

# Concentration de la production agricole et croissance des exploitations

Jean-Pierre Butault et Nathalie Delame\*

---

Entre les recensements agricoles de 1988 et de 2000, le nombre d'exploitations est passé de un million à 664 000. Cette diminution s'est traduite par un léger accroissement de la concentration relative de la production, qui recouvre autant une diminution de la taille des plus petites exploitations qu'une augmentation de celle des plus grosses.

Deux variables explicatives de la taille exercent une influence nettement plus forte que par le passé sur la dispersion de cette dernière : l'âge du chef d'exploitation, qui reflète notamment l'installation de jeunes sur des exploitations toujours plus grandes, et la forme juridique.

Entre 1988 et 1997, une exploitation sur trois a disparu, et ces disparitions concernent principalement les plus petites. Ces dernières peuvent se répartir en deux catégories disjointes : celles dont la diminution de la taille annonce la disparition future, et, à l'opposé, celles dont la croissance coïncide avec une phase d'installation ou de reprise.

Chez les jeunes exploitants, les reprises sont plus fréquentes que les disparitions et elles portent principalement sur des exploitations de taille moyenne.

La taille initiale intervient peu dans la croissance des exploitations : la concentration de la production s'effectue plus par l'élévation des seuils de dimension économique qu'elle ne traduit un accaparement de la production par les plus grosses unités. Le très faible mouvement de concentration observé au cours des quinze dernières années est essentiellement lié au développement des formes sociétaires, mieux adaptées aux grandes tailles que le statut d'entrepreneur individuel.

Une projection assise sur un processus de Markov conduit à 473 000 exploitations agricoles en 2012. Sensiblement moins rapide qu'entre 1988 et 2000, cette diminution s'accompagnerait d'une légère augmentation de la concentration absolue.

---

*\* Jean-Pierre Butault et Nathalie Delame appartiennent à l'Inra, INA PG - UMR d'économie publique. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.*

Entre les deux recensements agricoles de 1988 et 2000, le nombre d'exploitations est passé d'un peu plus de un million à 664 000 en métropole. Ceci se traduit par un taux annuel de disparition de 3,5 % supérieur aux 2,5 % constatés dans les années 1970-1980. La période récente se caractérise ainsi par une accélération de la diminution du nombre des exploitations dont l'une des causes majeures a sans doute été l'instauration d'une préretraite en mesure d'accompagnement de la réforme de la politique agricole commune de 1992. Cette évolution s'est accompagnée d'un rajeunissement de la population des chefs d'exploitation (Rattin, 2001).

Cette disparition d'exploitations s'effectue sans véritable abandon de terres agricoles : la surface agricole utilisée (SAU) totale n'a reculé que de 2,5 % sur l'ensemble de la période. Il s'ensuit une augmentation de la surface moyenne par exploitation, qui passe, entre 1988 et 2000, de 28 à 42 hectares. Il en est de même pour la taille économique moyenne des exploitations, mesurée dans la statistique agricole par la marge brute standard (MBS), qui passe de 29 à 43 unités de dimension économique (UDE), soit d'une quarantaine à une soixantaine d'hectares-équivalent-blé (haeb) (la définition des unités MBS, UDE et haeb est donnée dans l'encadré 1).

En termes absolus, il y a bien concentration de la production. Il n'est pas certain que cette concentration absolue se double d'une concentration relative de la production : la production est-elle accaparée par les plus grosses exploitations ou n'y a-t-il pas augmentation de la taille moyenne des exploitations par un déplacement des exploitations de toutes tailles vers une dimension supérieure ? Cet article apporte quelques éléments de réponse à une question d'autant plus centrale que la concentration de

la production au profit des plus grosses exploitations a toujours été considérée dans le monde agricole comme une menace mettant en péril le modèle de l'exploitation familiale agricole (1).

L'analyse s'appuie sur deux approches : la première (statique comparative) rapproche les recensements de 1988 et de 2000. La seconde (dynamique) exploite le panel des quatre enquêtes de structure réalisées entre 1990 et 1997, couplées au recensement de 1988 (cf. annexe).

Cette deuxième approche renvoie à ce que l'on appelle dans la littérature économique la loi de Gibrat, selon laquelle la croissance des entreprises ne dépend pas de leur taille initiale (cf. encadré 2). Elle montre que les structures agricoles sont traversées par des mouvements de croissance et de régression des exploitations à la fois très divers et parfois irréductibles aux schémas d'analyse usuels.

### Un léger accroissement de la concentration relative de la production

Entre les deux recensements de 1988 et de 2000, la réduction du nombre des exploitations ne touche pas particulièrement les plus petites (cf. tableau 1, exploitations de moins de 12 haeb) : en nombre relatif, leur poids reste constant entre les deux dates (une entreprise sur trois). Elle concerne par contre les exploitations moyennes (entre 12 et 60 haeb) qui, en nombre absolu, diminuent de plus de moitié, leur part dans le potentiel agricole

1. La législation française est toujours intervenue pour limiter la concentration et les lois d'orientation agricole de 1960 et de 1962 ont d'ailleurs mis en place un contrôle des structures de production, interdisant les cumuls et la constitution de trop grandes unités de production. En instituant des aides par hectare, la réforme de la PAC de 1992 a relancé ce débat, certains voyant dans cette mesure une incitation pour les exploitations les plus grandes à rechercher toujours plus de surface.

Tableau 1  
Répartition des exploitations et du potentiel économique (MBS) selon la taille entre 1988 et 2000

Dimension économique	Nombre d'exploitations				Marge brute standard			
	en milliers		en %		en %		en % cumulé	
	1988	2000	1988	2000	1988	2000	1988	2000
Petites exploitations (moins de 12 haeb)	363	226	36	34	4	2	4	2
Moyennes exploitations (12 à 60 haeb)	416	197	41	30	31	15	34	17
Grandes exploitations (60 à 150 haeb)	193	169	19	25	39	37	73	55
Très grandes exploitations (150 haeb et plus)	45	73	4	11	27	45	100	100
<b>Ensemble des exploitations</b>	<b>1 017</b>	<b>664</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>		

Champ : ensemble des exploitations agricoles.

Source : recensement agricole, Ministère de l'agriculture, SCEES.

global passant de 30 à 15 %. Les exploitations de 60 à 150 haeb progressent en nombre relatif (de 19 à 25 %) mais leur poids reste stable dans la marge brute globale et légèrement inférieur à 40 %. Le mouvement de concentration absolue semble donc profiter aux exploitations de plus de 150 haeb : leur nombre passe de 45 000 à 73 000, soit de 4 à 11 % de l'effectif total et elles représentent 45 % de la marge brute globale en 2000 (contre 27 % en 1988).

Les seuils retenus ne sont bien sûr que relatifs et on peut se demander s'il n'y a pas seulement un relèvement homothétique de ces seuils de dimension économique. Cette hypothèse est infirmée par les courbes de Lorenz (2) relatives à chacune de ces deux années (cf. graphique I) : elles font apparaître en effet une très légère accentuation de la concentration relative. La moitié des exploitations les plus petites contribuent pour 8 % à la MBS globale en 2000, contre 10 % en 1988. Par contre, en 2000 comme en 1988, la moitié de la MBS globale est imputable à 13 % des exploitations. Cet accroissement de la concentration relative est confirmé par l'évolution du coefficient de Gini qui passe de 0,60 à 0,62 : ce phénomène peu sensible semble davantage tenir à une diminution de la taille des plus petites exploitations qu'à une forte augmentation de la taille des plus grosses.

### L'augmentation de la taille des exploitations va de pair avec le développement des formes sociétaires

La décomposition de l'indicateur de Theil (cf. encadré 3) et la régression du logarithme de la taille sur des variables qualitatives permettent d'expliquer près des deux tiers de la variabilité de la dimension économique des exploitations par un nombre limité de facteurs. La décomposition de l'indicateur de Theil est effectuée sur les recensements de 1988 et 2000. Pour les régressions, seuls les résultats portant sur l'enquête de structure 1997 sont présentés dans la mesure où ils constituent un test de la loi de Gibrat.

L'augmentation de l'indicateur de Theil de 0,70 à 0,75 entre 1988 et 2000 (cf. tableau 2), confirme un léger accroissement de la concentration de la production agricole. La décomposition de cet indicateur permet, en outre, de mesurer l'impact des facteurs susceptibles d'expliquer la dispersion des exploitations selon leur taille. Quatre variables ont été retenues : la région, la spécialisation, l'âge du chef et le statut juridique des exploitations. Leur contribution totale à la varia-

2. Ces courbes permettent de comparer le nombre relatif des exploitations par taille croissante, à leur poids dans la MBS globale.

#### Encadré 1

#### LA MARGE BRUTE STANDARD (MBS) : UN INDICATEUR DE LA TAILLE ÉCONOMIQUE DES EXPLOITATIONS

Les recensements et les enquêtes de structure ne recueillant aucune valeur monétaire, la taille des exploitations ne peut être appréhendée par des variables telles que le chiffre d'affaires. La surface des exploitations, un des critères traditionnellement utilisés, ne rend que très imparfaitement compte de la dimension économique des exploitations : le produit par hectare varie considérablement selon le type de spéculation végétale ou animale pratiquée. La statistique agricole s'appuie donc sur le concept de marge brute standard (MBS) pour mesurer la taille des exploitations. La marge brute, notion proche de la valeur ajoutée, est le solde entre la valeur de la production et la valeur des consommations intermédiaires susceptibles d'être affectées par production. Le calcul de la MBS consiste à multiplier les hectares de culture ou les têtes de bétail par un coefficient de marge brute potentielle, calculé par produit et par région.

La MBS est exprimée en unité de compte européenne (UCE), unité proche de l'euro ou en unité de dimension économique (UDE), une UDE correspondant à 1 200 UCE. Pour être plus parlant, on exprime également la MBS en hectare-équivalent-blé (haeb) : en France, une

UDE correspond approximativement à 1,5 haeb.

À partir de la MBS, sont créées des classes de dimension économique (CDEX : cf. tableau 1). C'est à partir de la structure de la MBS que les exploitations sont réparties par type d'activités, appelé orientation technico-économique (OTEX : cf. graphique II-B).

