

E 8601

PRODUCTION PORCINE : LA PRÉVISION A COURT TERME

C. BONSACQUET

*Ministère de l'Agriculture, Service Central des Études et Enquêtes Statistiques
4, avenue de Saint-Mandé - 75570 PARIS CEDEX 12*

En 1978, analysant les marchés du bœuf et du porc, MM. DROUET et MAHE écrivaient : « La spécification de l'offre de viande et plus généralement de produits animaux comporterait un modèle démographique couplé à des équations de comportement liant les variables de commande à la conjoncture économique ». On ne rappellera pas ici les résultats économétriques obtenus par ces auteurs, ni les recherches qui ont abouti à la construction de MAGALI (Modèle Agricole Analysant les Liaisons Intrasectorielles) par les services de la Direction de la Prévision et du Ministère de l'Agriculture (ALBECKER et LEFEVRE, 1985). On examinera seulement les problèmes que pose la prévision de la production porcine à court terme lorsqu'elle se fonde sur un modèle démographique, comme c'est le cas au S.C.E.E.S. pour l'établissement trois fois par an de prévisions destinées à répondre aux besoins nationaux et communautaires pour la gestion du marché.

La modélisation démographique

La modélisation démographique se fonde, non sur les relations qui peuvent exister entre la production au cours d'une période p et des résultats économiques de périodes antérieures, mais sur la connaissance du cheptel : composition du cheptel, coefficients zootechniques (prolificité, taux de perte, gain moyen quotidien), taux de renouvellement du cheptel reproducteur. Coefficients zootechniques et taux de renouvellement sont connus par les travaux de l'ITP en matière de gestion technique et technico-économique et par les enquêtes lourdes réalisés par le S.C.E.E.S., du type de celles menées en 1971 et 1981. Deux méthodes permettent de compléter les informations requises pour la prévision :

- le dénombrement des flux : enquêtes sur les saillies ;
- le dénombrement des stocks : enquêtes sur la structure du cheptel porcin.

La première méthode (LINGUENHELD et DE MIEULLE, 1969 a) a été utilisée en France jusqu'en juillet 1972, date à laquelle elle a été abandonnée au profit de la seconde, rendue ensuite obligatoire par la Directive du Conseil 76/630/CEE du 20 juillet 1976. On ne s'attardera donc pas sur l'enquête « saillies », dont les difficultés ont été soulignées à l'époque (inexhaustivité, erreurs d'observation, problèmes liés à la mise à jour de la base de sondage et au renouvellement périodique de l'échantillon). On notera toutefois que les Pays-Bas continuent d'utiliser les statistiques de saillies de truies pour établir leurs prévisions de production.

La seconde méthode se fonde sur la connaissance de la structure du cheptel à un instant t et des règles de passage des animaux d'une catégorie à l'autre au cours de la période $(t, t+1)$. Elle permet de connaître les « entrées » et les « sorties » au cours de la période considérée et l'état du cheptel

à l'instant $t+1$. Un modèle détaillé a été exposé par L.P. MAHE dans les Cahiers de l'INRA (1973). La forme générale du modèle s'écrit très simplement sous forme matricielle:

$$X_{t+1} = M_t X_t$$

où X_t représente le vecteur d'état du cheptel à l'instant t ,

et M_t la matrice de passage de t en $t+1$.

Dans le cas du troupeau reproducteur femelle, cette matrice comprend des coefficients de type zootechnique (taux de saillie fécondante, taux de prolificité, taux d'avortement, taux de perte) et des paramètres exprimant des décisions des éleveurs (taux d'affectation à la reproduction, taux d'élimination en fin de portée). Lorsque la matrice est constante, on peut prévoir l'état du cheptel à l'instant $t+k$ par la relation :

$$X_{t+k} = M_t^k X_t$$

Sinon, il faut connaître la suite des matrices, permettant de passer d'une étape à la suivante :

$$X_{t+k} = M_{t+k-1} \dots M_{t+1} M_t X_t$$

Il est donc possible de prendre en compte le progrès technique ainsi que les modifications du comportement des éleveurs, en mettant à jour les valeurs des paramètres correspondants.

Pour la prise en compte des autres catégories d'animaux (porcs d'engraissement), L.P. Mahé propose deux voies :

- l'adjonction au modèle « troupeau reproducteur » d'un modèle « porcs d'engraissement » ;
- l'agrandissement du modèle de départ, au sein duquel on distinguera des sous-cohortes selon la destination des animaux.

Dans le premier cas, on aura alors un modèle du même type que précédemment :

$$Y_{t+1} = N_t Y_t$$

ou si l'on prend en compte les transferts du troupeau reproducteur vers l'engraissement :

$$Y_{t+1} = N_t Y_t + D_t X_t$$

où D_t est la matrice diagonale des taux d'affectation à l'engraissement, ce qui permet l'introduction de variables de contrôle décrivant le comportement des éleveurs et donc l'ouverture du modèle à l'économie, en reliant D_t à la conjoncture économique.

Dans la seconde formulation, les cohortes du vecteur X_t sont décomposées en sous-cohortes décrivant les deux groupes d'animaux (reproducteurs, engraissement) et la matrice se complique un peu puisqu'il faut tenir compte des éventuels changements de sous-cohorte. On retrouve bien sûr les variables de contrôle, taux d'affectation des jeunes femelles à la reproduction et taux de maintien en reproduction des multipares après sevrage (avec leurs compléments, taux d'affectation des jeunes femelles à l'engraissement et taux d'élimination en fin de portée).

