AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

Les rendements d'échelle dans les IAA

Une analyse du dimensionnement des entreprises sur données de panel

G. CETTE
D. SZPIRO
avec la collaboration de Claude TRUY
pour les travaux informatiques

Cahiers d'économie et sociologie rurales, n° 17, 1990

Les entreprises des industries agricoles et alimentaires françaises sont-elles bien dimensionnées ? Une telle question, dont l'actualité se renforce dans la perspective du grand marché unique européen, suppose l'existence d'une relation entre la dimension des entreprises et leurs performances économiques. Autrement dit, elle repose sur l'hypothèse de rendements d'échelle non toujours unitaires. Or, de multiples raisons peuvent justifier des hypothèses tant de rendements croissants que décroissants[1].

Seule, l'utilisation de données individuelles d'entreprises permet véritablement d'appréhender les phénomènes de rendements d'échelle. Mais les méthodes utilisées témoignent d'une grande diversité[2]. Certaines ne recourent pas à l'économétrie et reposent, par exemple, sur l'analyse des avis fournis par des experts (ingénieurs, cadres ou chefs d'entreprise) ou sur l'étude des évolutions des parts de marché de différentes classes de tailles d'entreprises (méthode des survivants). Un second ensemble de méthodes plus couramment utilisées procèdent par l'estimation économétrique de fonctions de coût ou de fonctions de production.

L'étude qui suit se situe dans cette dernière approche et procède donc à l'estimation de fonctions de production explicites sur données individuelles sur la période 1984-1988[3]. Pour cela, elle recourt à l'information fournie par 568 entreprises des industries agricoles et alimentaires adhérentes à la Centrale de bilans de la Banque de France, totalisant un peu plus de 63 000 salariés en 1987. Ces entreprises appartiennent aux seuls secteurs de la nomenclature en 600 postes pour lesquels l'échantillon est suffisant. Cela représente dix secteurs fins sur lesquels le taux de couverture des effectifs globaux s'étage de 14 % à 39 %.

On commencera par présenter le modèle de production estimé, puis les données utilisées et la méthode d'estimation. Enfin, on analysera la relation taille-efficacité productive des firmes et la qualité du dimensionnement de l'ensemble des entreprises françaises appartenant aux dix secteurs retenus.

LE MODÈLE DE PRODUCTION

La **fonction de production** retenue s'inspire d'une Cobb-Douglas dans laquelle les rendements d'échelle dépendent de la taille des entreprises ; elle est proche de celle retenue dans Cette et Szpiro (1989). En négligeant pour l'instant la spécification des effets du progrès technique, on peut écrire, pour une entreprise donnée :

---

(1) Diverses sources de rendements d'échelle croissants ou décroissants sont présentées dans Cette et Szpiro (1989). On peut aussi se reporter, sur ces questions, à Gold (1981) et surtout à Pratten (1988).

(2) Ces aspects seront plus longuement développés dans un article à paraître en 1991 dans les *Cahiers Economiques et Monétaires de la Banque de France.*

(3) Une version provisoire de cet article a été présentée au colloque "Economie Industrielle et Système Agro-Alimentaire", organisé par le LATAPSES et l'INRA, Sophia-Antipolis, les 20 et 21 avril 1989. Dans cette communication, nous avions utilisé l'information provenant de 439 entreprises, sur la période 1977-1984.

$$Q = A\, S^{f_n(s)} \quad avec \quad S = K^{\alpha}\, L^{1-\alpha}$$

où Q, K, L et S représentent respectivement le volume de l'output (ici la valeur ajoutée), le volume du capital fixe, les effectifs employés et la taille des entreprises ;

A est une constante et α un paramètre dont la valeur est comprise entre 0 et 1 ;

les lettres minuscules désignent les logarithmes des variables. On a donc $s = log\ (S) = \alpha k + (1-\alpha)\, l$;

$f_n(s)$ est un polynôme de degré n de la variable s.

L'indicateur de la taille de l'entreprise S est ici la moyenne géométrique du volume des deux facteurs de production (capital et travail). Le polynôme $f_n(s)$ traduit l'influence de la dimension de l'entreprise sur les rendements d'échelle.

Les **effets du progrès technique** sont décomposés, comme dans une fonction de Solow, selon qu'ils sont ou non incorporés aux équipements. De plus, l'influence de l'organisation de l'entreprise en plusieurs établissements est prise en compte par une variable dichotomique valant 0 lorsque l'entreprise ne comporte qu'un seul établissement et 1 dans le cas contraire (le nombre précis d'établissements n'est pas disponible dans nos données). Le modèle théorique finalement retenu s'écrit :

$$Q = A\, e^{\gamma_t + \lambda (t - AGE)}\, S^{f_n(s)}\, e^{(\beta . ETAB)} \qquad (1)$$

soit, sous une forme logarithmique :

$$q = \gamma_t + \lambda\,(t - AGE) + g_{n+1}\,(s) + \beta\,(ETAB) + cte \qquad (1')$$

avec $g_{n+1}\,(s) = s\, f_n\,(s)$

où $ETAB$ est la variable dichotomique indiquant s'il n'y a qu'un seul établissement,
t désigne l'année,
AGE l'âge moyen des équipements.

Dans cette fonction, le progrès technique est supposé neutre au sens de Hicks ; il modifie d'une façon identique la productivité de chaque facteur de production. Les effets du progrès technique non incorporé sont mesurés par le coefficient annuel γ_t. Contrairement aux formulations habituelles des fonctions de production, leur évolution n'a pas été supposée *a priori* régulière dans le temps. Les effets du progrès technique incorporé aux équipements sont mesurés par le coefficient λ, supposé stable

sur la période d'estimation. Ils se diffusent à travers la formation du capital fixe et se traduisent à l'aide d'un indicateur synthétisant la structure par génération des équipements : l'âge moyen du capital.

Ce modèle de production théorique suppose, par souci de simplification, que les effets du progrès technique ne soient pas influencés par la taille des entreprises. De même, la substituabilité entre facteurs ne dépend pas de la taille et l'élasticité de substitution est supposée constante et égale à 1.

