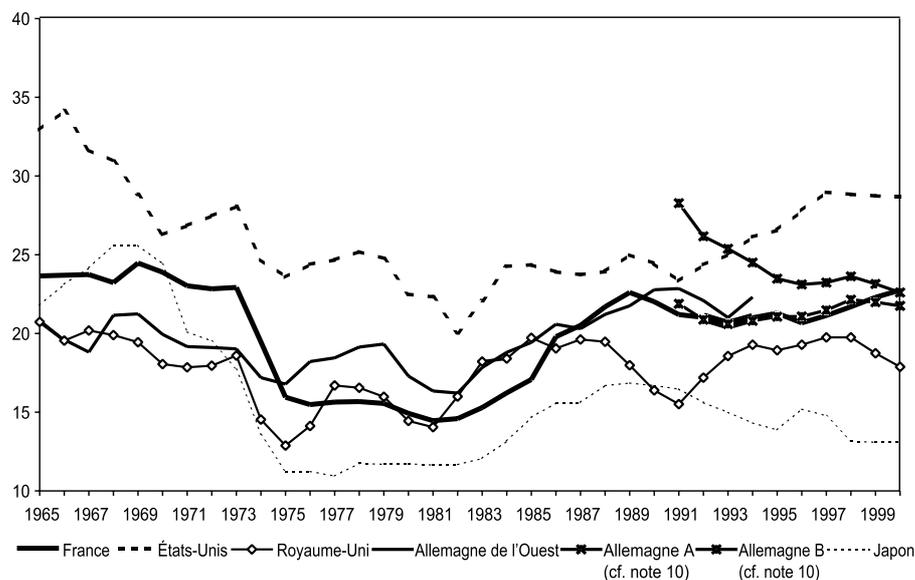
Les niveaux et évolutions de la productivité du capital productif fixe (calculée en valeur) sont également bien connus (graphique 7)¹¹. Pour ceux qui concernent plus particulièrement les questions ici soulevées, soulignons que :

- en France, on constate une baisse de la productivité du capital avant le premier choc pétrolier, puis des évolutions autour d'un niveau assez stable à moyen terme ;
- la productivité du capital productif fixe serait la plus élevée aux États-Unis et, sur la période récente, la moins élevée au Japon, les autres pays connaissant une situation intermédiaire assez proche.

Graphique 6

Taux de rendement brut du capital productif fixe dans les entreprises du secteur privé (y compris EI)

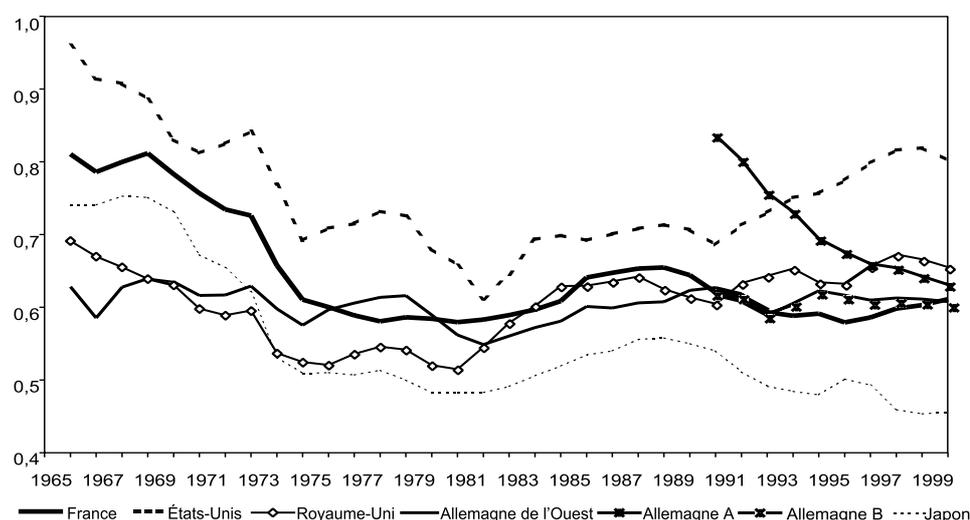
(en %)



Source : Calculs des auteurs

¹¹ Cf. par exemple G Cette (1994) : « L'efficacité apparente du capital dans les grands pays de l'OCDE », *Économie internationale*, n° 60, 4^e trimestre. La comparaison entre les évaluations alors faite de la productivité du capital en valeur (cf. le graphique page 134) avec celles présentée dans le présent papier montre des différences notables pour le Royaume-Uni, pays dans lequel certaines données statistiques ont été sensiblement modifiées.

Graphique 7
Productivité du capital productif fixe, en valeur,
dans les entreprises du secteur privé (y compris EI)



Source : Calculs des auteurs

Une partie de l'excédent brut d'exploitation qui compose le numérateur du calcul du taux de rendement brut correspond au financement de la consommation de capital fixe. Une partie du volume du stock de capital productif fixe brut qui compose le dénominateur du calcul du taux de rendement brut est déjà amorti et n'a logiquement plus à être rentabilisé. Aussi est-il économiquement plus pertinent de s'intéresser au rendement net du capital productif fixe qu'à son rendement brut¹². Il apparaît néanmoins que la hiérarchie des taux de rendement net est très proche de celle des taux de rendement brut (graphique 8). En début de période (plus exactement à la fin des années soixante et au début des années soixante-dix), compte tenu d'un stock d'équipements relativement plus jeune (graphique 9), la situation relative du Japon, voire de la France est légèrement plus défavorable pour les taux de rendement net que pour les taux de rendement brut. En fin de période, les stocks d'équipements ont un âge moyen très proche pour tous les pays ici représentés. En conséquence, la hiérarchie des taux de rendement net est identique à celle des taux de rendement brut¹³.

¹² Le taux de rendement net rapporte l'excédent net d'exploitation à la valeur nette (au coût de remplacement) du stock de capital productif fixe. L'excédent net d'exploitation est égal à l'excédent brut diminué de la consommation de capital productif fixe (c'est-à-dire des dotations économiques aux amortissements) durant la période considérée. La valeur nette du stock de capital productif fixe est égale à la valeur brute diminuée du stock d'amortissement de ce même capital. Du fait de cette double correction, le rendement net du capital productif fixe peut en toute généralité être inférieur ou supérieur au rendement brut. Ici, il est supposé une logique linéaire de l'amortissement sur toute la durée de vie (12 ans) des équipements.

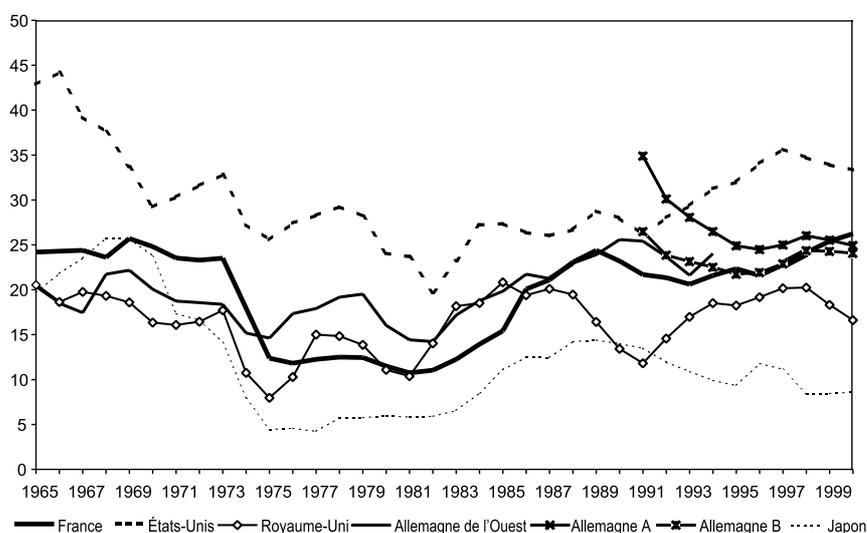
¹³ L'orientation et la hiérarchie des indicateurs paraissent en cohérence avec ceux d'une comparaison proposée par la Commission européenne entre les États-Unis, le Japon et l'ensemble de la zone euro (cf. European Commission (2000), op. cit., p.2). Cette cohérence paraît moins assurée pour l'Allemagne et la France dans les évolutions fournies pour les principaux pays de la zone euro par la Commission européenne (même source, p. 3).

Bien que conforme aux résultats d'autres évaluations sur données macro-économiques ou données d'entreprises¹⁴, le fait que le niveau des indicateurs de rendement et de productivité du capital (et, on le verra plus loin, de profitabilité) soit toujours sensiblement plus élevé aux États-Unis que dans les autres pays industrialisés peut évidemment surprendre. On ne peut *a priori* exclure complètement qu'une part de cet écart provienne de différences de méthodologie comptable, ou des effets de certaines mesures fiscales, comme par exemple la différence de structure de la fiscalité sur les entreprises entre imposition directe et imposition indirecte ou les dispositifs visant à favoriser l'investissement¹⁵. Pour autant, les nombreux experts interrogés sur cette question n'y voient pas la conséquence d'un (ou plusieurs) effet(s) extra-économique(s) facilement identifiables. Aussi est-il considéré ici que cette différence reflète en tout ou partie une réalité économique. Par ailleurs, il faut souligner que, outre cette différence de niveau sur la période, les indicateurs de rendement ou de profitabilité sont, sur la décennie 1990, mieux orientés aux États-Unis que dans les autres pays industrialisés ici comparés.

Graphique 8

Taux de rendement net du capital productif fixe dans les entreprises du secteur privé (y compris EI)

(en %)



Source : Calculs des auteurs

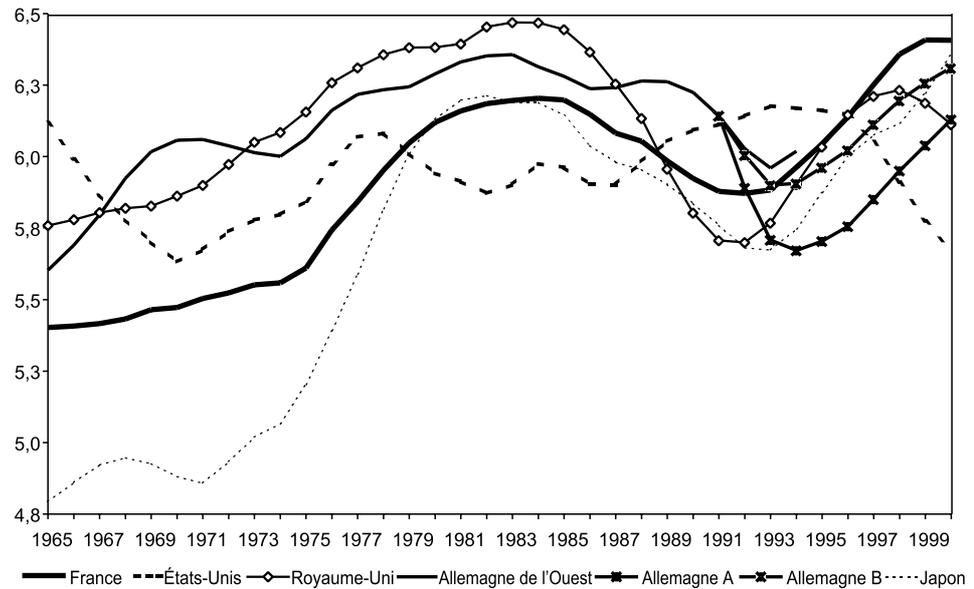
¹⁴ Cf. par exemple, sur données macroéconomiques, pour la productivité du capital G. Cette (1994) (op. cit.), pour le rendement du capital les tableaux publiés jusqu'en 1997 par l'OCDE dans les *Perspectives économiques*, sur données d'entreprises pour le rendement du capital J. Mairesse et B. Dormont (1985) : « Labor and Investment Demand at the Firm Level », *European Economic Review*, vol. 28, 201-231, tableau p. 211, ou J. Mairesse, B. Mulkay et B. H. Hall (2001) : « Investissement des entreprises et contraintes financières en France et aux États-Unis », *Économie et Statistique*, n° 341-342, 2001-1/2, tableaux p. 74.

¹⁵ Sur ces mesures aux États-Unis, Cf. A. J. Auerbach et J. Slemrod (1997) : « The Economic Effect of the Tax Reform Act of 1986 », *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXV, June.

Graphique 9

**Âge moyen du capital productif fixe installé
dans les entreprises du secteur privé (y compris EI)**

(en années)



Source : Calculs des auteurs

Il est également intéressant de remarquer que, compte tenu d'une dynamique plus ralentie de l'investissement après les chocs pétroliers et au début des années quatre-vingt-dix, la France serait passée de la situation d'un pays à stock d'équipements relativement jeune (avec le Japon) à la situation du pays où le stock d'équipements serait en moyenne le plus ancien. À l'inverse, compte tenu d'une dynamique très forte de l'investissement, surtout sur la période récente, les États-Unis sont passés de la situation du pays où l'outil de production était en moyenne le plus âgé à la fin des années soixante à celle du pays où l'outil de production est en moyenne le plus jeune sur la période actuelle. S'ils se prolongeaient, le ralentissement actuel de l'économie américaine et l'inversion de l'écart de croissance avec les pays européens pourraient aboutir à une modification progressive de la hiérarchie entre pays de l'âge des équipements.

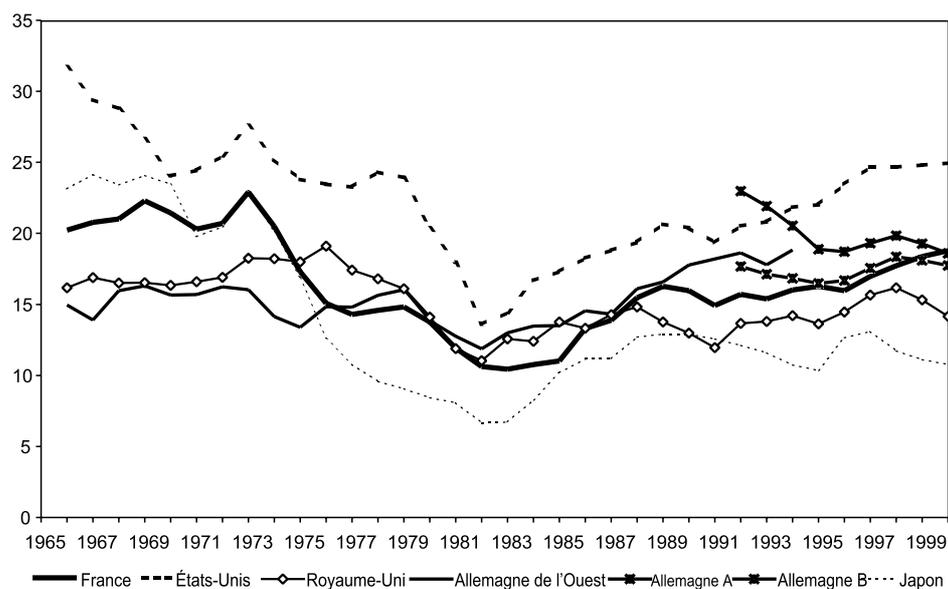
5. La profitabilité du capital productif fixe

La profitabilité du capital productif fixe (calculée comme le taux de rendement de ce même capital productif fixe diminué du taux d'intérêt réel) est plus pertinente à analyser que le taux de rendement pour porter un diagnostic sur la performance du capital immobilisé en termes de retour financier d'une avance en capital. Compte tenu des faibles écarts de taux d'intérêt réels¹⁶ entre périodes ou pays relativement aux écarts constatés sur les taux de rendement, la hiérarchie des taux de profitabilité brute du capital productif fixe entre périodes pour chaque pays ou entre pays à chaque période est très peu différente de celle, commentée plus haut, des taux de rendement brut (graphique 10). Il en va de même pour les taux de profitabilité nette par rapport aux taux de rentabilité nette¹⁷ (graphique 11).

Graphique 10

Taux de profitabilité brute du capital productif fixe dans les entreprises du secteur privé (y compris EI)

(en %)



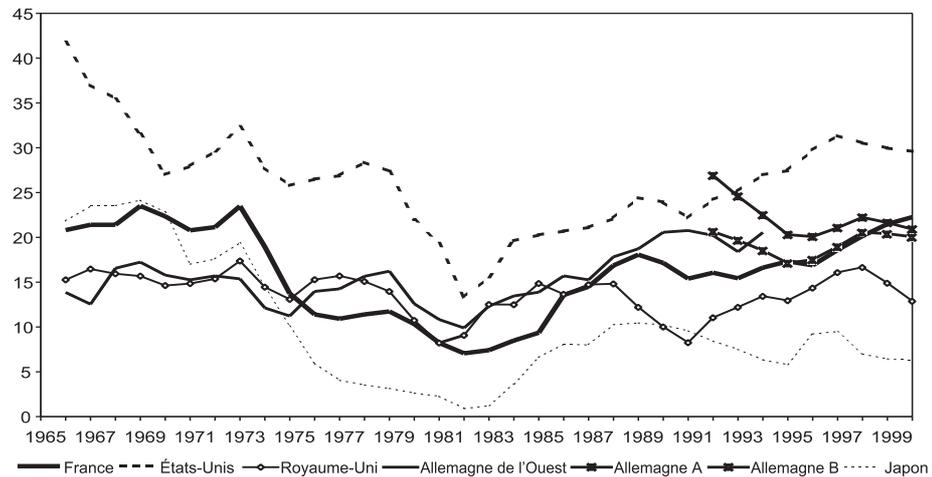
Source : Calculs des auteurs

¹⁶ Le taux d'intérêt réel est ici le taux d'intérêt nominal des titres publics à 10 ans diminué du taux de croissance du déflateur de la consommation des ménages.

¹⁷ La hiérarchie et l'orientation des indicateurs paraissent, ici encore, en cohérence avec ceux d'autres comparaisons, par exemple entre les mêmes pays A. Sylvain (2001) (op. cit.) ou entre les États-Unis, le Japon et l'ensemble de la zone euro European commission (2000) (op. cit., p.3).

Graphique 11
Taux de profitabilité nette du capital productif fixe
entreprises du secteur marchand (y compris EI)

(en %)



Source : Calculs des auteurs

Au terme de ce rapide survol descriptif, les principales remarques conclusives qui semblent pouvoir être faites sont les suivantes.