Les résultats présentés reposent sur des coefficients de MBS « 86 » pour les années 1988 à 1997 et des coefficients de MBS « 96 » pour l'année 2000. Lorsque les coefficients sont remis à jour sur un pas de temps assez long, la nouvelle valorisation des produits modifie de façon substantielle la structure de la MBS et donc les OTEX et les CDEX d'une même exploitation. Dans une comparaison de type statique entre 1988 et 2000, il est naturel d'intégrer ces changements qui peuvent traduire l'évolution des rapports de prix, par exemple. L'analyse comparative en dynamique obéit à des règles différentes. Il est alors nécessaire de conserver un même étalon pour évaluer le parcours des exploitations : changement de taille ou d'orientation. On conserve alors le même jeu de coefficients de MBS « 86 ». Pour ces mêmes raisons, les projections reposent sur des MBS « 86 ».

bilité de la taille des exploitations atteint 61 % en 2000 (contre 52 % en 1988). La localisation régionale des exploitations explique entre 8 % et 9 % de la dispersion et cette part reste quasiment stable dans les deux recensements ; la taille moyenne des exploitations varie de 1 à 4 entre le Limousin et l'Île-de-France (cf. graphique II - A). La contribution de l'orientation économique est de 19 % en 2000 et s'est légèrement accrue depuis 1988. La taille moyenne varie de 92 haeb dans les exploitations spécialisées dans la production de fleurs à 11 haeb pour les exploitations qui pratiquent l'élevage ovin et caprin (cf. graphique II - B). Le poids de l'âge, c'est à dire l'effet du cycle de vie, se renforce entre 1988 et 2000 en passant de 9 % à 14 %. La taille des

exploitations augmente avec l'âge du chef, puis diminue lorsque ce dernier atteint 55 ans et n'a pas de successeur. Plus de 200 000 chefs âgés de plus de 55 ans continuent à représenter une fraction importante des petites exploitations et une agriculture de retraite en voie de disparition. Le renforcement de la contribution de l'âge dans la variabilité de la taille des exploitations renvoie à deux phénomènes : l'installation des jeunes sur des exploitations toujours plus grandes d'une part (Legris, 2002), et la diminution de la taille des exploitations des agriculteurs les plus âgés, d'autre part, liée sans doute à la revalorisation des retraites agricoles et aux conditions plus strictes pour leur obtention quant au maintien d'une activité agricole.

## Encadré 2

### LA LOI DE GIBRAT EN AGRICULTURE

Au début des années 1930, Robert Gibrat, à partir d'un modèle simple de croissance, a établi que « *la probabilité d'un changement de taille au cours d'une période donnée est la même pour toutes les firmes d'un secteur, et ceci quelle que soit leur taille en début de période* ». En d'autres termes, le fait que l'entreprise soit petite ou grande ne joue pas sur le taux de croissance. Cette loi, s'appuyant sur l'hypothèse que la taille des entreprises ainsi que leur taux de croissance se distribuent selon une loi log-normale, suppose que les facteurs de croissance doivent être nombreux et indépendants. Notons que si les entreprises ont la même probabilité de croître, l'écart absolu entre les petites et les grandes entreprises aura tendance à se creuser. Il n'y aura pas de « rattrapage » des plus grandes entreprises par les plus petites. La concentration absolue s'accroîtra alors que la concentration relative stagnera. De nombreuses analyses empiriques ont cherché à confirmer ou infirmer cette loi de Gibrat (pour une synthèse, cf. Sutton, 1997). Dans le secteur industriel, de nombreuses études récentes abordent notamment, avec le développement de l'économétrie de panel, les processus de création et de disparition d'entreprises (cf. par exemple, Lotti *et al.*, 2003).

Dans le secteur agricole, la plupart des études concluent plutôt à un phénomène de rattrapage, c'est-à-dire à une croissance plus forte des petites exploitations par rapport aux plus grosses (Weiss, 1999). Elles mettent aussi l'accent sur le rôle du capital humain et celui de la pluriactivité dans les exploitations (emplois non agricoles des ménages agricoles) qui n'apparaît pas seulement comme une transition vers la disparition des exploitations mais qui peut constituer une étape pour conforter leur croissance (Kimhi, 2000).

Ces études ne mettent pas assez l'accent sur les conditions spécifiques des phénomènes de croissance et de disparition des exploitations agricoles :

L'agriculture demeure un secteur en très forte régression.

Le métier d'agriculteur reste encore pour une large part un métier transmis de père en fils, et le nombre d'installations de chefs non issus de familles agricole reste marginal (Blanc, 2005).

Le secteur agricole demeure très dépendant de l'utilisation du foncier. Dans les autres secteurs, la croissance des firmes peut précéder l'élimination des entreprises concurrentes. Ce n'est pas toujours le cas dans l'agriculture, ce qui rend le processus de croissance des exploitations plus aléatoire puisque dépendant d'opportunités de libération de terres.

La loi de Gibrat fait l'objet de plusieurs tests statistiques. Dans cette étude, deux relations sont retenues :

- la relation entre les logarithmes de la taille finale  $m_t$  et de la taille initiale  $m_{t0}$  des exploitations, ces tailles étant appréhendées par la marge brute standard (cf. tableau 3) :

$$\ln m_{t,t} = \alpha \ln m_{t,t0} + A + u_{t,t} \quad (1)$$

Le coefficient  $\alpha$  estime alors l'élasticité de la taille finale par rapport à la taille initiale. La loi de Gibrat est confirmée, c'est-à-dire que la taille finale  $m_t$  est indépendante de la taille initiale  $m_{t0}$ , si l'hypothèse de  $\alpha = 1$  peut être admise. Dans ce cas, l'exponentielle de la constante de régression (A) représente, en moyenne, l'indice de la taille finale par rapport à la taille initiale. Il y a rattrapage si on peut admettre que  $\alpha < 1$ .

- la relation entre le taux de croissance et le logarithme de la taille initiale en variable normée (cf. tableau 7) :

$$r_{t,t0} = ((m_{t,t0} / m_{t,t}) - 1) = \beta \ln (m_{t,t0} / \text{moy } m_{t,t0}) + B + u_{t,t} \quad (2)$$

C'est l'équation la plus fréquemment testée, notamment dans les analyses sur la convergence. La loi de Gibrat est confirmée si l'hypothèse de  $\beta = 0$  peut être admise. La constante de régression (B) est alors égale à la moyenne du taux de croissance. Il y a rattrapage si l'hypothèse de  $\beta < 0$  peut être admise.

Un fait nouveau est intervenu entre 1988 et 2000 : le développement des formes sociétaires (Delame, 2002), dont le nombre est passé

de 71 000 à 126 000 et la part dans le potentiel économique global de 20 % à près de 50 %. Leur taille moyenne en 2000 est quatre fois plus élevée que celle des exploitations individuelles : cela explique leur importance dans l'explication de la variabilité des tailles (30 % en 2000). L'existence de ces sociétés ne constitue pas pour autant une rupture dans l'organisation de la production agricole (Barthélémy *et al.*, 2002). Un tiers de ces sociétés ont un exploitant unique et 95 % sont exclusivement familiales. Certaines formes sociétaires apparaissent comme un moyen, pour le conjoint, de se déclarer comme co-exploitant et surtout d'assurer la transmission des exploitations (Rattin, 2004).

Les régressions du logarithme de la taille sur les régions, la spécialisation, l'âge du chef et la forme juridique des exploitations à partir de l'enquête de structure de 1997 confirment les résultats de la décomposition de l'indicateur de Theil (3) (cf. tableau 3). Les données disponibles permettent cependant d'ajouter trois variables qualitatives à l'analyse : le niveau de for-

Tableau 2  
**Contribution des facteurs à l'inégalité des tailles des exploitations agricoles**

	1988	2000
Coefficient de Gini	0,60	0,62
Indicateur de Theil (T)	0,70	0,75
Part (en %) des inégalités de taille expliquée par :		
Région	8,9	8,4
Orientation	17,8	19,1
Âge du chef	9,2	14,1
Forme juridique	15,8	30,4
Région et orientation	31,4	31,9
Région et âge	18,4	22,7
Région et forme juridique	24,1	36,7
Orientation et âge	25,9	31,1
Orientation et forme juridique	32,4	44,4
Âge et forme juridique	23,7	37,9
Région, orientation et âge	39,5	43,5
Région, orientation et forme juridique	44,2	53,5
Région, âge et forme juridique	32,3	44,6
Orientation, âge et forme juridique	39,4	50,8
Région, orientation, âge et forme juridique	52,1	61,2

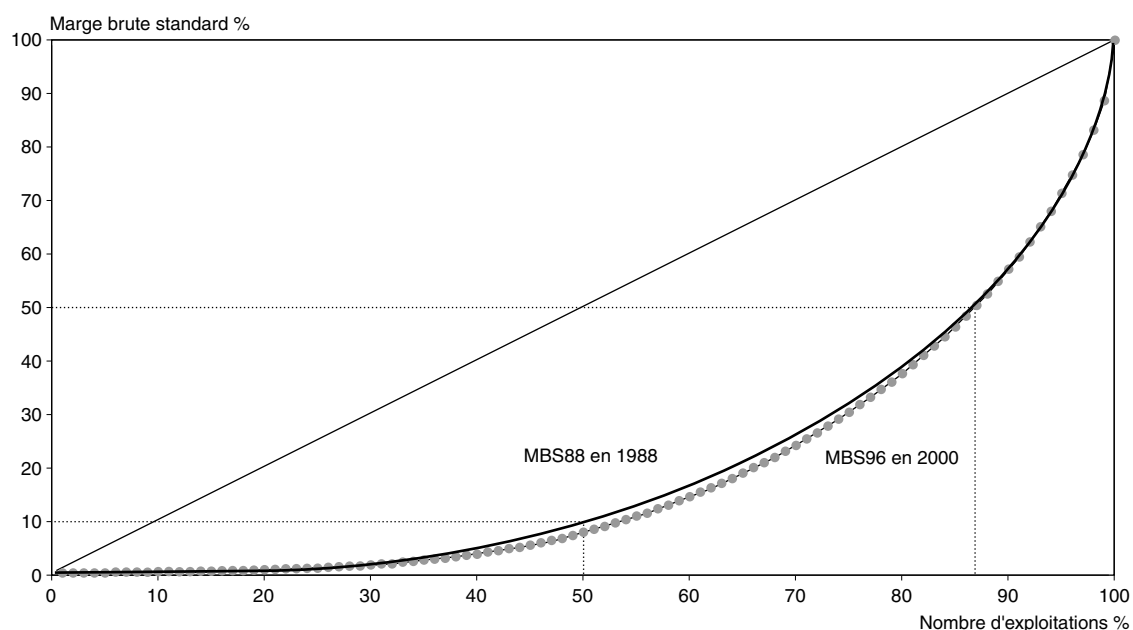
Lecture : les contributions des facteurs à l'inégalité sont mesurées par l'indicateur de Theil. La dimension économique de l'entreprise est évaluée par la marge brute standard (MBS). Se reporter aux encadrés 1 et 3 pour une définition précise de ces deux concepts.

