



HAL
open science

Durées d'utilisation des facteurs et fonction de production : une estimation par la méthode des moments généralisés en système

Florian Pelgrin, Arnaud Sylvain, Eric Heyer

► To cite this version:

Florian Pelgrin, Arnaud Sylvain, Eric Heyer. Durées d'utilisation des facteurs et fonction de production : une estimation par la méthode des moments généralisés en système. 2003. hal-00972839

HAL Id: hal-00972839

<https://sciencespo.hal.science/hal-00972839v1>

Preprint submitted on 22 May 2014

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.

DURÉES D'UTILISATION DES FACTEURS ET FONCTION DE PRODUCTION :
UNE ESTIMATION PAR LA MÉTHODE DES MOMENTS
GÉNÉRALISÉS EN SYSTÈME

Une étude sur données d'entreprises industrielles françaises sur la période 1989-2001

Document de travail OFCE
N° 2003-06
Octobre 2003

Eric HEYER
OFCE

Florian PELGRIN
Bank of Canada, EUREQua, et OFCE

Arnaud SYLVAIN
Banque de France

Résumé*

Depuis le début des années 1960, des travaux ont montré l'importance des degrés d'utilisation des facteurs dans l'analyse économique. L'influence des durées d'utilisation des facteurs dans la combinaison productive reste néanmoins largement méconnue, particulièrement en ce qui concerne la durée d'utilisation des équipements. À partir de données d'entreprises industrielles françaises sur la période 1989-2001, nous estimons une fonction de production Cobb-Douglas tenant compte des volumes de facteurs et des durées d'utilisation. Nous reprenons le cadre défini par Blundell et Bond (2000) en supposant l'existence de chocs autocorrélés permettant une représentation dynamique de la combinaison productive et utilisons comme méthode d'estimation de référence la méthode des moments généralisés en système. Toutes chose égales par ailleurs et sous les hypothèses retenues, il ressort de nos estimations que le travail posté et le capital seraient des substituts parfaits au sein de la combinaison productive.

Thème : Fonction de production

Mots-clés : Fonction de production, données de panel, méthode des moments généralisés, durée d'utilisation des équipements, durée du travail

Classification JEL : C33, D24, J23

* Les opinions exprimées dans cette étude n'engagent que leurs auteurs et en aucunement les institutions auxquelles ils appartiennent. 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) dont la plupart des formules ont été reprises.

Depuis le début des années 1960, plusieurs travaux se sont attachés à décrire l'importance des degrés d'utilisation des facteurs dans l'analyse économique, tant dans l'analyse des demandes de facteurs (Nadiri et Rosen, 1973 ; Cette, 1983) que des fluctuations de la productivité (Foss, 1963) ou encore de la formalisation de la combinaison productive (Feldstein, 1967 ; Cueva et Heyer, 1997).

Si l'ensemble de ces études montre l'importance des degrés d'utilisation des facteurs dans l'analyse économique, les mesures utilisées ne sont pas homogènes : s'il est généralement admis que les deux principales dimensions des degrés d'utilisation sont l'intensité et la durée, la plupart des études utilisent des indicateurs de degrés ou d'intensité d'utilisation. L'impact des durées d'utilisation dans la combinaison productive reste ainsi largement méconnu. Une telle méconnaissance paraît d'autant plus dommageable dans le cas de la France que les durées d'utilisation des facteurs y ont connu des évolutions prononcées sur les dernières années. 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 pour la première fois l'estimation sur données individuelles d'une fonction de production incorporant explicitement les durées d'utilisation des facteurs. L'objectif de ce travail est ainsi de considérer aussi bien la durée du travail que l'intensité du travail posté 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.

Si notre étude met en évidence que cette méthode est préférable, elle illustre également l'idée selon laquelle lorsque les séries mobilisées sont très proches de posséder une racine unitaire, l'estimateur MMGD n'apporte pratiquement pas d'information et les résultats obtenus pour l'estimateur MMGS ne reposent quasiment que sur les équations en niveaux. Dans un tel contexte, bien que moins efficace, un simple estimateur de la méthode des moments généralisée en niveau (MMGN) fournirait des résultats proches de l'estimateur

système (Bond, Nauges, Windmeijer, 2002).

Nos principaux résultats sont les suivants. Premièrement, les estimations montrent que la variable représentant le recours au travail posté est informative et statistiquement significative. En revanche, la durée du travail ne contribue pas à améliorer les résultats et demeure non significative, ce qui semble devoir s'expliquer par la faible variabilité et les erreurs de mesure sur cette variable. Deuxièmement, toutes choses égales par ailleurs et sous les hypothèses retenues, le travail posté et le stock de capital seraient des substituts parfaits au sein de la combinaison productive : il serait ainsi équivalent de développer le travail posté et d'utiliser deux fois plus longtemps un équipement que d'acquérir un même équipement supplémentaire. Troisièmement, nos résultats confirment les meilleures propriétés de l'estimateur de la méthode des moments généralisés en système pour l'étude de la fonction de production sur données françaises.

Le papier est organisé comme suit. Après un rappel des principaux champs de l'analyse économique où la prise en compte des degrés d'utilisation des facteurs semble plus particulièrement nécessaire, nous présentons les données mobilisées pour estimer une fonction de production avec stocks et durées d'utilisation des facteurs au niveau individuel. Le cadre théorique ainsi que les estimateurs retenus sont ensuite 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.

1. Degrés d'utilisation des facteurs et analyse de la combinaison productive

La prise en compte de l'utilisation des facteurs dans l'analyse économique repose sur l'intuition que les services rendus par les facteurs de production dépendent de leur degré d'utilisation. Durant les années 60-70, l'omission des degrés d'utilisation des facteurs de production dans les estimations économétriques des fonctions de demande de travail de court terme (Ball et St Cyr (1966), Brechling et O'Brien (1967), Nadiri (1968)) et de fonction de production (Feldstein (1967), Craine (1973)) fait naître une incohérence manifeste entre « l'hypothèse de rendements décroissants et les mouvements pro-cycliques observés de la productivité du travail et des salaires réels » (Tatom (1980)). Ainsi donc, à une analyse en termes de stocks de facteurs devraient se substituer une analyse en termes de flux de services rendus par ces facteurs.

1.1. Degrés d'utilisation : un concept important ...

De nombreux travaux et ouvrages collectifs se sont attachés à décrire l'importance de ces degrés, tant dans l'analyse des demandes de facteurs que des fluctuations de court terme de la productivité ou de la formalisation de la combinaison productive.