- Le niveau du taux de marge des entreprises françaises est actuellement assez élevé, au regard du passé, ce qui semble compenser une productivité du capital (en valeur) qui se serait stabilisée à un niveau plus bas, depuis le milieu des années soixante-dix, que celui observé antérieurement. En conséquence, le niveau du taux de rendement du capital productif fixe (le rendement du capital étant comptablement le produit du taux de marge par la productivité du capital) serait actuellement équivalent à celui observé avant le premier choc pétrolier. Un retour à un partage salaires-profits plus favorable à la rémunération du travail sans dégradation du rendement du capital supposerait une amélioration de la productivité du capital.
- Avec un taux de marge équivalent, le rendement (brut ou net) ainsi que la profitabilité (brute ou nette) du capital productif fixe semblent actuellement moindres dans les pays européens, dont la France, à celui observé aux États-Unis, du fait d'une plus faible productivité du capital. Ici encore, l'augmentation de la productivité du capital est sans doute une condition nécessaire à des conditions de rendement et de profitabilité équivalentes en Europe à celles observées aux États-Unis.
- Au-delà d'éventuelles difficultés méthodologiques de comparaison internationale et des limites liées à des différences de structure économique et de fiscalité, ces faits stylisés militent pour une amélioration de la productivité du capital en Europe. Cela supposerait sans doute une optimisation dans l'utilisation de l'outil de production ainsi qu'un dynamisme toujours soutenu de l'investissement.

ANNEXE 2

Mesurer le stock de capital à partir de données comptables

La construction du stock de capital repose généralement sur la méthode de l'inventaire permanent, où la durée de vie des équipements et la loi de mortalité des équipements jouent un rôle central. Afin d'essayer de disposer de paramètres empiriquement fondés, on s'attache maintenant, à partir des données de la Centrale des Bilans, à fournir un éclairage empirique sur les niveaux des durées de vie des équipements associés à différentes lois de mortalité.

L'étude qui suit a été publiée dans le Bulletin de la Banque de France n°111, mars 2003.

Lois de mortalité et durées de vie des équipements dans l'industrie

Une évaluation satisfaisante du stock de capital productif est un enjeu majeur pour les économistes par son incidence sur des indicateurs tels que la rentabilité ou la productivité. Dans l'évaluation du stock de capital par la méthode de l'inventaire permanent, la durée de vie des équipements joue un rôle important. Cependant, il est généralement admis que la mesure de cette dernière est particulièrement fragile et repose sur des fondements empiriques limités.

Cet article propose une évaluation de la durée de vie des immobilisations corporelles (matériel, bâtiments et terrains) dans l'industrie grâce aux données de la Centrale des bilans de la Banque de France.

Les estimations reposent sur un échantillon de 14 201 observations individuelles, sur la période 1985-1999, et aboutissent aux résultats suivants :

- les évaluations de durées de vie sont comparables, voire plus courtes que celles résultant de précédentes études ;*
- la durée de vie dépend de la loi de mortalité sous-jacente : elle est de l'ordre de 15 ans lorsque les déclassements sont supposés suivre une loi de Weibull ; elle est proche de 19 ans pour un modèle de déclassement proportionnel ;*
- la loi de Weibull se distingue du modèle de déclassement proportionnel par une meilleure appréhension de l'hétérogénéité individuelle ;*
- la forte hétérogénéité inter-entreprises n'est pas significativement atténuée par des estimations réalisées à des niveaux sectoriels fins ;*
- la présence des terrains dans les immobilisations corporelles contribue à allonger les durées de vie estimées : l'écart entre les durées de vie des immobilisations corporelles hors terrains et l'ensemble des immobilisations corporelles serait de l'ordre d'une année pour la loi de Weibull et d'un peu plus de deux ans pour le modèle de déclassement proportionnel ;*
- l'ensemble de ces résultats conduisent ainsi à définir des couples « durée de vie des équipements – loi de mortalité » permettant une évaluation empiriquement fondée du stock brut de capital.*

La mesure du stock de capital productif est une des difficultés majeures à laquelle est confrontée l'économie appliquée, certains économistes jugeant même une telle mesure impossible (Nber, 1980). Lorsqu'on cherche à quantifier le capital, la méthode de l'inventaire permanent est généralement utilisée : le stock de capital est mesuré à partir des chroniques d'investissements, en supposant que la durée de vie des équipements suit une loi de probabilité prédéfinie. Les paramètres de cette loi de probabilité ont donc un impact important sur l'évaluation du stock de capital.

Bien que de nombreux travaux se soient efforcés d'améliorer la méthode de l'inventaire permanent et la mesure des paramètres des lois de mortalité, l'évaluation de la durée de vie des équipements reste fragile, comme en témoigne l'hétérogénéité des durées de vie selon les pays (OCDE 2001a, 2001b). Afin de fournir quelques repères empiriques sur le niveau de la durée de vie des équipements et l'évaluation du stock de capital, celle-ci est estimée à partir de données d'entreprises au coût historique pour l'industrie sur la période 1985-1999 : la loi de mortalité, qui relie en volume l'investissement au stock de capital, relie également l'investissement et le capital au coût historique.

Après avoir rappelé les différentes mesures du stock du capital et leurs objectifs respectifs, les principales hypothèses de la méthode de l'inventaire permanent sont précisées, puis la relation sur laquelle reposent les estimations est définie. Ensuite, la qualité des ajustements et les résultats des estimations sont détaillés. Puis, ces résultats sont comparés à ceux d'études antérieures. Enfin, l'impact de l'incorporation des terrains dans les « équipements » sur la durée de vie des équipements est examiné.

1. La méthode de l'inventaire permanent

La mesure du stock de capital peut servir à évaluer la richesse qu'il représente ou à quantifier son efficacité. On s'intéresse dans le premier cas au stock net de capital, alors qu'on cherche à mesurer les services du capital dans la seconde approche. Comme ces deux mesures sont construites à partir du stock brut de capital, trois notions peuvent être distinguées :

- le stock brut de capital est indépendant de l'âge des équipements et correspond à une évaluation des différents actifs au prix auquel ils seraient achetés s'ils étaient encore neufs ;
- le stock net de capital évalue chaque actif au prix auquel il serait acheté s'il était mis sur le marché « en l'état ». Il est calculé en retranchant la consommation de capital fixe (la perte de valeur affectant les générations d'investissement au cours du temps) au stock brut ;
- les services du capital tiennent compte de l'évolution de l'efficacité des équipements. L'ensemble des services rendus par chaque génération d'équipement correspond aux services du capital. Ceux-ci sont obtenus en corrigeant le stock brut de capital par la perte d'efficacité affectant les générations d'équipements au cours du temps.

Trois méthodes de valorisation du stock de capital existent. Chaque actif peut être valorisé au prix en vigueur lors d'une année de référence (coût constant) — au prix de l'année en cours (coût courant) ou encore au prix en vigueur au moment de son acquisition (coût historique).

L'évaluation du stock de capital se heurte au peu d'information disponible : le volume des déclassements, la consommation de capital fixe et la perte d'efficacité des équipements ne sont pas directement observables. En recourant à plusieurs hypothèses, la méthode de l'inventaire permanent permet d'estimer ces agrégats et de calculer les différents stocks de capital :

- la définition d'une loi de mortalité des équipements permet d'exprimer le volume du stock de capital brut à partir des investissements (en volume) passés et présents ;
- la définition d'un profil « âge-prix » (l'évolution du prix des équipements en fonction de leur âge) permet de calculer la consommation de capital fixe ;
- le profil « âge-efficacité » (l'évolution de l'efficacité des équipements en fonction de leur âge) permet de calculer les services du capital à partir du stock de capital brut ¹.

Bien que le stock net de capital et les services du capital soient les mesures les plus appropriées, on ne s'intéressera par la suite qu'à la mesure du stock brut de capital : elle est la seule qui puisse être validée à partir de données comptables d'entreprises. Ainsi, si ces données fournissent des informations sur les amortissements permettant de calculer une dépréciation fiscale, celle-ci ne peut être assimilée à une dépréciation économique (OCDE, 2001a).

L'évaluation du stock brut de capital par la méthode de l'inventaire permanent repose sur l'hypothèse que la durée de vie de ce bien suit une loi de probabilité aléatoire prédéterminée. En notant K le stock brut de capital en volume, I l'investissement en volume, $\delta(\tau)$, la probabilité pour une génération d'investissement d'être déclassée au bout de τ années (dépendant des paramètres de la loi de mortalité), et T la durée maximale de présence de ce bien au sein du stock de capital, on a :

$$K_t = \sum_{\tau=0}^{\tau=T} (1 - \delta(\tau)) \cdot I_{t-\tau} \quad (1)$$

La pertinence de la méthode de l'inventaire permanent dépend donc crucialement des paramètres de la loi de mortalité. Or, ceux-ci sont reconnus comme particulièrement fragiles, ainsi qu'en témoigne la diversité des durées de vie des équipements ², selon les différentes comptabilités nationales (OCDE, 2001a, 2001b), et le peu de travaux essayant de définir empiriquement ces paramètres. Il semble dès lors intéressant de proposer un éclairage sur la durée de vie des équipements à partir de données d'entreprises au coût historique, à l'instar des travaux d'Atkinson et Mairesse (1978) et de Cette et Szpiro (1988). La loi de mortalité qui relie l'investissement en volume au stock de capital en volume relie également l'investissement et le capital au coût historique.

¹ Il existe une relation entre les profils « âge-prix » et « âge-efficacité » : le choix de l'un détermine l'autre (OCDE 2001a).

² Lorsqu'on parle du niveau de la durée de vie des équipements, on se réfère à l'espérance de cette loi de probabilité.

2. Estimation de la durée de vie des équipements

L'échantillon d'entreprises utilisé est issu de la Centrale de bilans de la Banque de France et comporte 1 640 entreprises (14 201 observations) couvrant la période 1985-1999 (cf. annexe). À partir des données comptables, après retraitements et rétropolation de l'investissement, on obtient la relation suivante au niveau individuel :

$$KCH^*_{it} = \sum_{\tau=0}^{\tau=T} ICH^*_{it-\tau} - \sum_{\tau=0}^{\tau=T} CESSCH^*_{it-\tau} \quad (2)$$

avec KCH^* , ICH^* , $CESSCH^*$ désignant respectivement les immobilisations, investissements et cessions au coût historique corrigés des écarts comptables et des réévaluations, T , la durée maximale de présence des immobilisations au sein des entreprises, i , la dimension individuelle, t , la dimension temporelle.

Si la durée de vie des équipements est une variable aléatoire d'espérance Ddv et de fonction de répartition F , la méthode de l'inventaire permanent permet d'exprimer le stock de capital au coût historique en fonction des seules chroniques d'investissement correspondantes :

$$KCH^*_{it} = \sum_{\tau=0}^{\tau=T} (1 - F(\tau; Ddv)) \cdot ICH^*_{it-\tau} \quad (3)$$

La durée de vie des équipements (son espérance) peut donc être estimée à partir de données de bilans au coût historique en utilisant la relation (3). Plus précisément, la relation estimée est la suivante :

$$\ln(KCH^*_{it}) = \ln\left(\sum_{\tau=0}^{\tau=T} (1 - F(\tau; Ddv)) \cdot ICH^*_{it-\tau}\right) + \varepsilon_{it}$$

avec ε_{it} , terme d'erreur.

La durée de vie des équipements a été estimée à partir de deux spécifications alternatives de la loi de mortalité (encadré) : la loi de Weibull et le modèle de déclassement proportionnel. Les estimations ont été réalisées en utilisant la méthode des moindres carrés non linéaires, éventuellement pondérés, pour tenir compte de l'hétéroscédasticité des perturbations.

Il convient de garder présent à l'esprit qu'en raison des données utilisées, des différents retraitements et de la méthode d'estimation, les résultats obtenus présentent certaines limites. En effet :

- ces estimations sont menées sur le seul champ de l'industrie (hors énergie) ;
- l'agrégat considéré (l'ensemble des immobilisations corporelles) est fortement hétérogène et soumis à des effets de composition³ ;

³ Une modification des poids de chacune des composantes des immobilisations corporelles affecte la durée de vie agrégée, même si les durées de vie de ces composantes restent invariables.

- les différents retraitements et rétropolations effectués reposent sur des choix conventionnels (cf. annexe) ;
- la formulation retenue repose sur l'hypothèse d'une stabilité temporelle des paramètres. Si une telle hypothèse peut être validée pour un bien homogène, elle semble d'autant plus irréaliste que l'agrégat considéré est hétérogène et soumis à des effets de composition ;
- outre ces effets, on ne peut non plus exclure la possibilité d'un comportement spécifique individuel de déclassement qui ferait dépendre la durée de vie des équipements de l'environnement économique. Différentes variables telles que la conjoncture économique et le degré d'utilisation du capital semblent ainsi susceptibles d'influencer le comportement de déclassement (Dormont et Mairesse, 1985) ;
- enfin, parce que les estimations reposent sur un modèle non linéaire, elles ont été réalisées sans prise en compte d'effet individuel.

Les lois de mortalité estimées

La loi de Weibull : elle a été retenue parce que les lois de mortalité de type « courbe en cloche » (à deux paramètres) sont généralement reconnues comme plus pertinentes (OCDE, 2001a). Si la durée de vie des équipements est une variable aléatoire suivant une loi de Weibull, la probabilité de déclassement associée à un flux d'investissement acquis il y a τ années s'écrit :

$$F(\tau ; Ddv) = 1 - e^{-\left(\frac{1}{Ddv} \cdot \tau\right)^c} \quad \text{pour } \tau = 0, 1, \dots,$$

avec Ddv représentant la durée de vie des équipements, et $c \geq 1$, le second paramètre de la loi de Weibull.

Le modèle de déclassement proportionnel, qui est un cas particulier de la loi de Weibull ($c = 1$), suppose que le taux de déclassement est constant et égal à l'inverse de l'espérance de la durée de vie des équipements. La probabilité de déclassement s'écrit :

$$F(\tau ; Ddv) = 1 - e^{-\frac{1}{Ddv} \cdot \tau} \quad \text{pour } \tau = 0, 1, \dots$$

Le modèle de déclassement proportionnel a été retenu parce qu'il est le plus utilisé lorsqu'il s'agit d'évaluer le stock de capital au niveau individuel. Ce modèle permet en effet d'exprimer le stock de capital en fonction du stock de capital retardé et de l'investissement courant, ce qui se révèle particulièrement utile lorsqu'on ne dispose que de peu d'informations dans la dimension temporelle.

En pratique, comme les probabilités de déclassement associées aux différentes lois de mortalité ne tendent qu'asymptotiquement vers 0, des lois tronquées ont été utilisées. La durée de présence maximale des équipements au sein des entreprises a été limitée à quarante années.

3. Les résultats

3.1. La décomposition sectorielle n'atténue pas l'hétérogénéité entre entreprises

Les estimations ⁴ ont été réalisées à différents niveaux sectoriels (Nes36, Nes16, ensemble des entreprises) et plusieurs indicateurs ont été calculés pour juger de la qualité des ajustements : la somme des carrés des résidus (Scr) ainsi que la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne (Rmse) ont été retenues. Il ressort de l'examen de ces indicateurs de qualité d'ajustement que :

- ces indicateurs sont identiques quel que soit le niveau d'agrégation (cf. tableau 1) : la décomposition sectorielle ne semble pas atténuer l'hétérogénéité entre entreprises ⁵. Pour cette raison, on ne présentera par la suite que les estimations réalisées au niveau le plus agrégé ;
- comme on pouvait s'y attendre, puisque le modèle de déclassement est un cas particulier et contraint de la loi de Weibull, cette dernière conduit à un ajustement plus satisfaisant que le modèle de déclassement proportionnel.

Tableau 1

Décomposition sectorielle et qualité de l'ajustement

	Loi de Weibull				Modèle de déclassement proportionnel			
	Estimations pondérées		Estimations non pondérées		Estimations pondérées		Estimations non pondérées	
	Scr	Rmse	Scr	Rmse	Scr	Rmse	Scr	Rmse
Nes36	385,9	0,16	470,2	0,18	447,3	0,18	543,3	0,20
Nes16	392,5	0,17	476,5	0,18	453,5	0,18	549,6	0,20
Total	394,2	0,17	478,0	0,18	454,6	0,18	550,4	0,20

NB : Les poids utilisés sont obtenus à partir des résidus des estimations non pondérées d'une loi de Weibull.

⁴ Les tests sur les perturbations ayant conduit à accepter l'hypothèse d'un terme d'erreur dépendant du nombre d'années de présence des entreprises dans l'échantillon et du logarithme de la moyenne individuelle des immobilisations, des régressions pondérées s'inspirant de la méthode de White ont été effectuées afin de corriger cette source d'hétéroscédasticité. Afin de rendre les résultats des estimations des différentes lois de mortalité comparables, les mêmes poids (calculés à partir des estimations non pondérées de la loi de Weibull) ont été utilisés pour toutes les lois de mortalité. La nature de l'hétéroscédasticité n'étant néanmoins pas précisément connue, on ne peut être certain que les poids utilisés sont corrects. On ne peut dès lors affirmer que la régression pondérée est préférable à la régression non pondérée (Greene, 2000). C'est pourquoi on présente également les résultats des estimations non pondérées.

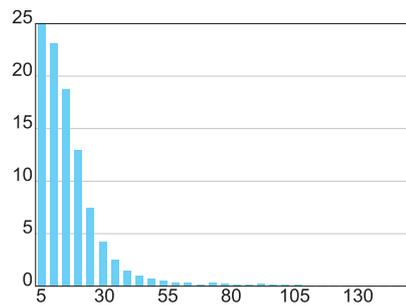
⁵ On retrouve un résultat déjà souligné par Mairesse (Mairesse, 1988) : « La dispersion des variables et l'hétérogénéité apparente des estimations ne sont en effet qu'assez faiblement diminuées intra-sectoriellement, [...] ».