C'est ici la production elle-même qui est analysée, et non la capacité de production ; la différence entre les deux notions étant le taux d'utilisation des capacités de production. Ce taux a une composante transitoire liée aux fluctuations de l'activité, et peut-être aussi une composante systématique qui correspondrait à une meilleure gestion de cet aléa, soit qu'une entreprise prévoie plus correctement les débouchés (fonction administrative et marketing plus dynamiques), soit que les aléas se révèlent plus faibles quand l'entreprise est très grande et que la loi des grands nombres permet de lisser les accidents. Il nous a semblé que cette partie systématique du taux d'utilisation pouvait donc être liée à la taille des entreprises et devait à ce titre faire partie du diagnostic sur l'efficacité relative des petites et des grandes firmes[4]. Ainsi, les marges de capacité sans embauche telles qu'elles sont relevées dans les enquêtes de conjoncture font apparaître une influence de la taille : les grandes entreprises industrielles de plus de 500 salariés ont une marge sensiblement inférieure en moyenne à celles des petites entreprises (cf. M. Folly et H. Gresh, 1981 ; A. Abou, G. Cette, J. Mairesse, 1990 et D. Bourlange et E. Chaney, 1990). L'adéquation entre la capacité et la production, dans sa partie systématique, sera ainsi une des causes éventuelles de l'efficacité.

A partir de la fonction de production, les rendements d'échelle $r(s)$ sont définis comme l'élasticité de la production Q par rapport à la taille des entreprises S. On a donc :

$$r(s) = \frac{dQ}{dS} \times \frac{S}{Q}$$

soit, par approximation :

$$r(s) = \frac{dq}{ds} = \frac{dg_{n+1}(s)}{ds} = f_n(s) + s\frac{df_n(s)}{ds} \qquad (2)$$

Les rendements d'échelle $r_n(s)$ sont un polynôme de degré n de la variable s. Ils se réduisent au polynôme $f_n(s)$ dans le seul cas où ce polynôme est de degré nul (si $n = 0$ alors $r_0(s) = f_0(s) = cte$). La fonction de production est alors homogène[5] (de degré r) et les rendements d'échelle

[4] On trouvera une discussion empirique de cette question appliquée à la production d'électricité dans Betancourt et Edwards (1987).

[5] Elle est alors similaire à une fonction de Solow.

sont continuellement décroissants (si $r < 1$), constants (si $r = 1$) ou croissants (si $r > 1$). En dehors de ces cas particuliers, la fonction n'est pas homogène et les rendements d'échelle $r_n(s)$ diffèrent du polynôme $f_n(s)$, car une modification de la taille de l'entreprise se traduit sur la production non seulement à travers l'exposant de S, mais aussi à travers la modification de cet exposant, et ce dernier effet est loin d'être négligeable[6].

Afin de comparer l'efficacité productive des entreprises appartenant à différentes classes de taille "toutes choses égales par ailleurs", on a calculé un indicateur de **productivité empirique globale** qui écarte l'influence du progrès technique. En notant PE cette mesure de productivité, on a :

$$PE = \left[Q / e^{\gamma_t + \lambda(t - AGE)} \right] / S \qquad (3)$$

C'est l'indicateur de productivité empirique globale qui a été utilisé pour déterminer la taille optimale des entreprises. Il est plus "réaliste" que l'indicateur théorique PT calculé en appliquant directement les coefficients du polynôme $f_n(s)$ obtenus par l'estimation :

$$PT = S^{f_n(s) - 1} \times e^{\beta . ETAB} \qquad (4)$$

L'écart entre les deux indicateurs correspond aux résidus d'estimation. On constatera plus loin que les dimensions optimales définies avec ces deux indicateurs sont assez proches.

L'ESTIMATION DU MODÈLE

Les données utilisées

L'évaluation de la taille optimale de production a été effectuée grâce à un échantillon d'entreprises adhérentes à la Centrale de bilans de la Banque de France. Dans dix secteurs des industries agricoles et alimentaires (sur un total d'une quarantaine que compte la nomenclature en 600 postes), le nombre d'observations contenues dans notre échantillon était suffisant pour mener une estimation économétrique du modèle présenté ci-dessus[7]. Notre analyse des entreprises de l'agro-alimentaire se limitera donc à ces dix activités. L'échantillon comporte 568 entreprises sur

[6] Si les rendements dépendent de la taille de façon continue, des estimations séparées par strates de taille omettent cet effet.

[7] Une observation correspond ici à une entreprise-année. Le nombre minimum d'observations nécessaires pour envisager une estimation économétrique a été fixé à 100.

la période 1984-1988, employant plus de 63 000 personnes en 1987, ce qui représente un taux de couverture des effectifs variant entre 14 % et 39 % sur les dix activités[8].

L'adhésion est à la base des données de la Centrale des bilans, ce qui peut entraîner des problèmes d'autosélection. Il est possible que les entreprises adhérentes soient, en moyenne, en meilleure santé que celles qui préfèrent ne pas diffuser leurs comptes. De même, les entreprises qui disparaissent, soit réellement, soit par le biais d'une restructuration, devraient être généralement moins performantes que les autres. Ce phénomène a été pris en compte sur la période d'estimation 1984-1988, mais a pu jouer auparavant sur la période de pré-cylindrage 1979-1984 (voir en annexe pour la description du fichier). Ce biais d'échantillonnage, qui concerne surtout les entreprises non optimales, est sans grande conséquence sur la détermination de la dimension optimale tentée ici.

L'évaluation de la relation taille d'entreprise-rendement d'échelle serait plus appropriée si elle avait été menée sur des établissements (et non des entreprises). Ces statistiques n'étant pas disponibles, une grande entreprise peut donc ici être constituée de plusieurs établissements et, dans ce cas, seul un effet de productivité globale est pris en compte grâce à une variable dichotomique. La productivité qui sera estimée reflètera à la fois l'efficacité purement technique et la façon dont une entreprise a su tirer parti de la répartition de la production entre ses unités productives (ce qui correspond à des économies "d'envergure" plus qu'à des économies d'échelle *stricto sensu*).

Il faut noter aussi une deuxième limitation des données. Dans l'absolu, il faudrait fonder les regroupements sur la notion de branche et non sur celle de secteur. Cependant, rappelons que cette étude est effectuée au niveau individuel, et la notion de branche nécessiterait donc de connaître les données précises de comptabilité analytique des firmes : travail employé par type de produit, immobilisations et investissements destinés à chaque produit. Ces données ne sont pas accessibles et sont même souvent inexistantes, en particulier pour les petites firmes ; on est donc contraint d'utiliser les données d'entreprises.

