



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

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

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Projection du nombre d'exploitations à l'aide de chaînes de Markov

Ronald D. Krenz

Résumé

Les processus de Markov ont d'abord été appliqués, en ce qui concerne l'économie, aux problèmes des structures relatives, par exemple pour l'analyse des distributions de revenus et de salaires. L'évolution de telles distributions dans le temps était un premier pas vers une projection. L'analyse contenue dans ce texte entreprend un pas de plus en exposant une méthode de projection de nombres absolus à partir d'une base markovienne convenablement modifiée. Cette nouvelle étape représente à la fois un enrichissement et un affaiblissement ; affaiblissement parce que les hypothèses nécessaires nous éloignent considérablement de la réaction, mais enrichissement parce que cette technique répond à un champ plus vaste de besoins manifestes.

Citer ce document / Cite this document :

Krenz Ronald D. Projection du nombre d'exploitations à l'aide de chaînes de Markov. In: Économie rurale. N°64, 1965. pp. 99-106;

doi : <https://doi.org/10.3406/ecoru.1965.1895>

https://www.persee.fr/doc/ecoru_0013-0559_1965_num_64_1_1895

Fichier pdf généré le 08/05/2018

PROJECTION DU NOMBRE D'EXPLOITATIONS A L'AIDE DE CHAINES DE MARKOV * (1)

par Ronald D. KRENZ

Traduit de l'anglais par Jean DUMARD, Chargé de recherches au CREDOC

Les processus de Markov ont d'abord été appliqués, en ce qui concerne l'économie, aux problèmes des structures relatives, par exemple pour l'analyse des distributions de revenus et de salaires. L'évolution de telles distributions dans le temps était un premier pas vers une projection. L'analyse contenue dans ce texte entreprend un pas de plus en exposant une méthode de projection de nombres absolus à partir d'une base markovienne convenablement modifiée. Cette nouvelle étape représente à la fois un enrichissement et un affaiblissement ; affaiblissement parce que les hypothèses nécessaires nous éloignent considérablement de la réaction, mais enrichissement parce que cette technique répond à un champ plus vaste de besoins manifestes.

Les résultats du recensement de l'agriculture de 1959 ont suscité diverses spéculations concernant le nombre futur des exploitations. La littérature courante contient de nombreuses analyses des données du recensement et des discussions sur les conséquences à en tirer pour la politique et les problèmes agricoles [3, 6, 7 et 10] (2).

Cet article rend compte de l'emploi des processus en chaîne de Markov pour projeter dans l'avenir le nombre des exploitations du Nord-Dakota à partir des données du recensement. De telles projections sont utiles dans des études économiques d'ajustement et de développement régional.

Concept des chaînes de Markov

Le concept des chaînes de Markov a été proposé vers 1907 mais n'a été utilisé d'une manière générale par les économistes que très récemment. Dans ces dernières années, la technique a été largement utilisée pour les analyses de distribution de revenus et de salaires [9] et dans des études de distribution de la taille des entreprises dans l'industrie de l'acier [1]. Dans le domaine agricole, elle a été utilisée pour l'étude des dimensions des porcheries [5] et des exploitations en Illinois [8] et du rendement du blé dans le Montana [2].

Pour ceux qui ne sont pas familiarisés avec les chaînes de Markov, l'étude des rendements en blé dans le Montana par Bostwick [2] donne une bonne exposition générale de la technique.

Le processus suppose que toute population d'entreprises ou d'individus peut être classée en différents

groupes ou « états » et que le mouvement des entreprises ou des individus entre états, au cours du temps, peut être considéré comme un processus stochastique. Etant donné un jeu d'états (S_1, S_2, \dots, S_n), on suppose qu'il est possible d'estimer les probabilités (p_{ij}) pour les entreprises de passer de S_i à S_j . Ces probabilités de passage dans une période de temps donnée peuvent être exprimées à l'aide d'une matrice de transition P :

$$P = \begin{matrix} & \begin{matrix} S_1 & S_2 & \dots & S_n \end{matrix} \\ \begin{matrix} S_1 \\ S_2 \\ \dots \\ S_n \end{matrix} & \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1n} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ p_{n1} & p_{n2} & \dots & p_{nn} \end{bmatrix} \end{matrix} \quad (1)$$

(1) Il s'agit du nombre des exploitations dans le North Dakota aux Etats-Unis (N.D.T.).

(2) Voir liste de référence in fine.

* Nous remercions la rédaction de la revue **Agricultural Economics research** (Washington) qui nous a aimablement autorisée à publier ce texte dont l'original a paru dans le volume 16, n° 3, juillet 1964, p. 77-83 de cette revue.