Afin de fournir une vision plus précise de la qualité de l'ajustement, l'écart relatif absolu entre les immobilisations estimées et observées ⁶ a été calculé (à partir des estimations non pondérées) :

- pour la loi de Weibull (cf. graphique 1), un quart des observations est évalué avec une erreur inférieure à 5 % et près de la moitié avec une erreur inférieure à 10 %. Cette proportion passe à 80 % pour une erreur inférieure à 20 % ;
- les résultats sont légèrement moins satisfaisants pour le modèle de déclassement proportionnel (cf. graphique 2) : 20 % des observations sont évaluées avec une erreur inférieure à 5 %, un peu plus de 40 % avec une erreur inférieure à 10 %.

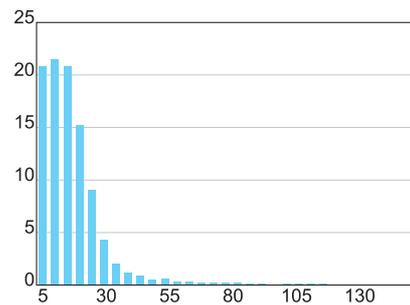
Graphique 1
Qualité de l'ajustement
(loi de Weibull)
Écart relatif absolu entre les immobilisations estimées et observées

(en % de l'échantillon)



Graphique 2
Qualité de l'ajustement
(modèle de déclassement proportionnel)
Écart relatif absolu entre les immobilisations estimées et observées

(en % de l'échantillon)



3.2. L'ajustement global masque des différences selon la dimension considérée

Afin d'approfondir l'examen de la qualité de l'ajustement, les sommes des carrés des résidus ont été décomposées selon les dimensions individuelle et temporelle, d'après la relation suivante :

$$Scr = \sum_i \sum_t [KCH_{it} - \hat{KCH}_{it}]^2 = \sum_i \sum_t [KCH_{it} - \hat{KCH}_{it}]^2 + \sum_i \sum_t [(KCH_{it} - KCH_{it}) - (\hat{KCH}_{it} - \hat{KCH}_{it})]^2$$

$$Scr = Scr_B + Scr_w$$

avec

KCH , le logarithme des immobilisations corporelles, au coût historique, observées
 \hat{KCH} , le logarithme des immobilisations corporelles, au coût historique, estimées

⁶ Soit $\left| \frac{\hat{KCH}}{KCH} - 1 \right|$, avec \hat{KCH} représentant les immobilisations estimées au coût historique et KCH , les immobilisations observées, au coût historique.

Le premier terme, Scr_B correspond aux erreurs provenant d'une mauvaise appréhension de la dimension individuelle (l'hétérogénéité entre les entreprises), tandis que le second, Scr_W , correspond aux erreurs provenant d'une mauvaise estimation de la dimension temporelle (les écarts au niveau moyen). Cette décomposition montre que la loi de Weibull conduit à un meilleur ajustement en raison d'une meilleure estimation de l'hétérogénéité inter-entreprises alors que le modèle de déclassement proportionnel aboutit à un ajustement plus satisfaisant dans la dimension temporelle (cf. tableau 2).

Tableau 2

**Somme des carrés des résidus
dans les dimensions individuelles et temporelles**

	Loi de Weibull		Modèle de déclassement proportionnel	
	Estimations pondérées	Estimations non pondérées	Estimations pondérées	Estimations non pondérées
	Dimension individuelle	302,2	382,9	380,8
Dimension temporelle	91,9	95,1	73,9	73,4

NB : Les poids utilisés sont obtenus à partir des résidus des estimations non pondérées d'une loi de Weibull.

3.3. Le niveau de la durée de vie dépend de la loi de mortalité

L'estimation des durées de vie montre que le niveau de la durée de vie des équipements est lié à la loi de mortalité (cf. tableau 3) : les durées de vie ressortant du modèle de déclassement proportionnel sont plus élevées que pour la loi de Weibull. Il découle de ce lien entre la loi de mortalité et la durée de vie qu'un diagnostic sur le niveau de la durée de vie des équipements ne semble pas pouvoir être effectué sans préciser la loi de mortalité sous-jacente et qu'il semble délicat d'utiliser pour une loi de mortalité donnée une durée de vie associée à une autre loi de mortalité.

Tableau 3

Loi de mortalité et durée de vie des équipements

	Loi de Weibull		Modèle de déclassement proportionnel
	Durée de vie des équipements	Deuxième paramètre	
Estimations pondérées	15,6 (0,06)	2,1 (0,04)	19,8 (0,08)
Estimations non pondérées	15,2 (0,05)	2,1 (0,03)	18,7 (0,08)

NB : Les écarts-types (asymptotiques) sont indiqués entre parenthèses ; les poids utilisés sont obtenus à partir des résidus des estimations non pondérées d'une loi de Weibull.

4. Comparaison avec d'autres travaux

Afin de pouvoir comparer les durées de vie estimées avec celles d'autres études, le tableau 4 présente les résultats d'estimations à un niveau sectoriel plus détaillé (Nes 16).

Tableau 4

Estimations des durées de vie des équipements au niveau Nes 16

(en années)

	Loi de Weibull		Modèle de déclassement proportionnel	
	Estimations pondérées	Estimations non pondérées	Estimations pondérées	Estimations non pondérées
Industries agricoles et alimentaires (EB)	14,9 (0,16)	14,7 (0,15)	20,0 (0,20)	19,5 (0,2)
Industries des biens de consommation (EC)	15,9 (0,14)	15,5 (0,13)	19,6 (0,16)	18,7 (0,17)
Industrie automobile (ED)	14,6 (0,31)	14,3 (0,28)	23,6 (0,81)	19,9 (0,67)
Industries de biens d'équipement (EE)	15,7 (0,17)	15,3 (0,16)	19,8 (0,18)	18,5 (0,18)
Industries des biens intermédiaires (EF)	15,6 (0,08)	15,1 (0,07)	19,6 (0,11)	18,5 (0,11)

Les paramètres estimés peuvent ainsi être comparés avec les résultats d'Atkinson et Mairesse (1978) et Cette et Szpiro (1988).

Atkinson et Mairesse ont calculé des durées de vie des équipements sur la période 1966-1975 à partir d'un panel de 106 entreprises appartenant aux industries des biens intermédiaires, des biens d'équipement et des biens de consommation. Quatre lois de mortalité, dont deux correspondent à celles utilisées dans cette étude, sont utilisées. L'agrégat considéré pour mesurer le stock de capital correspond aux immobilisations corporelles.

La présente étude confirme certains des résultats d'Atkinson et Mairesse (cf. tableau 5) : des durées de vie plus longues lorsqu'on utilise un modèle de déclassement proportionnel, plus courtes lorsqu'on postule un modèle de sortie simultanée, des durées de vie des équipements proches dans les industries des biens intermédiaires et les industries des biens de consommation. Ces auteurs trouvent en revanche des durées de vie des équipements globalement plus longues : sous l'hypothèse d'une loi de Weibull, les durées de vie estimées sont supérieures à 20 ans (excepté pour les industries des biens d'équipement où les résultats sont proches) alors qu'elles semblent désormais plus proches de 15 ans. On ne peut exclure que la durée de vie des équipements se soit sensiblement raccourcie entre la période 1966-1975 et 1985-1999.

Tableau 5
Durées de vie des équipements sur la période 1966-1975

	Loi de Weibull	Modèle Lognormal	Modèle de déclassement proportionnel	(en années)
				Modèle de sortie simultanée
Industries des biens intermédiaires	22,7	20,4	74,2	20
Industries des biens d'équipement	16,2	14,7	33,8	14
Industries des biens de consommation	21,5	19,1	66,2	19

Source : Atkinson et Mairesse (1978)

À partir d'un échantillon d'environ 3 200 entreprises issues de la Centrale des Bilans de la Banque de France, Cette et Szpiro (1988) ont calculé des durées de vie à différents niveaux sectoriels à partir d'un modèle de sortie simultanée (« mort soudaine »). L'agrégat considéré pour mesurer le stock de capital diffère de celui retenu dans la présente étude puisqu'il s'agit des immobilisations corporelles hors terrains.

Dans la présente étude, certains résultats obtenus par Cette et Szpiro sont confirmés, notamment une durée de vie des équipements plus courte dans les industries agro-alimentaires et plus longue dans les industries des biens de consommation et des biens intermédiaires. Ces auteurs obtiennent, en revanche, des durées de vie globalement plus courtes (cf. tableau 6), ce qui pourrait s'expliquer par la loi de mortalité et l'agrégat retenus, ainsi que par un traitement différent des réévaluations. Comme il semblerait que le niveau de la durée de vie dépende de la loi de mortalité considérée, il paraît difficile de comparer directement les durées de vie estimées dans cette étude à celles obtenues par ces auteurs.

Tableau 6
Niveau moyen de la durée de vie des équipements sur la période 1972-1984

	Durée de vie des équipements
U02 industries agricoles et alimentaires	11,2
U04 biens intermédiaires	15,1
U05 biens d'équipements	11,0
U06 biens de consommation	12,5

Source : Cette et Szpiro (1988)

5. L'impact de la prise en compte des terrains sur la durée de vie des équipements : éléments d'appréciation

L'agrégat utilisé pour estimer les durées de vie incorpore les immobilisations en terrains. La présence des terrains au sein des immobilisations fragilise les estimations : on ne peut exclure qu'elle conduise à majorer la durée de vie des équipements (dans la mesure où celle-ci s'entend habituellement hors terrains).

Les immobilisations en terrains ne sont disponibles qu'à partir de 1985. Or, de nombreuses entreprises (34,2 %) sont présentes dès 1972 dans l'échantillon. De plus, seul le stock d'immobilisations en terrains est disponible : le calcul des cessions et investissements en terrains nécessiterait donc de recourir à des hypothèses⁷. Pour toutes ces raisons, et bien qu'il s'agisse d'une hypothèse forte, les terrains ont été conservés dans les immobilisations corporelles. Leur maintien permet de garder une homogénéité des investissements et des immobilisations sur l'ensemble de la période 1972-1999.

Afin de préciser l'impact de l'incorporation des terrains, des durées de vie ont été estimées sur différents sous-échantillons se distinguant par l'importance de la part des terrains dans les immobilisations (cf. tableau 7). Si l'incorporation des terrains dans les immobilisations corporelles allonge la durée de vie, alors les durées de vie estimées seront d'autant plus longues que le poids des terrains dans les immobilisations sera élevé.

Tableau 7

Impact des terrains sur la durée de vie des équipements : définition des sous-échantillons

Sous-échantillon	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Poids maximum des terrains dans les immobilisations (%)	0	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	1	1,5	2,0	2,5	5,0	7,5	10,0
Observations du sous-échantillon	3 151	3 331	3 668	3 957	4 184	4 431	5 648	6 723	7 707	8 774	11 356	12 826	13 359

NB : le sous-échantillon 1 correspond à l'ensemble des entreprises pour lesquelles les immobilisations en terrains sont nulles.

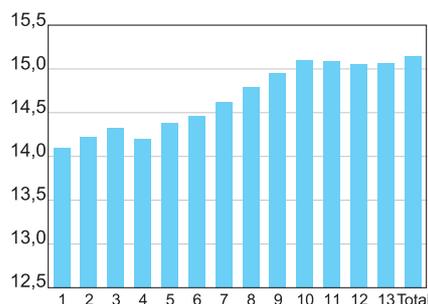
⁷ Par exemple, si les immobilisations en terrains s'accroissent au cours d'une période, le montant de l'investissement pourrait être corrigé de cet accroissement, tandis qu'en cas de diminution de ces immobilisations, le montant des cessions serait diminué d'un montant équivalent. Une telle démarche est proche de celle de Cette et Szpiro (1988).

Bien que les estimations (non pondérées) soient affectées par l'hétérogénéité entre entreprises, il semble néanmoins que l'incorporation des terrains dans les immobilisations corporelles conduise à un allongement de la durée de vie des équipements (graphiques 3 et 4) :

- pour la loi de Weibull, la durée de vie des équipements estimée à partir du sous-échantillon d'entreprises où les immobilisations en terrains sont nulles est de 14 ans ; elle est de 15 ans pour l'échantillon total ;
- cet écart est plus important pour le modèle de déclassement proportionnel : la durée de vie des équipements, estimée à partir du sous-échantillon d'entreprises où les immobilisations en terrains sont nulles, est de 16 ans ; elle est proche de 19 ans pour l'échantillon total.

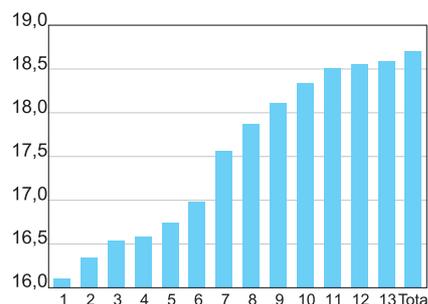
Graphique 3
Durée de vie des équipements (loi de Weibull)
 Estimations non pondérées

(en années)



Graphique 4
Durée de vie des équipements (modèle de déclassement proportionnel)
 Estimations non pondérées

(en années)



Il ressort de cette étude que l'estimation de durées de vie des équipements à partir de données individuelles est sensiblement influencée par la loi de mortalité supposée des équipements et par l'agrégat considéré. En revanche, la décomposition sectorielle n'atténue pas l'hétérogénéité inter-entreprises.

Si ces estimations sont fragiles, elles permettent néanmoins de définir des couples « durée de vie des équipements – loi de mortalité » conduisant à une évaluation du stock brut de capital en volume empiriquement fondée.

Bibliographie

Atkinson M., Mairesse J. (1978), « *Length of life of equipment in French manufacturing industries* », *Annales de l'INSEE*, n°30-31

Cette G., Szpiro D. (1988), « La durée de vie des équipements industriels sur la période 1972-1984 », *Cahiers économiques et monétaires* de la Banque de France, n°28

Dormont B., Mairesse J. (1985), « Labor and Investment Demand at the Firm Level », *European Economic Review*, n°28

Greene W. H. (2000), *Econometric Analysis*, fourth edition, Prentice Hall

INSEE (1978), « Rétropolation des comptes nationaux dans le nouveau système de comptabilité nationale française », séries 1959-1970, Collection C, n°67-68

INSEE (1990), « 20 ans de comptes nationaux 1970-1989 », *INSEE Résultats* n°104-105

INSEE (1999a), « *Annuaire rétrospectif de la France* », séries longues 1948-1988

INSEE (1999b), « L'industrie dans les comptes nationaux, séries longues 1977-1997 en base 1980 », Tome 1 : séries agrégées, *INSEE Résultats* n°17

INSEE (2000), « Comptes et Indicateurs Economiques, Rapport sur les comptes de la Nation 1999 », *INSEE Résultats* n°187-188

Kremp (1993), « La question du nettoyage des données », *document de la Centrale des Bilans*, D93/01

Mairesse, J., (1988), « Les lois de la production ne sont plus ce qu'elles étaient : une introduction à l'économétrie des panels », *Revue économique*, janvier

Nber (1980), « *The Measurement of Capital*, *Studies in Income and Wealth* », vol.45

OCDE(2001a), « *Measuring Capital, A Manual on the Measurement of Capital Stocks, Consumption of Fixed Capital and Capital Services* », Secrétariat Général

OCDE (2001b), « *OECD Manual on Productivity Measurement : a Guide to the Measurement of Industry-Level and Aggregate Productivity Growth* », Direction des Statistiques et Direction des Sciences, des Technologies et de l'Industrie

Annexe

Les données utilisées

L'échantillon utilisé provient du fichier Centrale des bilans couvrant la période 1972-1999. En raison de modifications intervenues dans cette base, on dispose des immobilisations sur la période 1985-1999 et de l'investissement sur la période 1972-1999.

La première sélection d'entreprises a consisté à ne conserver que les entreprises de l'industrie hors énergie présentes continûment sur tout ou partie de la période 1972-1999 pour lesquelles on dispose des immobilisations, au coût historique, sur au moins deux années, et de l'investissement, sur une période d'au moins dix ans avant la première année pour laquelle ces immobilisations sont disponibles. Pour ces entreprises, on dispose d'une relation d'accumulation en valeur pour les années postérieures à 1984 ($t = 1985, \dots, 1999$) :

$$KCH_t = ICH_t + REEVCH_t - CESSCH_t + KCH_{t-1} + \varepsilon_{1t} + \varepsilon_{2t}$$

avec KCH_t , la valeur au coût historique des immobilisations corporelles, ICH_t , l'investissement au coût d'acquisition, $REEVCH_t$, les réévaluations affectant les immobilisations, $CESSCH_t$, les cessions d'immobilisations, ε_{1t} , l'écart résultant de la différence entre les immobilisations en fin de période et ses composantes pour une même année tenant à d'éventuelles erreurs sur les variables, ε_{2t} , l'écart résultant de la différence entre les immobilisations en début de période et celles en fin de période du bilan précédent, dû par exemple à des restructurations.

Un retraitement des composantes de cette relation est réalisé pour obtenir une expression des immobilisations corporelles en fonction des investissements et cessions : les réévaluations sont ôtées des immobilisations et les écarts comptables sont incorporés à l'investissement ou aux cessions.

Sur la période 1985-1999, où on dispose du montant des réévaluations, celles-ci sont retranchées de la valeur des immobilisations corporelles. L'hypothèse forte sur laquelle repose cette correction est que, sur l'ensemble de la période 1985-1999, les réévaluations sont incorporées aux immobilisations corporelles : les équipements qu'elles concernent n'ont pas été déclassés. L'impact du retraitement des réévaluations doit cependant être relativisé dans la mesure où 99,1 % des entreprises n'ont pas connu de réévaluations sur la période 1985-1999.

Les décalages comptables (ε_{1t} et ε_{2t}) sont retraités à partir de la règle suivante : lorsque leur somme est positive, elle est affectée à l'investissement, lorsqu'elle est négative, elle est incorporée aux cessions. Afin de limiter l'impact de cette correction, les entreprises pour lesquelles ces écarts comptables dépassent 5 % du montant des immobilisations de début de période sont supprimées.

Afin de disposer de données d'investissement sur longue période, celui-ci a été rétropolé au niveau individuel à partir de données de comptabilité nationale. Sur la période 1970-1984, lorsque cela est nécessaire, l'investissement est rétropolé à partir de données d'investissement en valeur au niveau NAP40 (INSEE, 1990, 1999).