L.P. MAHE présente un exemple d'une telle matrice, sur la base d'hypothèses zootechniques détaillées en (MAHE, 1973).

Reprenant ensuite les concepts démographiques classiques de population stationnaire et de population stable, L.P. MAHE en montre l'intérêt dans le cas des populations animales : détermina-

tion de la structure d'un troupeau en équilibre stationnaire, aide à la décision pour les éleveurs (taux de mise en place, taux de réforme), planification de la production pour les groupements, et au niveau national, simulation de l'évolution du cheptel, définition des conditions de la croissance optimale et, bien entendu, prévisions soit à très court terme, soit à long terme après élucidation des relations entre décisions des éleveurs, contexte économique et état du cheptel.

Le modèle ainsi constitué offre des performances théoriques remarquables. Cependant, sa mise en œuvre, du moins au niveau national, nécessite une connaissance approfondie du cheptel tant dans sa structure (détaillée en une cinquantaine de catégories) que sur le plan technique et technico-économique (estimation des paramètres).

Aussi le modèle utilisé par le S.C.E.E.S., s'il est de structure comparable, est-il beaucoup plus simple. Ce modèle, qui fonctionne uniquement pour le court terme, se fonde sur le système d'enquêtes rendu obligatoire au sein de la C.E.E. par la Directive du Conseil 76/630/CEE du 20 juillet 1976. Cette directive prévoit que les Etats membres effectuent tous les quatre mois une enquête sur le cheptel porcin (en avril, août et décembre) et qu'ils établissent des prévisions de production, par période de deux mois, pour les douze mois qui suivent l'enquête. La Commission a défini les catégories dans lesquelles devait être réparti le cheptel porcin (décision 76/805/CEE du 1er octobre 1976) :

- « A. Porcelets d'un poids vif de moins de 20 kilogrammes ;
- B. Porcs d'un poids vif de 20 kilogrammes à moins de 50 kilogrammes ;
- C. Porcs à l'engrais, y compris les verrats de réforme et les truies de réforme, d'un poids vif :
 - a) de 50 kilogrammes à moins de 80 kilogrammes,
 - b) de 80 kilogrammes à moins de 110 kilogrammes,
 - c) de 110 kilogrammes et plus,
- D. Porcs reproducteurs d'un poids de 50 kilogrammes et plus ;
 - a) verrats,
 - b) truies saillies dont b1) truies saillies pour la première fois,
 - c) autres truies dont c1) truies non encore saillies ».

On remarque donc, d'une part, que les enquêtes ont lieu tous les quatre mois, soit le temps nécessaire à la constitution d'une nouvelle cohorte de porcelets, d'autre part, que les catégories de poids ont été définies de telle sorte qu'il faille environ deux mois pour qu'un animal passe d'une catégorie à l'autre, ce qui correspond aux périodes de prévision. Enfin, l'horizon le plus lointain de la prévision est à un an, soit le temps que les porcelets nés des truies non encore saillies à la date de l'enquête arrivent à l'âge d'abattage. La périodicité des enquêtes permet de disposer de 3 prévisions successives pour le même bimestre, ce dont on attend une amélioration progressive de la précision.

Dans ces conditions le modèle de prévision démographique est simplifié à l'extrême. On ne dispose pas en effet d'informations très fines sur le cheptel porcin et l'horizon de prévision étant à très court terme, on ne cherche pas à bâtir un modèle permettant la simulation. Sous forme matricielle on a donc :

$$P_t = S_t X_t + R_t$$

où P_t = vecteur de la production indigène brute prévue pour les bimestres qui suivent l'enquête effectuée à l'instant t ;

S_t = matrice de passage du cheptel à la production ;

X_t = vecteur d'état du cheptel à l'instant t ;

R_t = production d'animaux de réforme prévue aux cours des trimestres qui suivent l'enquête (estimée de façon exogène).

TABLEAU 1

P_1	$S_1^a p_1^a$	$S_1^{c_1} p_1^{c_1}$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	R1
P_2	0	$S_2^{c_2} p_2^{c_2}$	$(1-t) S_2^b p_2^b$	0	0	0	0	0	0	0	0	R2
P_3	0	0	$(1-t) S_3^b p_3^b$	$(1-t) S_3^a p_3^a$	0	0	0	0	0	0	0	R3
P_4	0	0	0	$(1-t) S_4^a p_4^a$	$(1-t) S_4^b p_4^b$	$(1-t) S_4^c p_4^c$	$(1-t) S_4^d p_4^d$	0	0	0	0	R4
P_5	0	0	0	0	$(1-t) S_5^b p_5^b$	$(1-t) S_5^c p_5^c$	$(1-t) S_5^d p_5^d$	0	0	0	0	R5
P_6	0	0	0	0	0	0	0	$(1-t) S_6^d p_6^d$	$(1-t) S_6^c p_6^c$	$(1-t) S_6^b p_6^b$	$(1-t) S_6^a p_6^a$	R6

$C_b + C_c + C_d$
Ca
A ^p
Tb
Tc
T _d
α
T _a

R1
R2
R3
R4
R5
R6

avec P_i = production prévue au cours du bimestre i ;

S_i^x = probabilité de survie au cours du bimestre i du cheptel de la catégorie x (avec a, b, c, d : porcelets nés de truies Ta, Tb, Tc, Td).

p_i^x = probabilité d'abattage du cheptel de la catégorie x au cours du bimestre i ;

f^x = nombre de porcelets sevrés par truie de la catégorie Tx ;

t = taux de prélèvement pour le renouvellement du troupeau reproducteur ;

α = proportion de Ta effectivement saillies au cours du bimestre 1 ;

R_i = abattages prévus d'animaux de réforme en cours du bimestre i.