Champ : ensemble des exploitations agricoles.

Source : recensement agricole, Ministère de l'agriculture, SCEES.

3. On ne présente pas ici, pour ne pas alourdir le texte, les régressions effectuées sur les recensements agricoles de 1988 et de 2000. L'un des résultats de ces régressions comparables à l'analyse fondée sur l'indice de Theil est l'augmentation du pouvoir explicatif des facteurs pris en compte sur la variabilité de la taille. Le coefficient de détermination passe ainsi de 0,40 à 0,52 entre 1988 et 2000.

Graphique I  
**Dispersion de la marge brute standard (MBS) selon les exploitations**



Lecture : la moitié du potentiel productif est entre les mains de 15 % des exploitations en 2000 comme en 1988. L'indice de Gini prend pour valeur 0,600 en 1988 et 0,624 en 2000.

Champ : ensemble des exploitations agricoles.

Source : recensement agricole, Ministère de l'agriculture, SCEES.

mation du chef d'exploitation (approximation du capital humain) et l'exercice d'une activité extérieure par le chef d'exploitation ou par son conjoint. La taille des exploitations augmente régulièrement avec le niveau de formation du chef. La double activité tend à se répandre dans les familles agricoles (Delame, 2001 ; Rattin, 2002). La forme initiale de cette double activité est l'activité extérieure du chef d'exploitation et l'impact de celle-ci sur la taille est fortement négatif. La différence de taille entre les exploitations dont le conjoint a une activité extérieure et l'ensemble des exploitations est moins importante. Ceci confirme les résultats d'autres travaux (Butault *et al.*, 2004 a) qui montrent que le travail extérieur du conjoint (c'est-à-dire, en général, de la femme) ne s'explique pas seulement par des éléments structurels relevant des exploitations (nécessité d'un revenu de complément) mais renvoie à des changements plus profonds du comportement des ménages agricoles, notamment en matière de statut de la femme.

Si l'on se réfère au coefficient de détermination, le logarithme de la taille est expliqué à 54 % par les facteurs retenus (cf. tableau 3).

Conformément à ce qu'avait déjà établi l'analyse de l'indicateur de Theil, la forme juridique exerce une influence sur le résultat des régressions : si l'on effectue les régressions sur les seules exploitations individuelles, le coefficient de détermination passe à 47 % mais l'influence des autres variables reste relativement inchangée.

### Entre 1988 et 1997, une exploitation sur trois a disparu

Les enquêtes de structure de 1990 à 1997, couplées au recensement de 1988, permettent de suivre, sur un panel, les trajectoires des exploitations (cf. annexe). Sur ce panel, le nombre d'exploitations est passé d'un peu plus de un million d'exploitations en 1988 à 677 000 en 1997, pour une surface exploitée à peu près constante (4) : 366 000 exploitations ont disparu, 28 000 exploitations nouvelles se sont créées et 648 000 sont restées pérennes (cf. schéma I).

4. Cette stabilité de la surface exploitée est sans doute un biais des enquêtes de structure. Entre les recensements agricoles de 1988 et de 2000, la superficie agricole utilisée globale diminue de 2,5 %.

#### Encadré 3

#### INDICATEUR DE THEIL

L'indicateur de Theil est un indicateur d'inégalité généralement utilisé pour analyser la répartition du revenu. Comme la variance, il est décomposable par classes d'individus et c'est pour cette raison qu'il est employé, dans cette étude, pour décomposer les variations de taille entre les exploitations. La taille est ici appréhendée par la marge brute standard qui estime la valeur ajoutée potentielle des exploitations agricoles (cf. tableau 2). Comme indice de concentration, contrairement à la variance, mais comme l'indice de Gini, il respecte la condition de Pigou-Dalton selon laquelle un transfert des plus riches vers les plus pauvres se traduit toujours par une diminution de l'inégalité.

Cet indicateur d'inégalité s'écrit :

$$T = \frac{1}{N} \sum_i \left[ \frac{m_i}{\bar{m}} \right] \log \left[ \frac{m_i}{\bar{m}} \right]$$

avec  $\bar{m}$  la taille moyenne de  $N$  individus  $i$ , ayant chacun une taille  $m_i$ .

$T$  prend ses valeurs entre  $T = 0$  (en cas d'égalité entre tous les individus) et  $T = \log(N)$  (en cas de concentration maximale où toutes les valeurs sont nulles sauf pour un individu).

Si l'on subdivise la population totale en  $G$  groupes ( $g = 1, 2, \dots, G$ ) d'effectifs  $N_g$ , de taille moyenne  $\bar{m}_g$ , avec un indicateur de Theil  $T_g$ , l'indicateur de Theil global peut s'écrire :

$$T = \sum_g \left[ \frac{N_g}{N} \right] \left[ \frac{\bar{m}_g}{\bar{m}} \right] T_g + \sum_g \left[ \frac{N_g}{N} \right] \left[ \frac{\bar{m}_g}{\bar{m}} \right] \log \left[ \frac{\bar{m}_g}{\bar{m}} \right] = T_i + T_e$$

$T_i$  est la somme des indicateurs de Theil calculés à l'intérieur de chaque classe, pondérés chacun par la part de la classe dans la valeur ajoutée potentielle globale.

$T_e$  est l'indicateur de Theil lorsque tous les individus de chaque classe  $g$  ont la même taille  $\bar{m}_g$ .  $T_e$  mesure l'inégalité entre les classes.

En supposant que l'inégalité totale est due à un seul facteur  $X$ , les individus appartenant à une même tranche de ce facteur ont la même taille : d'où  $T_g = 0$  et donc  $T_i = 0$ . Le caractère décomposable de l'indicateur de Theil permet ainsi de mesurer la contribution d'une variable  $X$  à l'inégalité totale :

$$C(X) = \frac{T_e(X)}{T}$$

De même, il est possible de mesurer la contribution jointe de plusieurs variable  $X, Y$  à l'inégalité totale :

$$C(XY) = \frac{T_e(XY)}{T}$$

Si  $C(XY) > C(X) + C(Y)$  il y a interaction entre les deux variables  $X$  et  $Y$  en terme d'effet sur l'inégalité globale.

Les exploitations disparues, soit 36 % du nombre des exploitations recensées en 1988, avaient une taille économique deux fois inférieure à la moyenne en 1988 (16,1 haeb contre 31,8 haeb). Elles ont toutefois libéré près de 6 millions d'hectares, soit 21 % de la surface globale en 1988.

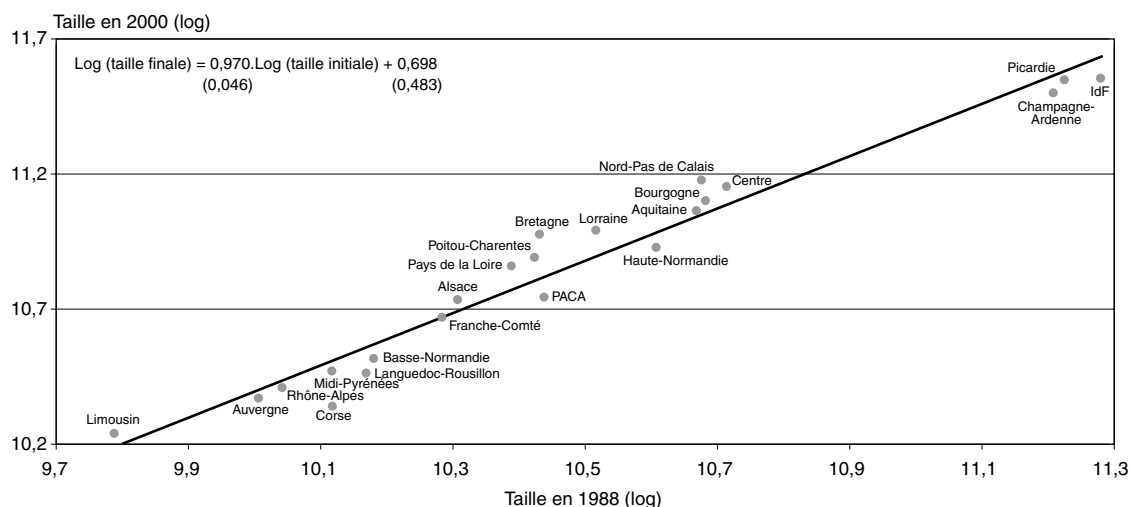
Dans la mesure où les créations sont très peu nombreuses dans le panel (5), les terres libérées par les disparitions ont surtout profité aux exploitations pérennes. Leur surface s'est accrue de 21 % et leur taille économique de 18 %. Sur ces 648 000 exploitations pérennes, 223 000 ont changé de chef, soit plus du tiers. Il

peut s'agir d'une reprise de l'exploitation par le conjoint au moment de la retraite du chef d'exploitation. À partir de la même source, Blanc (2005) évalue à 150 000 le nombre de véritables installations qui, dans quatre situations sur cinq, sont des successions à l'intérieur d'une même famille. Ces reprises s'effectuent sur des exploitations ayant une taille plus grande (60 haeb en 1997) que la moyenne des entreprises pérennes (41 haeb).