Le modèle développé par Nadiri et Rosen (1973), en créant un lien théorique entre les modèles traditionnels de demande de facteurs et l'utilisation des facteurs de production, a constitué une avancée théorique majeure. Les estimations de ce modèle de demande de facteurs avec ajustements croisés montrent qu'en réponse aux fluctuations cycliques de la demande, l'ajustement aux valeurs souhaitées s'opère plus rapidement pour les degrés d'utilisation que pour les variables de stocks. Sur données françaises, plusieurs études se sont inspirées de ces travaux et ont également mis en évidence un impact des degrés d'utilisation des facteurs (Cette, 1983 ; Cueva et alii, 1993 ; Cueva, 1995)

L'analyse des changements de productivité de long terme s'est également enrichie par la prise en compte des variations du degré d'utilisation du capital. Les travaux pionniers de Foss (1963) ont montré une contribution positive significative du degré d'utilisation du capital à l'évolution des gains de productivité aux États-Unis. En France, Cette (1990, 1995) a mis en évidence le profil cyclique de la durée d'utilisation des équipements sur longue période et ses conséquences sur la mesure de l'efficacité apparente des équipements. Les travaux de Cette et Guellec (1994) montrent que la prise en compte des degrés d'utilisation des facteurs de production améliore l'analyse des évolutions de la productivité à long terme.

La prise en compte des degrés d'utilisation dans les fonctions de production est importante puisque l'ajustement des stocks de facteurs n'est pas instantané alors que leur degré d'utilisation peut être rapidement modifié. Plusieurs études sur données américaines (Craine 1973), anglaises (Feldstein, 1967 ; Leslie et Wise, 1980), allemandes (Hart et Mc Gregor, 1987) ou françaises (Cueva et Heyer, 1997, Heyer, 1998) ont ainsi estimé des fonctions de production incorporant la durée du travail ou le degré d'utilisation du capital. En France, où la problématique des degrés d'utilisation des facteurs est régulièrement abordée (Économie et Statistique, 1990 ; Anxo et alii, 1994) la politique de réduction de la durée légale du travail a amené une réflexion sur le rôle des durées d'utilisation des facteurs au sein du système productif (Cahuc et Granier, 1997 ; Gianella et Lagarde, 1999).

1.2. ... mais absent des travaux empiriques

Si l'ensemble de ces études semble valider l'importance des degrés d'utilisation des facteurs dans l'analyse économique, très peu d'études empiriques les intègrent simultanément

dans leurs estimations.

Comme l'illustre le tableau 1 qui résume les résultats d'estimation d'une fonction Cobb-Douglas prenant en compte les degrés d'utilisation des facteurs de production, si la durée du travail a fait l'objet de plusieurs études, l'impact de la durée d'utilisation du capital sur la combinaison productive est relativement méconnu. Le peu de travaux sur les durées d'utilisation des facteurs s'expliquant par une absence de données.

Par ailleurs, la seule étude intégrant les deux degrés d'utilisation dans une fonction de production (Cueva et Heyer, 1997) a été réalisée sur données macro-sectorielles et donne des résultats peu satisfaisants : non seulement l'élasticité de la durée d'utilisation des équipements est peu significatif mais celle de la production par rapport au capital devient supérieur à celle du travail.

A cet égard, l'utilisation de données individuelles d'entreprise se révélerait particulièrement intéressante pour étudier l'évolution de la durée du travail, comme celle du travail en équipes. Leur plus grande variabilité ainsi que leur collecte au niveau micro-économique donnent aux données de panel un avantage sans conteste sur les séries macro-économiques agrégées lorsqu'il s'agit d'étudier des comportements et des choix d'entreprises. La dimension individuelle pourrait être utilisée pour analyser les relations statiques ou dynamiques entre les facteurs de production (travail, capital, durée du travail et durée d'utilisation des équipements).

**Tableau 1 : Principaux résultats d'estimations d'une fonction
Cobb-Douglas incorporant les degrés d'utilisation**

	β_K	β_L	β_{HI}	β_{NOP}	Méthodologie	Données
Feldstein (1967)	0.26 (0.01)	0.73 (0.009)	1.71 (2.19)		Variables instrumentales	Panel industrie Royaume-Uni
Craine (1973)	-0.07 (0.07)	0.80 (0.04)	1.98 (0.13)		MCO	Panel industrie États-Unis
Leslie et Wise (1980)	0.24 (0.01)	0.78 (0.01)	1.61 (0.18)		MCO	Panel industrie Royaume-Uni
Leslie et Wise (1980)	0.32 (0.03)	0.64 (0.04)	0.64 (0.11)		MCO (effet fixes sectoriels)	Panel industrie Royaume-Uni
Anxo et Bigsten (1989)	0.56 (0.09)	0.61 (0.02)			Variables instrumentales	Panel industrie Suède
Anxo et Bigsten (1989)	0.46 (0.02)	0.68 (0.014)	0.98 (0.12)		Variables instrumentales	Panel industrie Suède
Anxo et alii (1989)	0.51 (0.02)	0.63 (0.014)	0.91 (0.15)	-0.21* (0.08)	Variables instrumentales	Panel industrie Suède
Hart et Mac Gregor (1988)	0.47 (0.205)	0.73 (0.16)	0.55 (0.15)		Variables instrumentales	Panel industrie Allemagne
Hart et Mac Gregor (1988)	0.73 (0.16)	0.31 (0.12)	0.82 (0.36)	0.32 (0.01)	Variables instrumentales	Panel industrie Allemagne
Cueva et Heyer (1997)	0.19 (0.12)	0.72 (0.11)	1.54 (0.47)		MCO	Panel sectoriel industrie France
Cueva et Heyer (1997)	0.73 (0.11)	1.89 (0.50)	0.88 (0.10)	1.59** (0.87)	MCO	Panel sectoriel industrie France
Gianella et Lagarde (1999)	0.21 (0.00)	0.83 (0.00)	0.22* (0.10)		MCO	Panel industrie France
Gianella et Lagarde (1999)	0.19 (0.08)	0.83 (0.10)	0.88* (1.82)		GMM Système	Panel industrie France
Blundell et Bond (2000)	0.23 (0.07)	0.77 (0.09)			GMM Système	Panel industrie Royaume-Uni

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 %.

Or, il semblerait ainsi qu'il n'existe pas d'étude sur données d'entreprises françaises visant à estimer une fonction de production incorporant la durée du travail et la durée d'utilisation des équipements. Une telle absence est d'autant plus dommageable que ces durées ont connu des évolutions prononcées en France sur les dernières années (Sylvain, 2001). Celle-ci semble devoir s'expliquer pour deux raisons techniques :

La principale raison réside en l'absence de données sur la durée d'utilisation des équipements : ainsi, à notre connaissance, seule la Banque de France dispose d'une enquête

permettant d'obtenir des informations au niveau individuel à la fois sur la durée du travail et la durée d'utilisation des équipements.

La seconde est liée à la difficulté d'estimer une fonction de production sur données individuelles : l'estimation d'une fonction de production Cobb-Douglas sur données individuelles en tenant compte des biais de simultanéité et de l'hétérogénéité non observée conduit généralement à des résultats particulièrement décevants. Ainsi, comme le signale Griliches et Mairesse (1997) : « In empirical practice, the application of panel methods to micro-data produced rather unsatisfactory results: low and often insignificant capital coefficients and unreasonably low estimates of return to scale ».

Or, (1) Blundell et Bond (2000) ont défini un cadre formel permettant d'estimer une fonction de production de type Cobb-Douglas et d'obtenir des résultats particulièrement intéressants, et (2) nous pouvons rapprocher deux fichiers de la Banque de France nous permettant d'obtenir des volumes de facteurs et des durée d'utilisation au niveau individuel.