C_b : porcs à l'engrais de 80 à 110 kg ;
 C_c : porcs à l'engrais de 110 kg et plus ;

C_d : animaux de réforme ;

C_a : porcs à l'engrais de 50 à 80 kg ;

B : jeunes porcs de 20 à 50 kg ;

A : porcelets de moins de 20 kg ;

T_b : truies saillies pour la première fois ;

T_c : truies saillies pour la deuxième fois ou plus ;

T_d : truies en attente ou au repos ;

T_a : jeunes truies non encore saillies.

De façon plus détaillée, on écrira la matrice qui figure au tableau 1.

Les valeurs qui figurent actuellement dans le modèle sont dérivées de l'enquête sur la structure du cheptel porcin effectuée par le S.C.E.E.S. en décembre 1981 (S.C.E.E.S. 1985 a et b) et des résultats des exploitations suivies en gestion technique et technico-économique par l'ITP. Les principales données sont les suivantes :

- Poids moyen à l'abattage : environ 104 kg vif ;
- GMQ : 565 g/j (soit environ 400 g/j jusqu'à 20 kg et 610 g/j au-delà) ;
- Nombre moyen de porcelets sevrés par truie saillie : 8,9 (les saillies non fécondantes sont considérées comme étant recyclées dans le bimestre) ;
- Pertes en post-sevrage : 3,8 % ;
- Pertes en engraissement : 2,1 %.

Ces valeurs sont modulables selon la date de l'enquête et actualisées lorsque des informations nouvelles le permettent.

On obtient ainsi une première estimation de la production à venir au cours des six bimestres (supposés de durée égale) qui suivent la date d'enquête. Cependant, ces bimestres comportent un nombre variable de jours ouvrables. Les prévisions étant demandées en données brutes par l'Office Statistique des Communautés Européennes, on procède donc au calcul inverse de celui réalisé pour la correction des variations journalières d'abattage (CANGUILHEM et LINGUENHELD, 1971). On obtient ainsi une première série, à partir de laquelle on détermine la tendance jusqu'à l'horizon de prévision par une courbe de Henderson. Compte tenu de l'erreur aléatoire (voir infra) qui pèse sur les résultats de l'enquête, et des prévisions établies sur la base des enquêtes précédentes, le statisticien peut réitérer le processus et arbitrer entre différentes hypothèses.

Les résultats

Quelle est la valeur prédictive d'une telle méthode ? C. PARAIN a analysé les écarts entre prévisions et réalisations sur la période 1975-1981 et comparé les résultats français à ceux obtenus par les autres pays de la C.E.E. (PARAIN, 1983). L'analyse de l'écart **relatif** moyen montre que si les prévisions anticipent bien la tendance, elles sous-estiment généralement la production, excepté en Belgique, (tableau 2). Si les prévisions françaises n'atteignent pas à la qualité des prévisions allemandes, elles supportent la comparaison avec celles des Pays-Bas.

TABLEAU 2
ÉCART RELATIF MOYEN ENTRE PRÉVISIONS ET RÉALISATIONS (DÉCEMBRE 1975 - MAI 1981)

Unité : %

	R.F.A.	France	Italie	Pays-Bas	Belgique	Royaume-Uni	Irlande	Danemark	C.E.E.
Prévision initiale	- 0,37	- 2,1	- 8,5	- 3,0	+ 0,87	- 3,6	- 0,94	- 3,4	- 3,1
Prévision intermédiaire	- 0,97	- 2,6	- 6,8	- 1,9	+ 0,65	- 3,1	- 1,1	- 1,65	- 2,7
Dernière prévision	- 0,83	- 0,94	- 4,2	- 0,89	+ 1,84	- 1,3	- 0,56	- 1,93	- 1,65

L'écart relatif moyen masque les compensations d'erreurs qui peuvent s'effectuer d'un bimestre à l'autre. L'écart **absolu** moyen (tableau 3) reflète mieux la précision des prévisions bimestre par bimestre. Les résultats nationaux sont moyens, qu'il s'agisse de la France ou des autres Etats membres. Au niveau communautaire, l'écart entre prévisions et réalisations est plus faible, de l'ordre de 2 % en moyenne. Seule la R.F.A. parvient à une plus grande précision moyenne. Il s'effectue donc une compensation d'erreurs entre prévisions des Etats-membres, qui aboutit à une prévision de la production communautaire meilleure que celle des productions nationales, R.F.A. exceptée.

TABLEAU 3
ÉCART ABSOLU MOYEN ENTRE PRÉVISIONS ET RÉALISATIONS (DÉCEMBRE 1975 - MAI 1981)

Unité : %

	R.F.A.	France	Italie	Pays-Bas	Belgique	Royaume-Uni	Irlande	Danemark	C.E.E.
Prévision initiale	2,05	3,57	10,64	4,41	3,43	4,39	11,30	6,77	3,27
Prévision intermédiaire	1,95	4,73	8,86	3,21	2,80	3,60	10,69	5,52	2,95
Dernière prévision	2,10	2,51	6,66	2,73	3,80	2,56	7,77	3,78	2,16

On trouvera une confirmation de ces résultats dans les travaux effectués par Madame P. SALAMON sur la période 1974-1983, à la demande de l'O.S.C.E. La divergence la plus notable est que, sur cette période, aucune prévision nationale, y compris l'allemande, n'atteint à la précision de la prévision communautaire. L'erreur absolue moyenne est, pour la C.E.E., de l'ordre de 2,3 % lors de la 1ère estimation, soit environ 440 000 porcs, et de 1,6 % dans la 3ème estimation, soit environ 300 000 porcs.