La méthode d'estimation

La forme logarithmique indiquée par la relation (1') devient linéaire si l'on connaît la valeur du coefficient α de pondération des deux facteurs de production. La valeur adoptée pour ce coefficient a été déterminée sectoriellement par balayage, le critère d'optimisation retenu étant la minimisation de la somme des carrés des résidus d'estimation.

[8] Voir en annexe la présentation générale de l'échantillon et des variables.

Tableau 1. **Test de rendements constants ou fixes**

Code et dénomination des secteurs	Rendements d'échelle sous l'hypothèse de rendements fixes (a) : fonction de Solow	$\alpha \times 10^2$	$\lambda \times 10^2$	Test de rendements fixes (a)		Test de rendements constants		Dimension optimale des entreprises (d)
				χ^2 hypothèse de rendements fixes (b)	Probabilité (c)	χ^2 hypothèse de rendements constants (b)	Probabilité (c)	
3501 Abattage du bétail	0,90	14,4	5,59	0,22	0,01	0,37	0,00	P
3504 Charcuterie et conserves de viande	1,01	19,5	0,43	0,01	0,00	0,01	0,00	I
3610 Industrie laitière	1,05	17,2	1,63	0,02	0,00	0,04	0,00	G
3702 Conserverie de légumes	1,05	4,1	–2,02	0,00	0,00	0,01	0,00	I
3901 Meunerie	0,96	33,3	5,41	0,00	0,00	0,00	0,00	I
3902 Biscuiterie, biscotterie	1,02	51,5	7,44	0,00	0,00	0,00	0,00	I
3908 Fabrication d'aliments pour animaux	1,13	13,5	4,74	0,01	0,00	0,10	0,00	G
4031 Chocolaterie, confiserie	1,01	46,5	3,65	0,07	0,01	0,07	0,00	I
4102 Distillation d'eau-de-vie naturelle	1,10	15,9	5,54	0,08	0,00	0,16	0,00	G
4105 Champagnisation	1,00	21,1	6,55	0,40	0,02*	0,39	0,00	G

La fonction estimée est la suivante : $q = \gamma_t + \lambda (t - AGE) + \sum_{i=1}^{6} \mu_i \, s^i + \beta (ETAB) + cte$ avec $s = \alpha k + (1-\alpha) l$.

Ces estimations sont effectuées par la méthode des moindres carrés ordinaires. La valeur retenue pour le coefficient α est déterminée par balayage, en minimisant l'écart-type des résidus.

Les estimations sont effectuées sur la période 1984-1988. Le nombre d'observations est donc jusqu'à cinq fois plus élevé dans chaque secteur que celui des entreprises.

a) Les rendements fixes correspondent à l'hypothèse : $\mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \mu_5 = \mu_6 = 0$ dans l'équation ci-dessus. Le modèle estimé devient alors une fonction de Solow. Les rendements constants correspondent au cas particulier de rendements fixes où $\mu_1 = 1$.

b) Le nombre indiqué est la valeur du test du rapport des vraisemblances ($2 \, Log \, (\sigma_0 / \sigma_1)$) qui suit un χ^2 à 3, 4 ou 5 degrés de liberté selon le secteur.

c) Probabilité de se tromper en rejetant l'hypothèse de rendements fixes ou constants.

d) Il s'agit de la dimension optimale empirique, qui est celle pour laquelle l'indicateur de productivité globale empirique est le plus élevé. Cet indicateur est défini plus haut : cf. la formule (3) dans la première section de l'article. Les lettres P, I, G signifient respectivement que la dimension optimale est la plus petite, intermédiaire ou la plus grande.

Le degré $(n + 1)$ du polynôme $g_{n+1}(s)$ a été fixé au maximum à 6. Une étude préliminaire sur une vingtaine de secteurs avait montré qu'un degré supérieur apportait peu d'informations.

Les résultats d'estimation

La fonction de production estimée permet de faire dépendre de la taille, de façon continue, la productivité globale des facteurs de production. Des tests statistiques ont été effectués pour apprécier si cette souplesse fonctionnelle apportait réellement un avantage par rapport à des fonctions plus simples du type de la fonction de Solow. Deux tests d'hypothèses ont été effectués : celui des rendements fixes (la productivité dépend de la taille des entreprises, mais toujours de la même façon, indépendamment des zones de taille que l'on pourrait construire), et celui des rendements constants (c'est-à-dire que la productivité ne dépend pas de la taille de l'entreprise)[9]. Les rendements constants sont donc un cas particulier de rendements fixes. Les tests effectués sont fournis dans le tableau 1.

Ces tests montrent qu'il est utile de ne pas s'en tenir à une fonction de Solow. Aucun des dix secteurs étudiés ne peut être considéré comme ayant une technologie à rendements fixes, et donc *a fortiori* constants (au seuil de 5 %)[10].

Les rendements étant variables dans les dix secteurs étudiés, on déduit le polynôme de rendement $r_n(s)$ par dérivation du polynôme estimé $g_{n+1}(s)$ (relation (2)) ; et la productivité théorique *(PT)* ou empirique *(PE)* peut être calculée à l'aide des relations (3) et (4). Dans cinq secteurs, ces deux indicateurs indiquent les mêmes tailles optimales[11]. Mais dans les cinq autres, des écarts parfois importants apparaissent. L'importance de ces écarts est spécifique aux industries agricoles et alimentaires, car ils sont beaucoup plus réduits dans les autres secteurs industriels.

---

(9) Les tests des coefficients individuels n'ont pas de signification particulière.

En notant le terme $g_{n+1}(s)$, qui intervient dans la relation (1'), de la façon suivante :

$$g_{n+1}(s) = \sum_{i=1}^{n+1} \mu_i \, s^i$$

l'hypothèse de rendements fixes s'écrit $\mu_2 = \mu_3 = \ldots \mu_{n+1} = 0$; et l'hypothèse de rendement constant suppose en plus $\mu_1 = 1$.

Ce test est effectué ici par le rapport des vraisemblances $(2 \log (\sigma_0 / \sigma_1))$ où σ est l'écart-type des résidus d'estimation de chaque modèle.

(10) Au seuil de 1 %, un seul des dix secteurs (la champagnisation) connaîtrait des rendements fixes, mais cependant pas constants.

(11) Si l'on définit celle-ci comme ayant une productivité globale égale ou supérieure à 95 % de la classe où elle est la plus élevée.