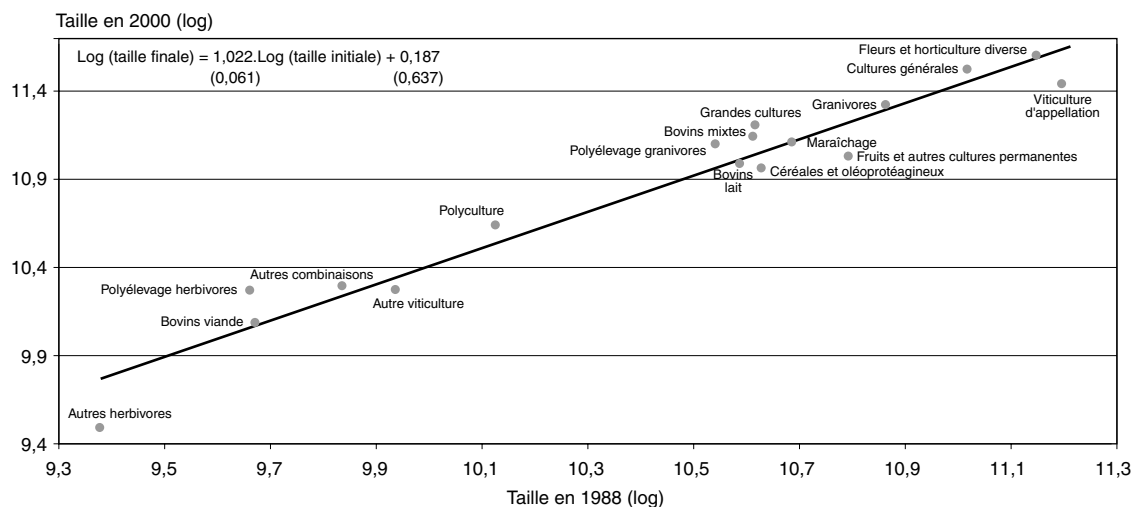
5. Elles ne correspondent qu'aux exploitations ayant changé de siège ou aux exploitations nées d'une séparation, notamment au moment de la reprise (exploitations-filles).

Graphique II  
Relation entre la taille initiale et la taille finale des exploitations

A - Selon les régions



B - Selon les orientations de production



Lecture : la taille est définie comme la marge brute standard moyenne en 1988 et en 2000. Elle est exprimée en unité de compte européen (UCE, 1 UCE = 1 200 haeb).  
Champ : ensemble des exploitations agricoles.  
Source : recensement agricole, Ministère de l'agriculture, SCEES.

**Avoir une petite taille : un état transitoire précédant une disparition ou consécutif à une installation**

Plus d'une petite exploitation sur deux disparaît et une large part de celles qui se maintiennent voit sa taille diminuer : ceci est sans doute

L'évolution entre 1988 et 1997 des entreprises présentes en 1988 est détaillée selon la dimension initiale des unités et selon l'évolution de leur MBS pour les pérennes (6). Parmi ces dernières, seule une exploitation sur 10 ne change pas de taille au cours de cette période (7). Près de la moitié sont en augmentation avec une croissance moyenne de 60 %. Les 40 % restantes sont en régression, avec une réduction moyenne de taille de 40 % (cf. tableau 4).

6. Comme il a été indiqué, les seuils n'ont qu'une signification relative dans le temps. Les seuils pris en compte ici, en 1988, pour les trois classes de dimension économique, sont de 12 et 60 hectares-équivalent-blé et sont déjà relativement bas si on se réfère aux tailles de l'année 2000 (cf. tableau 1). Le seuil de 12 haeb, est toutefois encore celui qui est utilisé, dans la statistique agricole française, pour distinguer l'agriculture « professionnelle » de l'agriculture « non professionnelle ». Au-delà de 60 haeb, les effectifs sont, en 1988, peu importants même si ce seuil est bas en 2000 pour définir les grandes exploitations.

7. On considère comme stable une entreprise dont la MBS ne varie que de plus ou moins 5 % entre le début et la fin de la période.

Tableau 3  
**Lien entre taille finale et taille initiale entre 1988 et 1997**

	Modèle 1 (variables qualitatives)	Modèle 2 (variables quantitatives)	Modèle 3 (variables qualitatives et quantitatives)
<b>Constante</b>	10,11 (0,032)	0,05 (0,022)	1,05 (0,031)
<b>Taille initiale</b>		1,06 (0,002)	0,91 (0,003)
<b>Âge du chef</b> (référence = moins de 35 ans)			
De 35 à 45 ans	0,07 (0,015)		- 0,02 (0,008)
De 45 à 55 ans	0,06 (0,015)		- 0,08 (0,008)
De 55 à 65 ans	- 0,36 (0,018)		- 0,31 (0,009)
65 ans et plus	- 1,58 (0,021)		- 0,73 (0,011)
<b>Forme juridique</b> (référence = exploitation individuelle)			
GAEC (1)	1,05 (0,016)		0,32 (0,008)
Autre	0,85 (0,014)		0,17 (0,007)
<b>Activité extérieure du chef</b> (référence = non)			
Oui	- 0,94 (0,013)		- 0,21 (0,007)
<b>Activité extérieure du conjoint</b> (référence = non)			
Oui	- 0,14 (0,011)		0,00 (0,006)
<b>Formation du chef</b> (référence = aucune ou niveau primaire)			
Formation secondaire courte	0,27 (0,011)		0,08 (0,006)
Formation secondaire longue	0,38 (0,016)		0,07 (0,008)
Formation supérieure	0,45 (0,019)		0,05 (0,010)
<b>Région</b> (référence = Pays de la Loire) - nombre de régions au coefficient significativement :			
Positif	7		2
Négatif	8		0
<b>Orientation</b> (référence = Polyculture) - nombre d'orientations au coefficient significativement :			
Positif	9		7
Négatif	5		3
<b>R2</b>	0,54	0,84	0,87
1. Groupement agricole d'exploitation en commun.			

Lecture : Régression sur les logarithmes de la taille finale et de la taille initiale. Les coefficients sont significativement différents de zéro, au seuil de 5 %, lorsque la valeur absolue de [coefficient/écart-type] est supérieure à 1,96. La valeur de l'écart-type est donnée entre parenthèses sous celle du coefficient.

Champ : exploitations agricoles en activité entre 1988 et 1997.

Source : recensement agricole de 1988 et enquête de structure de 1997, Ministère de l'agriculture, SCEES.



l'effet, comme on l'a vu, de la revalorisation des retraites agricoles qui permet, ou impose, aux exploitants les plus âgés de ne conserver que de très petites surfaces, davantage pour leurs loisirs que pour un complément de revenu. Peu d'exploitations (5 %) accèdent à des classes supérieures mais celles qui le font se distinguent par une très forte croissance.

Seule une exploitation moyenne en 1988 sur deux reste dans ce groupe en 1997. Un quart disparaît et le quart restant se partage pour moitié entre des exploitations qui accèdent à la taille supérieure et des exploitations dont la taille diminue, sans doute avant de disparaître.

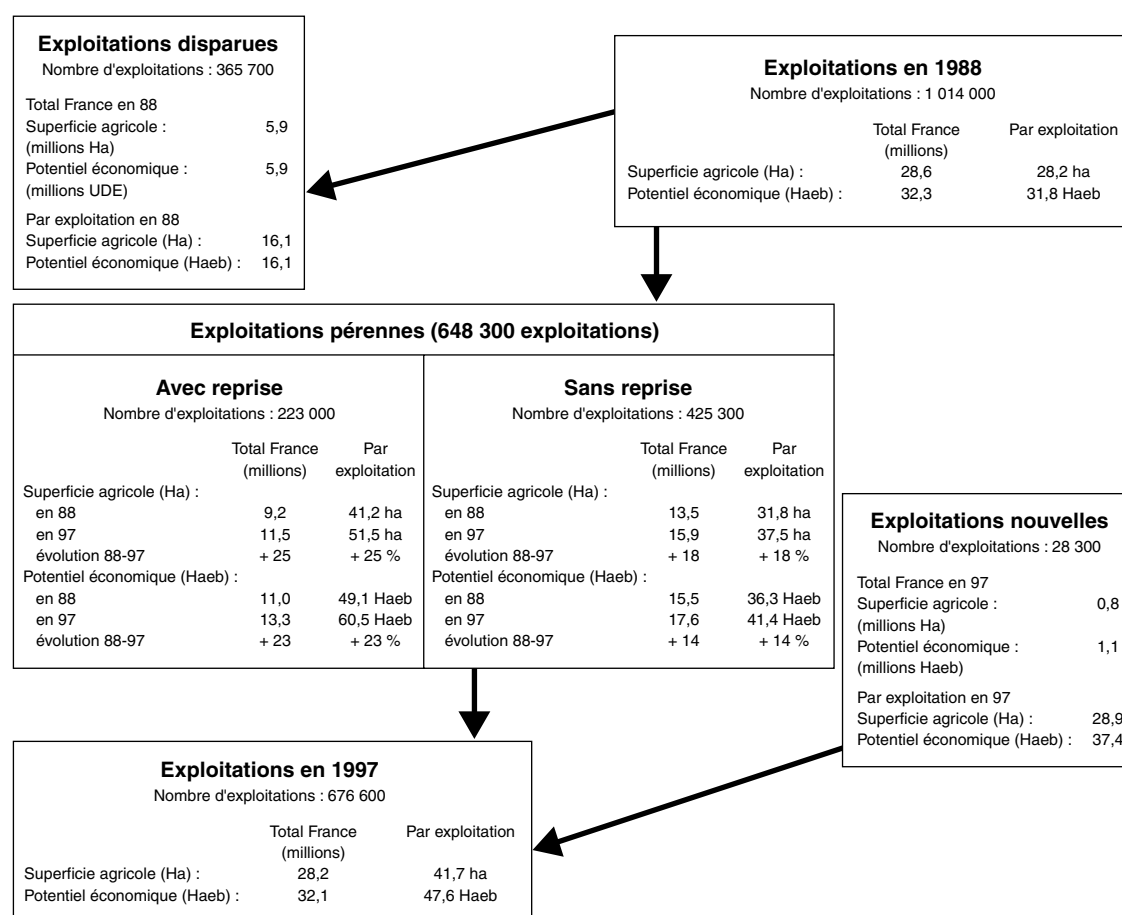
Une grande exploitation de 1988 sur dix a disparu en 1997 et une proportion similaire est passée dans les classes inférieures : les diminutions de taille ne sont toutefois pas négligeables et concernent 30 % des exploitations.

Ainsi se fait jour une contradiction apparente dans l'évolution des petites entreprises : leur taux de croissance est plus fort que celui des autres entreprises, et pourtant, elles sont plus nombreuses à connaître une diminution de leur taille. Une petite taille correspond pour une exploitation à un état transitoire susceptible de recouvrir deux évolutions opposées : elle peut présager une disparition (précédée d'ordinaire par une réduction souvent progressive de l'activité), ou au contraire correspondre à une phase d'installation ou de reprise et se conjuguer à un fort taux de croissance.