En France, depuis l'enquête de décembre 1981 et si l'on retient que les périodes pour lesquelles on dispose de trois prévisions successives homogènes, soit douze bimestres (compte tenu de la perturbation apportée par la première révision de la série P.I.B), les résultats sont les suivants :

Unité : %

	Ecart relatif moyen	Ecart absolu moyen
Prévision initiale	+ 0,7	3,2
Prévision intermédiaire	+ 0,5	2,7
Prévision finale	- 0,5	1,7

L'écart absolu moyen reste donc important. Si l'on examine la série des écarts entre prévision finale et réalisation, il apparaît que l'écart est compris entre -1 % et +1 % seulement dans 5 cas sur 12. Rappelons toutefois que 1 % de la production indigène brute française d'un bimestre vaut, sur cette période, en moyenne 32 500 porcs.

Les difficultés

Pourquoi est-il si difficile d'améliorer la précision des prévisions ? Trois causes d'erreurs peuvent être avancées :

- les données d'enquête ;
- le modèle de prévision ;
- la définition même de l'objet de la prévision, la P.I.B.

1. LES DONNÉES D'ENQUÊTE

Les résultats des enquêtes sur la structure du cheptel porcin sont affectés de trois types d'erreurs :

- l'erreur aléatoire ;
- l'erreur d'observation ;
- la dérive de l'échantillon, qui engendre un biais croissant dans l'estimation du cheptel.

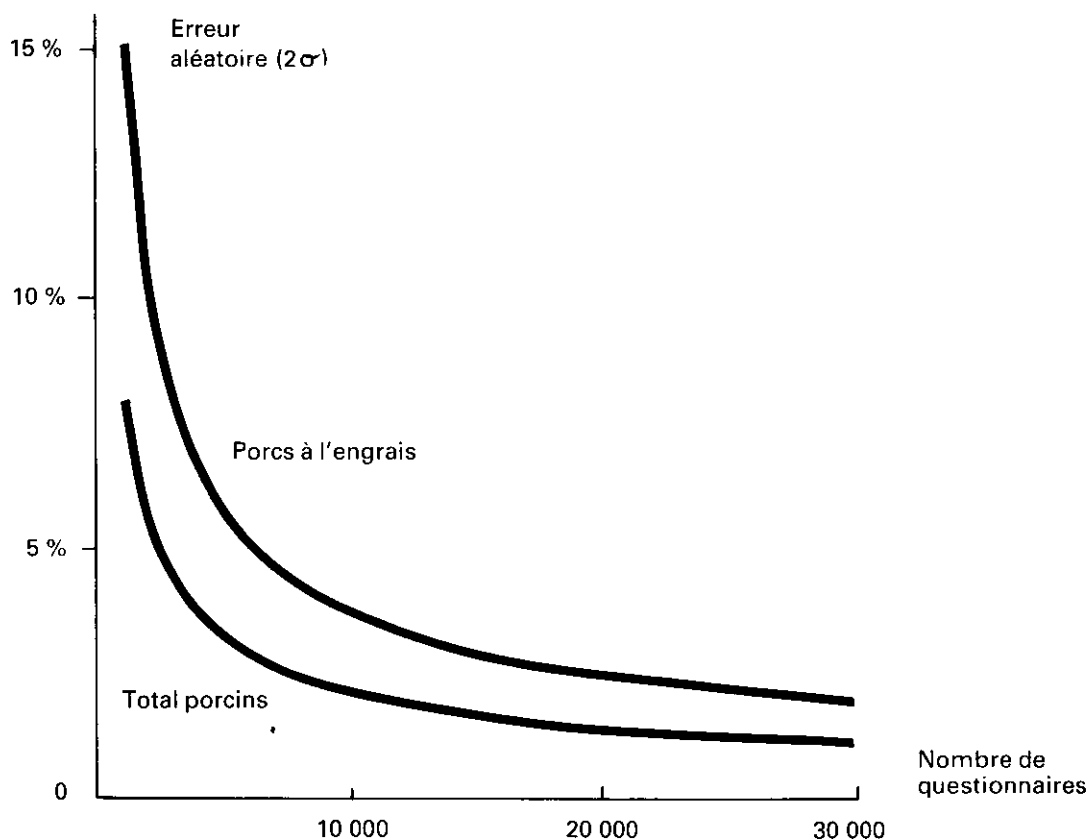
L'erreur aléatoire

L'erreur aléatoire, inhérente à toute enquête par sondage, est quantifiable et dépend essentiellement de la taille de l'échantillon. Les études menées sur l'échantillon de l'enquête de décembre 1981 (18 000 exploitations) ont donné les résultats suivants :

Erreur aléatoire ($\pm 2 \sigma$)	Total porcins	Truies	Porcs à l'engrais
en %	$\pm 1,46 \%$	$\pm 1,48 \%$	$\pm 2,50 \%$
En nombre de têtes	$\pm 166\,700$	$\pm 17\,900$	$\pm 116\,600$

L'étude de sous-échantillons a permis d'établir les relations entre l'erreur aléatoire et la taille de l'échantillon (figure 1).