TAILLE OPTIMALE ET DIMENSIONNEMENT DES ENTREPRISES

Les estimations effectuées sur notre échantillon d'entreprises permettent la détermination d'une taille optimale. Dans un second temps, on comparera l'adéquation à ce niveau optimal du dimensionnement de l'ensemble des entreprises des dix secteurs des IAA considérés.

La dimension productive optimale

Du seul point de vue de la production, la taille optimale des entreprises est celle pour laquelle la productivité globale des facteurs est, toutes choses étant égales par ailleurs, la plus élevée. Pour cette évaluation, on a retenu l'indicateur de productivité globale empirique, qui paraît plus pertinent que l'indicateur théorique.

La détermination de la taille optimale est menée à partir des résultats présentés dans le tableau 2 et résumée dans le tableau 4.

— la **dimension optimale est la plus grande** dans quatre secteurs : l'industrie laitière, les aliments pour animaux, la distillation d'eau-de-vie naturelle et la champagnisation ;

— la **taille optimale est la plus petite** dans une activité : l'abattage du bétail ;

— enfin, la **dimension optimale est intermédiaire** (ni la plus grande, ni la plus petite) dans les cinq activités restantes, plutôt grande cependant dans la conserverie de légumes (entre 400 et 1 400 employés) et la biscuiterie-biscotterie (entre 200 et 600 employés) ; et plutôt petite dans la charcuterie et conserves de viande (entre 25 et 140 employés), la meunerie (entre 20 et 50 employés) et la chocolaterie-confiserie (entre 20 et 50 employés). Mais il faut signaler que, dans ce dernier secteur, les entreprises les plus grandes ne sont pas présentes dans l'échantillon, ce qui est de nature à remettre éventuellement en cause notre détermination de la taille optimale.

Le dimensionnement des entreprises françaises

On ne s'attend pas à ce que l'ensemble des firmes de chaque secteur se situe dans le meilleur segment de taille, pour deux raisons (outre celles qui tiennent à une mauvaise gestion). D'une part, l'activité productive ne peut se concevoir isolément : il faut tenir compte de la distribution, des coûts de transport, du marketing, du pouvoir de marché (situation de monopole, par exemple), etc. Or, les tailles optimales qu'on a déterminées plus haut concernent les seules activités internes à l'entreprise. D'autre

Tableau 2. **Rendements d'échelle, efficacité, productivité et taille des entreprises**

Code et dénomination des secteurs APE			Classe de taille							
			3	4	5	6	7	8	9	10
3501	Abattage du bétail	Effectifs supérieurs	11	27	68	234	543	1007	.	.
		Rendement d'échelle	0,59	1,02	0,80	0,84	1,35	0,66	.	.
		Productivité empirique	100	77	69	56	68	70	.	.
		Productivité théorique	59	50	47	92	100	77	.	.
3504	Charcuterie et conserves de viande	Effectifs supérieurs	.	23	56	139	394	1173	3650	.
		Rendement d'échelle	.	1,04	1,08	1,03	0,93	0,92	1,11	.
		Productivité empirique	.	89	96	100	93	87	91	.
		Productivité théorique	.	36	39	40	40	99	100	.
3610	Industrie laitière	Effectifs supérieurs	10	22	63	167	413	990	2538	4658
		Rendement d'échelle	0,93	1,16	1,15	0,96	0,94	1,10	1,30	0,81
		Productivité empirique	57	68	69	77	77	80	84	100
		Productivité théorique	21	23	26	27	69	70	84	100
3702	Conserverie de légumes	Effectifs supérieurs	17	49	122	423	1388	2084	.	.
		Rendement d'échelle	0,53	1,21	1,04	1,14	0,63	2,31	.	.
		Productivité empirique	68	69	73	75	100	90	.	.
		Productivité théorique	29	33	36	41	100	99	.	.
3901	Meunerie	Effectifs supérieurs	.	8	21	47	182	350	443	.
		Rendement d'échelle	.	1,09	1,01	0,94	0,89	0,97	1,01	.
		Productivité empirique	.	93	92	100	69	85	81	.
		Productivité théorique	.	40	41	41	100	89	89	.
3902	Biscuiterie, biscotterie	Effectifs supérieurs	.	.	.	34	78	229	579	4819
		Rendement d'échelle	.	.	.	0,90	1,01	1,08	1,09	1,06
		Productivité empirique	.	.	.	83	81	72	100	90
		Productivité théorique	.	.	.	32	30	31	96	100
3908	Aliments pour animaux	Effectifs supérieurs	11	27	65	181	545	1180	.	.
		Rendement d'échelle	1,36	1,12	1,10	1,07	1,03	2,52	.	.
		Productivité empirique	32	46	48	48	48	100	.	.
		Productivité théorique	13	16	18	19	54	100	.	.
4031	Chocolaterie, confiserie	Effectifs supérieurs	.	.	19	46	127	261	718	1590
		Rendement d'échelle	.	.	1,49	1,05	0,78	1,21	1,29	0,08
		Productivité empirique	.	.	76	100	94	74	92	81
		Productivité théorique	.	.	30	36	32	81	100	88
4102	Distillation d'eau-de-vie naturelle	Effectifs supérieurs	8	21	75	221	456	894	.	.
		Rendement d'échelle	1,05	0,82	1,30	1,18	0,72	2,69	.	.
		Productivité empirique	71	63	68	81	95	100	.	.
		Productivité théorique	62	100	60	86	85	83	.	.
4105	Champagnisation	Effectifs supérieurs	.	18	49	122	259	1592	.	.
		Rendement d'échelle	.	1,26	1,12	1,14	1,18	0,73	.	.
		Productivité empirique	.	70	84	86	100	99	.	.
		Productivité théorique	.	26	29	33	38	100	.	.

part, des petites entreprises "non optimales" sont présentes car la croissance prend du temps et nécessite un marché suffisant.

Après avoir évalué la taille optimale de production à l'aide d'un échantillon d'entreprises, on s'intéresse à la répartition de la population exhaustive des entreprises françaises appartenant aux dix secteurs de l'agro-alimentaire retenus ici. Pour cela, on dispose (à partir de source INSEE) d'un fichier indiquant pour l'année 1987 les effectifs employés par chacune des entreprises résidant en France. Il a alors été possible de répartir sectoriellement cette population exhaustive parmi les différentes classes de tailles calculées sur l'échantillon. C'est ainsi qu'a été construit le tableau 3 dont les résultats résumés sont repris dans le tableau 4.