Ces deux limites étant dépassées, nous pouvons dès lors proposer l'estimation d'une fonction de production de type Cobb-Douglas à quatre facteurs sur données d'entreprises afin d'apporter un éclairage sur l'influence des durées d'utilisation des facteurs dans la combinaison productive.

2. Les données

Pour disposer d'information sur les stock et les durées d'utilisation au niveau individuel, l'échantillon utilisé pour les estimations provient du rapprochement de deux fichiers de données de la Banque de France : la Centrale de Bilans et l'enquête annuelle sur la durée d'utilisation des équipements dans l'industrie (annexe 1).

- La « production » retenue pour estimer une fonction de production (Y) est la valeur ajoutée au coût des facteurs (en volume). Elle a été calculée à partir des données comptables de la Centrale de Bilans.
- 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 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 (taux de déclassement constant).
- L'enquête annuelle sur la durée d'utilisation des équipements (enquête DUE) fournit au niveau individuel les effectifs totaux (L) ainsi que la structure du travail posté permettant de calculer un indicateur d'intensité du recours au travail posté

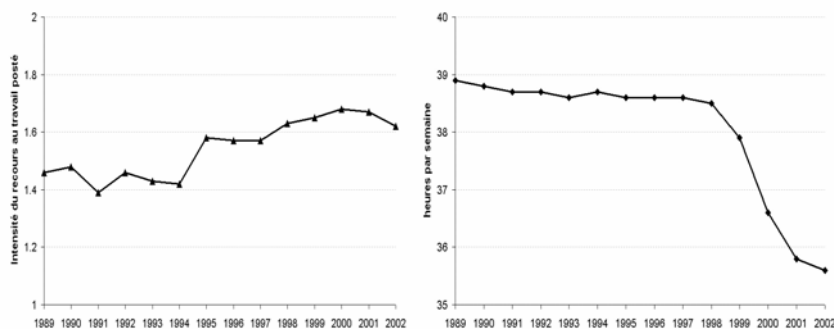
(NOP, graphique 1) qui, couplée à la durée du travail, permet d’approcher la durée d’utilisation des équipements (DUE). Plutôt qu’une mesure synthétique de la DUE, nous avons incorporé dans nos estimations les deux déterminants de la DUE afin de pouvoir estimer l’élasticité de la durée du travail et du travail posté¹.

- La durée du travail au niveau individuel provient également de l’enquête DUE (graphique 2). Concernant cette dernière variable, on ne peut exclure qu’elle soit très imparfaitement mesurée : les résultats agrégés obtenus à partir de cette variable sont proches de ceux de l’enquête Acemo-Dares, ce qui laisserait supposer qu’elle surestime également la diminution de la durée du travail² (Dares, 2001) ; les entreprises sont interrogées sur une base hebdomadaire ne tenant pas compte d’éventuels accords de modulation du temps de travail ; enfin, les heures supplémentaires ne semblent pas être comptabilisées.

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 (cf. annexe 2 pour des statistiques descriptives sur l’échantillon).

Graphiques 1 et 2

Intensité du recours au travail posté **Durée du travail dans l’industrie**
Indicateur économétrique



Sources : enquête DUE Banque de France ; calcul des auteurs.

1. 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.

2. En ne tenant pas compte, entre autres, des redéfinitions du temps de travail qui ont pu accompagner le passage à une durée hebdomadaire de 35 heures.

3. Relation estimée et méthode d'estimation

3.1 Estimation des paramètres de la fonction de production

L'objet des estimations est d'estimer les élasticités des différents facteurs à la production. Hors progrès technique et terme d'échelle, on cherche à estimer la relation suivante :

$$Y_{i,t} = L_{i,t}^{\beta_L} \times K_{i,t}^{\beta_K} \times DHT_{i,t}^{\beta_{DHTL}} \times DUE_{i,t}^{\beta_{DUE}} \quad (1)$$

avec Y, valeur ajoutée au coût des facteurs en volume de l'entreprise i à la date t ; L, effectifs ; K, le volume de capital ; DHT, la durée du travail ; DUE, la durée d'utilisation des équipements.

Si on suppose que la durée d'utilisation des équipements est également une fonction de type Cobb-Douglas de la durée du travail et de l'intensité du recours au travail posté (NOP), telle que :

$$DUE = DHT^{\alpha_{DHT}} \times NOP^{\alpha_{NOP}} \quad 3$$

alors, la relation (1) peut se réécrire :

$$Y_{i,t} = L_{i,t}^{\beta_L} \times K_{i,t}^{\beta_K} \times DHT_{i,t}^{\beta_{DHT}} \times NOP_{i,t}^{\beta_{DUE}} \quad (2)$$

avec

$$\beta_{DHT} = \beta_{DHTL} + \beta_{DUE} \times \alpha_{DHTK}$$

$$\beta_{NOP} = \alpha_{NOP} \times \beta_{DUE}$$

Après passage de la relation (2) en logarithmes, on obtient :

$$y_{i,t} = \beta_L \times l_{i,t} + \beta_K \times k_{i,t} + \beta_{NOP} \times nop_{i,t} + \beta_{DHT} \times dht_{i,t}$$

avec les variables en minuscules représentant des logarithmes.

En reprenant le cadre défini par Blundell et Bond (2000), on cherche donc à estimer la relation suivante :

$$y_{i,t} = \beta_L \times l_{i,t} + \beta_K \times k_{i,t} + \beta_{NOP} \times nop_{i,t} + \beta_{DHT} \times dht_{i,t} + \mu_t + \delta_s + (\eta_i + v_{i,t} + m_{i,t})$$

avec

γ_t effet spécifique temporel ; δ_s effet spécifique sectoriel.

3. On utilise habituellement la relation $DUE = NOP \times DHT$. On préfère ici une formalisation plus complexe permettant de s'affranchir de l'hypothèse de substituabilité parfaite entre les heures et l'indicateur de recours au travail posté dans l'expression de la durée d'utilisation des équipements au profit d'une hypothèse moins restrictive. En contrepartie, l'élasticité associée à l'indicateur de recours au travail posté ne correspondra pas nécessairement à celle de la DUE.