FIGURE 1
RELATIONS ENTRE ERREUR ALÉATOIRE ET TAILLE DE L'ÉCHANTILLON



Ces relations montrent que l'erreur aléatoire augmente rapidement lorsque décroît la taille de l'échantillon.

Or les enquêtes postérieures à décembre 1981 n'ont porté que sur des échantillons restreints, excepté en décembre 1984 et en décembre 1985 (20 000 questionnaires).

Le niveau de l'erreur aléatoire pose un double problème :

- l'imprécision relative qui pèse sur l'estimation du cheptel pèse également sur les prévisions de production qui en découlent ;
- même à échantillon constant, les variations de cheptel pour être significatives au seuil de 95 % doivent atteindre des amplitudes considérables en termes de prévision.

On sait en effet que dans le cas d'un échantillon constant, la variance de la variation d'effectif peut être estimée par :

$$V [Y_{t+k} - Y_t] = 2 (1-\rho) V (Y_t)$$

avec ρ = coefficient de corrélation linéaire entre les valeurs de la variable aux instants t et $t+k$.

Le tableau 4 donne, selon la valeur de ρ , les amplitudes en-deçà desquelles les variations ne peuvent être considérées comme significativement différentes de 0 (fourchette à 95 %), sur la base des résultats de décembre 1981 et en supposant un échantillon constant de 18 000 exploitations.

TABEAU 4

VARIATIONS DE L'INTERVALLE DE CONFIANCE SELON LA VALEUR DE ρ A ÉCHANTILLON CONSTANT

ρ	Total porcs	Truies	Porcs à l'engrais
0,90	± 80 200	± 8 400	± 55 300
0,80	± 113 400	± 11 800	± 78 200
0,70	± 138 000	± 14 500	± 85 700
0,60	± 160 400	± 16 700	± 110 500

On voit que même en adoptant des hypothèses optimistes (échantillon constant de 18 000 exploitations, $\rho = 0,90$), les variations d'effectifs sont très difficiles à estimer avec précision.

Or elles déterminent largement l'évolution de la production à venir.

Peut-on réduire l'erreur aléatoire ?

Le graphique montre qu'à stratification constante, il faut augmenter de plus en plus la taille de l'échantillon pour espérer un gain de plus en plus faible sur l'erreur aléatoire. A titre d'exemple, on a calculé que pour connaître les effectifs à ± 1 % près, il faudrait :

- 40 000 questionnaires pour le cheptel total ;
- 36 000 questionnaires pour le cheptel truies ;
- 86 000 questionnaires pour le cheptel de porcs à l'engrais.

Le coût de tels échantillons serait sans rapport avec l'intérêt de l'information obtenue.

Une autre voie s'offre, pour réduire l'erreur aléatoire : la stratification de l'échantillon. mais cette méthode de constitution de l'échantillon est déjà largement utilisée par le S.C.E.E.S.. Ainsi, l'échantillon de décembre 1981 a été tiré en croisant trois critères (nombre de porcs présents au R.G.A., nombre de truies présentes au R.G.A., nombre de porcs vendus au cours des douze mois précédant le passage de l'enquêteur du R.G.A.) et la valeur de ces critères était modulée selon les régions et les départements (S.C.E.E.S., 1985 a). Si donc on a intérêt à stratifier à outrance, on sait aussi que le rendement de l'opération est rapidement décroissant et il est peu vraisemblable que l'on puisse obtenir d'une sur-stratification des gains appréciables sur l'erreur aléatoire. En revanche, le critère de répartition de l'échantillon entre les strates peut être optimisé de sorte que la stratification adoptée à l'instant t reste aussi efficace que possible à l'instant $t + k$. Ph. LABAT a montré qu'on avait intérêt à estimer la dispersion des variables à l'instant $t + k$ à l'intérieur des strates initiales en tenant compte des évolutions passées et à répartir les questionnaires entre les strates proportionnellement à cette dispersion finale (LABAT, 1984). On atténue ainsi la perte de précision due à la dégradation dans le temps du plan de sondage : l'intervalle de confiance est resserré d'environ 10 à 20 % selon les cas.

De surcroît, on a cherché à limiter encore la progression de l'erreur aléatoire, en augmentant continuellement la taille de l'échantillon.

TABEAU 5

TAILLE DE L'ÉCHANTILLON DE L'ENQUÊTE SUR LE CHEPTEL PORCIN SELON LA DATE DE L'ENQUÊTE

Nombre de questionnaires	Avril - Août	Décembre
1982	3 000	6 000
1983	4 500	9 000
1984	6 000	20 000*
1985	8 000	20 000

* Tirage d'un nouvel échantillon.

L'erreur d'observation

L'erreur d'observation est très difficile à mesurer. Elle vient pourtant se conjuguer à l'erreur aléatoire pour donner l'erreur totale. La seule façon de l'appréhender est de se livrer à une enquête de contrôle, qui se traduit par un surcoût ou, à budget constant, s'effectuera au détriment de l'enquête elle-même. La seule expérience que le S.C.E.E.S. ait tentée en ce domaine dans le secteur porcin remonte à 1968 (LINGUENHELD et DE MIEULLE, 1969). Deux méthodes ont été utilisées :

- une enquête de contrôle dans 10 % des exploitations ;
- la comparaison des résultats de deux sous-échantillons, l'un enquêté par des enquêteurs spécialisés ayant l'obligation de décompter les animaux case par case, l'autre par les enquêteurs habituels.