Sur la période 1949-1969, l'investissement est rétropolé à partir de données sectorielles à un niveau plus agrégé : NAP15 pour la période 1959-1969 (INSEE, 1978), ensemble de l'économie pour la période 1949-1959 (INSEE, 1999). Avant 1949, le taux de croissance de l'investissement en valeur est arbitrairement fixé à 10 % par an, soit l'hypothèse adoptée par Atkinson et Mairesse.

Afin d'assurer une meilleure fiabilité des résultats, plusieurs conditions supplémentaires sont imposées : les entreprises pour lesquelles la somme des vingt derniers flux d'investissements est inférieure à la valeur des immobilisations corporelles sont supprimées, de même que celles présentant des valeurs aberrantes pour certains ratios ou taux de croissance⁸. L'ensemble de ces étapes conduit à un échantillon non cylindré de 1 640 entreprises représentant 14 201 observations.

⁸ Une observation a été jugée aberrante lorsqu'elle était hors de l'intervalle $[Q1 - 5 \cdot (Q3 - Q1); Q3 + 5 \cdot (Q3 - Q1)]$, avec $Q1$ et $Q3$, respectivement, le premier et troisième quartile de la distribution de la variable considérée (Kremp, 1993).

ANNEXE 3

Evaluer la durée d'utilisation des équipements à partir d'informations sur l'organisation et la durée du travail

Bien que l'enquête de la Banque de France fournisse une évaluation du taux de croissance de la durée d'utilisation, une approche indirecte calculant la durée d'utilisation des équipements à partir d'informations sur la durée du travail et l'organisation du travail en équipes a été privilégiée. Ce choix est justifié (1) parce qu'il permet une relative cohérence entre la durée du travail et la durée d'utilisation des équipements (2) parce que l'utilisation d'informations sur le taux de croissance de la durée d'utilisation des équipements nécessite de disposer de l'évaluation du niveau de la première période et (3) parce que l'utilisation d'un indicateur de durée d'utilisation des équipements correspondant au produit de la durée du travail par un indicateur de travail posté permet d'estimer l'élasticité de la durée du travail et du travail posté : retenir une mesure synthétique de la DUE pose en effet le problème de la mesure de l'élasticité de la durée du travail puisque la DUE dépend directement de la durée du travail.

Compte tenu des difficultés d'une évaluation directe, la durée d'utilisation des équipements est généralement calculée à partir d'informations sur la durée du travail et la structure du travail en équipes. Les deux mesures couramment utilisées se différencient par le calcul de l'indicateur de recours au travail posté et aboutissent à des évaluations sensiblement différentes. Afin d'essayer de lever l'incertitude sur l'indicateur le plus pertinent, on essaie d'estimer économétriquement un tel indicateur.

Après avoir présenté les différentes mesures existantes de la DUE, les hypothèses sur lesquelles reposent les mesures indirectes à partir de la durée et l'organisation du travail sont détaillées. On définit ensuite une relation estimable dont les résultats permettent de tester la pertinence empirique de ces deux évaluations. Les résultats obtenus conduisent à une mesure significativement différente des évaluations habituelles.

1 Différentes évaluations de la durée d'utilisation des équipements

La durée d'utilisation d'un équipement correspond à sa durée de fonctionnement pendant une période de référence. Lorsqu'on souhaite calculer une durée d'utilisation pour plusieurs équipements, la simple

observation de leur « temps de travail » est insuffisante. L'agrégation des durées d'utilisation de différents équipements nécessite de connaître l'importance relative de chaque équipement :

$$\text{Due} = \sum_i U^i \times k^i \quad (\text{A3.1})$$

avec U^i , la durée d'utilisation du sous-ensemble d'équipements K^i ; K , l'ensemble du stock de capital productif ; $k^i = K^i/K$

Le calcul de la relation (1) repose sur des évaluations des coefficients k^i et des durées d'utilisation correspondantes, généralement inobservables. Ces évaluations seront d'autant plus complexes que les durées d'utilisation seront diverses et le stock de capital hétérogène (Bosworth et Cette, 1995). En raison des difficultés d'une évaluation directe, des mesures indirectes sont généralement préférées.

Deux types de mesures indirectes peuvent être distingués :

- **Les mesures reposant sur des informations relatives à la durée du travail et à l'organisation du travail en équipes** : à partir d'hypothèses fortes, ces mesures expriment la relation (1) en fonction de la durée du travail et de l'organisation du travail en équipes. La DUE est définie comme le produit de la durée du travail par un indicateur de recours au travail posté.
- **La mesure du taux de croissance de la DUE** : depuis 1989, la Banque de France réalise une enquête annuelle sur la DUE dans l'industrie (hors énergie) et interroge les entreprises sur le taux de croissance de leur DUE sur les douze derniers mois⁴¹. Cette mesure peut être qualifiée d'indirecte dans la mesure où elle nécessite de recourir à une information complémentaire (le niveau de la première période) pour disposer du niveau de la DUE.

Cette deuxième approche, qui paraît intéressante puisqu'elle fournit une mesure directe du taux de croissance de la DUE ne reposant sur aucune hypothèse particulière, doit néanmoins être considérée avec précaution : elle dépend des pondérations implicites utilisées par les répondants à l'enquête et suppose que ceux-ci ont une image précise de ce qu'est la DUE.

Compte tenu de ces fragilités, les mesures indirectes reposant sur la durée et l'organisation du travail semblent préférables, même si elles recourent à des hypothèses fortes. On distingue habituellement deux mesures reposant sur des hypothèses largement communes mais dont les évaluations diffèrent sensiblement en raison de l'indicateur de recours au travail posté employé (Cette, 1990). Afin d'essayer de lever l'incertitude entourant le calcul de cet indicateur, on se propose de le déterminer à partir d'estimations reposant sur des données d'entreprises.

2. Les mesures indirectes de la DUE reposant sur le travail et l'organisation du travail posté : hypothèses et construction.

En recourant à différentes hypothèses (H), les mesures indirectes de la DUE substituent aux durées d'utilisation des équipements et aux coefficients k^i de la relation (1) des variables pour lesquelles une information est disponible.

H1 : durée d'utilisation d'un équipement et durées du travail des salariés.

En supposant qu'un « équipement » ne peut être utilisé simultanément que par un seul travailleur qui n'opère que sur ce seul équipement, la durée d'utilisation d'un équipement peut s'exprimer comme la somme des durées du travail des salariés s'y succédant :

$$U^i = \sum_{j=1}^{j=N_i} H^{ij} \quad (A3.2)$$

avec N_i , le nombre de travailleurs utilisant l'équipement i au cours de la période de référence ; H^{ij} , la durée du travail du $j^{ème}$ travailleur opérant sur l'équipement i .

H2 : unicité de la durée du travail

Si la durée du travail est identique pour tous les travailleurs (H), la durée d'utilisation des équipements s'écrit :

$$Due = H \times \sum_n n \times k^n \quad \text{avec } n = 1, \dots, N \quad (A3.3)$$

avec k^n , la part du stock de capital utilisé en n équipes.

L'hypothèse d'unicité de la durée du travail⁴² permet de définir la DUE comme le produit de la durée moyenne du travail (H) par un indicateur d'intensité du recours au travail posté correspondant à une moyenne pondérée du nombre d'équipes. Comme la durée du travail est identique pour les différentes mesures indirectes de la DUE, l'évaluation de leur pertinence empirique revient à une évaluation de la pertinence des indicateurs d'intensité du recours au travail posté correspondants.

Le calcul de la DUE d'après la relation (3) se heurtant à la disponibilité des poids relatifs des équipements, on recourt à une hypothèse permettant de les approximer.

H3 : l'intensité capitaliste du travail non posté est proportionnelle aux intensités capitalistes associées aux autres formes d'organisation ; ces proportions sont constantes.

Si l'intensité capitaliste du travail non posté est proportionnelle aux intensités capitalistes associées aux autres formes d'organisation et que ces proportions sont constantes, l'intensité du recours au travail posté peut se réécrire en faisant intervenir la structure du travail posté. :

$$\sum_{n=1}^{n=N} n \times k^n = \frac{L}{K} \times \sum_n n \times \frac{K^n}{L^n} \times p^n \quad (A3.4)$$

avec L , les effectifs de l'entreprise ; L_n , les effectifs travaillant en n équipes, $p^n = L^n/L$, la part des effectifs travaillant en n équipes,

Comme l'intensité capitaliste peut s'écrire $K/L = K^1/L^1 \sum_n \alpha_n \times p^n$, avec $\alpha_n = (K^n/L^n)/(K^1/L^1)$,

et qu'on a alors $k^n = \alpha_n p^n / \sum_n \alpha_n p^n$, la DUE peut s'écrire :

$$\text{Due} = H \times \sum_{n=1}^{n=N} n \times k^n = H \times \frac{\sum_{n=1}^{n=N} n \times \alpha_n \times p^n}{\sum_{n=1}^{n=N} \alpha_n \times p^n} \quad (A3.5)$$

Sous réserve de disposer des coefficients a_n , la DUE peut être calculée à partir de la relation (5).

Supposer l'invariance des coefficients a_n est une hypothèse dépourvue de fondements théoriques. L'offre et la demande de travail posté dépendent de nombreux déterminants (Bosworth et Heathfield, 1995) et rien ne garantit une stricte proportionnalité des intensités capitalistes. Ainsi par exemple, cette hypothèse impose des contraintes sur les évolutions des intensités capitalistes qui seront d'autant plus fortes que celles-ci dépendent des coûts des facteurs. De plus, elle exclue toute réorganisation du travail à effectifs et équipements constants.

En plus des trois hypothèses précédentes, une dernière supposition sur la valeur des coefficients a_n est nécessaire pour évaluer la DUE. Deux hypothèses alternatives sont habituellement retenues conduisant aux deux mesures usuelles.

H4.a) l'approche par la « moyenne harmonique »

L'approche par la moyenne harmonique évalue chaque coefficient a_n par l'inverse du nombre d'équipes : $\alpha_n = 1/n$. D'après cette hypothèse, le recours au travail posté permet d'économiser du capital puisqu'en moyenne, l'intensité capitaliste associée aux salariés travaillant en n équipes est $1/n$ fois celle associée aux salariés travaillant en une équipe (tous les équipements sont équivalents). L'intensité du recours au travail posté correspond à la moyenne harmonique du nombre d'équipes. La DUE (DUE^H) qui en découle s'écrit :

$$DUE^H = H \times \frac{1}{\sum_n \frac{p^n}{n}} \quad (A3.6)$$

H4.B l'approche par la « moyenne arithmétique »

L'approche par la moyenne arithmétique suppose que les différentes intensités capitalistes sont identiques : $\alpha_n = 1$. Les postes de travail utilisés en n équipes sont en moyenne n fois plus lourds que ceux utilisés par les travailleurs non postés (les équipements les plus lourds sont les plus utilisés). L'intensité du recours au travail posté correspond à la moyenne arithmétique du nombre d'équipes. La DUE mesurée par l'approche arithmétique (DUE^A) s'écrit :

$$DUE^A = H \times \sum_n n \times p^n \quad (A3.7)$$

Toutes ces hypothèses permettent une évaluation de la DUE à partir d'informations sur la durée et l'organisation du travail en équipes. Les mesures habituelles obtenues à partir de cette approche sont cependant fragiles puisqu'elles reposent sur des coefficients a_n fixés arbitrairement. Il semble dès lors qu'une première étape permettant une meilleure appréhension de la DUE soit d'essayer d'estimer, **dans le cadre des hypothèses définies précédemment** (H1 à H3), des coefficients a_n empiriquement fondés.

3. Estimer un indicateur de recours au travail posté

Définition d'une relation estimable

En reprenant les notations précédentes, si le travail peut être organisé en n équipes au sein de l'entreprise i , à la date t , on a l'égalité comptable :

$$\frac{K_{it}}{L_{it}} = \frac{K_{it}^1}{L_{it}^1} \times \left(1 + \sum_n \left(\frac{K_{it}^n / L_{it}^n}{K_{it}^1 / L_{it}^1} - 1 \right) \times p_{it}^n \right) \quad (A3.8)$$

Si les rapports des intensités capitalistiques associées aux différents types d'organisation du travail à l'intensité capitalistique du travail non posté sont constants et égaux aux coefficients α_n , on peut écrire, sous forme logarithmique :

$$\text{Ln} \left(\frac{K_{it}}{L_{it}} \right) = \text{Ln} \left(\frac{K_{it}^1}{L_{it}^1} \right) + \text{Ln} \left(1 + \sum_n (\alpha_n - 1) \times p_{it}^n \right) + \mu_i^1 + \varepsilon_{it}^1 \quad (A3.9)$$

avec μ_i^1 , effet individuel ; ε_{it}^1 , terme d'erreur ; la présence de l'effet individuel et du terme d'erreur traduisent le fait que la relation (9) est une approximation de (8).

La relation (9) exprime donc l'intensité capitalistique en fonction de l'intensité capitalistique du travail non posté $\left(\frac{K_{it}^1}{L_{it}^1} \right)$, de la structure du travail en équipes (p_{it}^n) , et des coefficients α_n . Or, s'il est possible, à partir du croisement de deux fichiers de la Banque de France, d'obtenir des informations sur l'intensité capitalistique et la structure du travail en équipes, l'estimation des coefficients α_n à partir de la relation (9) se heurte à l'absence d'informations sur l'intensité capitalistique du travail non posté (si on peut connaître les effectifs non postés, on ne connaît pas le volume de capital correspondant).

Cette difficulté peut être levée en supposant que l'intensité capitalistique du travail non posté dépend des coûts des facteurs courants et retardés d'une et deux périodes, ce qui traduit l'existence d'une substituabilité entre facteurs et de délais d'ajustement :

$$\text{Ln} \left(\frac{K_{it}^1}{L_{it}^1} \right) = \omega_0 + \sum_{\tau=0}^{\tau=2} \delta_{\tau} \text{Ln} \left(\frac{w_{i,t-\tau}}{p_{i,t-\tau}} \right) + \sum_{\tau=0}^{\tau=2} \eta_{\tau} \left(\frac{c_{i,t-\tau}}{p_{i,t-\tau}} \right) + \mu_i^2 + \varepsilon_{it}^2 \quad (A3.10)$$

avec $\frac{w}{p}$, salaire réel par tête ; $\frac{c}{p}$, coût d'usage réel du capital ; μ_i^2 , effet individuel ; ε_{it}^2 , terme d'erreur.

A partir de l'hypothèse conduisant à la relation (10), en utilisant (10) dans (9), on obtient :

$$\text{Ln}\left(\frac{K_{it}}{L_{it}}\right) = \omega_0 + \sum_{\tau=0}^{\tau=2} \delta_{\tau} \text{Ln}\left(\frac{w_{i,t-\tau}}{p_{i,t-\tau}}\right) + \sum_{\tau=0}^{\tau=2} \eta_{\tau} \left(\frac{c_{i,t-\tau}}{p_{i,t-\tau}}\right) + \text{Ln}\left(1 + \sum_n (\alpha_n - 1) \times p_{it}^n\right) + \mu_i^1 + \varepsilon_{it}^1 + \mu_i^2 + \varepsilon_{it}^2$$

En prenant cette relation en différences premières pour éliminer l'effet individuel $\mu_i^1 + \mu_i^2$, on obtient :

$$\begin{aligned} \Delta \text{Ln}\left(\frac{K_{it}}{L_{it}}\right) &= \mu_0 + \sum_{\tau=0}^{\tau=2} \delta_{\tau} \Delta \text{Ln}\left(\frac{w_{it-\tau}}{p_{i,t-\tau}}\right) + \sum_{\tau=0}^{\tau=2} \eta_{\tau} \Delta\left(\frac{c_{it-\tau}}{p_{i,t-\tau}}\right) \\ &+ \text{Ln}\left(1 + \sum_n \gamma_{1n} p_{it}^n\right) - \text{Ln}\left(1 + \sum_n \gamma_{2n} p_{i,t-1}^n\right) + v_{it} \end{aligned} \quad (\text{A3.11})$$

avec $v_{it} = (\varepsilon_{it}^1 + \varepsilon_{it}^2) - (\varepsilon_{i,t-1}^1 + \varepsilon_{i,t-1}^2)$, terme d'erreurs ; n , le nombre d'équipes associé à chaque organisation du travail ; η_1 , coefficients associés aux différentes proportions courantes ; η_2 coefficients associés aux proportions retardées d'une période ; $\gamma_n = \alpha_n - 1$ pour $n = 1, \dots$, est identique pour toutes les entreprises et estimé aux dates t et $t-1$.

Comme il est possible d'obtenir des informations individuelles sur les coûts des facteurs, il est alors possible d'estimer la relation (11).

3.1 Données utilisées et construction des variables

Les données utilisées pour les estimations sont issues du rapprochement de deux fichiers de données de la Banque de France :

- Les informations sur les effectifs et l'organisation du travail sont issues de l'enquête annuelle sur la durée d'utilisation des équipements qui permet d'obtenir la répartition des effectifs en fonction de leur organisation : effectifs totaux, en discontinu, semi-continu ou continu.
- Le volume du stock de capital est obtenu à partir des données de bilans au coût historique de la Centrale des Bilans et calculé d'après la méthode décrite précédemment.

Le rapprochement de ces deux sources conduit à un échantillon non cylindré de 271 entreprises industrielles (hors secteur de l'énergie) présentes sur tout ou partie de la période 1989-1999, soient 1766 observations. Compte tenu du faible nombre d'observations, les estimations ont été réalisées pour l'ensemble de l'industrie. Des variables temporelles muettes ont été utilisées dans les estimations ; parce qu'elles n'étaient pas significatives, les estimations ont été effectuées sans indicatrices sectorielles.

En outre, les entreprises présentant les caractéristiques suivantes ont été exclues de l'échantillon :

- Le premier centile et le dernier centile de la croissance de l'intensité capitalistique ;

- Le premier centile et le dernier centile de la croissance du salaire réel par tête ;
- Le premier centile et le dernier centile de la croissance des effectifs ;
- Les derniers centiles des différents types d'organisation du travail.

Il a également été imposé que les entreprises soient présentes au moins cinq années et qu'elles recourent au travail posté.