Deux difficultés se sont néanmoins présentées. Tout d'abord dans la plupart des secteurs, quelques entreprises de la population exhaustive ont une dimension qui dépasse celle de la plus grande entreprise de l'échantillon. Ces entreprises ont été affectées dans une quatorzième classe à laquelle aucun niveau de rendement d'échelle n'a pu être associé(12). Par ailleurs, le fichier relatif à la population exhaustive regroupe toutes les entreprises de moins de vingt employés en indiquant leur nombre et leurs effectifs totaux. Aussi a-t-on affecté les entreprises de ce groupe dans une classe numérotée zéro.

Cinq activités sur dix sont bien dimensionnées, l'indicateur de perte y étant inférieur à 15 %. Il s'agit de la charcuterie et conserverie de

(12) La notion d'effectifs n'est pas la même dans les données de la Centrale des bilans et dans les déclarations BIC qui constituent la source INSEE. Dans les premières, il s'agit d'effectifs moyens dans l'année, y compris les personnels intérimaires. Dans les secondes, il s'agit des effectifs salariés par l'entreprise à la date du bilan. Compte tenu de ces différences, nous avons regroupé dans la classe 14 les entreprises de la population exhaustive dont les effectifs dépassent de plus de 5 % ceux de la plus grande entreprise de notre échantillon, pour le même secteur. Les entreprises dont les effectifs dépassent de moins de 5 % ceux de la plus grande entreprise de notre échantillon ont été regroupés dans la plus grande classe d'entreprise du secteur considéré.

Lecture du tableau 2 :

Dans le secteur 39.02 (biscuiterie, biscotterie), la classe 6 va de 34 à 78 travailleurs par entreprise. Les rendements d'échelle médians s'élèvent à 0,90. La productivité empirique médiane (83) est inférieure de 17 % à celle de la classe 9 qui est optimale pour cet indicateur. La productivité théorique médiane (32) est inférieure de 68 % à celle de la classe 10 optimale avec cet indicateur.

Les classes de tailles ont été définies à partir d'un découpage en valeur entière du logarithme *(s)* de la taille *(S)* : le passage d'une classe à la suivante se traduit donc par une multiplication de la taille par environ 2,71. Une bonne correspondance a été observée dans chaque secteur entre l'indicateur de taille et les effectifs. Cela permet de faire référence à chaque classe par un intervalle d'effectifs employés, plutôt que par l'indicateur de taille qui est une mesure plus exacte, mais dont la compréhension n'est pas aussi directe.

Quand le nombre d'observations d'une petite classe était inférieur à 10, ces observations ont été regroupées avec celles de la classe suivante. Les rendements d'échelle indiqués sont les niveaux médians de chaque classe de taille.

Dans chaque secteur, et pour chacun des deux indicateurs de productivité, le tableau fournit le niveau médian de la classe, ramené à l'indice 100 pour la classe où il est le plus élevé.

La productivité empirique *PE* est le niveau de la productivité globale observée hors progrès technique. Elle est définie par la relation 3. La productivité théorique *PT* est la productivité globale calculée, hors progrès technique, en appliquant les coefficients estimés du modèle de production. Elle est définie par la relation 4. L'écart entre ces deux indicateurs reflète l'effet des résidus d'estimation.

Tableau 3. **Répartition des entreprises françaises selon leur taille**

Code et dénomination des secteurs APE		Classe de taille										
		0	4	5	6	7	8	9	10	14	Total	Perte
3501 Abattage du bétail	Entreprises	57,28	10,41	20,96	7,74	2,40	0,93	.	.	0,27	100,00	23
	Effectifs	9,7	5,71	20,82	21,06	20,01	15,57	.	.	7,09	100,00	
3504 Charcuterie et conser. viande	Entreprises	43,62	4,83	29,40	13,96	6,04	1,88	0,27	.	.	100,00	6
	Effectifs	6,41	1,87	18,95	21,59	22,07	18,05	11,07	.	.	100,00	
3610 Industrie laitière	Entreprises	45,16	1,94	23,39	15,32	7,10	5,81	0,97	0,32	.	100,00	20
	Effectifs	2,97	0,38	7,92	14,63	17,96	33,46	12,53	10,15	.	100,00	
3702 Conserverie de légumes	Entreprises	45,91	13,84	20,75	14,47	3,77	0,63	.	.	0,63	100,00	16
	Effectifs	3,05	4,18	14,91	29,96	21,66	11,88	.	.	14,36	100,00	
3901 Meunerie	Entreprises	83,04	.	0,44	11,45	3,96	0,88	.	.	0,22	100,00	9
	Effectifs	31,82	.	0,52	19,91	17,80	14,75	.	.	15,20	100,00	
3902 Biscuiterie, biscotterie	Entreprises	47,55	.	.	15,47	22,26	10,57	1,51	2,6.	.	100,00	20
	Effectifs	5,41	.	.	5,85	15,41	16,82	6,68	49,84	.	100,00	
3908 Aliments pour animaux	Entreprises	51,96	9,07	25,15	10,31	2,47	1,03	.	.	.	100,00	42
	Effectifs	8,22	5,26	24,92	24,58	18,16	18,86	.	.	.	100,00	
4031 Chocolaterie, confiserie	Entreprisess	57,81	.	.	18,75	13,28	3,13	5,08	1,56	0,39	100,00	12
	Effectifs	4,85	.	.	6,57	11,38	5,82	25,43	20,15	25,79	100,00	
4102 Distil. eau-de--vie naturelle	Entreprises	76,24	0,99	17,82	1,98	1,49	1,49	.	.	.	100,00	11
	Effectifs	13,50	0,71	22,65	7,03	16,89	39,22	.	.	.	100,00	
4105 Champagnisation	Entreprises	53,52	.	20,42	14,79	7,04	4,23	.	.	.	100.00	10
	Effectifs	5,54	.	11,27	20,19	19,59	43,42	.	.	.	100,00	

Cette évaluation est menée sur la population exhaustive, en 1987, des entreprises françaises. Ces dernières ont été réparties sur les classes de taille définies avec notre échantillon. La classe 0 regroupe les entreprises de moins de 20 salariés pour lesquelles on ne dispose pas de renseignements individuels. La classe 14 regroupe les entreprises de la population exhaustive dont les effectifs dépassent de plus de 5 % ceux de la plus grande entreprise de notre échantillon, pour le même secteur.