Selon la première méthode, l'erreur d'observation était très faible. En revanche, selon la deuxième méthode, l'erreur totale aurait été de 3,2 % imputable quasi-intégralement à l'erreur d'observation, mais l'erreur aléatoire n'était encore qu'imparfaitement estimée. Quoi qu'il en soit, ces calculs portaient sur des enquêtes réalisées par des enquêteurs. Or depuis 1974, les enquêtes d'avril et août sont réalisées par correspondance (DAVOULT et PARAIN, 1983). Cette nouvelle méthode, imposée en 1974 par l'épizootie de fièvre aphteuse, avait donné des résultats jugés alors satisfaisants. D'où sa généralisation. Pour certaines enquêtes ultérieures (avril-août 1977), on a combiné les deux approches, par enquêteur et par correspondance, mais sans qu'aucune conclusion définitive ait pu être tirée quant à leur valeur respective, en raison de la faiblesse des sous-échantillons.

Lorsqu'on alterne les méthodes d'enquête comme ce fut le cas de 1974 à 1981 (par correspondance en avril et août, par enquêteur en décembre), on constate l'apparition de biais systématiques sur certaines catégories de cheptel : surestimation des truies TB et TD et sous-estimation des porcs à l'engrais dans les enquêtes par correspondance par rapport aux enquêtes par enquêteur.

On peut penser qu'à méthode d'enquête inchangée, l'erreur d'observation joue toujours dans le même sens et affecte donc plus l'estimation des effectifs que celle des variations de ces mêmes cheptels.

La dérive de l'échantillon

Le problème de la dérive de l'échantillon se pose avec d'autant plus d'acuité que la base de sondage est éloignée dans le temps. L'élevage porcin a considérablement changé en quinze ans. Or la base de sondage des enquêtes sur la structure du cheptel porcin a été de décembre 1971 à août 1975, le R.G.A. de 1970, puis, de décembre 1975 à août 1981, l'enquête EPEXA de 1975.

De 1970 à 1975, la production porcine avait déjà subi de profondes mutations (PARAIN, 1980). En particulier, 7 500 exploitations avaient créé un élevage porcin et détenaient 7,2 % du cheptel en 1975. Or ces créations avaient été mal prises en compte. La tentative de mise à jour de l'échantillon-maître par l'intermédiaire de l'enquête EPEXA de 1975 n'a qu'imparfaitement abouti. En effet, il est apparu que le sous-échantillon « porc » de cette enquête n'était pas correctement centré sur les variables étudiées (catégories de porcs présents) et qu'il en résultait une sous-estimation systématique et, semble-t-il, croissante du cheptel porcin. Ce n'est qu'à partir des résultats du R.G.A. de 1979-1980 que l'on a pu, d'une part, redresser les résultats par la méthode des quotients et, d'autre part, tirer un nouvel échantillon-maître, celui de décembre 1981.

Depuis, pour éviter une nouvelle dérive, a été lancée en 1983 l'opération de mise à jour permanente de la base de sondage. Cette opération permet notamment la prise en compte des nouveaux élevages. Le renouvellement de l'échantillon-maître en 1984 a d'ores et déjà montré le bien-fondé de cette mise à jour, dont il ne faut cependant pas oublier qu'elle représente une charge de travail conséquente pour les Services de Statistique Agricole.

2. LE MODÈLE

Le modèle utilisé pour traiter les données issues des enquêtes est lui-même générateur d'erreurs. L'identification des coefficients de la matrice de prévision s'effectue sur la base de données issues

soit des enquêtes sur le cheptel, et notamment celle de décembre 1981, soit de la gestion technique et technico-économique (ITP). Dans le premier cas, on utilise pour estimer des coefficients traduisant des flux, des données issues d'une enquête ponctuelle. Au cours de cette enquête, on a reconstitué des flux (naissances, pertes) survenus au cours des douze mois précédant l'enquête (cf. partie « Bilan » du questionnaire). Ces données ne sont pas suffisamment précises pour en tirer des ratios incontestables (S.C.E.E.S., 1985 a). A l'inverse, les données de l'I.T.P. résultent d'une observation permanente du cheptel concerné et sont d'une grande précision. mais rien ne garantit qu'elles soient représentatives du cheptel national dans son ensemble.

En outre, le modèle est strictement déterministe et ne laisse aucune place aux lois statistiques qui régissent en réalité les différentes variables, dont on ne retient que la valeur moyenne. On ne prend donc pas en compte la dispersion des valeurs autour de cette moyenne, ni aucune autre variation aléatoire.

3. LA PRODUCTION INDIGÈNE BRUTE

On peut enfin se demander si la principale cause d'erreur dans les prévisions, ce ne sont pas ... les réalisations. Sous cette question provocante se cache le problème de la définition de la P.I.B. Aux termes de la directive communautaire, les prévisions doivent en effet porter sur la production indigène brute exprimée en têtes. Que comprend la production indigène brute ?

- d'abord, l'ensemble des abattages contrôlés par les Services Vétérinaires ;
- ensuite, l'ensemble des abattages **non** contrôlés par ces Services ;
- enfin le solde du commerce extérieur en animaux vivants de toutes catégories.