### La diminution du nombre d'exploitants tient essentiellement à l'absence de successeurs

Afin de préciser les différents facteurs jouant sur la disparition, la reprise et la création d'exploita-

Schéma I  
Nombre d'exploitations, superficie et potentiel économique : évolution entre 1988 et 1997



Lecture : Parmi les 1 014 000 exploitations recensées en 1988, 365 700 ont disparu en 1997. Sur les 648 300 restées en activité en 1997, 223 000 ont changé de chef d'exploitation (reprise). En ajoutant les 28 300 exploitations nouvelles aux 648 300 exploitations restées en activité, on évalue à 676 600 le nombre d'exploitations en 1997.

Champ : ensemble des exploitations agricoles.

Source : recensement agricole de 1988 et enquête de structures de 1997, Ministère de l'agriculture, SCEES.

tions, on utilise des modèles *Logit*. La probabilité d'occurrence de ces événements est exprimée de la sorte en fonction, soit des caractéristiques initiales des exploitations en 1988 (pour les disparitions et les reprises), soit de leurs caractéristiques finales en 1997 (pour les reprises).

Par rapport à l'âge initial du chef d'exploitation, le profil des exploitations qui disparaissent est assez proche de celui des reprises. Toutefois, deux éléments les distinguent : en premier lieu, chez les jeunes exploitants, les reprises d'exploitations sont plus fréquentes que les disparitions (cf. tableau 5). Cela pourrait tenir à une relative indétermination du successeur. Un jeune peut assumer la gestion de l'entreprise en attendant la reprise par une autre personne. Il est également possible que certaines de ces reprises correspondent à un changement de forme juridique. Par ailleurs, en cas de non-reprise, le maintien d'agriculteurs âgés est fréquent et la disparition de l'exploitation peut s'effectuer bien au-delà de 60 ans. C'est cette agriculture de retraite sans successeur qui engendre, pour une large part, une fraction importante des petites exploitations.

La sortie du secteur agricole de jeunes exploitants, quoique non négligeable, reste mineure. Ce

phénomène observé depuis longtemps (Jegouzo, 1973) semble s'atténuer aujourd'hui. La diminution du nombre d'exploitations se poursuit plus par absence de successeur que par départ en cours d'activité : elle s'effectue ainsi avec lenteur, rendant plus difficile la mesure des effets à court terme de changements de la politique agricole sur le nombre des exploitations ou sur la population active agricole, dans la mesure où ces adaptations se font avec un décalage temporel (8).

La caractéristique selon laquelle les disparitions se distinguent le plus des reprises est la taille initiale : plus celle-ci est élevée, plus élevée est la probabilité d'être reprise et plus faible celle de disparaître. Cette observation qui semble aller de soi peut procéder en partie d'un leurre statistique. En effet, le recul progressif de l'activité agricole qui précède la disparition n'est pas sans incidence sur la relation entre la taille et le taux de disparition calculé sur l'ensemble de la période (9). Les exploitations encore présentes

8. Les travaux réalisés à partir de chaînes de Markov, utilisées plus loin dans le texte, en endogénéisant ce type de changements, montrent qu'il est difficile d'en repérer les effets (Zepeda, 1995).

9. Le taux de croissance des exploitations entre 1988 et 1993 dépend ainsi très fortement de leur disparition ou non entre 1993 et 1997.

Tableau 4  
Devenir des exploitations en 1997 selon leur taille en 1988

**A - Situation et taille en 1997**

Situation en 1997	Taille en 1988 (1)			
	Moins de 12 haeb	De 12 à 60 haeb	60 haeb et plus	Ensemble
Pérennes	45,0	73,5	88,6	63,9
Dont				
Moins de 12 haeb	39,5	13,7	2,2	22,7
De 12 à 60 haeb	5,0	46,9	9,5	24,4
60 haeb et plus	0,4	12,9	76,9	16,9
Disparues	55,0	26,5	11,4	36,1
<b>Ensemble</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>

1. MBS exprimée en haeb (hectare-équivalent-blé).

**B - Taux de croissance des exploitations pérennes selon leur taille initiale**

Taux de croissance	Taille en 1988 (1)				Valeur moyenne
	Moins de 12 haeb	De 12 à 60 haeb	60 haeb et plus	Ensemble	
Inférieure à - 5 %	51,2	37,8	29,0	39,9	60
de - 5 à 5 %	9,7	10,8	14,0	11,1	100
5 % ou plus	39,1	51,4	57,0	49,0	160
<b>Ensemble</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	
Valeur moyenne	133,4	120,4	115,2	117,9	

1. MBS exprimée en haeb (hectare-équivalent-blé).

Lecture : (tableau A) les exploitations de petite taille en 1988 se retrouvent parmi les petites pour 39,5 % en 1997, 5 % sont passées dans la taille supérieure, 0,4 % sont devenues de grandes exploitations et 55 % ont disparu.

(tableau B) le taux de croissance est celui de la marge brute standard de l'exploitation entre les deux dates.

Champ : (tableau A) ensemble des exploitations recensées en 1988. (tableau B) exploitations agricoles actives entre 1988 et 1997.

Source : recensement agricole de 1988 et enquête de structure de 1997, Ministère de l'agriculture, SCEES.

en 1995 et qui ont disparu en 1997 avaient ainsi une taille de 21 haeb en 1988 et de 13,5 haeb seulement en 1995. Lorsqu'on calcule le taux de disparition entre deux dates selon la taille des exploitations, le taux relatif aux petites exploitations est d'autant plus élevé que l'année prise pour référence pour la taille est plus récente : il est donc minimum si la taille retenue est la taille initiale. Cela résulte du fait que les effectifs des entreprises destinées à disparaître amorcent souvent leur décroissance plusieurs années avant leur disparition.

Ceci ressort de la comparaison des distributions des exploitations disparues entre 1995 et 1997, selon leur taille en 1995 d'une part et selon leur taille en 1988 d'autre part. (cf. graphique III). Les plus petites exploitations (moins de 3 haeb) représentent près de la moitié des exploitations disparues selon leur taille de 1995, et moins d'un quart en 1988. La répartition selon la taille en 1995 accuse une augmentation sensible du poids des tailles les plus petites par rapport à la répartition selon la taille en 1988, ce qui indique un glissement général des exploitations promises à disparition vers les tailles les plus faibles, et, par là même, le recul de l'activité signalé plus haut. Selon la taille en 1995, le taux de disparition varie, entre les classes extrêmes, dans un rapport de un à vingt : il est de 17 % pour les plus petites exploitations et de 0,8 % pour les plus grosses exploitations (plus de 150 haeb). Selon la taille des exploitations en 1988, le taux

de disparition ne varie que dans un rapport de 1 à 6 (de 2 à 12 %).

Le lien n'est donc pas aussi mécanique qu'il y paraît entre taille des exploitations, disparition et reprise. La perspective de reprise, qui dépend notamment de l'intérêt plus ou moins grand des descendants pour le travail agricole, peut jouer à terme sur la taille des exploitations. Le niveau de formation du chef d'exploitation n'est pas ainsi fondamentalement différent suivant que l'exploitation disparaît ou est reprise (cf. tableau 6). Par contre, la reprise est souvent préparée par un passage de l'exploitation à une forme sociétaire (10).

### Les reprises portent principalement sur les exploitations de taille moyenne

Le taux de reprise est d'autant plus fort que la taille des exploitations en 1997 est élevée jusqu'à un certain seuil. Au-delà, la tendance s'inverse (cf. tableau 6). Les installations se font ainsi sur des tailles moyennes, l'accès à de grandes dimensions économiques étant plutôt le résultat d'une croissance de l'entreprise. La

10. En 1997, plus d'une EARL (exploitation agricole à responsabilité limitée) sur trois était la suite d'un GAEC (groupement agricole d'exploitation en commun) père-fils (Barlet, 2002). Cette formule permet une succession progressive. Après le départ de l'aîné, le jeune peut alors rester seul ou s'installer avec son conjoint.

Tableau 5  
Les effets du cycle de vie sur la dynamique de croissance

	Âge du chef d'exploitation en 1988							Ensemble des exploitations présentes en 1988
	Moins de 25 ans	De 25 à 30 ans	De 30 à 40 ans	De 40 à 50 ans	De 50 à 60 ans	De 60 à 65 ans	Plus de 65 ans	
<b>Nombre d'exploitations en 1988 (en %)</b>								
Disparues	14	16	15	20	41	53	65	36
Pérennes sans changement (1)	56	63	68	63	27	25	23	42
Pérennes avec changement (1)	30	21	17	17	32	22	11	22
<b>Ensemble</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>
<b>Marge brute standard (MBS) en 1988 (en UDE)</b>								
Disparues	13,9	17,4	14,9	11,8	13,7	10,4	4,3	10,7
Pérennes sans changement (1)	25,0	29,8	29,8	27,6	19,3	15,0	9,2	24,2
Pérennes avec changement (1)	26,5	36,3	40,5	38,4	32,4	27,3	19,3	32,7
<b>Taux de croissance de la MBS (MBS97 / MBS 88)</b>								
Ensemble des pérennes	1,74	1,47	1,31	1,18	1,04	0,96	0,96	1,18
Dont : sans changement (1)	1,60	1,43	1,27	1,13	0,90	0,75	0,87	1,14
Dont : avec changement (1)	2,00	1,59	1,45	1,32	1,11	1,09	1,05	1,23

1. Changement de chef d'exploitation entre 1988 et 1997.

Lecture : Les exploitations gérées par un chef âgé de moins de 25 ans en 1988 ont disparu pour 14 % en 1997, étaient encore présentes avec le même chef d'exploitation pour 56 % ou avec un chef différent pour 30 %. Leur marge brute était de 13,9 UDE en 1988 pour celles qui ont disparu. Le taux de croissance des exploitations encore en activité en 1997 a été de 74 % entre 1988 et 1997.

Champ : exploitations agricoles recensées en 1988.

Source : recensement agricole de 1988 et enquête de structure de 1997, Ministère de l'Agriculture, SCEES.

relation entre taux de reprise et âge du chef en 1997 est très forte, mais une part de cette relation est purement mécanique : les exploitants les plus jeunes en 1997 correspondent nécessairement à des installations récentes.