L'indicateur synthétique de perte est la somme, sur les classes de taille, des écarts entre l'indice de productivité de la classe et l'indice maximum (100), pondérés par le poids de la classe en terme d'effectifs (mesurés sur la population exhaustive). La classe 14, ne possédant pas de données de productivité, n'intervient pas dans le calcul.

viande, de la meunerie, de la chocolaterie-confiserie[13], de la distillation d'eau-de-vie naturelle et de la champagnisation. Les deux premières de ces cinq activités (charcuterie et conserverie de viande, et meunerie) semblent même particulièrement bien dimensionnées puisque l'indicateur de pertes y est strictement inférieur à 10 %.

[13] Rappelons que, dans ce secteur, cette appréciation est fragilisée par le fait qu'un peu plus de 25 % des effectifs sont employés par des entreprises dont la dimension dépasse celle de la plus grande entreprise de l'échantillon.

Dans quatre activités, les entreprises paraissent moyennement bien dimensionnées puisque l'indicateur de perte s'y situe entre 15 et 25 %. Il s'agit de l'abattage du bétail, de l'industrie laitière, de la conserverie de légumes et de la biscuiterie-biscotterie.

Dans la dernière activité, les aliments pour animaux, le dimensionnement des entreprises apparaît défavorable puisque l'indicateur de pertes y dépasse même 40 %.

Tableau 4. **Dimensionnement des entreprises françaises et taille optimale**
(Présentation synthétique des résultats)

Dimensionnement des entreprises françaises

			... favorable (pertes ≤15%)	... ni favorable ni défavorable (15%<pertes≤25%)	... défavorable (pertes >25%)
Dimension optimale des entreprises	la plus grande		• Distillation d'eau de vie naturelle (4102) • Champagnisation (4105)	• Industrie laitière (3610)	• Aliments pour animaux (3908)
	intermédiaire	plutôt grande		• Conserverie de légumes (3702) • Biscuiterie Biscotterie (3902)	
	intermédiaire	plutôt petite	• Charcuterie et conserverie de viande (3504) • Meunerie (3901) • Chocolaterie Confiserie (4031)		
	la plus petite			• Abattage du bétail (3501)	

CONCLUSION

Les rendements d'échelle dans l'industrie agro-alimentaire française sont ici directement estimés sur un échantillon de 568 entreprises adhérentes à la Centrale de bilans de la Banque de France, qui reflètent assez bien la gamme de taille existant dans la population exhaustive.

Le modèle de production proposé généralise la fonction de Solow en permettant plusieurs inflexions des rendements en fonction de la taille des entreprises (par exemple rendements croissants, puis constants, puis

décroissants). Ce modèle est estimé dans dix secteurs fins de la nomenclature en 600 postes, pour lesquels le nombre d'entreprises présentes dans notre échantillon est suffisant pour autoriser un travail économétrique. Il permet de mieux appréhender la complexité de la combinaison productive des entreprises des IAA, et rejette l'hypothèse de rendements constants au profit de tailles optimales qui sont intermédiaires entre les plus grandes et les plus petites dans cinq activités fines sur les dix considérées. Dans quatre activités, la taille optimale est la plus grande, et dans la dernière, les petites entreprises sont les plus productives.

Les problèmes de mauvais dimensionnement des firmes de l'agro-alimentaire ont été appréciés à l'aide d'un indicateur synthétique de pertes de productivité dues à l'existence de tailles d'entreprises inadéquates. Les principales conclusions portant sur la population exhaustive sont les suivantes : les entreprises de cinq activités sur dix apparaissent bien dimensionnées et, enfin, celles de la dernière activité (il s'agit des aliments pour animaux) semblent mal dimensionnées.

BIBLIOGRAPHIE

ABOU (A.), CETTE (G.) et MAIRESSE (J.), 1990 — Degrés d'utilisation des facteurs de production : une étude sur données d'entreprises, *Cahiers Economiques et Monétaires de la Banque de France*, n° 35, pp. 67-96.

BETANCOURT (R.R.) et EDWARDS (J.H.Y), 1987 — Economies of Scale and the Load Factor in Electricity Generation, *The Review of Economics and Statistics*, vol. LXIX, n° 3, août, pp. 551-561.

BOURLANGE (D.) et CHANEY (E.), 1990 — Taux d'utilisation des capacités de production : un reflet des fluctuations conjoncturelles, *Economie et Statistique*, n° 231, avril, pp. 49-70.

CARRÉ (J.-J.), DUBOIS (P.) et MALINVAUD (E.), 1972 — *La croissance française*, Paris, Editions du Seuil.

CETTE (G.) et SZPIRO (D.), 1988 — L'appareil productif industriel : durée de vie des équipements, productivité et rentabilité, *Cahiers Economiques et Monétaires de la Banque de France*, n° 28, pp. 3-204.

CETTE (G.) et SZPIRO (D.), 1989 — Les entreprises françaises sont-elles bien dimensionnées ? *Economie et Statistique*, n° 217-218, janvier-février, pp. 83-94.

DAVIS (E.), GEROSKI (P.A.), KAY (J.A.), MANNING (A.), SMALES (C.), SMITH (S.R.) et SZYMANSKI (S.), 1989 — *1992 : Myths and Realities*, Center for Business Strategy, LSE, report series, 123 p.

DENISON (E.F.), 1962 — *Why Growth Rates Differ*, Washington, Brookings Institution.

DUTAILLY (J.-C), 1983 — Investissement et créations d'emploi : impact par secteur d'activité et taille d'entreprise, *Economie et Statistique*, n° 156, juin, pp. 3-14.

FOLLY (M.) et GRESH (H.), 1981 — Les marges de capacité de production industrielle inutilisées, *Economie et Statistique*, n° 136, septembre, pp. 17-28.

GOLD (B.), 1981 — Changing Perspectives on Size, Scale and Returns : an Interpretive Survey, *Journal of Economic Literature*, vol. XIX, mars, pp. 5-33.

GRILICHES (Z.) et RINGSTAD (V.), 1971 — *Economies of Scale and the Form of the Production Function*, Amsterdam, North Holland Publishing Company.

MADDISON (A.), 1987 — Growth and Slowdown in Advanced Capitalist Economies : Techniques of Quantitative Assessment, *Journal of Economic Literature*, vol. XXV, juin, pp. 649-698.