Les variables sont construites de la manière suivante :

- L'intensité capitalistique correspond au rapport du volume du stock de capital aux effectifs.
- Le salaire par tête correspond à la masse salariale versée rapportée aux effectifs de l'entreprise. Le salaire réel par tête est obtenu en déflatant le salaire nominal par tête par un indice sectoriel du prix de la valeur ajoutée (niveau naf36).
- Le coût d'usage du capital correspond à une moyenne pondérée d'un taux d'intérêt apparent (AI) qui se rapporte à la dette de l'entreprise (D) et d'un taux d'intérêt de long terme qui représente le coût d'opportunité des capitaux propres (E) :

$$Tia_{it} = \left[AI_{it} \times \frac{D_{it}}{D_{it} + E_{it}} + rlt_t \times \frac{E_{it}}{D_{it} + E_{it}} \right]$$

avec D, la dette de l'entreprise ; E, les capitaux propres ; AI, le rapport des intérêts versés à la dette ; rlt, le taux d'intérêt à long terme. Le coût d'usage réel est obtenu en soustrayant le taux de croissance du prix sectoriel de la valeur ajoutée au coût d'usage apparent.

- Le volume de capital calculé se rapporte aux immobilisations corporelles (y compris terrains).

Par convention, on suppose que le travail en discontinu correspond à une organisation en deux équipes, le travail en semi-continu à une organisation en trois équipes, et le travail en continu à une organisation en cinq équipes. Si cette convention n'a pas d'impact sur les estimations, elle influence l'interprétation des coefficients a_n .

3.2 Méthode d'estimation et résultats

La validité de l'estimation par les moindres carrés ordinaires ou non linéaires repose sur l'hypothèse que les régresseurs sont exogènes. Or, une telle hypothèse est forte pour un régresseur tel que le coût d'usage du capital affecté par une erreur de mesure : si les estimateurs des moindres carrés non linéaires sont biaisés, il est alors nécessaire de recourir à la méthode des variables instrumentales.

L'estimation de la relation (11) par la méthode des variables instrumentales révèle des résultats différents des estimations par les moindres carrés non linéaires : les coefficients associés au coût

d'usage du capital (instrumenté par le taux de croissance du prix de la valeur ajoutée) sont sensiblement différents (*tableau A3.1*).

Tableau A3.1
moindres carrés non linéaires (MCNL) et variables instrumentales (VI) : l'impact du coût d'usage du capital

	MCNL	VI
$\Delta(c_{it}/p_{it})$	-0,18	-0,37
$\Delta(c_{i,t-1}/p_{i,t-1})$	-0,08**	-0,27
$\Delta(c_{i,t-2}/p_{i,t-2})$	0,08*	-0,33

* coefficient non significatif au seuil de 5% ; **
coefficient non significatif au seuil de 10%

Afin de discriminer entre les moindres carrés non linéaires et la méthode des variables instrumentales, on recourt à un test de spécification d'Hausman. Comme la structure de l'équation estimée conduit à des perturbations suivant un processus de type moyenne mobile ($v_{it} = (\varepsilon_{it}^1 + \varepsilon_{it}^2) - (\varepsilon_{i,t-1}^1 + \varepsilon_{i,t-1}^2)$) et que le test de White révèle une hétéroscédasticité des perturbations pour les estimations par les moindres carrés non linéaires et les variables instrumentales (*tableau A3.2*), ce test est réalisé à partir d'écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité et à la corrélation des résidus.

Tableau A3.2
Hétéroscédasticité des perturbations : test de White

	Statistique	p-stat	résultat
Moindres carrés non linéaires	253,1	0,0003	H1
Variables instrumentales	269,4	> 0,0001	H1

H0 : absence d'hétéroscédasticité.

H1 : hétéroscédasticité des perturbations.

Le test de spécification d'Hausman a été réalisé pour l'ensemble des paramètres (test complet) et pour les seuls paramètres instrumentés (test spécifique). Il ressort de ces tests que, si le test complet amène à privilégier les moindres carrés non linéaires, le test spécifique incite à utiliser la méthode des variables instrumentales (*tableau A3.3*). L'écart entre ces résultats provient vraisemblablement de coefficients relatifs aux autres variables exogènes qui ne se modifient que marginalement selon la méthode employée. Comme un test spécifique sur les variables instrumentées révèle un biais sur ces coefficients, l'estimation par la méthode des variables instrumentales a été privilégiée.

Tableau A3.3

Test d'Hausman : moindres carrés non linéaires vs variables instrumentales

	Statistique	p-stat	résultat
Test complet	3,1	0,37	H0
Test spécifique	10,8	0,01	H1

H0 : estimateurs des moindres carrés non linéaires et des variables instrumentales non biaisés et estimateurs des moindres carrés non linéaires plus efficaces.

H1 : estimateurs des variables instrumentales sans biais.

Etant donnée la structure des erreurs et l'endogénéité du coût d'usage du capital, la relation (11) a été estimée par la méthode des moments généralisés⁴³ (GMM) en imposant des restrictions supplémentaires sur le coût d'usage du capital. La démarche d'estimation en deux étapes qui a été suivie est identique à celle définie par Arellano et Bond (1991). Les résultats des estimations aboutissent aux conclusions suivantes (*tableaux A3.4 et A3.5*) :

- conformément à l'approche harmonique, l'intensité capitaliste individuelle décroît à mesure que le recours au travail en équipe s'accroît : les coefficients a_n décroissent à mesure que le nombre d'équipes n augmente
- comme pour l'approche arithmétique, les équipements les plus lourds sont utilisés plus intensivement : le produit $n \times \alpha_n$ est une fonction croissante du nombre d'équipes.

Tableau A3.4

Résultats des estimations

$$\Delta \text{Ln} \left(\frac{K_{it}}{L_{it}} \right) = \mu_0 + \sum_{\tau=0}^{\tau=2} \delta_{\tau} \Delta \text{Ln} \left(\frac{w_{it-\tau}}{p_{i,t-\tau}} \right) + \sum_{\tau=0}^{\tau=2} \eta_{\tau} \Delta \left(\frac{c_{it-\tau}}{p_{i,t-\tau}} \right) + \text{Ln} \left(1 + \sum_n \gamma_{1n} p_{it}^n \right) - \text{Ln} \left(1 + \sum_n \gamma_{2n} p_{i,t-1}^n \right) + v_{it}$$

Variables	Coefficients	MCNL	VI ¹	GMM ²	GMM ² contraint
constante	μ_0	0,021 (0,010)	0,032 (0,010)	0,020 (0,008)	0,019 (0,007)
$\Delta \text{Ln}(w_{it}/p_{it})$	δ_0	0,513 (0,031)	0,530 (0,033)	0,509 (0,028)	0,508 (0,027)
$\Delta \text{Ln}(w_{i,t-1}/p_{i,t-1})$	δ_1	-0,096 (0,031)	-0,063* (0,034)	-0,096 (0,026)	-0,094 (0,025)
$\Delta \text{Ln}(w_{i,t-2}/p_{i,t-2})$	δ_2	-0,098 (0,031)	-0,074 (0,034)	-0,099 (0,025)	-0,104 (0,025)
$\Delta \text{Ln}(c_{it}/p_{it})$	η_0	-0,184 (0,048)	-0,366 (0,073)	-0,157 (0,042)	-0,150 (0,042)
$\Delta \text{Ln}(c_{i,t-1}/p_{i,t-1})$	η_1	-0,080** (0,051)	-0,270 (0,077)	-0,075* (0,041)	-0,080 (0,041)
$\Delta \text{Ln}(c_{i,t-2}/p_{i,t-2})$	η_2	0,084* (0,049)	-0,332 (0,126)	0,046** (0,043)	0,038 (0,042)
p_{it}^2	γ_{12}	-0,054 (0,021)	-0,050 (0,022)	-0,052 (0,019)	-0,047 ^c (0,018)

p_{it}^3	γ_{13}	-0,112 (0,031)	-0,106 (0,033)	-0,093 (0,027)	-0,087 ^c (0,027)
p_{it}^5	γ_{15}	-0,170 (0,065)	-0,176 (0,067)	-0,135 (0,037)	-0,144 ^c (0,036)
$p_{i,t-1}^2$	γ_{22}	-0,057 (0,021)	-0,058 (0,022)	-0,045 (0,019)	-0,047 ^c (0,018)
$p_{i,t-1}^3$	γ_{23}	-0,088 (0,031)	-0,085 (0,033)	-0,076 (0,029)	-0,087 ^c (0,027)
$p_{i,t-1}^5$	γ_{25}	-0,202 (0,067)	-0,198 (0,070)	-0,169 (0,043)	-0,144 ^c (0,036)
n	953				
\bar{R}^2		0,27	0,22		
Sargan (p-stat)***				0,12	

1 Le coût d'usage du capital est instrumenté par le taux de croissance des prix de la valeur ajoutée.

2 Le coût d'usage du capital est instrumenté par le taux de croissance des prix de la valeur ajoutée et les niveaux du coût d'usage du capital à partir de t-3 sont aussi utilisés comme instruments

* coefficient non significatif au seuil de 5% ; ** coefficient non significatif au seuil de 10% ; estimation réalisée avec indicatrices temporelles ; *** test de validité des instruments. Si la probabilité est supérieure à 0,05 on accepte les instruments utilisés ; ^c coefficient contraint

Tableau A3.5

Rapports des intensités capitalistiques estimés, méthode des moments généralisés (GMM)

	Estimation non contrainte		Estimation contrainte	Approche harmonique	Approche arithmétique
	t	t-1			
$\hat{\alpha}_2$	0,95	0,94	0,95	0,50	1
$\hat{\alpha}_3$	0,91	0,92	0,91	0,33	1
$\hat{\alpha}_5$	0,87	0,83	0,86	0,20	1

Les coefficients α_n sont calculés à partir des estimations des coefficients γ_{1n} et γ_{2n} fournis en fin de partie

3.3 Mesure harmonique ou mesure arithmétique ?

D'après ces résultats, les mesures usuelles reposeraient sur des intuitions validées empiriquement. Des interrogations demeurent cependant quant aux fondements empiriques des indicateurs de recours au travail posté calculés à partir d'informations sur la structure du travail posté (les coefficients α_n sont-ils stables ?) et à la validité des approches usuelles (les coefficients estimés sont-ils différents de ceux postulés par l'approche harmonique et/ou l'approche arithmétique ?). Différents tests d'hypothèses ont été réalisés afin d'apporter des éléments de réponse. Ils conduisent aux résultats suivants :

- La stabilité temporelle des rapports des intensités capitalistiques est acceptée ;
- L'équivalence entre l'indicateur économétrique et l'indicateur arithmétique est rejetée ;
- L'équivalence entre l'indicateur économétrique et l'indicateur harmonique est rejetée.

Tableau A3.6
Tests d'hypothèses (test de Wald)

	Statistique	p-stat	résultat
Stabilité des intensités capitalistiques relatives	3,3	0,35	acceptée (H0)
Équivalence avec l'approche arithmétique	24,1	0,0005	rejetée (H1)
Équivalence avec l'approche harmonique	944,6	0	rejetée (H1)

Il semble donc que les indicateurs habituels d'intensité du recours au travail posté reposent sur une hypothèse de stabilité des intensités capitalistiques relatives empiriquement validée. En revanche, elles paraissent affecter aux intensités relatives des valeurs inappropriées conduisant à leur invalidation statistique. D'après les résultats d'une estimation imposant la stabilité des intensités capitalistiques relatives, des coefficients a_n pertinents se situeraient entre ces deux approches (*tableau A3.6*).

3.4 Une comparaison des différents indicateurs

A partir des données fournies par l'enquête annuelle de la Banque de France, il est possible de comparer les différents indicateurs de recours au travail posté⁴⁴ et les mesures de la DUE correspondantes. Ces comparaisons révèlent une forte proximité entre l'approche arithmétique et l'approche utilisant l'indicateur du recours au travail posté reposant sur les résultats des estimations. La comparaison des différentes mesures de la DUE révèle que celle-ci a connu des évolutions proches selon les trois indicateurs mais que ces mesures se distinguent par des différences de niveau (*graphique A3.1*).

- De 1989 à 1998, en raison de la stabilité de la durée du travail (*graphique A3.2*), les évolutions des différents indicateurs sont liées aux évolutions des intensités du recours au travail posté correspondantes (*graphique A3.3*). En revanche, à partir de 1998, la diminution de la durée du travail introduit un découplage entre l'évolution de l'intensité du travail posté et de la DUE.
- La DUE a connu une tendance légèrement décroissante entre 1989 et 1994 avec une chute prononcée en 1991 suivie d'un rebond en 1992 ; elle s'est ensuite fortement accrue en 1995 sous l'effet d'un développement du travail posté ; elle est demeurée stable jusqu'en 1997, avant de croître en 1998 et 1999 puis de se contracter ensuite sous l'effet de la diminution de la durée du travail et d'un moindre recours au travail posté en 2001 et 2002. En 2002, la DUE atteint un niveau proche de celui de 1989 (légèrement inférieur pour l'approche harmonique, supérieur pour les approches arithmétiques et économétriques).

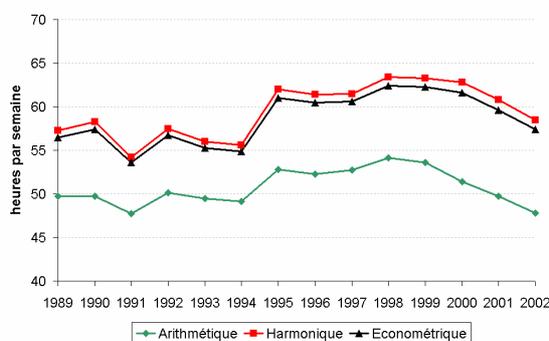
- Alors que l'approche harmonique conduit à une DUE moyenne de l'ordre de 50,7 heures, cette moyenne atteint 58,6 heures pour l'approche économétrique et 59,5 heures pour l'approche arithmétique. Entre 1989 et 2002, la DUE est passée de 49,7 heures à 47,8 heures pour l'approche harmonique, de 56,5 heures à 57,4 heures pour l'approche économétrique, et de 57,3 heures à 58,5 heures pour l'approche arithmétique⁴⁵.

Ces évolutions de la DUE sont cependant à considérer avec précaution puisque la durée du travail ressortant de l'enquête annuelle de la banque de France est très proche de la durée du travail provenant de l'enquête Acemo-Dares. Elle est donc vraisemblablement affectée par une modification du mode de décompte de nature à surestimer la diminution de la durée du travail (Dares, 2001).

Graphique A3.1

Mesures indirectes de la DUE à partir de la durée et de l'organisation du travail

Industrie (hors énergie)

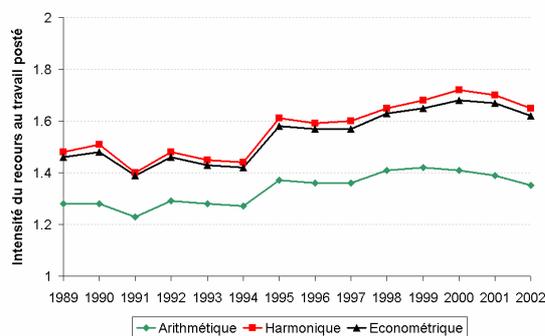


source : enquête DUE, Banque de France ; calculs de l'auteur ; DUE calculée au niveau individuel avant agrégation ; redressement par rapport aux effectifs.

Graphique A3.2 :

Indicateurs de recours au travail posté

Industrie (hors énergie)

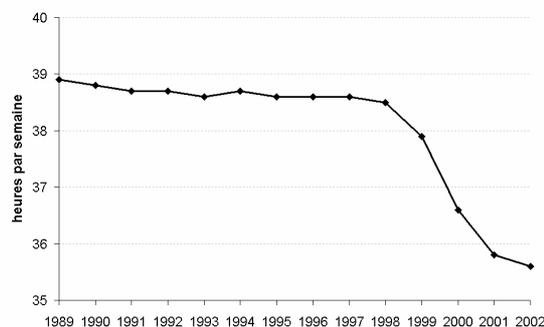


source : enquête DUE Banque de France ; calculs de l'auteur. redressement par rapport aux effectifs.

Graphique A3.3

Durée du travail

Industrie (hors énergie)



source : enquête DUE Banque de France ; calculs de l'auteur. redressement par rapport aux effectifs.

Il semblerait ainsi que bien que les mesures usuelles reposent sur des intuitions empiriquement validées, elles ne soient pas empiriquement pertinentes. Les estimations économétriques permettant de définir un indicateur alternatif, ce dernier s'avèrerait dès lors plus adéquat.

ANNEXE 4

Estimation d'une fonction de production Cobb-Douglas

A4.1 : les estimateurs MMGD et MMGS

Cette annexe présente les estimateurs de la méthode des moments généralisés en première différences (MMGD) et en système (MMGS) ainsi que les principaux tests statistiques qui leur sont habituellement associés dans le cadre de modèles de régressions linéaires autorégressifs⁵.

i) L'estimateur MMGD

Supposons que l'équation (3) du texte vérifie les conditions suivantes :

$$(i) \quad E[z_{i,t}\chi] \neq 0 ;$$

où $z_{i,t} = l_{i,t}, k_{i,t}, nop_{i,t}, dht_{i,t}$ et $\chi = \eta_i, e_{i,t}, m_{i,t}$ respectivement.

$$(ii) \quad E[\eta_i] = 0, E[v_{i,t}] = E[m_{i,t}] = 0, E[v_{i,t}\eta_i] = E[m_{i,t}\eta_i] = 0 \\ \forall i = 1, \dots, N \text{ et } \forall t = 2, \dots, T ;$$

$$(iii) \quad E[m_{i,t}m_{i,s}] = 0$$

$\forall i = 1, \dots, N \text{ et } s \neq t ;$

$$(iv) \quad E[v_{i,t}m_{i,s}] = 0$$

$\forall i = 1, \dots, N \text{ et } \forall t, s = 1, \dots, T ;$

$$(v) \quad E[v_{i,t}v_{j,t}] = 0, E[m_{i,t}m_{j,t}] = 0$$

$\forall i = 1, \dots, N \text{ et } j \neq i ;$

$$(vi) \quad E[y_{i1}v_{i,t}] = E[y_{i1}m_{i,t}] = E[x_{i1}v_{i,t}] = E[x_{i1}m_{i,t}] = 0$$

$\forall i = 1, \dots, N \text{ et } \forall t = 2, \dots, T .$

La condition (i) exprime la possible corrélation des variables explicatives avec l'effet individuel, le terme d'erreur autorégressif et l'erreur de mesure.