On est surpris de l'absence de liaison entre taux de reprise et niveau de formation du chef, dans le modèle général. Cette relation est masquée par la corrélation entre le niveau de formation et l'âge. Ne plus retenir cette dernière variable à l'effet prévisible met en évidence la dépendance du taux de reprise par rapport au niveau de formation du chef en 1997. Celui-ci augmente avec l'installation de nouvelles générations : l'effet du niveau de formation se ramène à un effet de génération.

Enfin, les reprises concernent pour une large part des exploitations qui ont pris en fin de période une forme sociétaire. En tant que tel, le passage en société n'est pas une variable explicative : il devient aujourd'hui le mode généralisé accompagnant les reprises et les successions.

### Le taux de croissance des exploitations dépend peu de leur taille

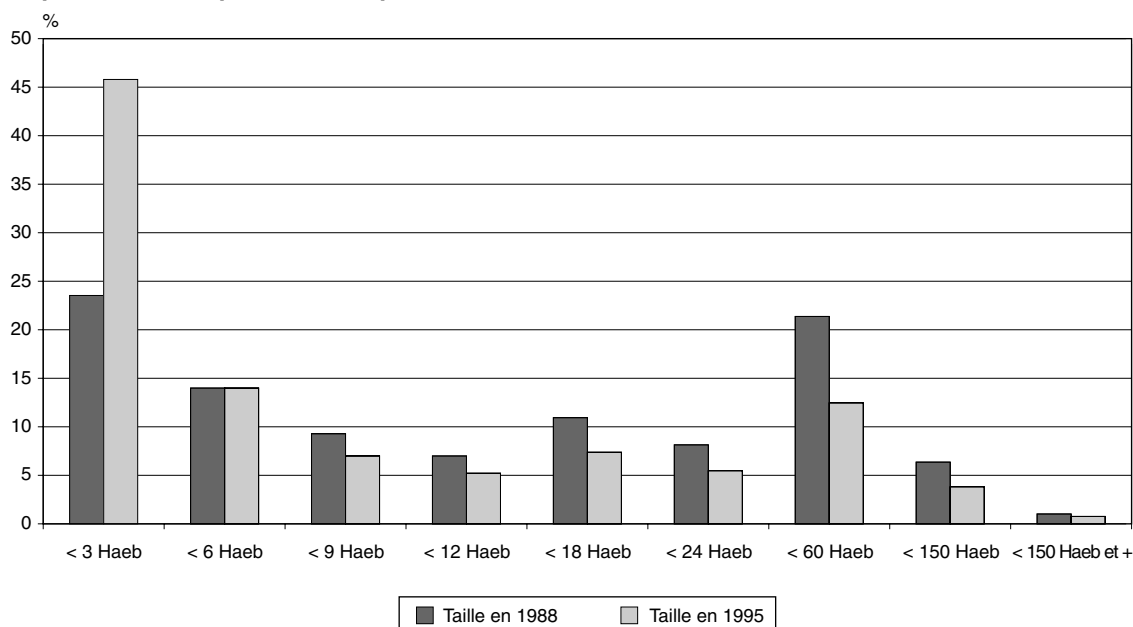
La place des mouvements de croissance et de régression des exploitations a été jusqu'ici abor-

dée indirectement par l'intermédiaire des disparitions et des reprises. Le tableau 7 explicite, en dehors du logarithme de leur taille initiale, les facteurs explicatifs du taux de croissance des exploitations entre 1988 et 1997 : les régressions ainsi présentées constituent un test de la loi de Gibrat (cf. encadré 2).

Le taux de croissance des exploitations est très peu lié à leur taille initiale : la relation entre ce taux de croissance et le logarithme de la taille initiale est significatif, mais le coefficient de détermination est presque nul. Le coefficient de la régression est à la fois proche de zéro (0,02), et significativement positif. Il y n'a donc pas rattrapage, mais plutôt très légère accentuation des disparités.

Ces résultats concordent avec les régressions reliant le logarithme de la taille finale au logarithme de la taille initiale (cf. tableau 3). La relation entre ces deux variables est très forte ( $R^2 = 0,84$ ) mais l'élasticité de la taille finale par rapport à la taille initiale n'est que de 1,06. Ce coefficient confirme le mouvement de très légère accentuation des disparités. Cependant, l'introduction de variables qualitatives (région, orientation, statut de l'exploitation, double activité, niveau de formation et âge du chef) fait basculer le coefficient de la taille initiale en dessous de 1, ce qui indique un mouvement de rattrapage.

Graphique III  
Répartition des exploitations disparues entre 1995 et 1997 selon la taille



Lecture : Les petites exploitations sont en proportion beaucoup plus nombreuses si l'on se réfère à leur taille en 1995 plutôt qu'à leur taille en 1988. Cela confirme que les entreprises destinées à disparaître amorcent leur décroissance plusieurs années avant leur disparition.

Champ : exploitations disparues entre 1995 et 1997 (au nombre de 49 340).

Source : enquêtes de structure, Ministère de l'agriculture, SCEES.

Si ces variables qualitatives ont un effet significatif sur le taux de croissance, elles n'expliquent au total que 16 % de sa variabilité. Lorsqu'on ajoute à ces variables le logarithme de la taille initiale des exploitations, le coefficient de détermination augmente peu. Par rapport à la régression sans les variables qualitatives, le coefficient reliant le taux de croissance au logarithme de la taille initiale change de signe et prend une valeur significativement négative (- 0,12). Toute chose égale par ailleurs, il y a donc plutôt un phénomène de rattrapage : il s'agit d'un rattrapage conditionnel, les variables qualitatives introduites jouant globalement dans le sens de l'accentuation des disparités.

L'impact de variables telles que la région et l'orientation s'avère plus facile à apprécier au vu des évolutions d'un recensement agricole à l'autre (11), qu'au moyen des régressions du tableau 7 : les graphiques II - A et II - B donnent ainsi pour chacune de ces deux variables, la taille moyenne en 1988 et en 2000 et la relation entre leur logarithme. En ce qui concerne les régions, la relation entre la moyenne régionale des tailles des exploitations en 1988 et en 2000 ne sous-entend qu'un très léger rattrapage : l'élasticité de la taille finale par rapport à la taille

11. Ce type d'approche a été dénommé plus haut « statique comparative ».

Tableau 6  
Disparition, reprise et caractéristiques des exploitations

Type de modèle	Disparition, situation en 1988, avec âge (I)		Reprise, situation en 1988, avec âge (II)		Reprise, situation en 1997, avec âge (III)		Reprise, situation en 1997, sans âge (IV)	
	Coef.	ORE (1)	Coef.	ORE (1)	Coef.	ORE (1)	Coef.	ORE (1)
<b>Constante</b>	- 1,06		- 3,05		0,96		- 1,76	
<b>Classe de dimension économique</b>								
<i>Moins de 3 haeb</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
De 3 à 4,5 haeb	- 0,20	0,8	0,54	1,7	0,39	1,5	0,50	1,7
De 4,5 à 6 haeb	- 0,45	0,6	0,84	2,3	0,57	1,8	0,72	2,1
De 6 à 9 haeb	- 0,59	0,6	1,03	2,8	0,58	1,8	0,78	2,2
De 9 à 12 haeb	- 0,79	0,5	1,16	3,2	0,46	1,6	0,70	2,0
De 12 à 18 haeb	- 0,98	0,4	1,32	3,7	0,36	1,4	0,66	1,9
De 18 à 24 haeb	- 1,25	0,3	1,64	5,1	0,06	1,1	0,45	1,6
De 24 à 60 haeb	- 1,85	0,2	2,03	7,6	- 0,10	1,0	0,26	1,3
60 haeb et plus	- 2,42	0,1	2,07	7,9	- 0,35	0,7	- 0,10	0,9
<b>Âge du chef</b>								
<i>Moins de 35 ans</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
De 35 à 45 ans	- 0,01	1,0	- 0,39	0,7	- 1,87	1,5		
De 45 à 55 ans	1,26	3,5	0,94	2,6	- 2,61	0,1		
De 55 à 65 ans	1,50	4,5	1,91	6,8	- 1,95	0,1		
65 ans et plus	1,62	5,0	1,31	3,7	- 2,81	0,1		
<b>Forme juridique</b>								
<i>Exploitation individuelle (EI)</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
GAEC (2)	- 1,28	0,3	0,20	1,2	1,32	3,7	1,37	3,9
Autre	- 0,11	0,9	0,19	1,2	2,20	9,0	2,05	7,7
<b>Formation du chef</b>								
<i>Aucune formation ou niveau primaire</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Formation secondaire courte	- 0,13	0,9	- 0,04	1,0	- 0,07	0,9	0,41	1,5
Formation secondaire longue	0,05	1,1	- 0,07	0,9	0,01	1,0	0,63	1,9
Formation supérieure	- 0,09	0,9	- 0,05	0,9	0,06	1,1	0,66	1,9
<b>Région</b> (référence = Pays de la Loire) - nombre de régions au coefficient significativement :								
Positif	0		3		1		1	
Négatif	11		0		1		1	
<b>Orientation</b> (référence = polyculture) - nombre de régions au coefficient significativement :								
Positif	1		1		0		0	
Négatif	5		1		2		3	
1. Odds Ratio Estimate : se reporter à la note de lecture ci-dessous.								
2. Groupement agricole d'exploitation en commun.								

Lecture : quatre modèles logit sont utilisés. Les deux premiers permettent de mesurer l'impact des facteurs structurels en début de période sur la probabilité pour l'exploitation de disparaître entre 1990 et 1997 (modèle I) ou d'être reprise entre 1990 et 1997 (II). Les deux autres permettent de mesurer l'impact des facteurs structurels en fin de période sur la probabilité pour l'exploitation d'être reprise entre 1990 et 1997 : ils diffèrent par la prise en compte ou non de la variable âge (modèles III et IV). Selon l'ORE (Odds Ratio Estimate), le fait d'avoir une taille de 60 haeb ou plus, les autres caractéristiques étant identiques, divise la probabilité de disparaître par 10 par rapport à la situation de référence (dimension inférieure à 3 haeb, chef âgé de moins de 35 ans, exploitation individuelle, chef ayant au maximum une formation du niveau primaire, exploitation située dans la région des Pays de la Loire, spécialisée en polyculture).

Champ : exploitations en activité entre 1988 et 1997 (avec les exploitations disparues pendant la période pour le modèle I).