Il ne s'agit donc pas de l'offre sur le marché national, ni même à proprement parler des disponibilités en animaux de boucherie d'origine nationale.

La statistique des **abattages contrôlés** est fournie mensuellement par les Services vétérinaires de chaque département, après totalisation des données fournies par les abattoirs et tueries du département. Une investigation a été menée par le S.C.E.E.S. en 1980 sur les conditions d'élaboration de cette statistique. Au niveau des abattoirs, il en ressortait une certaine hétérogénéité non seulement des documents utilisés pour établir les statistiques des abattages, mais aussi des pratiques (totalisations quotidiennes, hebdomadaires, mensuelles, exclusion ou non des saisies) et des responsabilités. Cette hétérogénéité, moindre semble-t-il que ce que l'on redoutait, pèse cependant sur la qualité des résultats. De surcroît, on ne peut pas tabler sur le fait que cette hétérogénéité entraîne un biais constant qui n'empêcherait pas d'appréhender correctement les variations des quantités abattues. En effet, la concentration et l'industrialisation constante des lieux d'abattage ont probablement entraîné une amélioration progressive de l'information statistique. Il en résulte, comme l'avaient déjà remarqué CANGUILHEM et LINGUENHELD (1971), que le pourcentage d'augmentation des abattages contrôlés (et donc de la production indigène contrôlée, P.I.C.) d'une année à l'autre est surévalué, puisque ce pourcentage comprend l'amélioration de l'observation statistique.

C'est pourquoi la production indigène brute comprend aussi les **abattages non contrôlés**, l'objectif étant de cerner au plus près l'évolution de la production porcine totale. Bien entendu, ces abattages sont encore plus difficiles à connaître que les abattages contrôlés. On ne dispose pour ce faire que des déclarations des éleveurs lors des enquêtes de 1971 et de 1981, déclarations que l'on peut rapprocher des résultats des enquêtes sur la consommation des ménages réalisées par l'INSEE. En effet, les abattages non contrôlés peuvent se décomposer en trois catégories :

- les abattages réalisés en abattoirs, mais qui échappent pour une raison quelconque à l'observation statistique ;
- les abattages à la ferme pour autoconsommation ;
- les abattages à la ferme pour vente directe au consommateur.

Une première révision concernant l'autoconsommation a conduit à diminuer celle-ci de moitié (BONSACQUET, 1984). De nouveaux travaux menés dans le cadre du rebasement des Comptes

de la Nation sur l'année 1980 ont abouti à une réduction sensible des coefficients de redressement des abattages, notoirement trop élevés et à l'estimation d'une série « ventes directes » (BONSAC-QUET, 1986). Mais comment évaluer la précision de ces nouvelles estimations ?

Enfin, le modèle démographique fonctionne implicitement comme si tous les animaux n'étaient pris en compte dans la P.I.B. qu'une fois parvenus à l'âge d'abattage. Or il n'en est pas ainsi. En effet, les animaux qui sont l'objet de **transactions avec l'étranger** sont pris en compte au moment où ils passent la frontière positivement s'ils sont exportés, négativement s'ils sont importés. Cette règle ne perturberait en rien la prévision s'il ne s'agissait que d'animaux de boucherie destinés à l'abattage dans des délais très brefs, après le passage de la frontière. Il n'en va pas de même lorsque, comme c'est le cas avec la P.I.B., entrent en jeu les échanges de porcelets et de reproducteurs. Si ces derniers sont peu nombreux, les échanges de porcelets sont importants et ont beaucoup changé au cours des dix dernières années. Rappelons que la France, exportatrice nette d'environ 130 000 porcelets en 1977, était devenue importatrice nette de 300 000 porcelets 4 ans plus tard. En 1984, le solde s'est établi à - 92 600 porcelets. Ces variations du sens et de l'intensité des échanges perturbent la série P.I.B.. En effet, on y mêle des animaux abattus au cours du mois (ou du bimestre) *m* et des animaux qui en réalité ne seront abattus (ou perdus...) que *n* mois (ou bimestres) plus tard. Si les échanges de porcelets sont stationnaires, cela est pratiquement sans conséquences. Lorsque ce n'est pas le cas, la P.I.B. cumulée ne variera pas (au problème des pertes près...) mais sa répartition par mois ou par bimestre sera profondément modifiée. Comme aucun modèle ne permet actuellement de prévoir l'évolution des échanges de porcelets, cette difficulté s'ajoute aux autres déjà mentionnées.

Le modèle ADERSA-GERBIOS

Dans le cadre d'une convention passée en 1980 avec le FORMA et UNIGRAINS, l'Association pour le Développement de l'Enseignement et de la Recherche en Systématique Appliquée (ADERSA) a travaillé à la construction d'un modèle de prévision, qui allie à la fois le court et le moyen terme. Ce modèle est de type démographique et a été identifié non seulement pour la France, mais pour chacun des Etats membres de la Communauté. En quoi sa structure se distingue-t-elle de celle du S.C.E.E.S. ?