⁵ Pour plus de détails, voir Blundell et Bond (1998).

La condition (ii) établit que l'effet individuel, l'erreur autorégressive et l'erreur de mesure sont de moyenne nulle et les termes d'erreurs sont non corrélés avec l'effet individuel.

La condition (iii) implique que l'erreur de mesure n'est pas autocorrélée.

La condition (iv) suppose que l'erreur autorégressive et l'erreur de mesure ne sont pas corrélées.

La condition (v) signifie que les deux erreurs ne sont pas corrélées entre les individus du panel.

Enfin, la condition (vi) impose que les conditions initiales pour la variable dépendante et les variables explicatives sont prédéterminées.

Prises ensemble, ces conditions impliquent les $m = 5(T-s)(T-s-1)/2 + (T-s)$ conditions de moments suivantes ($s = 2$ ou 3) :

$$E[\tilde{x}_i^{t-s} \Delta w_{i,t}] = 0$$

où

$$\begin{aligned} \tilde{x}_i^{t-s} &= (1, x_i^{t-3}) \\ x_i^{t-3} &= (x_{i,1}, \dots, x_{i,t-s}) \\ x_{i,s} &= (y_{i,s}, k_{i,s}, l_{i,s}, nop_{i,s}, dht_{i,s}) \end{aligned}$$

avec $s \geq 2$ lorsque $w_{i,t} \sim MA(0)$ et $s \geq 3$ lorsque $w_{i,t} \sim MA(1)$.

En d'autres termes, les variables en niveau correctement retardées servent d'instruments dans les équations en premières différences. Ces conditions peuvent être écrites de manière plus compacte :

$$E[Z_i' \Delta w_i] = 0 \quad (A2.1)$$

où

$$\Delta w_{i,t} = (\Delta w_{i,3}, \dots, \Delta w_{i,T})'$$

et $Z_i \in M_{(T-s) \times m}$ est définie ci-dessous :

$$Z_i = \begin{pmatrix} y_{i,1} & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & X_{i,1} & 1 \\ 0 & y_{i,1} & y_{i,2} & \dots & 0 & \dots & 0 & X_{i,2} & 1 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \dots & 0 & \cdot & 1 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & y_{i,1} & \dots & y_{i,t-s} & X_{i,t-s} & 1 \end{pmatrix}$$

où $X_{i,t-k} = (k_{i,1}, \dots, k_{i,t-k}, l_{i,1}, \dots, l_{i,t-k}, nop_{i,1}, \dots, nop_{i,t-k}, dht_{i,1}, \dots, dht_{i,t-k})$.

L'estimateur MMGD est alors consistant lorsque $N \rightarrow \infty$ et T est fixé.

Cependant, cet estimateur a des propriétés faibles en échantillon fini. En particulier, Arellano et Bond (1991), Kiviet (1995), Ziliak (1995) et Blundell et Bond (1998) montrent que l'estimateur MMGD

peut être sévèrement biaisé, sur la base de simulations de Monte-Carlo, lorsque (a) N est fini, T est faible, (b) le nombre de moments est relativement grand par rapport à la dimension individuelle et (c) les instruments sont faibles au sens de Staiger et Stock (1997). Leurs résultats concernent un modèle autorégressif simple sans variable explicative. L'inclusion de variables explicatives peut réduire ce biais. Dans le même temps, lorsque les variables explicatives (et la variable dépendante) sont fortement persistantes (éventuellement suivent une marche aléatoire), Blundell et Bond (2000) mettent en évidence le biais et l'imprécision de l'estimateur MMGD.

Néanmoins, la difficulté est de mettre en évidence l'importance de ce biais à distance finie. Une méthode simple consiste à comparer les estimations de la méthode des moments généralisés en premières différences avec ceux l'estimateur standard des moindres carrés ordinaires (MCO) et l'estimateur *Within*. Dans le cadre d'un modèle autorégressif d'ordre un (sans variable explicative), Hsiao (1986) montre que l'estimateur MCO est biaisé vers le haut tandis que Anderson et Hsiao (1981) et Nickell (1981) mettent en évidence que l'estimateur *Within* est biaisé vers le bas (lorsque la dimension temporelle est petite). Aussi, un estimateur consistant du terme autorégressif, ρ , devrait se situer entre ces deux cas limites.

Dès lors, si on observe que les estimations MMGD sont proches ou inférieures aux résultats de l'estimateur *Within*, on pourrait en conclure que les estimations sont biaisées en raison par exemple d'instruments faibles. Sevestre et Trognon (1996) montrent que ces résultats sont encore valides en présence de régresseurs (à l'exception de la variable dépendante retardée) non corrélés avec l'effet individuel et strictement exogènes par rapport à $w_{i,t}$. Blundell, Bond et Windmeijer (2000) montrent que l'estimateur MMGS améliore très significativement les gains de précision mais aussi réduit de manière importante le biais d'échantillonnage par rapport à l'estimateur MMGD lorsque les régresseurs sont faiblement exogènes et corrélés avec l'effet individuel. L'existence potentielle d'un biais non négligeable des estimations MMGD dans notre étude nous a ainsi amené à privilégier l'estimateur MMGS.

L'estimateur MMGS

Supposons que les conditions suivantes soient vérifiées :

- (i) $E[\Delta k_{i,t} \eta_i^*] = E[\Delta l_{i,t} \eta_i^*] = E[\Delta nop_{i,t} \eta_i^*] = E[\Delta dht_{i,t} \eta_i^*] = 0$;
- (ii) $E[\Delta y_{i,2} \eta_i^*] = 0$.

La première condition établit que les variables explicatives (à l'exception de la variable dépendante en première différences retardée) en premières différences sont non corrélées avec l'effet individuel. La

deuxième condition indique que la variable dépendante en premières différences en $t = 2$ est non corrélée avec l'effet individuel.

Ces hypothèses impliquent les $m = 6(T-s)$ conditions de moments suivants :

$$E[(\eta_i^* + w_{i,t})(1, \Delta x_{i,t-s})] = 0 \quad (A2.2)$$

avec $s = 1$ lorsque $w_{i,t} \sim MA(0)$ et $s = 2$ lorsque $w_{i,t} \sim MA(1)$.

Les $5(T-s)$ conditions de moments $E[(\eta_i^* + w_{i,t})\Delta x_{i,t-s}] = 0$ sont valides sous certaines conditions sur les observations initiales : en particulier, si les processus $(x_{i,t})$ et $y_{i,t}$ sont conjointement stationnaires, alors les conditions de moments pour les équations en niveaux sont valides. Il s'agit d'une condition suffisante mais non nécessaire. Dans notre étude, ces conditions sont valides si les premiers moments des variables explicatives (à l'exception de la variable dépendante retardée) sont invariants par rapport au temps (conditionnellement aux indicatrices temporelles). Les conditions de moments (A2.1) signifient que les variables retardées en premières différences peuvent être utilisées comme instruments pour les équations en niveau.

La matrice d'instruments pour les équations en niveaux est alors définie par :

$$Z_i^+ = \begin{pmatrix} \Delta y_{i,2} & 0 & \dots & 0 & \Delta W_{i,2} \\ 0 & \Delta y_{i,3} & \dots & 0 & \Delta W_{i,3} \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \Delta y_{i,T-s} & \Delta W_{i,T-s} \end{pmatrix}$$

où

$$\Delta W_{i,T-k} = (\Delta k_{i,T-k}, \Delta l_{i,T-k}, \Delta nop_{i,T-k}, \Delta dht_{i,T-k}, 1)$$

Il est alors possible de construire l'estimateur MMGD (linéaire), en prenant en compte les conditions de moments (A2.1) et (A2.2), qui utilise simultanément les équations en niveau et les équations en première différences. Il est à noter que seules les variables retardées en premières différences en $t - s$ sont utilisées dans les équations en niveau puisque les autres conditions sont redondantes avec les conditions de moments (A2.1). La matrice d'instruments de l'estimateur MMGS est alors définie par :

$$Z_i^S = \begin{pmatrix} Z_i & 0 \\ 0 & Z_i^+ \end{pmatrix}$$

Les conditions de moments s'écrivent alors :

$$E[Z_i^S w_i^+] = 0$$

où

$$w_i^+ = (\Delta w_{i,3}, \dots, \Delta w_{i,T}, w_{i,3}, \dots, w_{i,T})'$$

Validité des instruments

La validité des conditions de moments sur les équations en niveaux peut être testée en utilisant le test de sur identification standard de Sargan (1958), le test en différence de Sargan ou un test d'Hausman comparant les résultats des estimations MMGD et MMGS (Arellano et Bond, 1991). Nous utilisons dans notre étude les deux premiers types de tests.⁶

Préalablement, Arellano et Bond (1991) suggèrent d'utiliser les statistiques m_1 et m_2 pour tester l'hypothèse nulle de non corrélation des résidus à l'ordre un (respectivement, ordre deux) pour l'estimateur MMGD (et l'estimateur MMGS)⁷.

La statistique de Sargan (noté s_{diff} et s_{sys} respectivement pour les estimateurs MMGD et MMGS) est, sous l'hypothèse nulle de validité des conditions de moments, donnée par

$$s = \frac{1}{N} \hat{\Delta w}' Z W_N Z' \hat{\Delta w} \sim \chi^2(m - k) \text{ sous } H_0$$

où

$$W_N = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \hat{\Delta w}_i \hat{\Delta w}_i Z_i \right)^{-1}$$

⁶ L'implémentation des deux tests de Sargan peut poser des problèmes. En particulier, le biais à distance finie de l'estimateur MMGD en présence d'instruments faibles peut conduire à des distorsions de la statistique de test de Sargan et *a fortiori* de la statistique en différence de Sargan. Par ailleurs, Sowell (1996) montre que la puissance du test de Sargan est très faible lorsque certaines conditions de moments ne sont pas respectées en considérant des séries temporelles. Blundell et Bond (2000) analysent ces deux problèmes et montrent, d'une part, que les deux statistiques ont tendance à rejeter à tort l'hypothèse nulle en échantillon fini et, d'autre part, que la critique de Sowell peut être relativisée lorsque les conditions initiales sont non stationnaires dans un modèle AR(1).

⁷ Ces tests sont d'autant plus importants que les propriétés de consistance des estimateurs dépendent de l'absence d'autocorrélations à l'ordre deux des termes d'erreur en premières différences. En particulier, l'hypothèse nulle est vraie si les termes d'erreur ne sont pas autocorrélés ou ne suivent pas une marche aléatoire. Dans ce dernier cas, on peut montrer que les estimateurs OLS et *Within* sont consistants. Pour plus de détails, voir Arellano et Bond (1991, 1998).

est la matrice de pondération optimale, $\hat{\Delta}w' = (\hat{\Delta}w'_1, \hat{\Delta}w'_2, \dots, \hat{\Delta}w'_N)$ sont les résidus de l'estimation de deuxième étape, $Z' = (Z'_1, Z'_2, \dots, Z'_N)$, m est le nombre de conditions de moments et k est le nombre de paramètres estimés.

La validité des conditions de moments dans les équations en niveaux est obtenue par le test en différence de Sargan, défini comme suit :

$$s_{sys} - s_{diff} \underset{a}{\sim} \chi^2(m_{sys} - m_{diff}).$$

La correction de la variance (Windmeijer, 2000)

La matrice de pondération dans l'estimateur MMG en deux étapes dépend des paramètres estimés, dont la présence explique pour une large part la différence entre les écart-types à distance finie et les écart-types asymptotiques.

Cette différence peut être estimée et ainsi peut permettre d'améliorer l'inférence sur les écart-types estimés en seconde étape. En particulier, cette correction est d'autant plus importante dans notre étude qu'il est impossible de déterminer une matrice de pondération lors de la première étape qui permette d'obtenir un équivalent asymptotique à l'estimateur de seconde étape.⁸ Windmeijer (2000) propose d'utiliser la formule suivante pour la variance corrigée :

$$\begin{aligned} \hat{V}_c(\hat{\beta}_2) &= N(\Delta x' Z W_N^{-1}(\hat{\beta}_1) Z' \Delta x)^{-1} + D_{\hat{\beta}_2, W_N(\hat{\beta}_1)} \hat{V}(\hat{\beta}_1) D'_{\hat{\beta}_2, W_N(\hat{\beta}_1)} \\ &\quad + N D_{\hat{\beta}_2, W_N(\hat{\beta}_1)} (\Delta x' Z W_N^{-1}(\hat{\beta}_1) Z' \Delta x)^{-1} \\ &\quad + N(\Delta x' Z W_N^{-1}(\hat{\beta}_1) Z' \Delta x)^{-1} D'_{\hat{\beta}_2, W_N(\hat{\beta}_1)} \end{aligned}$$

où

⁸ Cette propriété reste valide même dans le cas d'erreurs i.i.d (Blundell et Bond, 1998). L'intuition est la suivante. Il n'existe pas un estimateur efficace de première étape parce que les instruments dans les équations en niveau ne sont pas valides pour les équations en premières différences et ainsi tous les termes de covariance entre les deux ensembles de moments ne sont pas nulles.

$$\hat{V}(\hat{\beta}_1) = N(\Delta x' Z W_N^{-1} Z' \Delta x)^{-1} \Delta x' Z W_N^{-1} W_N(\hat{\beta}_1) W_N^{-1} Z' \Delta x (\Delta x' Z W_N^{-1} Z' \Delta x)^{-1},$$

$$W_N(\hat{\beta}_1) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \Delta \hat{w}_{i1} \Delta \hat{w}'_{i1} Z_i,$$

$$\begin{aligned} D_{\hat{\beta}_2, W(\hat{\beta}_1)} &= (\Delta x' Z W_N^{-1}(\hat{\beta}_1) Z' \Delta x)^{-1} \Delta x' Z W_N^{-1}(\hat{\beta}_1) \frac{\partial W_N(\beta)}{\partial \beta} \Big|_{\hat{\beta}_1} W_N^{-1}(\hat{\beta}_1) Z' \Delta x \\ &\quad \times (\Delta x' Z W_N^{-1}(\hat{\beta}_1) Z' \Delta x)^{-1} \Delta x' Z W_N^{-1}(\hat{\beta}_1) Z' \Delta w \\ &\quad - (\Delta x' Z W_N^{-1}(\hat{\beta}_1) Z' \Delta x)^{-1} \Delta x' Z W_N^{-1}(\hat{\beta}_1) \frac{\partial W_N(\beta)}{\partial \beta} \Big|_{\hat{\beta}_1} W_N^{-1}(\hat{\beta}_1) Z' \Delta x. \end{aligned}$$

A4. 2 : résultats des estimations⁹Fonction de production Cobb-Douglas à deux facteurs
capital et travail

	Ols	Within	Dif-GMM* (t-2/t-4)	Dif-GMM** (t-3/t-5)	Sys-GMM*** (t-2/t-4)	Sys-GMM ^{4*} (t-3/t-5)
y_{t-1}	0,912 (0,018)	0,513 (0,044)	0,039 (0,11)	0,118 (0,12)	0,787 (0,078)	0,875 (0,073)
l_t	0,595 (0,066)	0,653 (0,069)	0,475 (0,181)	0,412 (0,23)	0,666 (0,193)	0,369 (0,133)
l_{t-1}	-0,531 (0,065)	-0,284 (0,079)	0,151 (0,21)	-0,005 (0,185)	-0,409 (0,179)	-0,277 (0,147)
k_t	0,202 (0,072)	0,235 (0,068)	-0,069 (0,219)	-0,128 (0,209)	0,374 (0,3)	0,296 (0,186)
k_{t-1}	-0,176 (0,071)	-0,201 (0,078)	-0,098 (0,24)	0,094 (0,183)	-0,398 (0,286)	-0,263 (0,171)
m1	-1,4	3,33	-1,13	-1,64	-5,7	-5,46
p-stat	0,161	0,001	0,26	0,1	0	0
m2	-0,77	-0,12	-1,16	-0,9	-0,76	-0,55
p-stat	0,442	0,907	0,248	0,37	0,448	0,584
Comfac	5,53	1,85	0,74	0,29	4,68	1,15
p-stat	0,063	0,396	0,692	0,866	0,096	0,563
Sargan			72,24	64,96	111,28	85,17
p-stat			0,601	0,738	0,271	0,855
Dsar					39,04	20,21
p-stat					0,063	0,822

*Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-2 et t-4

** Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-3 et t-5

³* Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-2 et t-4 et les variables en différence en t-1

⁴* Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-3 et t-5 et les variables en différence en t-2

⁹ Toutes les estimations sont réalisées avec indicatrices temporelles et indicatrices sectorielles (niveau naf 16). Les notations suivantes sont utilisées. « m1 » est un test d'autocorrélation des résidus d'ordre 1, « m2 » d'ordre 2. « Sargan » est un test de validité des instruments. « Dsar » est un test de validité des instruments supplémentaires (les instruments en différences pour MMGS). « Comfac » est un test de Wald testant la validité de la représentation dynamique. « Crs » est un test de Wald pour la validité de l'hypothèse rendements d'échelle constants ($\beta_L + \beta_K = 1$)

**Fonction de production Cobb-Douglas à deux facteurs
capital et travail**

	Ols	Within	Dif-GMM* (t-2/t-4)	Dif-GMM** (t-3/t-5)	Sys- GMM*** (t-2/t-4)	Sys-GMM ^{4*} (t-3/t-5)
Représentation dynamique						
ρ	0,907	0,518	0,03	0,126	0,768	0,878
	0,017	0,044	0,105	0,12	0,062	0,069
β_L	0,65	0,658	0,48	0,436	0,884	0,466
	0,057	0,071	0,169	0,221	0,137	0,152
β_K	0,307	0,203	-0,084	-0,111	0,171	0,422
	0,048	0,065	0,149	0,196	0,164	0,163
Crs	0,94	2,99	11,71	6,43	0,2	0,53
p-stat	0,331	0,084	0,001	0,011	0,655	0,466
Estimation contrainte $\alpha + \beta = 1$						
ρ	0,901	0,508	0,105	0,069	0,602	0,649
	0,016	0,043	0,105	0,113	0,129	0,121
β_L	0,679	0,726	0,859	0,89	0,843	0,72
	0,046	0,056	0,155	0,164	0,134	0,126

*Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-2 et t-4

** Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-3 et t-5

³* Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-2 et t-4 et les variables en différence en t-1

⁴* Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-3 et t-5 et les variables en différence en t-2

**Fonction de production Cobb-Douglas
avec durée du travail et travail posté**

	Ols	Within	Dif-GMM* (t-2/t-4)	Dif-GMM** (t-3/t-5)	Sys-GMM ^{3*} (t-2/t-4)	Sys-GMM ^{4*} (t-3/t-5)
y_{t-1}	0,909 0,017	0,5 0,044	0,033 0,091	0,126 0,117	0,784 0,068	0,759 0,083
l_t	0,59 0,066	0,648 0,069	0,498 0,178	0,495 0,217	0,644 0,15	0,569 0,147
l_{t-1}	-0,522 0,066	-0,274 0,077	0,086 0,203	-0,025 0,193	-0,415 0,142	-0,379 0,145
k_t	0,191 0,072	0,228 0,066	-0,103 0,223	-0,098 0,199	0,373 0,242	0,316 0,201
k_{t-1}	-0,167 0,07	-0,183 0,078	-0,089 0,235	0,062 0,187	-0,381 0,229	-0,239 0,183
dht_t	0,184 0,113	0,362 0,114	0,606 0,275	0,272 0,333	0,507 0,389	0,413 0,307
dht_{t-1}	-0,084 0,093	0,085 0,104	0,3 0,363	0,256 0,294	-0,572 0,348	0,034 0,357
nop_t	0,116 0,038	0,139 0,045	-0,018 0,137	0,025 0,139	0,196 0,112	0,305 0,13
nop_{t-1}	-0,095 0,036	-0,059 0,046	0,007 0,093	-0,185 0,124	-0,051 0,081	-0,279 0,133
m1	-1,37	3,43	-1,25	-1,87	-5,82	-5,13
p-stat	0,172	0,001	0,212	0,062	0	0
m2	-0,64	-0,08	-1,71	-1,27	-0,78	-0,45
p-stat	0,522	0,935	0,087	0,203	0,438	0,651
Comfac	7,27	7,27	1,24	3,01	4,87	2,14
p-stat	0,122	0,123	0,871	0,556	0,301	0,71
Sargan			97,54	85,01	149,71	124,4
p-stat			0,523	0,759	0,183	0,646
Dsar					52,17	39,39
p-stat					0,04	0,321

*Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-2 et t-4

** Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-3 et t-5

^{3*} Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-2 et t-4 et les variables en différence en t-1

^{4*} Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-3 et t-5 et les variables en différence en t-2

**Fonction de production Cobb-Douglas
avec durée du travail et travail posté**

	Ols	Within	Dif-GMM* (t-2/t-4)	Dif-GMM** (t-3/t-5)	Sys-GMM ^{3*} (t-2/t-4)	Sys-GMM ^{4*} (t-3/t-5)
Représentation dynamique						
ρ	0,904	0,503	0,031	0,083	0,777	0,768
	0,017	0,043	0,082	0,114	0,071	0,073
β_L	0,649	0,653	0,463	0,481	0,826	0,686
	0,056	0,071	0,171	0,208	0,102	0,122
β_K	0,301	0,204	-0,115	-0,105	0,158	0,344
	0,048	0,065	0,151	0,19	0,112	0,108
β_{DHT}	0,148	0,283	0,53	0,185	0,493	0,275
	0,096	0,104	0,291	0,344	0,277	0,231
β_{NOP}	0,112	0,135	0,003	0,024	0,052	0,301
	0,038	0,042	0,123	0,146	0,091	0,145
Crs	1,33	3,24	11,08	5,67	0,02	0,11
p-stat	0,249	0,072	0,001	0,017	0,894	0,735
$\beta_K = \beta_{NOP}$	9,11	0,7566422	0,49	0,37	0,55	0,05
p-stat	0,00	0,3843814	0,49	0,54	0,46	0,83
Estimation contrainte $\alpha + \beta = 1$						
ρ	0,898	0,493	0,097	0,062	0,594	0,538
	0,016	0,042	0,084	0,114	0,122	0,118
β_L	0,685	0,724	0,817	0,901	0,833	0,655
	0,045	0,055	0,137	0,159	0,098	0,154
β_{DHT}	0,155	0,296	0,616	0,298	0,619	0,459
	0,097	0,104	0,3	0,357	0,304	0,215
β_{NOP}	0,107	0,129	0,015	0,097	0,206	0,519
	0,039	0,042	0,129	0,155	0,086	0,134
$\beta_K = \beta_{NOP}$	11,45	4,24	0,94	0,00	0,15	1,06
p-stat	0,00	0,04	0,33	0,99	0,70	0,30

*Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-2 et t-4

** Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-3 et t-5

^{3*} Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-2 et t-4 et les variables en différence en t-1

^{4*} Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-3 et t-5 et les variables en différence en t-2

**Fonction de production Cobb-Douglas
avec travail posté**

	Ols	Within	Dif-GMM* (t-2/t-4)	Dif-GMM** (t-3/t-5)	Sys-GMM ^{3*} (t-2/t-4)	Sys-GMM ^{4*} (t-3/t-5)
y_{t-1}	0,909 0,018	0,509 0,043	0,03 0,091	0,135 0,113	0,786 0,068	0,787 0,073
l_t	0,585 0,066	0,64 0,069	0,518 0,181	0,483 0,221	0,654 0,155	0,568 0,154
l_{t-1}	-0,518 0,066	-0,272 0,078	0,094 0,198	-0,027 0,189	-0,43 0,155	-0,41 0,149
k_t	0,2 0,071	0,236 0,067	-0,102 0,196	-0,136 0,198	0,367 0,236	0,334 0,2
k_{t-1}	-0,176 0,07	-0,208 0,078	-0,086 0,227	0,104 0,18	-0,381 0,22	-0,264 0,183
nop_t	0,114 0,039	0,137 0,047	0,022 0,123	0,015 0,138	0,221 0,112	0,296 0,126
nop_{t-1}	-0,097 0,037	-0,065 0,046	0,018 0,092	-0,19 0,123	-0,059 0,086	-0,297 0,118
m1	-1,34	3,44	-1,17	-1,94	-5,63	-5,32
p-stat	0,181	0,001	0,24	0,052	0	0
m2	-0,54	0,16	-1,15	-1,01	-0,5	-0,27
p-stat	0,591	0,876	0,249	0,312	0,615	0,785
Comfac	5,74	2,19	0,58	2,75	4,52	1,6
p-stat	0,125	0,535	0,9	0,433	0,211	0,659
Sargan			99,14	85,92	156,17	124,3
p-stat			0,534	0,782	0,126	0,693
Dsar					57,03	38,37
p-stat					0,014	0,362

*Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-2 et t-4

** Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-3 et t-5

^{3*} Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-2 et t-4 et les variables en différence en t-1

^{4*} Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-3 et t-5 et les variables en différence en t-2

Fonction de production Cobb-Douglas
avec travail posté

	Ols	Within	Dif-GMM* (t-2/t-4)	Dif-GMM** (t-3/t-5)	Sys-GMM ^{3*} (t-2/t-4)	Sys-GMM ^{4*} (t-3/t-5)
Représentation dynamique						
ρ	0,905	0,513	0,034	0,09	0,788	0,774
	0,017	0,043	0,083	0,11	0,062	0,071
β_L	0,644	0,646	0,509	0,482	0,836	0,674
	0,056	0,071	0,176	0,212	0,104	0,125
β_K	0,303	0,202	-0,11	-0,113	0,143	0,338
	0,048	0,065	0,147	0,183	0,116	0,11
β_{NOP}	0,111	0,133	0,031	0,017	0,053	0,299
	0,038	0,042	0,113	0,146	0,091	0,138
Crs	1,5	3,69	9,58	5,99	0,03	0,02
p-stat	0,22	0,055	0,002	0,014	0,866	0,896
$\beta_K = \beta_{NOP}$	9,37	0,73	0,72	0,37	0,36	0,04
p-stat	0,00	0,39	0,40	0,54	0,55	0,84
Estimation contrainte $\alpha + \beta = 1$						
ρ	0,898	0,504	0,085	0,062	0,578	0,534
	0,016	0,042	0,09	0,113	0,114	0,132
β_L	0,681	0,721	0,846	0,921	0,82	0,616
	0,045	0,056	0,141	0,155	0,1	0,141
β_{NOP}	0,106	0,127	0,046	0,089	0,231	0,523
	0,039	0,043	0,121	0,161	0,092	0,119
$\beta_K = \beta_{NOP}$	11,95	4,46	0,40	0,00	0,22	0,68
p-stat	0,00	0,03	0,53	0,97	0,64	0,41

*Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-2 et t-4

** Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-3 et t-5

^{3*} Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-2 et t-4 et les variables en différence en t-1

^{4*} Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-3 et t-5 et les variables en différence en t-2

Fonction de production Cobb-Douglas avec indicateurs de recours au travail posté alternatifs (estimateur Sys-GMM, t-3/t-5)

	Indicateur Arithmétique	Indicateur Harmonique
y_{t-1}	0,788 0,072	0,789 0,078
l_t	0,56 0,154	0,551 0,149
l_{t-1}	-0,403 0,15	-0,387 0,155
k_t	0,334 0,2	0,296 0,2
k_{t-1}	-0,263 0,184	-0,236 0,185
nop_t	0,285 0,119	0,345 0,207
nop_{t-1}	-0,289 0,112	-0,35 0,177
m1	-5,32	-5,23
p-stat	0	0
m2	-0,27	-0,32
p-stat	0,787	0,747
Comfac	1,7	2,01
p-stat	0,637	0,57
Sargan	124,49	119,95
p-stat	0,689	0,784
Dsar	38,28	36,69
p-stat	0,366	0,437

Fonction de production Cobb-Douglas avec indicateurs de recours au travail posté alternatifs (estimateur Sys-GMM, t-3/t-5)

Représentation dynamique		
ρ	0,774 0,071	0,778 0,07
β_L	0,671 0,127	0,672 0,116
β_K	0,343 0,111	0,319 0,103
β_{NOP}	0,288 0,131	0,397 0,222
Crs	0,02	0,01
p-stat	0,88	0,922
$\beta_K = \beta_{NOP}$	0,09	0,11
p-stat	0,76	0,74
Estimation contrainte $\alpha + \beta = 1$		
ρ	0,537 0,128	0,542 0,123
β_L	0,618 0,135	0,611 0,1
β_{NOP}	0,507 0,112	0,7 0,204
$\beta_K = \beta_{NOP}$	0,60	1,69
p-stat	0,44	0,19

ANNEXE 5

Durées d'utilisation des facteurs et fonction de production : un approfondissement

A5. 1 : Les paramètres caractéristiques de la combinaison productive : une illustration à partir des fonctions Cobb-Douglas et Translog

1. Les paramètres caractéristiques de la combinaison productive

Elasticité d'un facteur :
$$\varepsilon_i = f_i \times \frac{x^i}{y} \quad \forall i = 1, \dots, n$$

Rendements d'échelle :
$$\varepsilon = \sum_i \varepsilon_i$$

Elasticités de substitution d'Allen :
$$AES_{ij} = \frac{\sum_i x^i f_i}{x^i x^j} \times \frac{|F_{ij}|}{|F|}$$

avec F, hessien bordé de f ; F_{ij} , cofacteur associé aux cofacteurs i et j.

2. Cobb-Douglas

$$\ln(y) = \beta_0 + \sum_i \beta_i \ln(x^i)$$

Elasticité des facteurs : $\varepsilon_i = \beta_i$

Elasticité de substitution : $AES_{ij} = 1$

3. Translog

$$\ln(y) = \beta_0 + \sum_i \beta_i \ln(x^i) + \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln(x^i) \ln(x^j)$$

Elasticité des facteurs : $\varepsilon_i = f_i \times \frac{x^i}{y}$, $f_i = \frac{\partial f}{\partial x^i} = \frac{y}{x^i} \times \left(\beta_i + \sum_j \beta_{ij} \times \ln(x^j) \right)$

Elasticité de substitution : $AES_{ij} = \frac{\sum_i x^i f_i}{x^i x^j} \times \frac{|F_{ij}|}{|F|}$,

$$f_{ij} = \frac{y}{x^i x^j} \left[\beta_{ij} + \left(\beta_i + \sum_k \beta_{ik} \ln(x^k) \right) \left(\beta_j + \sum_k \beta_{jk} \ln(x^k) \right) \right]$$

$$f_{ii} = \frac{y}{(x^i)^2} \left[\beta_{ii} + \left(\beta_i + \sum_k \beta_{ik} \ln(x^k) \right)^2 - \left(\beta_i + \sum_k \beta_{ik} \ln(x^k) \right) \right]$$

A5. 2 : L'imposition des conditions de régularité

Lorsque la fonction translog estimée ne satisfait pas les conditions de régularités pour un nombre suffisant d'observations, la quasi-concavité de la fonction de production peut être imposée localement afin d'obtenir des estimations plus conformes aux enseignements de la théorie économique. Cette annexe détaille la procédure qui a été employée pour imposer la quasi-concavité de la fonction translog en différents point de l'échantillon et conduisant à la satisfaction des conditions de régularités pour la quasi-totalité des observations de l'échantillon.

Pour une fonction de production a quatre facteurs, la positivité des productivités marginales ainsi que la quasi-concavité de la fonction de production (conditions sur les signes des mineurs principaux du hessien bordé) ont été imposées aux seize points définis par la combinaison des 15è et 85è percentiles des distributions des variables L, K, N, D exprimées en logarithme et centrées par rapport à leur moyenne dans l'échantillon.

Pour une fonction de production à trois facteurs, la positivité des productivités marginales ainsi que la quasi-concavité de la fonction de production ont été imposées aux huit points définis par la combinaison des 15è et 85è percentiles des distributions des variables L, K, N exprimées en logarithme et centrées par rapport à leur moyenne dans l'échantillon.

Ces critères ont été appliqués pour chacun des trois estimateurs considérés. Les estimations sous contraintes non linéaires ont été effectuées à l'aide de la routine NLPQN disponible sous SAS/IML. Les tableaux ci-dessous présentent la satisfaction des conditions de régularité pour chaque observation, avant et après imposition des conditions de régularité.

Satisfaction des conditions de régularité
Estimations libre (L) et avec imposition des conditions de régularité (CR)
translog dynamique quatre facteurs
MMGS, MCO, Within
nombre d'observations dans l'échantillon : 949

	PM positives		PM décroissantes		Quasi-concavité		Ensemble des CR	
	L	CR	L	CR	L	CR	L	CR
MMGS	693	949	0	946	0	948	0	945
OLS	745	942	0	948	0	947	0	941
Within	795	949	0	949	0	949	0	949

note de lecture : PM, productivités marginales ; CR, conditions de régularité ; L, estimation libre.

Satisfaction des conditions de régularité
Estimations libre (L) et avec imposition des conditions de régularité (CR)
translog dynamique trois facteurs
MMGS, MCO, Within
nombre d'observations dans l'échantillon : 949

	PM positives		PM décroissantes		Quasi-concavité		Ensemble des CR	
	L	CR	L	CR	L	CR	L	CR
MMGS	788	949	0	947	0	948	0	946
OLS		949		948		949		948
Within		949		949		949		949

note de lecture : PM, productivités marginales ; CR, conditions de régularité ; L, estimation libre.

A5. 3 : Résultats détaillés des estimations

Spécification Translog dynamique quatre facteurs
Estimation libre et imposition de conditions de régularité

	Estimation libre	Imposition de conditions de régularité
ρ	0,701 (0,058)	0,694 (0,078)
β_L	0,612 (0,084)	0,623 (0,089)
β_K	0,315 (0,054)	0,307 (0,053)
β_N	0,139 (0,074)	0,187 (0,077)
β_D	0,16 (0,168)	0,244 (0,188)
β_{LL}	0,128 (0,083)	0,062 (0,092)
β_{KK}	0,073 (0,053)	0,033 (0,060)
β_{NN}	0,111 (0,117)	0,005 (0,102)
β_{DD}	-0,132 (1,125)	-0,160 (1,207)
β_{KL}	-0,218 (0,125)	-0,121 (0,139)
β_{KN}	-0,113 (0,074)	-0,026 (0,072)
β_{LN}	0,198 (0,106)	0,083 (0,100)
β_{LD}	0,488 (0,307)	0,122 (0,333)
β_{KD}	-0,288 (0,202)	-0,063 (0,207)
β_{ND}	0,144 (0,531)	-0,036 (0,594)

note de lecture: les écarts-types des paramètres sont indiqués entre parenthèses. Ils intègrent la correction proposée par Windmeijer (2000).

Spécification Translog dynamique quatre facteurs
Estimation avec imposition des conditions de régularité

	MMGS	MCO	Within
ρ	0,694 (0,078)	0,897 (0,019)	0,501 (0,042)
β_L	0,623 (0,089)	0,662 (0,057)	0,657 (0,070)
β_K	0,307 (0,053)	0,288 (0,049)	0,205 (0,059)
β_N	0,187 (0,077)	0,157 (0,055)	0,135 (0,056)
β_D	0,244 (0,188)	0,177 (0,119)	0,285 (0,150)
β_{LL}	0,062 (0,092)	0,065 (0,128)	0,034 (0,128)
β_{KK}	0,033 (0,060)	0,033 (0,080)	-0,005 (0,077)
β_{NN}	0,005 (0,102)	-0,080 (0,134)	-0,021 (0,151)
β_{DD}	-0,16 (1,207)	-0,043 (1,492)	0,003 (2,009)
β_{KL}	-0,121 (0,139)	-0,056 (0,093)	0,003 (0,088)
β_{KN}	-0,026 (0,072)	-0,027 (0,074)	-0,036 (0,082)
β_{LN}	0,083 (0,100)	0,056 (0,203)	0,064 (0,217)
β_{LD}	0,122 (0,333)	0,060 (0,061)	0,033 (0,072)
β_{KD}	-0,063 (0,207)	-0,049 (0,131)	-0,022 (0,141)
β_{ND}	-0,036 (0,594)	-0,114 (0,323)	-0,014 (0,351)

note de lecture: les écarts-types des paramètres sont indiqués entre parenthèses. Ils intègrent la correction proposée par Windmeijer (2000) pour l'estimateur MMGS ; ils sont robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation des perturbations (méthode de White) pour les estimateurs MCO et Within.