Source : recensement agricole de 1988 et enquête de structure de 1997, Ministère de l'agriculture, SCEES.

Tableau 7

**Taux de croissance et taille initiale de l'exploitation**

	Taux de croissance global			Taux de croissance annuel	
	Variables qualitatives	Variables quantitatives	Variables qualitatives et quantitatives	Variables qualitatives et quantitatives	Variables qualitatives et quantitatives
Période	1988-1997	1988-1997	1988-1997	1988-1993 (1)	1993-1997 (2)
<b>R2</b>	0,161	0,002	0,186	0,164	0,108
<b>Constante</b>	0,469 (0,021)	0,215 (0,003)	0,376 (0,020)	0,030 (0,003)	0,019 (0,003)
<b>Taille initiale</b>		0,022 (0,003)	- 0,117 (0,003)	- 0,012 (0,000)	- 0,011 (0,000)
<b>Âge du chef</b>					
<i>Moins de 35 ans</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
De 35 à 45 ans	- 0,052 (0,010)		- 0,045 (0,010)	- 0,010 (0,001)	- 0,012 (0,001)
De 45 à 55 ans	- 0,198 (0,010)		- 0,182 (0,010)	- 0,022 (0,001)	- 0,020 (0,001)
De 55 à 65 ans	- 0,389 (0,011)		- 0,398 (0,011)	- 0,049 (0,001)	- 0,050 (0,002)
65 ans et plus	- 0,639 (0,014)		- 0,750 (0,014)	- 0,088 (0,002)	- 0,083 (0,002)
<b>Forme juridique</b>					
<i>Exploitation individuelle (EI) en début et fin de période</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
EI devenue une forme sociétaire	0,417 (0,010)		0,486 (0,010)	0,059 (0,002)	0,055 (0,002)
Forme sociétaire devenue EI	- 0,186 (0,017)		- 0,116 (0,017)	- 0,020 (0,002)	- 0,025 (0,003)
Forme sociétaire en début et en fin de période (3)	- 0,003 (0,009)		0,115 (0,010)	- 0,016 (0,001)	0,016 (0,001)
<b>Activité extérieure du chef</b>					
<i>Non (pas d'activité extérieure)</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Oui (activité extérieure)	- 0,115 (0,009)		- 0,207 (0,009)	- 0,025 (0,001)	- 0,020 (0,001)
<b>Activité extérieure du conjoint</b>					
<i>Non (pas d'activité extérieure du conjoint)</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Oui (activité extérieure du conjoint)	0,043 (0,007)		0,023 (0,007)	0,002 (0,001)	0,002 (0,001)
<b>Formation du chef</b>					
<i>Aucune formation ou niveau primaire</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Formation secondaire courte	0,048 (0,007)		0,072 (0,007)	0,007 (0,001)	0,009 (0,001)
Formation secondaire longue	0,030 (0,010)		0,068 (0,010)	0,007 (0,001)	0,009 (0,001)
Formation supérieure	- 0,000 (0,012)		0,048 (0,012)	0,007 (0,002)	0,008 (0,002)
<b>Région</b> (référence = Pays de la Loire) - nombre de régions au coefficient significativement :					
Positif	0		0	1	0
Négatif	3		6	1	1
<b>Orientation</b> (référence = polyculture) - nombre d'orientations au coefficient significativement :					
Positif	1		4	5	2
Négatif	3		5	4	4
<b>Reprise</b>	- 0,090 (0,007)		- 0,089 (0,007)	- 0,012 (0,001)	- 0,004 (0,001)
<b>Disparue</b>				- 0,039 (0,001)	

1. La restriction de l'échantillon à la période 88-93 permet le repérage des exploitations présentes, reprises ou disparues en 97.

2. La restriction de l'échantillon à la période 93-97 permet le repérage des exploitations présentes ou reprises par rapport à 88.

3. Avec éventuellement changement de forme (groupement agricole d'exploitation en commun (GAEC) en EARL par exemple).

Lecture : la régression du taux de croissance est effectuée sur le logarithme de la taille initiale de l'exploitation. Les coefficients sont significativement différents de zéro, au seuil de 5 %, lorsque la valeur absolue de [coefficient/écart-type] est supérieure à 1,96. La valeur de l'écart-type est donnée entre parenthèses sous la valeur du coefficient.

Champ : exploitations en activité entre 1988 et 1997 (colonnes 1,2,3 et 5 du tableau). Exploitations en activité entre 1988 et 1993 avec exploitations disparues entre 1993 et 1997 (colonne 4).

Source : recensement agricole de 1988 et enquêtes de structure de 1993 et 1997, Ministère de l'agriculture, SCEES.

initiale est en effet de 0,97. Elle n'est pas significativement différente de 1 au seuil de 5 %. En revanche, une telle relation calculée cette fois pour les orientation conduit à un accroissement des disparités : l'élasticité est de 1,02 ; elle n'est pas significativement différente de 1.

L'influence du cycle de vie s'avère déterminante : le taux de croissance est très lié au cycle de vie et il est d'autant plus fort que le chef d'exploitation est jeune. Les régressions sur le taux de croissance confirment ainsi les effets déjà mis en évidence par l'analyse de statique comparative (cf. tableau 5). La formation du chef d'exploitation exerce aussi une influence. La différence est surtout significative entre la formation primaire et les autres niveaux de formation. Elle reflète sans doute un effet de génération en corrélation avec l'âge des chefs d'exploitation. À la différence de l'activité extérieure du conjoint, sans impact notable, celle du chef d'exploitation s'accompagne d'une diminution du taux de croissance. Enfin, le passage du statut d'exploitations individuelles à celui de société est corrélé à une croissance plus soutenue (cf. tableau 7).

Les régressions du tableau 7 établissent également les relations sur le taux de croissance annuel en distinguant deux sous-périodes, 1988-1993 et 1993-1998. Cette différenciation permet essentiellement de tenir compte des disparitions et des reprises, car il n'y a pas de différences significatives entre les taux de croissance annuels de ces deux sous-périodes. Le taux de croissance entre 1988 et 1993 dépend très fortement de la probabilité de disparaître à la période suivante, ce qui confirme la lenteur du processus de disparition. En revanche, la relation entre le taux de croissance et la probabilité de reprise n'est pas significative, même en décalé sur la période 1993-1998 (12). Pourtant, les installations étaient plutôt censées se faire sur des exploitations de taille moyenne, susceptibles de croître ultérieurement (13). En moyenne sur l'échantillon pondéré sur l'ensemble de la période 1988-1997, le taux de croissance s'établit pourtant à 23 % pour les exploitations avec reprise et à 14 % pour les exploitations sans reprise (cf. schéma I).

### Moins de 500 000 exploitations en 2012 ?

Vers combien d'exploitations tend l'agriculture française dans le moyen terme et vers quel degré de concentration ? Des éléments de réponse peuvent être apportés à cette question en utilisant

la méthode des chaînes de Markov (Berchtold, 1998), procédure couramment utilisée en économie agricole dans ce type de projections (Zepeda, 1995). Cette méthode suppose que, dans une population répartie en classes, les probabilités de disparition et de passage entre classes observées entre deux dates, restent inchangées au cours d'une période suivante. Elle a été appliquée aux données du recensement de 2000, en prenant en compte quatre variables (la région, la dimension économique des exploitations, l'âge du chef et le taux de reprise) et en s'appuyant sur les probabilités issues des matrices de passage des enquêtes de structure entre 1988 et 1997 (Butault *et al.* 2004 b). Ces probabilités ont été recalées sur les données du recensement agricole de 2000 pour corriger le biais constaté sur les enquêtes de structure (cf. annexe).

Cette projection conduit à estimer à 473 000 le nombre d'exploitations en 2012, contre 664 000 en 2000 (cf. schéma II). Cet effectif résulte de la disparition de 216 000 exploitations et de la création de 24 000 exploitations, 448 000 exploitations restant pérennes. Le taux de diminution annuel du nombre d'exploitation s'établirait ainsi à 2,8 % entre 2000 et 2012 contre 3,5 % entre 1988 et 2000 (14). Ce ralentissement tient, pour une part, à un effet mécanique de la projection qui considère les probabilités de disparition comme fixes. Les disparitions diminuent avec la taille des exploitations et augmentent avec l'âge du chef d'exploitation : or, par rapport à 1988, la taille des exploitations s'est accrue et la population des chefs d'exploitation s'est rajeunie.

Ces évolutions induisent évidemment une élévation de la taille moyenne des exploitations. Entre 2000 et 2012, la surface moyenne des exploitations passerait de 42 à 59 hectares et la dimension économique (15) moyenne de 48 à 65 haeb. Les grandes exploitations (plus de 150 haeb) représenteraient 11 % de l'effectif total (contre 6 % en 2000), leur part dans la marge brute globale passant à 44 % (contre 32 % en 2000). Cette concentration absolue de la production ne signifierait toujours pas qu'il y ait concentration

12. Les exploitations reprises entre 1988 et 1993 introduites dans l'échantillon permettent de mesurer l'impact de la reprise sur le taux de croissance entre 1993-1998.

13. Cf. *infra*, fin du paragraphe intitulé : « Entre 1988 et 1997, plus d'une exploitation sur trois a disparu ».

14. L'enquête de structure de 2003 évalue à 590 000 le nombre d'exploitations (Grivaux *et al.*, 2004). Entre 2000 et 2003, le taux de disparition des exploitations, de 3,8 %, aurait ainsi augmenté.