MAIRESSE (J.), 1974 - Comparison of Production Function Estimates on the French and Norvegian Census of Manufacturing Industries, *in* : ALTMANN (F. L.), KYN (O.) et WAGENER (M.-J.) eds, *On the Measurement of Factor Productivities*, Göttingen, Vandenhoek et Ruprecht.

NADIRI (M.I.) et SCHANKERMAN (M.A.), 1981 — Technical Change, Returns to Scale and the Productivity Slowdown, *American Economic Review*, vol. 71, n° 2, mai, pp. 314-319.

PRATTEN (C.), 1988 — A Survey of the Economies of Scale *in : Recherches sur le coût de la non-Europe*, volume 2, chapitre 2, CEE, série Documents.

ANNEXE

L'ÉCHANTILLON D'ENTREPRISES ET LES DONNÉES

A — L'échantillon utilisé dans cette étude est composé d'entreprises adhérentes à la Centrale de bilans de la Banque de France, soumises à l'impôt sur les sociétés et n'ayant pas subi de restructuration importante au cours de la période allant de 1984 à 1988.

Les données apparaissant dans les comptes de chaque entreprise adhérente à la Centrale de bilans sont soumises à plusieurs centaines de tests permettant de s'assurer de leur cohérence comptable pour chaque exercice mais aussi en évolution d'un exercice à un autre. Quand les données sont invalidées par ces tests, elles sont corrigées individuellement avec, si nécessaire, un questionnement de l'entreprise concernée. Les données ne sont retenues comme valides que lorsqu'elles satisfont à l'ensemble des tests.

Le "nettoyage" supplémentaire auquel nous avons procédé pour cette étude a porté sur un nombre limité de variables et de critères et n'a amené à écarter que très peu d'entreprises.

Le panel été construit en trois temps :

1. — Pour la période 1979-1984, l'échantillon est cylindré : l'entreprise est suivie régulièrement au cours du temps et doit donc être présente toutes les années intermédiaires.

2. — Parmi ces entreprises, certaines ont réévalué leurs comptes, en particulier lors de la réévaluation légale de 1976. Dans ce cas, de deux choses l'une : soit les comptes de l'entreprise sont disponibles régulièrement depuis 1976 et la réévaluation a pu être neutralisée (par la méthode décrite dans Cette, Szpiro, 1988), soit ce n'est pas le cas et l'entreprise a été définitivement écartée.

3. — Pour la période 1984-1988, si l'entreprise est présente une année, elle doit l'être les années antérieures, afin de pouvoir reconstituer son stock de capital en volume.

Seule, cette dernière période est retenue pour les estimations (les périodes précédentes ne servent qu'à reconstruire un stock de capital en volume par la méthode de l'inventaire permanent ; cf. Cette et Szpiro, 1988). Cet échantillon n'est donc pas cylindré : les entreprises peuvent disparaître au cours du temps (par contre, les apparitions d'entreprises ne sont pas prises en compte). Ce panel comprend 568 entreprises en 1984. Les entreprises de l'échantillon emploient environ 63 000 personnes en 1987, ce qui correspond à un taux de couverture variant de 14 % à 39 % selon le secteur.

En fait, ce qui importe dans cette étude est moins le taux global de couverture que la bonne adéquation entre l'étendue de la taille des entre-

Tableau 5. **Description des données de l'échantillon**

Code et dénomination du secteur	Nombre d'entre-prises en 1984	Nombre d'observa-tions sur la période 1984-1988	Effectifs totaux en 1987	Taux de couverture des effectifs en 1987 (a)	Statistiques sur les effectifs des entreprises de l'échantillon					Statistiques sur le logarithme *s* de la taille *S* (b)				
					min	Q1	Q2	Q3	*max*	*min*	Q1	Q2	Q3	*max*
3501 Abattage du bétail	60	251	4 543	14,11	3	15	25	51	1 007	1,67	3,29	3,87	4,63	7,65
3504 Charcuterie et conserves viande	90	389	10 135	24,05	3	30	56	107	3 650	2,01	4,32	4,99	5,59	9,03
3610 Industrie laitière	94	404	21 242	31,11	4	35	119	356	4 658	2,32	4,48	5,75	6,89	9,40
3702 Conserverie de légumes	34	141	6 019	34,16	7	40	105	224	2 084	2,12	3,91	4,87	5,62	7,84
3901 Meunerie	56	232	1 670	20,22	4	8	18	29	443	3.10	4,02	4,81	5,34	8,21
3902 Biscuiterie, biscotterie	30	114	3 765	19,31	5	35	78	148	4 819	3,64	6,02	7,06	7,71	10,32
3908 Aliments pour animaux	80	335	5 299	26,14	5	19	38	82	1 180	2,40	3,69	4,38	5,19	7,87
4031 Chocolaterie, confiserie	43	174	5 950	26,02	8	25	60	244	1 590	4,43	5,51	6,37	8,10	9,75
4102 Distillation eau-de-vie naturelle	39	160	2 313	39,05	1	8	18	42	894	0,93	3,17	3,84	4,64	7,79
4105 Champagnisation	42	167	2 454	30,31	2	19	44	93	1 592	2,29	4,18	4,95	5,79	8,59

Dans les statistiques fournies, *min* et *max* correspondent respectivement au minimum et au maximum, et Q1, Q2 et Q3 au premier, second (médiane) et troisième quartile.

(a) Le taux de couverture est calculé par rapport à l'ensemble des effectifs de la population exhaustive des entreprises du secteur considéré (source : INSEE - déclarations BIC).

(b) La taille des entreprises *S* est, dans cette étude, une moyenne géométrique des effectifs employés *L* et du volume de capital fixe *K*. Le coefficient de pondération de ces deux composantes est déterminé par balayage, au moment de l'estimation du modèle de production.

prises de l'échantillon et celle de la population exhaustive. De ce point de vue, les caractéristiques de l'échantillon sont satisfaisantes sauf dans la chocolaterie-confiserie où plus de 25 % des effectifs sont employés par des entreprises dont la dimension dépasse celle de la plus grande entreprise de l'échantillon.

Afin de coller au plus près à l'hypothèse d'homogénéité du processus de fabrication, implicite à la notion de fonction de production d'un secteur, les estimations ont toutes été menées au niveau 600 de la nomenclature d'activité lorsqu'au moins 100 observations étaient disponibles. Cela explique que dix secteurs seulement des IAA soient représentés dans l'échantillon.