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 :

$$\begin{aligned} v_{i,t} &= \rho \times v_{i,t-1} + e_{i,t} \\ e_{i,t}, m_{i,t} &\sim MA(0). \end{aligned} \quad (2)$$

L'incorporation d'un terme d'erreur autorégressif dans le terme d'erreur global permet à Blundell et Bond d'obtenir une relation dynamique⁴. En effet, à partir des relations (1) et (2), on peut écrire :

$$\begin{aligned} y_{i,t} &= \rho y_{i,t-1} + \beta_L (l_{i,t} - \rho l_{i,t-1}) + \beta_K (k_{i,t} - \rho k_{i,t-1}) + \beta_{NOP} (nop_{i,t} - \rho nop_{i,t-1}) \\ &+ \beta_{DHT} (dht_{i,t} - \rho dht_{i,t-1}) + (\gamma_t - \rho \gamma_{t-1}) + \delta_s (1 - \rho) + (\eta_i (1 - \rho) + e_{i,t} + m_{i,t} - \rho m_{i,t-1}) \end{aligned}$$

Soit encore,

$$\begin{aligned} y_{i,t} &= \pi_1 y_{i,t-1} + \pi_2 l_{i,t} + \pi_3 l_{i,t-1} + \pi_4 k_{i,t} + \pi_5 k_{i,t-1} + \pi_6 nop_{i,t} + \pi_7 nop_{i,t-1} \\ &+ \pi_8 dht_{i,t} + \pi_9 dht_{i,t-1} + \gamma_t^* + \delta_s^* + \eta_i^* + w_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

avec les contraintes :

$$\pi_3 = -\pi_2 \pi_1, \pi_5 = -\pi_4 \pi_1, \pi_7 = -\pi_6 \pi_1 \text{ et } \pi_9 = -\pi_8 \pi_1 \quad (4)$$

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 (les paramètres des relations (1) et (2)) est réalisée en plusieurs étapes :

- Estimation de la relation (3) sans contrainte.
- Test de validité des contraintes (4).
- Si les contraintes sont validées, estimation de la relation (2) qui permet d'obtenir les élasticités des facteurs.

4. Une formalisation identique est obtenue en supposant que la productivité globale des facteurs suit un processus stationnaire (Dupaigne, 2002).

3.2. 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 performant⁵. Dans la même perspective, l'estimateur Within conduit à des estimations peu satisfaisantes et biaisées 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 différenciation 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, Arellano et Bover (1995) 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. À 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 (voir annexe 3 pour une présentation formalisée des estimateurs MMGD et MMGS). 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.

5. 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.

Deux tests de Wald sont réalisés pour chaque estimation : un test de représentation dynamique et un test de rendements d'échelle constants. De plus, contrairement à Blundell et Bond (2000) qui utilisent les variances robustes issues de la première étape comme variances robustes de l'estimateur de la deuxième étape pour les estimateurs MMGD et MMGS, nous utilisons une formule de correction de la variance de la deuxième étape proposée par Windmeijer (2000)⁶.

4. 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 en annexe (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 observations⁷. 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 mesure⁸ (Blundell et Bond, 2000).

4.1. 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 instruments⁹. Il est à noter que le test de représentation dynamique est statistiquement accepté pour l'ensemble des estimateurs (annexe 3). Le tableau 2 présente les résultats pour les différents 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

6. Windmeijer (2000) a montré par des simulations de Monte-Carlo que les écart-types asymptotiques estimés de l'estimateur MMG en deux étapes peuvent être biaisés vers le bas de façon significative à distance finie (détails en annexe).

7. 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.

8. $\text{var}(m_{it}) \neq 0$

9. Les résultats lorsque les instruments sont les niveaux retardés de $t-2$ à $t-4$ et les taux de croissance en $t-1$ pour y , k et l , sont présentés en annexe.

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 2). 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 2 : Fonction de production Cobb-Douglas à deux facteurs

	MCO	<i>Within</i>	MMGD*	MMGS*
<i>Rendements d'échelles 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'échelles constants</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 d'après Windmeijer (2000).

** hypothèse de rendements d'échelle constants rejetée.

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 performant¹⁰. 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.

10. 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 première différence 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.

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 unitaire¹¹ (tableau 3).

Tableau 3 : 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 : $Z_{it} = \alpha Z_{i,t-1} + \mu_s + \eta_t + \nu_i + \varepsilon_{i,t}$, 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 séries¹², il semble donc plus pertinent d'utiliser l'estimateur MMGS¹³, 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 4). 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 estimation contrainte a également été réalisée : elle aboutit à des élasticités du travail et du capital légèrement différentes puisque

11. Bond, Nauges, Windmeijer notent cependant que la puissance de ce test diminue à mesure que la variance de l'effet individuel augmente : il devient plus difficile de rejeter H_0 .

12. 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 cependant équivalents et ne seront pas présentés. Ils sont néanmoins disponibles sur simple demande aux auteurs.

13. Dans notre cas, compte tenu de la valeur élevée des coefficients α et des résultats des tests de racine unitaire, il apparaît que les équations en différences n'apportent que peu d'informations dans l'estimateur combinée et qu'un estimateur plus simple en niveau (MMGN), bien que moins efficace, aurait pu se révéler suffisant.

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.

4.2. Travail posté et capital : substituts parfaits au sein de la combinaison productive ?

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 instruments¹⁴. 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 3). 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 4).

La prise en compte de la durée du travail se révèle décevante puisque, quel que soit l'estimateur, l'élasticité 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 (quasi-stabilité jusqu'en 1997 suivie d'une forte diminution jusqu'en fin de période) semble également de nature à justifier ces mauvais résultats

L'incorporation du travail posté semble plus intéressante : l'élasticité du travail posté est significative pour l'ensemble des estimateurs excepté l'estimateur MMGD ; dans le cas de l'estimateur MMGS, cette élasticité 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 et que ces deux variables seraient des substituts parfaits au sein de la combinaison productive : toutes choses égales par ailleurs et en supposant le capital

14. Les résultats lorsque les instruments sont les niveaux retardés de $t-2$ à $t-4$ et les taux de croissance en $t-1$ pour y , k , l , et Nop , sont présentés en annexe.

homogène, il serait identique en terme d'accroissement de la production d'acquérir une nouvelle machine plutôt que d'en utiliser une deux fois plus longtemps.

De même que pour la fonction de production à deux facteurs, 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 puisque l'élasticité de la durée du travail augmente (de 0,28 à 0,46). Quant à l'élasticité du travail posté, bien qu'elle soit légèrement plus importante (de 0,30 à 0,52), elle reste statistiquement équivalente à celle du capital.

Tableau 4 : Fonction de production avec durée du travail et travail posté

	MCO	<i>Within</i>	MMGD*	MMGS*
Rendements d'échelles non contraints				
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)
$\beta_K = \beta_{NOP}$ [p-stat]	9,11 [0,00]	0,76 [0,38]	0,37 [0,54]	0,05 [0,83]
Rendements d'échelle constants				
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)
$\beta_K = \beta_{NOP}$ [p-stat]	11,45 [0,00]	4,24 [0,04]		1,06 [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.

La prise en compte de la durée du travail conduisant à une élasticité non significative ou contre-intuitive puisqu'elle se révèle inférieure à celle du seul travail¹⁵, 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 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 4).

Tableau 5 : Fonction de production Cobb-Douglas avec travail posté

	MCO	Within	MMGD*	MMGS*	Indicateur travail posté	
					arithmétique	harmonique
Rendements d'échelles non contraints						
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)
$\beta_K = \beta_{NOP}$ [p-stat]	9,37 [0,00]	0,73 [0,39]	0,37 [0,54]	0,04 [0,84]	0,09 [0,76]	0,11 [0,74]
Rendements d'échelles constants						
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)
$\beta_K = \beta_{NOP}$ [p-stat]	11,95 [0,00]	4,46 [0,03]		0,68 [0,41]	0,60 [0,44]	1,69 [0,19]

Note de lecture : écarts-types entre parenthèses

* Résultats de la deuxième étape ; écarts-types corrigés d'après Windmeijer (2000).