Elasticités des facteurs
Translog dynamique 4 facteurs
MCO

	L	K	N	D
95%	0,78	0,36	0,24	0,26
75%	0,72	0,32	0,20	0,21
50%	0,67	0,29	0,17	0,18
25%	0,60	0,26	0,13	0,14
5%	0,53	0,21	0,06	0,08

note de lecture : L, effectifs ; K, capital ; N, travail posté ; D, durée du travail. Ces distributions reposent sur les observations satisfaisant l'ensemble des conditions de régularité, soit 941 observations (sur 949).

Elasticités partielles de substitution (AES)
Translog dynamique 4 facteurs

MCO

	K,L	L,N	L,D	K,N	K,D	N,D
95%	2,2	0,4	0,4	0,8	2,4	5,9
75%	2,0	0,3	0,3	0,7	2,0	2,7
50%	1,9	0,3	0,2	0,6	1,8	2,1
25%	1,8	0,2	0,1	0,5	1,7	1,9
5%	1,7	0,0	-0,2	0,0	1,6	1,6

note de lecture : L, effectifs ; K, capital ; N, travail posté ; D, durée du travail. Ces distributions reposent sur les observations satisfaisant l'ensemble des conditions de régularité, soit 941 observations (sur 949).

Elasticités des facteurs
Translog dynamique 4 facteurs

Within

	L	K	N	D
95%	0,78	0,23	0,20	0,32
75%	0,71	0,22	0,16	0,30
50%	0,65	0,21	0,14	0,29
25%	0,60	0,19	0,11	0,27
5%	0,54	0,17	0,07	0,25

note de lecture : L, effectifs ; K, capital ; N, travail posté ; D, durée du travail. Ces distributions reposent sur les observations satisfaisant l'ensemble des conditions de régularité, soit 949 observations (sur 949).

Elasticités partielles de substitution
translog dynamique 4 facteurs

Within

	K,L	L,N	L,D	K,N	K,D	N,D
95%	1,0	0,5	1,0	2,8	1,2	1,3
75%	1,0	0,4	1,0	2,1	1,1	1,2
50%	0,9	0,3	1,0	1,9	1,1	1,2
25%	0,9	0,2	1,0	1,8	1,1	1,1
5%	0,9	-0,1	1,0	1,6	1,0	1,1

note de lecture : L, effectifs ; K, capital ; N, travail posté ; D, durée du travail. Ces distributions reposent sur les seules observations satisfaisant l'ensemble des conditions de régularité, soit 949 observations (sur 949).

spécification Translog dynamique
fonction de production à trois facteurs
Estimation libre et imposition de conditions de régularité

	Estimation libre	Imposition de conditions de régularité
ρ	0,698 0,061	0,697 0,075
β_L	0,601 0,081	0,607 0,092
β_K	0,326 0,050	0,314 0,053
β_N	0,132 0,075	0,196 0,076
β_{LL}	0,117 0,078	0,06 0,085
β_{KK}	0,074 0,050	0,035 0,056
β_{NN}	0,116 0,112	-0,011 0,103
β_{KL}	-0,221 0,116	-0,126 0,125
β_{KN}	-0,117 0,077	-0,024 0,08
β_{LN}	0,207 0,107	0,08 0,105

note de lecture: les écarts-types des paramètres sont indiqués entre parenthèses. Ils intègrent la correction proposée par Windmeijer (2000).

Méthode des Moments Généralisés en Système
validité de la représentation dynamique
translog à quatre et trois facteurs

ρ	0,693	0,701
	0,071	0,054
β_L	0,414	0,412
	0,181	0,131
β_{L-1}	-0,188	-0,194
	0,147	0,147
β_K	0,209	0,246
	0,244	0,173
β_{K-1}	-0,136	-0,17
	0,232	0,164
β_N	0,17	0,152
	0,117	0,088
β_{N-1}	-0,091	-0,107
	0,109	0,086
β_D	0,442	
	0,36	
β_{D-1}	0,31	
	0,402	
β_{LL}	0,09	0,046
	0,122	0,107
$\beta_{L-1,L-1}$	-0,03	0,016
	0,134	0,103
β_{KK}	0,056	0,017
	0,087	0,097
$\beta_{K-1,K-1}$	-0,018	0,012
	0,089	0,1
β_{NN}	0,085	0,061
	0,15	0,129
$\beta_{N-1,N-1}$	-0,081	-0,083
	0,174	0,113
β_{DD}	-0,523	
	2,559	
$\beta_{D-1,D-1}$	0,321	
	2,195	
β_{KL}	-0,2	-0,133
	0,128	0,153
$\beta_{K-1,L-1}$	0,101	0,042
	0,134	0,155
β_{KN}	-0,13	-0,094
	0,085	0,078
$\beta_{K-1,N-1}$	0,15	0,165
	0,094	0,113
β_{LN}	0,167	0,175
	0,128	0,11

$\beta_{L-1,N-1}$	-0,132 0,151	-0,177 0,164
β_{LD}	0,344 0,593	
$\beta_{L-1,D-1}$	-0,571 0,467	
β_{KD}	-0,057 0,456	
$\beta_{K-1,D-1}$	0,62 0,323	
β_{ND}	-1,044 0,842	
$\beta_{N-1,D-1}$	-1,457 0,738	
m1	0	0
m2	0,521	0,483
sargan	0,339	0,313
dif-sargan	0,115	0,149
comfac	0,021	0,428

note de lecture: les écarts-types des paramètres sont indiqués entre parenthèses. Ils intègrent la correction proposée par Windmeijer (2000) ; m1 et m2 sont les statistiques d'autocorrélation des résidus à l'ordre 1 et 2 définies par Arellano et Bond (1991) ; sargan est un test de validité des instruments ; dif-sar est un test de validité des instruments en différences ; comfac est un test de validité de la représentation dynamique.

¹ On reprend ci-après la présentation de Cette et Mahfouz (1996, encadré 1, p168).

² Seule la concurrence pure et parfaite conduit à un partage intégral des richesses créées entre facteurs de production.

³ 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 augmenté des subventions sur les produits (Eurostat, 1996 ; Lequiller, 1998³). 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 indirects et les subventions sur les produits : $VAPB = RTRAV + RCAP + PIN_APU_B$

Comme le calcul d'indicateurs reposant sur la valeur ajoutée au prix de base et au prix de marché suit la même logique, seuls seront présentés les indicateurs reposant sur l'approche au prix du marché.

⁴ L'étude de Phéline (1975) justifie ainsi la correction de la non salarisation qu'il emploie et qui sera reprise par la suite (note 1, p.31) : « Le traitement de la « correction de salarisation croissante » est directement emprunté au Modèle Star mis au point par le Groupe de Recherche Macroéconomique à la Direction de la Prévision. ». Il semble qu'une telle correction ait été utilisée pour la première fois par Clark (1957).

⁵ L'ensemble des études appliquent une correction de la non salarisation lorsqu'elles s'appliquent à un champ comprenant des non salariés.

⁶ D'après le Système Elargi de Comptabilité Nationale définissant les règles de la base 80 des comptes nationaux français (Insee, 1987), « Le coût du facteur travail doit intégrer en plus de la rémunération des salariés, les impôts sur les salaires et la main d'œuvre, les versements au titre de la participation, une partie des transferts courants divers, une partie des transferts en capital. ». Ayant été définies postérieurement à ce manuel, les subventions sur rémunérations ne sont pas mentionnées.

⁷ Pour plus de précisions on se reportera à Cette et Mahfouz (p 166).

⁸ Cette dernière hypothèse est bien entendu un cas extrême qui ne correspond pas à la réalité. Mais peut-on apporter des éléments de réponse clairs permettant de choisir entre les deux premières hypothèses ?

⁹ A partir d'un « partage capital/travail [...] étudié au coût des facteurs en tenant compte des nouvelles formes de rémunération, en proposant un calcul de l'évolution de l'effet de l'augmentation de la salarisation, en utilisant une approche alternative au calcul de la valeur ajoutée et, enfin, en se concentrant sur des paramètres industriels comparables », l'étude d'Askenazy montre que « Ces conventions aboutissent à des résultats quantitatifs étonnamment différents de ceux obtenus par les utilisateurs des données de l'OCDE. Elles suggèrent que la remontée du taux de marge en France serait généralement surestimée et que la constance du partage aux États-Unis est tributaire du périmètre économique retenu. La France et les États-Unis auraient connu des niveaux voire des évolutions plutôt similaires dans le partage de la valeur ajoutée sur trois décennies avec une légère érosion de la part du travail. ».

¹⁰ On retrouve ici une des interprétations fournies par Boyer (Boyer, 1998) pour expliquer la progression et le niveau élevé du taux de marge depuis vingt ans.

¹¹ Il convient cependant de signaler que ces conclusions peuvent être fragilisées par la mise en évidence par Askenazy (2003) d'une incohérence affectant les indicateurs utilisés puisque le stock de capital considéré est hors logements tandis que l'excédent d'exploitation inclut les revenus locatifs.

¹² Kaldor N., (1961), « Economic growth and capital accumulation », in F. Lutz et D. C. Hague, eds, *The Theory of Capital*, Macmillan, Londres.

¹³ Un modèle structurel correspond à un système de N équations formalisant les interactions entre N variables à expliquer (variables endogènes) et des variables considérées comme fixées (variables exogènes). Dans ce modèle, les équations relient des variables endogènes à des variables endogènes et/ou exogènes. A partir de ce modèle, chaque variable endogène peut être exprimée en fonction de variables exogènes. Chacune des relations ainsi définie est une forme réduite.

¹⁴ Etats-Unis, Canada, Japon, Allemagne, France, Italie, Royaume-Uni, Australie, Pays-Bas, Belgique, Danemark, Norvège, Suède, Finlande.

¹⁵ Les paramètres relatifs aux allocations chômage et aux cotisations sociales sont déterminés de manière à reproduire les évolutions constatées. Quant aux deux variables restantes, elles sont déterminées de manière à reproduire les différentes phases d'évolution des relations sociales et à contribuer de manière identique à l'évolution du taux de chômage (Caballero et Hammour, 1998, p.16).

¹⁶ Les pays anglo-saxons représentent ici les Etats-Unis, le Canada, et le Royaume-Uni, et l'Europe continentale comprend l'Allemagne, l'Australie, l'Autriche, la Belgique, le Danemark, l'Espagne, la France, l'Irlande, l'Italie, les Pays-Bas et la Suède.

¹⁷ Ils obtiennent ainsi, en reprenant les notations de la partie précédente :
$$\frac{d\alpha}{d\frac{q}{p}} = \frac{1}{k} \left(m + \frac{lf_{12}}{f_{22}} + \frac{lm}{f_1 f_{22}} (f_{11} f_{22} - (f_{12})^2) \right)$$

avec f'_x , la dérivée de f par rapport à x et f_{xy} , la dérivée seconde de f par rapport à x puis y

¹⁸ On retrouve alors un cadre de concurrence pure et parfaite ... ou un cadre de concurrence monopolistique avec pouvoir de marché constant sur toute la période.

¹⁹ Bien que l'étude de Bentolila et St-Paul insiste sur le rôle du pouvoir de négociation des salariés et des coûts d'ajustement du travail, ils ne relient pas ces facteurs au niveau du chômage et ne portent dès lors aucun jugement qualitatif sur ces variables.

²⁰ On retrouve l'effet des termes de l'échanges mis en évidence par la décomposition comptable.

²¹ L'étude de Bentolila et St-Paul s'intéresse à différents pays mais ne propose pas d'explication des profils différenciés.

²² Dans les autres pays, le calcul des taux d'utilisation des capacités sont obtenus différemment. Même lorsqu'ils sont obtenus à partir d'enquêtes comme dans le cas français, les questions posées diffèrent. Pour plus de précisions, on se reportera à l'article de Bourlange et Chaney (1990).

²³ Ce qui plaide pour une décomposition des degrés d'utilisation en fonction de l'intensité et de la durée d'utilisation.

²⁴ Compte tenu des restrictions sur les paramètres auxquelles elles conduisent inévitablement et à la difficulté analytique à extraire les demandes de facteurs, on ne détaillera pas ici précisément de fonction de coût associée à la prise en compte simultanée des volumes et des durées d'utilisation des facteurs. Pour une présentation d'une fonction de coût dans un cadre Cobb-Douglas de court terme où seule la durée du travail et les effectifs sont pris en compte, on se reportera à l'étude de Péleraax (1993) ; concernant une fonction de coût plus générale tenant compte également des coûts associés au capital et à la durée d'utilisation des équipements, on consultera les travaux de Nadiri et Rosen (1969) et Cette (1983).

²⁵ Cette hypothèse permet d'assurer une cohérence avec la situation où l'on ne considère que les volumes de facteurs puisque cette situation suppose implicitement une stabilité des durées d'utilisation.

²⁶ Une formalisation identique est obtenue en supposant que la productivité globale des facteurs suit un processus stationnaire (Dupaigne, 2002).

²⁷ Marschak et Andrews (1944) montrent que les variables exogènes ne peuvent être considérées comme indépendantes et que l'hypothèse d'exogénéité n'est plus vérifiée si l'on admet que le choix des facteurs de production résultent d'un programme de maximisation du profit de l'entreprise.

²⁸ Il convient donc d'être prudent avec les résultats de nos estimations dans la mesure où la dimension individuelle est relativement faible alors que la dimension temporelle atteint pour certaines entreprises l'intégralité de la période 1993-2001

²⁹ $\text{var}(m_{it}) \neq 0$

³⁰ La forte persistance de la variable expliquée peut être atténuée en remplaçant la valeur ajoutée par la valeur ajoutée par tête (le coefficient d'autocorrélation ressort à 0,93). Les résultats obtenus sont équivalents et ne seront pas présentés. Ils sont disponibles auprès des auteurs.

³¹ Fonction de production à élasticité de substitution constante.

³² Selon la valeur des rendements d'échelle, trois cas peuvent être distingués : $\varepsilon < 1$, rendements d'échelle décroissants (un accroissement identique de tous les facteurs conduit à un accroissement moins important de la production) ; $\varepsilon = 1$, rendements d'échelle constants (un accroissement identique de tous les facteurs conduit à un accroissement de même ampleur de la production). $\varepsilon > 1$, rendements d'échelle croissants (un accroissement identique de tous les facteurs conduit à un accroissement plus important de la production). La valeur des rendements d'échelle est une donnée importante puisque des rendements d'échelle croissants poussent à l'accroissement de la « taille » des entreprises (concentration) tandis que des rendements d'échelle décroissants poussent plutôt au développement de petites unités (atomisation). Lorsque les rendements d'échelle sont constants, il n'existe aucune incitation à l'accroissement ou à la diminution de la taille des entreprises.

³³ Parmi les points « moyens » les plus couramment retenus, on trouve la médiane ou la moyenne géométrique des variables (la moyenne arithmétique des logarithmes des variables).

³⁴ Il est possible que la fonction de production connaisse une région où les productivités marginales sont décroissantes. Néanmoins, si on suppose que l'objectif d'une entreprise est de maximiser son profit, cette maximisation s'effectuera dans une zone où les productivités marginales sont croissantes.

³⁵ Soit l'« inégalité fondamentale de la minimisation des coûts » (Chambers, 1988, p.53).

³⁶ Les déterminants principaux du hessien bordé $F = \begin{pmatrix} 0 & f_1 & \cdots & f_n \\ f_1 & f_{11} & \cdots & f_{1n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ f_n & f_{1n} & \cdots & f_{nn} \end{pmatrix}$ sont de signe alterné (à partir du deuxième).

³⁷ Une fonction Translog satisfera les conditions de régularité si l'ensemble des coefficients est positif. Une telle contrainte détruit cependant la flexibilité de cette fonction puisqu'elle impose que tous les facteurs soient substituables au sens d'Allen.

³⁸ Cette transformation ne modifie pas les caractéristiques de la combinaison productive dans la mesure où les dérivées premières et secondes provenant de la relation transformée sont identiques à celles de la relation d'origine :

$$f_i = \frac{\partial f}{\partial x^i} = \frac{\partial g}{\partial x^i} = g_i$$

$$f_{ij} = \frac{\partial^2 f}{\partial x^i \partial x^j} = \frac{\partial^2 g}{\partial x^i \partial x^j} = g_{ij}$$

³⁹ Retenir ces instruments ou ceux retenus précédemment (l'endogène, les effectifs, le capital, et le travail posté en niveau de t-3 à t-5 et les taux de croissance en t-2) pour estimer une fonction de production Cobb-Douglas ne modifie pas les résultats des estimations.

⁴⁰ Hamermesh (1993, p.129) ne recense que deux études (König et Pohlmeier, 1988, 1989) ayant calculé une élasticité de substitution entre les effectifs et la durée du travail.

⁴¹ Pour une présentation détaillée de cette enquête et des principaux résultats sur la période 1989-2000, cf. Sylvain (2001).

⁴² L'hypothèse d'unicité de la durée du travail est une hypothèse forte de nature à majorer l'évaluation de la Due puisque, du fait de sa pénibilité, le travail en équipes s'accompagne parfois de compensations horaires (équipe de nuit et de fin de semaine).

⁴³ cf. Sevestre et Trognon (1996) pour une présentation de la méthode des moments généralisés sur données de panels.

⁴⁴ L'échantillon utilisé comprend l'ensemble des entreprises de l'enquête Due sur la période 1989-2002, soient plus de 20000 observations.

⁴⁵ Les niveaux des Due harmonique et arithmétique calculés en 1989 semblent cohérents avec les niveaux calculés par Cette (1990) en 1986 : de l'ordre de 57,5 heures pour l'approche arithmétique et de 50 heures pour l'approche harmonique.