- D'abord, il s'agit d'un modèle dynamique, dont l'horizon de prévision n'est pas limité à douze mois. Le modèle retrace l'évolution du cheptel mois par mois et calcule l'offre de porcs charcutiers correspondante.
- L'identification des paramètres tient compte non seulement des valeurs moyennes des coefficients mais aussi de leur dispersion (loi normale pour le poids selon l'âge, loi de Rayleigh pour l'âge à l'abattage), de leurs variations saisonnières mois par mois (intervalle sevrage-saillie fécondante, prolificité, pertes et saisies après sevrage, durée moyenne d'engraissement) et des gains techniques. Ces précisions peuvent être prises en compte manuellement dans le modèle du S.C.E.E.S.
- Les résultats d'enquête ne servent ici qu'à repositionner le modèle, en cas de divergence entre prévisions et réalisations. Comme les résultats d'enquête sont, nous l'avons vu, susceptibles d'être affectés d'un biais, la confrontation entre prévisions et réalisations au sein du modèle ADERSA s'effectue à travers un filtre de Kalman. Cette technique fournit la meilleure estimation du vecteur d'état du cheptel (estimation non biaisée et à variance minimale), compte tenu des observations et de l'incertitude apportée par les « biais » d'entrée et d'observation.

La mise en œuvre du modèle s'effectue donc en trois étapes :

- initialisation des vecteurs d'état des deux systèmes (truies et porcs à l'engrais) ;
- calcul des vecteurs d'état pour le mois suivant par les équations d'état ;
- réestimation des vecteurs d'état par le filtre de Kalman en fonction des observations disponibles.

Cependant, si certains résultats ont pu être obtenus, notamment sur les biais d'enquêtes, l'utilisation du modèle ADERSA pour la prévision n'est pas encore entrée en phase de routine. L'identi-

cation de certains paramètres a en effet été effectuée sur la base de données soit très fragiles (enquêtes de la période 1975-1980), soit révisées depuis (production indigène brute) ; et le filtrage a pu ne pas suffire pour recomposer un ensemble cohérent à partir de données d'origine et de fiabilité aussi diverses. De surcroît, la maintenance du modèle nécessite la prise en compte de nombreuses informations, dont l'obtention n'est pas nécessairement aisée.

CONCLUSION

On pourra s'étonner des lacunes qui existent encore en matière de prévision de production. C'est qu'en réalité, l'exercice n'est pas si simple qu'il y paraît. Les modèles simples ne permettent que difficilement une grande précision, les modèles complexes se dérèglent aisément. On peut souhaiter qu'à l'avenir, d'autres démarches viennent compléter les travaux déjà effectués et qu'ainsi l'on puisse améliorer la pertinence des prévisions en confrontant des résultats issus de modèles différents. Citons d'ores et déjà les travaux entrepris par l'ITP à partir des résultats de Gestion Technique des Troupeaux de Truies. (G.T.T.T.) et qui ont fait l'objet d'une communication aux 15èmes Journées de la Recherche Porcine en France (1983), et par le SCEES en vue de l'identification de modèles de type autorégressif. Toute initiative est bonne, qui permettra d'aboutir à des prévisions plus précises et plus fiables.

BIBLIOGRAPHIE

- ALBECKER C., LEFEVRE C., 1985. *Economie Rurale* (165), 27-33.
- BONSACQUET C., 1984. In : Révision de séries de viande porcine de 1971 à 1983. *Cahiers de statistique agricole*, (1/6), 37-41. S.C.E.E.S. éd. Paris.
- BONSACQUET C., 1986. In : Rebasement des comptes de la Nation : les nouvelles séries porcines, ovines et caprines. *Cahiers de statistique agricole*, (1/6), (sous presse). S.C.E.E.S. éd. Paris.
- CANGUILHEM A., LINGUENHELD R., 1971. In : Les méthodes d'étude statistique de la production et de la consommation de viande en France. *Supplément Série Etudes* (90), 34-38. S.C.E.E.S. éd. Paris.
- DAVOULT G., PARAIN C., 1983. In : Douze ans de statistiques relatives à la production porcine 1968-1979. *Collections de statistique agricole*, Etude 210, 91-94. S.C.E.E.S. éd. Paris.
- DROUET M., MAHE L-P., 1978. In : Les marchés du bœuf et du porc. Analyse et politiques de stabilisation. *Statistiques et études financières* (34). Ministère de l'Economie et des Finances éd. Paris.
- LABAT P., 1984. *Série S, MAS* (10), 21-59. S.C.E.E.S. éd. Paris.
- LINGUENHELD R., DE MIEULLE J-E., 1969a. *Supplément série Etudes* (45), 3-8. S.C.E.E.S. éd. Paris.
- LINGUENHELD R., DE MIEULLE J-E., 1969b. *Supplément série Etudes* (58), 67-69. S.C.E.E.S. éd. Paris.
- MAHE L.P., 1973. In : Un modèle démographique appliqué aux cheptels animaux. *Cahiers de l'I.N.R.A.* (13). I.N.R.A. éd. Paris.
- PARAIN C., 1980. In : La dynamique des élevages porcins entre 1970 et 1975. *Cahiers de statistique agricole* (3/6), 25-41. S.C.E.E.S. éd. Paris.
- PARAIN C., 1983. In : Observation statistique du cheptel porcin en France et dans la C.E.E. de 1970 à 1981. *Série S.PA* (16). S.C.E.E.S. éd. Paris.
- S.C.E.E.S., 1985. In : Structure de la production porcine en 1981. *Collection de statistique agricole*. Etude 241. S.C.E.E.S. éd. Paris.
- S.C.E.E.S., 1985. In : Aspects techniques de l'élevage porcin en 1981. *Collection de statistique agricole*. Etude 242. S.C.E.E.S. éd. Paris.