** Hypothèse de rendements d'échelles constants rejetée ;

*** Test de Wald $H_0 : \beta_K = \beta_{NOP}$

4. 3. Une comparaison avec de études antérieures

Le tableau 1 présente les résultats obtenus lors de précédentes études sur l'estimation de la fonction de production avec ou sans durée d'utilisation des facteurs.

Une comparaison avec nos résultats 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 permet 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 MMGD 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 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). Disposant pour notre part d'une mesure de la durée d'utilisation des équipements, nous obtenons, à l'instar de Hart et McGregor (1988), des élasticités identiques de la production par rapport au capital ou à sa durée d'utilisation.

5. Conclusion

Bien que cette première tentative d'estimation de l'influence des durées d'utilisation des équipements dans la combinaison productive sur données individuelles n'ait pas permis de mettre en évidence un impact réellement significatif de la durée du travail vraisemblablement du fait d'erreurs de mesures sur cette variable, elle a néanmoins 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 différence.

Mais nous sommes également 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. La portée de nos résultats est également atténuée par la fonction de production retenue : bien que la fonction de production Cobb-Douglas soit communément utilisée dans les études empiriques, il est acquis qu'elle est trop restrictive. Ainsi, si cette étude a permis

d'apporter un éclairage sur l'impact du recours au travail posté, il semble que la confirmation de cet impact à partir d'une forme flexible de la fonction de production en soit un prolongement naturel.

BIBLIOGRAPHIE

ANDERSON T. et C. HSIAO, 1981, « Estimation of Dynamics Models with Error Components », *Journal of the American Statistical Association*, 76, pp. 589-606.

ANDERSON T. et C. HSIAO, 1982, « Formulation and Estimation of Dynamics Models using Panel Data », *Journal of Econometrics*, 18, pp. 47-82.

ANXO D. et A. BIGSTEN, 1989, « Working Hours and Productivity in Swedish Manufacturing », *Scandinavian Journal of Economics*, n°91, pp. 613-619.

ANXO D., G. BOSCH, D. BOSWORTH, G. CETTE, T. STERNER et D. TADDEI, 1994, *Comparaison of Work Patterns and Capital Operating Time*, Kluwer Academic Publishers B.V.

ARELLANO M et S. BOND, 1991, « Some Tests of Specification for Panel Data : Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations », *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-297.

BLUNDELL R. et S. BOND, 1998, « Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models », *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115-143.

BLUNDELL R. et S. BOND, 2000, « GMM Estimation and Persistent Panel Data : An Application to Production Functions », *Econometric Reviews*, 3, pp. 321-340.

BLUNDELL R., S. BOND et F. WINDMEIJER, 2000, « Estimation in Dynamic Panel Data models : Improving on the Performance of the Standard GMM Estimator », in B. Baltagi (ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, Elsevier Sciences.

BOND S., NAUGES, C., et F. WINDMEIJER, 2002, « Unit Root and Identification in Autoregressive Panel Data Models : A Comparison of Alternative Tests », *mimeo, Institute for Fiscal Studies*.

CAHUC P. et P. GRANIER, 1997, « La réduction du temps de travail. Une solution pour l'emploi ? », ouvrage collectif, Economica.

CETTE G., 1983, « Degrés d'utilisation des facteurs et demande d'investissement et de travail », *Revue Économique*, vol.34, n°4, juillet.

CETTE G., 1990, « Durée d'utilisation des équipements : l'inversion d'une tendance longue. », *Économie et Statistique*, n°231, avril.

CETTE G., S. CUEVA, D. TADDEI, et X. TIMBEAU, 1991, « Capacités de production et degrés d'utilisation : la mise en évidence des effets de saturation », *Cahiers du Grefi*, n°1991- 2.

CETTE G., 1995, « Durée d'utilisation des équipements et travail posté en France », in D. Anxo et al. eds., *Work Patterns and Capital Utilisation*, Kluwer, Pays-Bas.

CETTE G. et D. GUELLEC, 1994, « Renouveau du capital, croissance et productivité : une analyse Empirique sur l'industrie française », *Economie Appliquée*, 47(4), pp. 79-103.

CRAINE R., 1973, « On the Service Flow from Labour », *Review of Economic Studies*, vol.40, pp. 39-46.

CUEVA S., M. RUBINSTEIN, D. TADDEI et X.TIMBEAU, 1993, « Modèle dynamique de production avec degrés d'utilisation : analyse théorique et économétrique », *Cahiers du Grefi*, n°1993-1, avril.

CUEVA S., 1995, « Demande de facteurs et degrés d'utilisation du capital et du travail. », *Thèse pour le doctorat en science économique*, Université de Paris I, Panthéon-Sorbonne, septembre.

CUEVA S. et E. HEYER, 1997, « Fonction de production et degrés d'utilisation du capital et du travail : une analyse économétrique », *Economie et Prévision*, 11, pp. 93-111.

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.

DUPAIGNE M., 2002, « Travail posté et durée d'utilisation des équipements dans les fluctuations économiques », *Annales d'Économie et de Statistique*, n°66.

ECONOMIE ET STATISTIQUE, 1990, « Les degrés d'utilisation des facteurs de production », n°231, avril.

FELDSTEIN M.S., 1967, « Specification of the Labor Input in the Aggregate Production Function », *Review of Economic Studies*, 34, pp. 375-386, octobre.

FOSS M.F., 1963, « The Utilization of Capital Equipment », *Survey of Current Business*, volume 43, n°6, juin.

GIANELLA C. et P. LAGARDE, 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, décembre.

GRILICHES Z. et J. MAIRESSE, 1998, « Production Functions : the Search for Identification », in S. Strom (ed.), *Essays in Honour of Ragnar Frisch, Econometric Society Monograph Series*, Cambridge University Press.

HART R.A. et P.G. MCGREGOR, 1988, « The Return to Labour Services in West German Manufacturing Industry », *European Economic Review* 32, pp. 947-963.

HEYER E., 1998, « Rigidités de l'offre et degrés d'utilisation des facteurs de production », *Thèse pour le doctorat en science économique*, Université d'Aix-Marseille II, mars.