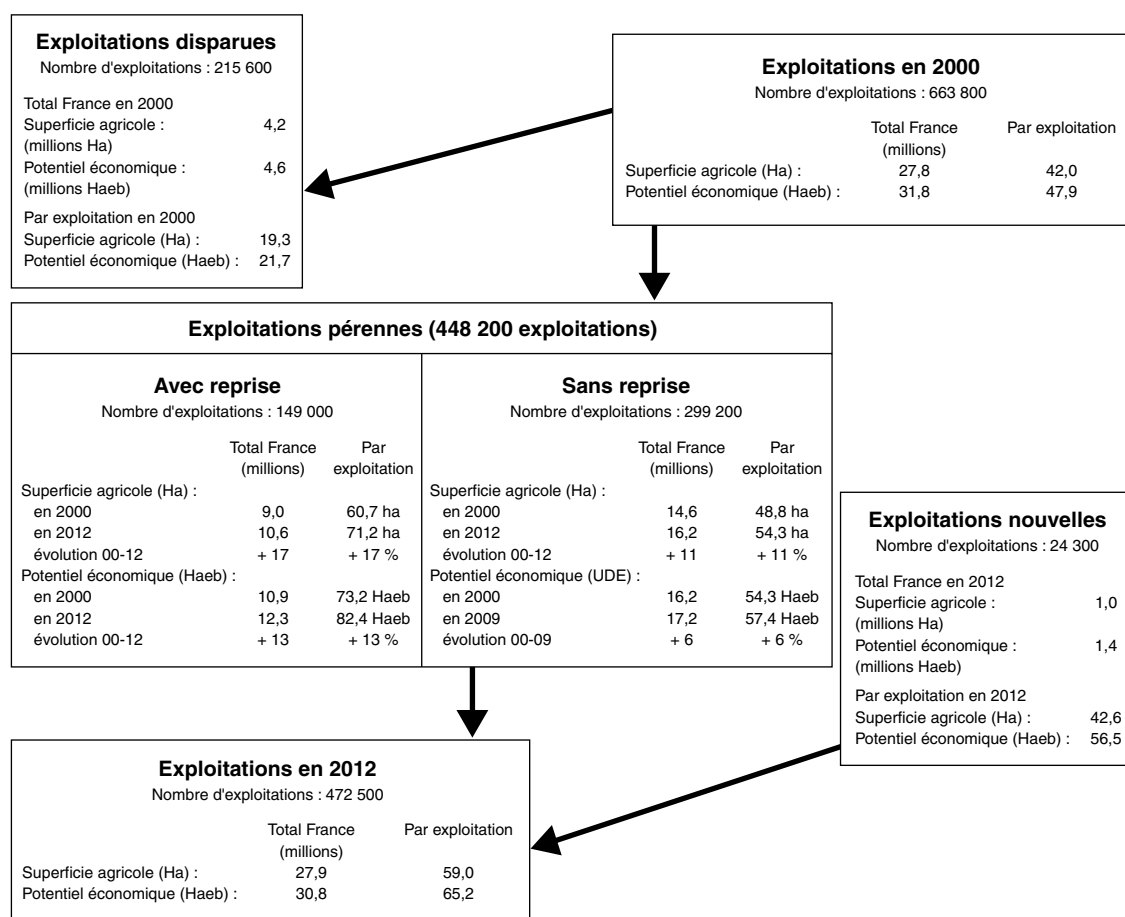
15. Ces données reposent sur des estimations calculées à partir des coefficients de MBS « 86 » (cf. encadré 1).

relative et les deux courbes de Lorenz en 2000 et 2012 se confondraient presque.

La limite de cette projection est évidemment son caractère stationnaire en considérant les probabilités de disparition et de passage entre classes comme fixes. Or, de nombreux facteurs peuvent jouer sur ces probabilités, notamment l'évolution des préférences des ménages agricoles. L'une des grandes interrogations actuelles porte sur les effets de la réforme de la politique agricole commune de 2004 sur l'évolution de ces structures agricoles. Cette réforme institue en effet un découplage des aides c'est-à-dire substituée, à des soutiens auparavant liés à la production ou à la surface, des aides déterminées sur base historique dont les bénéficiaires

n'ont plus l'obligation de produire pour les percevoir (Butault *et al.*, 2005). Ce système de droits à subventions qui sont transférables entre individus, *via* le foncier, rend l'activité agricole en tant que telle moins rémunératrice et devrait inciter les agriculteurs les moins performants à vendre leurs droits à subvention aux agriculteurs les plus performants. Il pourrait ainsi jouer dans le sens d'une accentuation de la disparition des exploitations et de la concentration de la production. Comme on l'a vu, ces processus s'effectuent toutefois avec lenteur et les effets de cette réforme ne seront peut-être pas immédiats. En tout état de cause, le mouvement de concentration de la production en un nombre de plus en plus restreint d'exploitations est loin d'être achevé et pourrait même s'accroître. □

Schéma II  
Nombre d'exploitations, superficie et potentiel économique. Évolution entre 2000 et 2012 (chaîne de Markov stationnaire)



Lecture : Partant des 663 800 exploitations recensées en 2000, on estime le nombre d'exploitations disparues d'ici 2012 à 215 600. Sur les 448 200 restées en activité en 2012, 149 000 devraient avoir changé de chef d'exploitation (reprise). En ajoutant les 24 300 exploitations nouvelles aux 448 200 exploitations restées en activité, on estime à 472 500 le nombre d'exploitations en 2012.

Champ : ensemble des exploitations agricoles.

Source : recensement agricole 2000 et enquête de structure 1988-1997, Ministère de l'agriculture, SCEES - calculs INRA.



---

## BIBLIOGRAPHIE

- Barlet C. (2002)**, « Formes sociétaires et installation en agriculture », *Synthèses n° 63*, « L'agriculture : installation et développement », pp. 31-39.
- Barthélémy D. et Dussol A.-M. (2002)**, « Sociétés agricoles : entre modernité et tradition », *Agreste Cahiers*, n° 2, pp. 31-36.
- Berchtold A. (1998)**, *Chaînes de Markov et modèles de transition : application aux sciences sociales*, Hermès, 284 p.
- Blanc M. (2005)**, « Trajectoires d'installation et leur pérennité dans les années 1990 », *Agreste Cahiers*, n° 3, pp. 3-13.
- Butault J.-P., Delame N. et Lerouvillois P. (2004 a)**, *Activité extérieure des ménages agricoles et formation des revenus*. SFER : *Les mutations de la famille agricole : conséquences pour les politiques publiques*. Inra-INA-PG, 21 p.
- Butault J.-P. et Delame N. (2004 b)**, *Réforme de la PAC de 2003, découplage et évolution des structures et des systèmes de production agricole en France. Les systèmes de production agricole*. Colloque de la SFER : Lille 18-19 novembre 2004. UMR d'Économie Publique Inra-INA-PG, 19 p.
- Butault J.-P., Gohin A., Guyomard H. et Barkaoui A. (2005)**, « Une analyse économique de la réforme de la PAC », *Revue Française d'Économie*, n° 1, vol. XX, pp. 55-107.
- Delame D. (2001)**, « La pluriactivité gagne du terrain dans les exploitations professionnelles », *Agreste Cahiers*, n° 2, pp. 29-36.
- Delame D. (2002)**, « L'essor des formes sociétaires : un développement au rythme des évolutions juridiques et fiscales », *Synthèses n° 63*, « L'agriculture : installation et développement », pp. 65-78.
- Grivaux J. et Rattin S. (2004)**, « 370 000 exploitations professionnelles en 2003 », *Agreste Primeur*, n° 147, 4 p.
- Jegouzo G. (1973)**, *Exode agricole et offre régionale d'emplois*, Cujas, Paris, 220 p.
- Kimhy A. (2000)**, « Is Part-Time Farming Really a Step in The Way out of Agriculture? », *American Journal of Agricultural Economics*, n° 82, pp. 38-48.
- Legris B. (2002)**, « Les effets de date, d'âge et de génération sur la dimension des exploitations agricoles de 1977 à 1997 », *Synthèses n° 63*, « L'agriculture : installation et développement », pp. 79-95.
- Lotti F., Santarelli E. et Vivarelli M. (2003)**, « Does Gilbrat's Law Hold Among Young, Small Firms? », *Journal of Evolutionary Economics*, n° 13, pp. 213-235.
- Rattin S. (2001)**, « Des exploitations plus grandes, des exploitants plus jeunes », Premiers résultats du recensement agricole 2000, *Agreste Primeur*, n° 93, 4 p.
- Rattin S. (2002)**, « Les ménages d'agriculteurs en 2000 : un sur trois est pluriactif », *Agreste Cahiers*, n° 2, pp. 3-14.
- Rattin S. (2004)**, « Se réinstaller en société », *Agreste Cahiers*, n° 2, pp. 19-24.
- Sutton J. (1997)**, « Gibrat's Legacy », *Journal of Economic Literature*, vol. XXXV, pp. 40-59.
- Weiss C.R. (1999)**, « Farm Growth and Survival: Econometric Evidence for Individual Farms in Upper Austria », *American Journal of Agricultural Economics*, n° 81, pp. 103-116.
- Zepeda L. (1995)**, « Technical Change and The Structure of Production: a Non-Stationary Markov Chain Analysis », *European Review of Agricultural Economics*, n° 22, pp. 41-60.
-

---

**RECENSEMENTS AGRICOLES ET ENQUÊTES DE STRUCTURE**

Les exploitations agricoles sont dénombrées chaque décennie par des recensements, effectués par le Service central des enquêtes et études statistiques (SCEES), les deux derniers ayant eu lieu en 1988 et 2000. La notion d'exploitation agricole est très large et correspond aux unités de production ayant plus de un hectare de cultures générales, ou plus de 20 ares de cultures spécialisées, ou dépassant un certain seuil pour la détention d'animaux (une vache, par exemple).

Entre les deux recensements, l'évolution des exploitations agricoles est suivie par des enquêtes de structure et celles-ci ont été réalisées en 1990, 1993, 1995 et 1997. Contrairement aux recensements exhaustifs qui interrogent toutes les exploitations agricoles, les enquêtes de structure se limitent au suivi d'un échantillon. L'échantillon de 1990 a été obtenu par un tirage aléatoire de 71 000 exploitations parmi celles recensées en 1988, et ces exploitations ont été à nouveau enquêtées les années suivantes. Ces enquêtes permettent ainsi de

suivre la trajectoire des exploitations et on peut distinguer :

- les exploitations pérennes : présentes à chaque enquête de 1988 à 1997. Ce sont des exploitations qui n'ont pas changé de siège mais qui peuvent avoir changé de chef. Dans ce dernier cas, on considère dans l'étude qu'il y a « reprise » (cf. schéma I) ;

- les exploitations disparues : présentes en 1988 et absentes en 1997 ;

- les exploitations nouvelles : absentes en 1988 et présentes en 1997. Ce sont des exploitations dont le siège est nouveau.

Les conventions retenues pour le suivi des exploitations à partir des terres utilisées ont entraîné une sous-estimation du nombre d'exploitations. L'enquête de structures de 1997 a ainsi estimé le nombre d'exploitations à 680 000, tandis que le recensement en a compté 660 000 trois ans plus tard.