Il faut souligner que, malgré des taux de couverture généralement très satisfaisants, notre échantillon ne fournit pas nécessairement une image fidèle de la totalité des entreprises des secteurs concernés par l'étude.

Des déformations sont principalement causées par l'existence de divers biais d'échantillonnage et de cylindrage.

Les **biais d'échantillonnage** peuvent avoir des origines assez diverses. On en fournit ci-dessous quelques-unes, parmi les principales :

— l'adhésion d'une entreprise à la Centrale de bilans de la Banque de France est volontaire et la représentativité des échantillons reste donc soumise à ce volontariat ;

— afin d'obtenir les taux de couverture sectoriels les plus satisfaisants, l'effort de recrutement de la Centrale de bilans se porte davantage sur les grandes entreprises que sur les PME. L'étude prenant en compte l'hétérogénéité des comportements selon la taille, cette particularité n'est pas trop gênante ;

— les échantillons constitués pour cette étude ne comportent que des entreprises soumises à l'impôt sur les sociétés. L'image des secteurs dans lesquels une part importante des entreprises est soumise à l'impôt sur le revenu des personnes physiques sera déformée en conséquence.

Cela peut impliquer un biais d'auto-sélection au moment des estimations de fonctions de production dans la mesure où les entreprises très improductives auront tendance à disparaître plus vite que les autres. Il est néanmoins probable que les firmes de taille optimale aient survécu plus que les autres, auquel cas la détermination de la bonne taille ne serait pas perturbée, même si l'écart entre la productivité optimale et celle des autres tailles est sous-estimé.

Les **biais de cylindrage** sont principalement liés à l'exclusion de nos échantillons des entreprises ayant subi au moins une restructuration importante, ou n'étant pas présentes sur la totalité de la période 1979-1984 ou 1976-84, antérieure à la période d'estimation. Les secteurs dont la composition a été sensiblement transformée par des mouvements de restructuration sont donc moins bien représentés que les autres, ainsi que

ceux dans lesquels le tissu industriel se modifie rapidement par la disparition ou la création de nouvelles entreprises, plus fréquentes qu'ailleurs. Cet inconvénient ne pénalise notre étude que dans la mesure où les transformations du tissu industriel traduisent des changements de techniques de production efficientes entraînant des modifications de la dimension optimale des entreprises. A partir de 1984, l'échantillon n'est plus cylindré et les entreprises peuvent disparaître, ce qui minimise le biais de cylindrage.

B — Quatre variables interviennent dans cette étude : le volume de la valeur ajoutée, les effectifs, le volume du capital productif fixe et l'âge moyen des équipements[14].

Ces quatre variables sont construites à l'aide des renseignements fournis par les feuillets fiscaux et les renseignements indiqués dans le questionnaire de la Centrale de bilans, complémentaires aux feuillets fiscaux.

La notion de **valeur ajoutée** retenue ici est dite au coût des facteurs. La valeur ajoutée, en valeur, est déterminée pour chaque entreprise à partir des renseignements individuels qu'elle fournit à la Centrale de bilans. L'évaluation du volume de la valeur ajoutée (noté Q dans l'étude) est ensuite effectuée, pour chaque entreprise, en "déflatant" la valeur ajoutée en valeur par un indice sectoriel (en niveau de la nomenclature en 40 postes) de prix de la valeur ajoutée fourni par la comptabilité nationale (en base 1980, *source :* banque de données du modèle Propage de l'INSEE).

Les **effectifs employés** (notés L dans l'étude) correspondent aux effectifs moyens dans l'année, y compris les personnels loués à des sociétés de travail temporaire et les personnels extérieurs liés à d'autres entreprises. Ce renseignement correspond à une question spécifique posée dans le questionnaire de la Centrale de bilans.

Le **volume du capital productif fixe** (noté K dans l'étude) comprend les immobilisations brutes en matériel et bâtiments possédées par l'entreprise, et exclut les terrains. Il est évalué en fin d'année précédente (cela signifie que la variable K_t intervenant dans les estimations du modèle de production pour l'année t correspond au capital possédé par l'entreprise au 31 décembre de l'année t - 1). Du fait d'une information statistique insuffisante, il ne prend pas en compte les équipements utilisés en crédit-bail. Le montant des immobilisations brutes qui apparaît au bilan des entreprises correspond à une évaluation au coût historique. Pour déterminer leur volume, il faut donc les "déflater" par un indice de prix qui tienne compte de la structure par âge des équipements de chaque entreprise.

[14] Les postes comptables qui interviennent pour la construction de ces variables sont détaillés dans les annexes de Cette et Szpiro (1988) auxquelles le lecteur intéressé pourra se reporter.

Le passage d'une mesure des immobilisations au coût historique à une mesure en volume est mené en deux étapes. Dans un premier temps, on calcule, chaque année, la durée de vie des équipements de chaque entreprise de l'échantillon. Cette durée de vie est théoriquement égale au nombre de générations d'équipement qu'il faut cumuler pour obtenir les immobilisations qui apparaissent au bilan. Un tel calcul nécessite cependant la construction, pour chaque entreprise, de séries longues d'investissement et la neutralisation des effets des réévaluations légales ou libres sur la valeur comptable des immobilisations brutes (pour plus de détails, cf. Cette et Szpiro, 1988).

Dans une seconde étape, on commence par construire des chroniques individuelles du volume d'investissement en matériel et bâtiment en "déflatant" les chroniques établies au coût historique, dans l'étape précédente, par un indice sectoriel (au niveau de la nomenclature en 40 postes) de prix (en base 1980) de l'investissement fourni par la comptabilité nationale (*source :* banque de données du modèle Propage de l'INSEE). Pour obtenir le volume du capital productif fixe de chaque entreprise, il suffit ensuite de cumuler un nombre de générations d'investissement en volume égal à la durée de vie de ses équipements.

Cette évaluation du volume des immobilisations des entreprises suppose que le processus de déclassement soit bien "approximé" par l'hypothèse de mort soudaine, et que les équipements déclassés appartiennent tous aux générations les plus anciennes.

L'âge moyen des équipements (noté *AGE* dans l'étude) est obtenu en effectuant la somme pondérée de l'âge de chaque génération d'équipements, les coefficients de pondération étant les parts de ces diverses générations dans le volume du capital productif fixe.