- HSIAO C., 1986, *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.
- KIVIET J., 1995, « On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models », *Journal of Econometrics*, 68, pp. 53-78.
- LESLIE D. et T. WISE, 1980, « The Productivity of Hours in U.K. Manufacturing and Production Industries », *Economic Journal* 90, pp. 74-84.
- NADIRI I. et S. ROSEN, 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*, 49, pp. 1417-1426.
- OCDE, 2001, *Measuring Capital. A Manual on the Measurement of Capital Stocks, Consumption of Fixed Capital and Capital Services*, Secrétariat Général.
- SARGAN, J., 1958, « The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables », *Econometrica*, 26, pp. 329-338.
- SEVESTRE P. et A. TROGNON, 1996, « Linear Dynamic Models », in L. Matyas, et P. Sevestre (eds), *The Econometrics of Panel Data : Handbook of Theory and Applications*, Kluwer Academic Publishers.
- STAIGER, D. et J. STOCK, 1997, « Instrumental Variables Regression with Weak Instruments », *Econometrica*, 65, pp. 557-586.
- SYLVAIN A., 2001, « La durée d'utilisation des équipements : principaux résultats 1989-2000 », *Bulletin de la Banque de France*, n°94, octobre.
- SYLVAIN A., 2002, « La durée d'utilisation des équipements dans l'industrie – résultats de l'enquête 2001 », *Bulletin de la Banque de France*, n°98, février.
- SYLVAIN A., 2003a, « La durée d'utilisation des équipements dans l'industrie – résultats de l'enquête 2002 », *Bulletin de la Banque de France*, n°110, février.
- SYLVAIN A., 2003b, « Lois de mortalité et durées de vie des équipements dans l'industrie », *Bulletin de la Banque de France*, n°111, mars.
- SYLVAIN A., 2003c, « Pertinence empirique des mesures indirectes de la durée d'utilisation des équipements », *miméo, Banque de France, Observatoire des entreprises*.
- WINDMEIJER F., 2000, « A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Two-step GMM Estimators », The Institute for Fiscal Studies, *Working paper, WP 00/19*.
- 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*, 15, pp. 419-431.

Annexe 1

Données utilisées, construction des variables, et sélection de l'échantillon

A1.1 Les sources de données

La Centrale de Bilans de la Banque de France

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 35 000 entreprises, avec une représentativité satisfaisante dans l'industrie (taux de couverture global de 57%).

L'enquête annuelle de la Banque de France sur la durée d'utilisation des équipements

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 embauches¹⁶.

A1.2 Construction des variables

La **valeur ajoutée au coût des facteurs** en valeur (VACF_VAL) est calculée à partir de données de la Centrale des Bilans d'après la relation suivante :

$$\text{VACF_VAL} = \text{FL} + \text{FM} + \text{FN} - (\text{FS} + \text{FT} + \text{FU} + \text{FV} + \text{FW}) + \text{FO} - \text{FX},$$

16. Pour une présentation des résultats de cette enquête, voir Sylvain (2001, 2002, 2003a). Les marges de production avec embauches permettent de calculer des taux d'utilisation des capacités au niveau individuel, ce qui amène à disposer d'une approximation de l'autre dimension des degrés d'utilisation. Néanmoins, cette information s'est révélée inutilisable en raison du faible nombre d'entreprises répondant à ces questions. Leur prise en compte aurait conduit à un échantillon trop faible.

avec F_l , chiffre d'affaires net ; F_m , production stockée ; F_n , production immobilisée ; F_s , achats de marchandises ; F_t , variation de stock de marchandises ; F_u , achats de matières premières et autres approvisionnements ; F_v , variation de stocks de matières premières et autres approvisionnements ; F_w , autres achats et charges externes ; F_o , subventions d'exploitation ; F_x , impôts, taxes et versements assimilés ;

La valeur ajoutée en volume (Y) est ensuite obtenue en déflatant la valeur ajoutée en valeur par un indice de prix sectoriel de la valeur ajoutée (niveau naf36). En raison d'absence d'information sur l'évolution de l'efficacité des équipements au cours du temps, **le stock de capital en volume (K)** calculé à niveau individuel est un stock brut de capital. En raison des données disponibles, il se rapporte à l'ensemble des immobilisations corporelles (terrains, construction, installations techniques, matériel et outillage industriel, autres immobilisations corporelles).

Le stock de capital est calculé à partir d'un modèle de déclassement proportionnel, qui permet d'exprimer le volume de capital d'une période en fonction du capital de la période précédente et du volume de l'investissement courant :

$$K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1}$$

avec δ , taux de déclassement des équipements constant correspondant à l'inverse de la durée de vie des équipements fixée à 20 ans (Sylvain, 2003b).

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) ;

Afin d'être cohérents avec les informations sur la structure du travail posté, les **effectifs totaux (L)** proviennent de l'enquête annuelle sur la durée d'utilisation des équipements. La **durée du travail (DHT)** est aussi directement issue de l'enquête DUE.

L'**indicateur d'intensité du recours au travail posté (NOP)** est calculé à partir des informations sur la structure du travail posté fournies par l'enquête annuelle sur la durée d'utilisation des équipements. Pour chaque entreprise, cet indicateur est défini tel que :

$$NOP_{it} = \frac{\sum_n n \times \alpha_n \times p_{it}^n}{\sum_n \alpha_n \times p_{it}^n}$$

avec n , le nombre d'équipes ; p_i^n , la part des effectifs travaillant en n équipes ; α_n , coefficients constants.

Compte tenu des données disponibles dans l'enquête DUE (les effectifs en discontinu, semicontinu et continu), on a supposé que le travail en discontinu correspondait 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.

Selon les coefficients α_n retenus, on obtient différentes mesures de l'intensité du recours au travail posté (tableau A). L'approche harmonique définit l'intensité du recours au travail posté comme la moyenne harmonique du nombre d'équipes. L'approche arithmétique définit l'intensité du recours au travail posté comme la moyenne arithmétique du nombre d'équipes. L'indicateur économétrique, qui est l'indicateur de référence utilisé dans cette étude, retient des coefficients α_n issus d'estimations économétriques sur données individuelles (Sylvain, 2003c).

Indicateurs d'intensité du recours au travail posté

	Approche économétrique*	Approche harmonique	Approche arithmétique
α_1	1	1	1
α_2	0,95	0,50	1
α_3	0,91	0,33	1
α_5	0,86	0,20	1

* Voir Sylvain (2003c) pour une présentation de ces indicateurs.

A1.3 Sélection de l'échantillon

L'échantillon couvrant la période 1989-2001 provient du rapprochement de deux sources d'informations de l'Observatoire des Entreprises de la Banque de France : l'enquête annuelle sur la durée d'utilisation des équipements et la Centrale des Bilans.

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

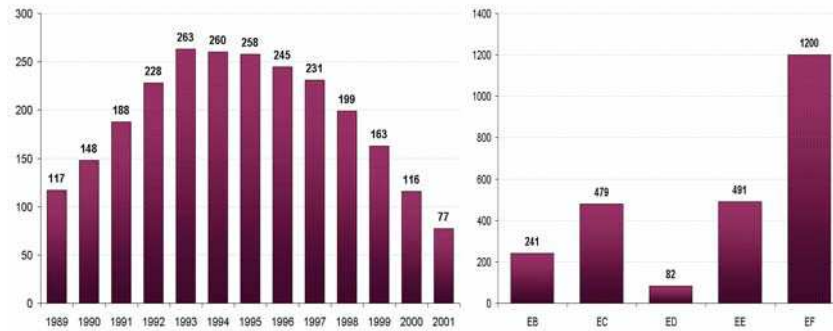
Annexe 2

Statistiques descriptives

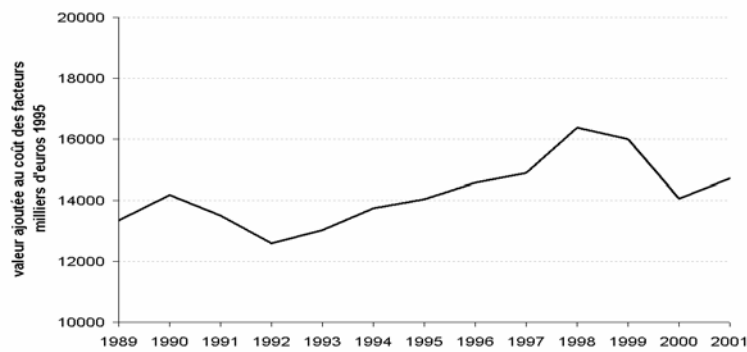
Répartition des observations

par année

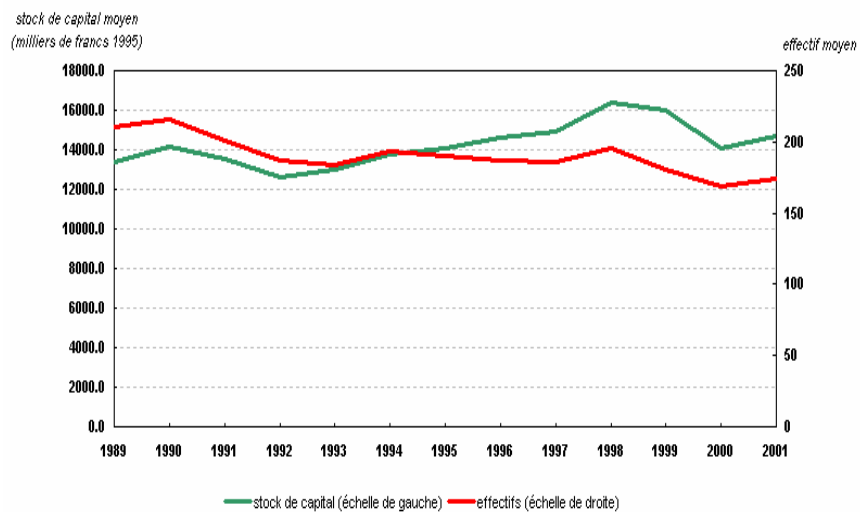
par secteur



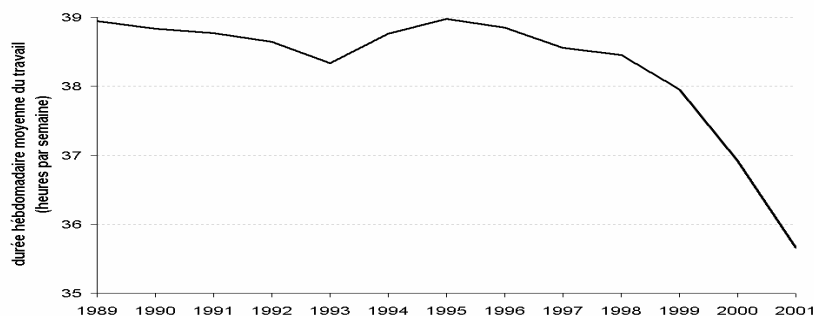
Valeur ajoutée au coût des facteurs



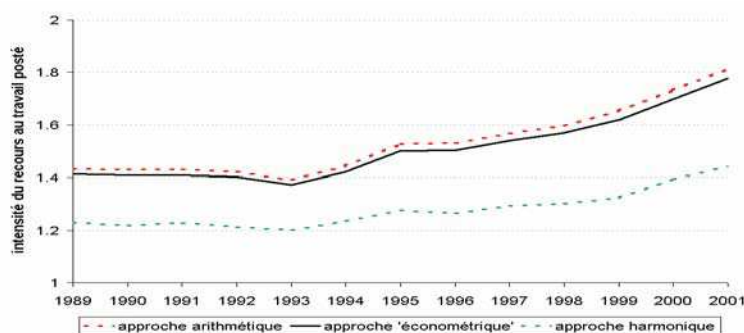
Stock de capital et effectifs moyens



Durée du travail



Intensité du recours au travail posté



	moyenne	écart-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
lnnop2	0.25	0.29	0.00	0.00	0.15	0.41	1.39
lnhdht	3.65	0.05	3.33	3.65	3.66	3.66	3.94
<i>lnnop1</i>	<i>0.26</i>	<i>0.29</i>	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	<i>0.16</i>	<i>0.42</i>	<i>1.42</i>
<i>lnnop3</i>	<i>0.16</i>	<i>0.19</i>	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	<i>0.08</i>	<i>0.26</i>	<i>1.06</i>

	moyenne	écart-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
dlnnop2	0.00	0.12	-0.66	-0.01	0.00	0.02	0.69
dlnhdht	-0.01	0.05	-0.29	0.00	0.00	0.00	0.25
<i>dlnnop1</i>	<i>0.00</i>	<i>0.12</i>	<i>-0.66</i>	<i>-0.01</i>	<i>0.00</i>	<i>0.02</i>	<i>0.71</i>
<i>dlnnop3</i>	<i>0.00</i>	<i>0.09</i>	<i>-0.64</i>	<i>-0.01</i>	<i>0.00</i>	<i>0.01</i>	<i>0.71</i>

nop1 : indicateur de recours au travail posté, approche arithmétique.

nop2 : indicateur de recours au travail posté, approche économétrique (référence).

nop3 : indicateur de recours au travail posté, approche harmonique.

Annexe 3

Les estimateurs MMGD et MMGS

Cette annexe présente brièvement les estimateur de la méthode des moments généralisés en première différence (MMGD) et en système (MMGS) ainsi que les principaux tests statistiques qui leurs sont habituellement associés dans le cadre de modèles de régressions linéaires autorégressifs lorsque N (dimension individuelle) est grand, T (dimension temporelle) est faible et en présence d'un effet fixe individuel¹⁷.

A3.1. L'estimateur MMGD

Supposons que l'équation (3) du texte vérifie les conditions suivantes :

- (i) $E[z_{i,t}\chi] \neq 0$;
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) $E[\eta_i] = 0, E[v_{i,t}] = E[m_{i,t}] = 0, E[v_{i,t}\eta_i] = E[m_{i,t}\eta_i] = 0$
 $\forall i = 1, \dots, N$ et $\forall t = 2, \dots, T$;
- (iii) $E[m_{i,t}m_{i,s}] = 0$
 $\forall i = 1, \dots, N$ et $s \neq t$;
- (iv) $E[v_{i,t}m_{i,s}] = 0$
 $\forall i = 1, \dots, N$ et $\forall t, s = 1, \dots, T$;
- (v) $E[v_{i,t}v_{j,t}] = 0, E[m_{i,t}m_{j,t}] = 0$
 $\forall i = 1, \dots, N$ et $j \neq i$;
- (vi) $E[y_{it}v_{i,t}] = E[y_{it}m_{i,t}] = E[x_{it}v_{i,t}] = E[x_{it}m_{i,t}] = 0$
 $\forall i = 1, \dots, N$ 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.

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.

17. Pour plus de détails, voir Blundell et Bond (1998).

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

$$\tilde{x}_i^{t-s} = (1, x_i^{t-3})$$

$$x_i^{t-3} = (x_{i,1}, \dots, x_{i,t-3})$$

$$x_{i,s} = (y_{i,s}, k_{i,s}, l_{i,s}, nop_{i,s}, dht_{i,s})$$

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 première différence. 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 première différence avec ceux de 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.

A3.2 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 différence retardée) en première différence 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 (Arellano et Bond, 1995)¹⁸. Les conditions de moments (A2.1) signifient que les variables retardées en première différence 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

$$\Delta W_{i,T-k} = (\Delta k_{i,T-k}, \Delta l_{i,T-k}, \Delta nop_{i,T-k}, \Delta dht_{i,T-k}, 1)$$

18. 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).

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 différence. 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

$$w_i^+ = (\Delta w_{i,3}, \dots, \Delta w_{i,T}, w_{i,3}, \dots, w_{i,T})'$$

A3.3 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.¹⁹

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)²⁰.

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

19. 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 le 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).

20. 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 première différence. 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).

$$s = \frac{1}{N} \hat{\Delta}w' Z W_N Z' \hat{\Delta}w \underset{a}{\sim} \chi^2(m - k) \text{ sous } H_0$$

où

$$W_N = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \hat{\Delta}w_i \hat{\Delta}w_i Z_i \right)^{-1}$$

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 :

$$s_{sys} - s_{diff} \underset{a}{\sim} \chi^2(m_{sys} - m_{diff}).$$

A3.4 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 étape²¹. Windmeijer (2000) propose d'utiliser la formule suivante pour la variance corrigée :

21. 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 première différence et ainsi tous les termes de covariance entre les deux ensembles de moments ne sont pas nulles.

$$\begin{aligned}\hat{V}_c(\hat{\beta}_2) &= N(\Delta x' ZW_N^{-1}(\hat{\beta}_1)Z' \Delta x)^{-1} + D_{\hat{\beta}_2, W_N(\hat{\beta}_1)} \hat{V}(\hat{\beta}_1) D'_{\hat{\beta}_2, W_N(\hat{\beta}_1)} \\ &\quad + ND_{\hat{\beta}_2, W_N(\hat{\beta}_1)} (\Delta x' ZW_N^{-1}(\hat{\beta}_1)Z' \Delta x)^{-1} \\ &\quad + N(\Delta x' ZW_N^{-1}(\hat{\beta}_1)Z' \Delta x)^{-1} D'_{\hat{\beta}_2, W_N(\hat{\beta}_1)}\end{aligned}$$

où

$$\hat{V}(\hat{\beta}_1) = N(\Delta x' ZW_N^{-1}Z' \Delta x)^{-1} \Delta x' ZW_N^{-1}W_N(\hat{\beta}_1)W_N^{-1}Z' \Delta x(\Delta x' ZW_N^{-1}Z' \Delta x)^{-1},$$

$$W_N(\hat{\beta}_1) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \Delta \hat{w}_{i1} \Delta \hat{w}'_{i1} Z_i,$$

$$\begin{aligned}D_{\hat{\beta}_2, W(\hat{\beta}_1)} &= (\Delta x' ZW_N^{-1}(\hat{\beta}_1)Z' \Delta x)^{-1} \Delta x' ZW_N^{-1}(\hat{\beta}_1) \frac{\partial W_N(\beta)}{\partial \beta} \Big|_{\hat{\beta}_1} W_N^{-1}(\hat{\beta}_1)Z' \Delta x \\ &\quad \times (\Delta x' ZW_N^{-1}(\hat{\beta}_1)Z' \Delta x)^{-1} \Delta x' ZW_N^{-1}(\hat{\beta}_1)Z' \Delta w \\ &\quad - (\Delta x' ZW_N^{-1}(\hat{\beta}_1)Z' \Delta x)^{-1} \Delta x' ZW_N^{-1}(\hat{\beta}_1) \frac{\partial W_N(\beta)}{\partial \beta} \Big|_{\hat{\beta}_1} W_N^{-1}(\hat{\beta}_1)Z' \Delta x.\end{aligned}$$

Annexe 4

Résultats des estimations²²

A4.1 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 (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
Représentation dynamique						
ρ	0,907 0,017	0,518 0,044	0,03 0,105	0,126 0,12	0,768 0,062	0,878 0,069
β_L	0,65 0,057	0,658 0,071	0,48 0,169	0,436 0,221	0,884 0,137	0,466 0,152
β_K	0,307 0,048	0,203 0,065	-0,084 0,149	-0,111 0,196	0,171 0,164	0,422 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

22. 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'échelles constants ($\beta_L + \beta_K = 1$)

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-3 et t-5 et les variables en différence en t-2.

A4.2 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 (t-2/t-4)	Sys-GMM (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
Représentation dynamique						
ρ	0,904 0,017	0,503 0,043	0,031 0,082	0,083 0,114	0,777 0,071	0,768 0,073
β_L	0,649 0,056	0,653 0,071	0,463 0,171	0,481 0,208	0,826 0,102	0,686 0,122
β_K	0,301 0,048	0,204 0,065	-0,115 0,151	-0,105 0,19	0,158 0,112	0,344 0,108
β_{DHT}	0,148 0,096	0,283 0,104	0,53 0,291	0,185 0,344	0,493 0,277	0,275 0,231
β_{NOP}	0,112 0,038	0,135 0,042	0,003 0,123	0,024 0,146	0,052 0,091	0,301 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

Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t-3 et t-5 et les variables en différence en t-2 exceptée la durée du travail (erreur de mesure récurrente).

Estimation contrainte $\alpha + \beta = 1$						
	Ols	Within	Dif- GMM (t-2/t-4)	Dif- GMM (t-3/t-5)	Sys- GMM (t-2/t-4)	Sys- GMM (t-3/t-5)
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
$\beta_\kappa = \beta_{NOP}$	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-3 et t-5 et les variables en différence en t-2 exceptée la durée du travail (erreur de mesure récurrente).

A4.3 Fonction de production Cobb-Douglas avec travail posté

	Ols	Within	Dif- GMM (t-2/t-4)	Dif- GMM (t-3/t-5)	Sys- GMM (t-2/t-4)	Sys- GMM (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
Représentation dynamique						
ρ	0,905 0,017	0,513 0,043	0,034 0,083	0,09 0,11	0,788 0,062	0,774 0,071
β_L	0,644 0,056	0,646 0,071	0,509 0,176	0,482 0,212	0,836 0,104	0,674 0,125
β_K	0,303 0,048	0,202 0,065	-0,11 0,147	-0,113 0,183	0,143 0,116	0,338 0,11
β_{NOP}	0,111 0,038	0,133 0,042	0,031 0,113	0,017 0,146	0,053 0,091	0,299 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
	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 0,016	0,504 0,042	0,085 0,09	0,062 0,113	0,578 0,114	0,534 0,132
β_L	0,681 0,045	0,721 0,056	0,846 0,141	0,921 0,155	0,82 0,1	0,616 0,141
β_{NOP}	0,106 0,039	0,127 0,043	0,046 0,121	0,089 0,161	0,231 0,092	0,523 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-3 et t-5 et les variables en différence en t-2

A4.4 Fonction de production Cobb-Douglas avec indicateurs de recours au travail posté alternatifs (estimateur MMGS)

	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
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