Les états pris en considération dans cette analyse sont les classes de taille utilisées par le bureau U.S. du recensement pour la classification des exploitations, à savoir :

Etat	Classe de taille	
	acres	hectares
S ₀	pas d'exploitations	
S ₁	10- 99	4- 39
S ₂	100-179	40- 71
S ₃	180-259	72-103
S ₄	260-499	104-199
S ₅	500-999	200-399
S ₆	1 000 et +	400 et +

Divers types de projections peuvent être réalisés à partir de la matrice de transition et de la distribution initiale des exploitations.

Entre autres, cette méthode peut donner des estimations de la distribution d'équilibre et du nombre d'exploitations, la durée moyenne de vie d'une exploitation dans une classe de taille et des indices de mobilité des exploitations entre « états ».

L'essentiel de notre propos est d'effectuer des projections du nombre des exploitations à diverses échéances.

Estimation d'une matrice de transition

Pour estimer une matrice de transition, il faut disposer de données décrivant les mouvements des entreprises individuelles dans le temps. A l'aide de telles données, il est possible d'estimer les probabilités de transition en prenant la moyenne de ces mouvements. Toutefois, ici comme dans de nombreux cas semblables, les données ne sont pas indi-

vidualisées. Le recensement quinquennal U.S. de l'agriculture, la meilleure source connue en ce qui concerne les exploitations du North Dakota, enregistre seulement le nombre des exploitations dans chaque classe de taille, tel qu'il apparaît au dénombrement.

Tableau I. — Nombre d'exploitations du Nord-Dakota - 1935-1959

Année	Classe de taille						Total
	S 1	S 2	S 3	S 4	S 5	S 6	
1935	3 948	13 572	5 552	35 133	19 891	5 250	83 346
1940	2 985	10 415	4 491	29 620	19 371	6 405	73 287
1945	2 272	6 654	3 670	26 198	22 004	7 975	68 773
1950	1 900	5 205	3 340	23 317	22 138	8 831	64 731
1955	1 632	4 462	2 831	20 337	21 999	9 925	61 186
1960	1 451	3 277	2 166	15 596	20 672	11 364	54 526

Source : Recensement de l'Agriculture U.S.

Avec les seules données du recensement, il est impossible de savoir si les exploitations d'une classe donnée à une date donnée sont les mêmes que lors du recensement précédent ou si elles se sont « déplacées » en provenance d'autres classes. En l'absence de données détaillées sur les mouvements individuels, le processus de Markov perd quelque peu son utilité en tant qu'instrument d'analyse. Des données détaillées sur ces mouvements permettraient de précieuses analyses des carrières d'exploitants en relation avec les variations de taille. Tou-

tefois, avec des hypothèses convenables, les données existantes peuvent être refondues de manière à rendre possible l'analyse par chaîne de Markov.

Les hypothèses nécessaires

Pour utiliser les données du recensement, des hypothèses doivent être faites en ce qui concerne les mouvements d'exploitations entre classes de taille ou « états ». Ces hypothèses doivent être basées sur les éléments de connaissance que l'analyste peut avoir de cette population.

Les hypothèses suivantes paraissent raisonnables :

1° Les exploitants, quelle que soit la dimension de leur exploitation dans le Nord-Dakota, désirent accroître leur surface dans la mesure du possible. Ceci est une opinion couramment exprimée par les agriculteurs et est cohérent avec les données comptables qui confirment certaines économies d'échelle.

2° Les exploitations qui ont le plus de chances de s'accroître sont celles qui sont initialement au-dessus de la moyenne. Ceci est probablement vrai avec les classes de taille existantes. Les données comptables disponibles indiquent que ces exploitations plus grandes ont des coûts de production plus bas et sont donc dans une meilleure position financière pour acheter de la terre. Elles peuvent aussi accroître leurs économies par une nouvelle extension.

3° Les accroissements de taille des exploitations se réalisent probablement par des accroissements progressifs de superficie. Ceci est vrai, compte tenu des difficultés de trouver des terres supplémentaires à la vente et de financer des achats.

4° Les diminutions de taille des exploitations sont improbables. A cause des économies d'échelle, il est improbable qu'une diminution de superficie soit décidée volontairement. Une exploitation a plus de chances de disparaître que de devenir plus petite.

Règles de transition

Ces hypothèses conduisent aux règles suivantes pour déterminer la transition des exploitations d'état à état.

1° Les exploitations de la classe la plus grande S_6 demeurent dans cette catégorie.

2° Les accroissements observés pour un état S_i proviennent de l'état immédiatement inférieur.

3° Toute diminution dans un état (sauf application de la règle 2) résulte d'un mouvement en S_6 . C'est-à-dire que l'on suppose disparition plutôt que régression en S_{i-1} .

Le choix de la période de base est important pour la réalisation des projections. Ce choix devient particulièrement important lorsque le taux de variation a été aussi changeant que dans le cas présent.

Tableau II. — Taux de diminution du nombre des exploitations du Nord-Dakota

Période	Diminution par période de 5 ans
	%
1935 à 1940	12,07
1940 à 1945	6,16
1945 à 1950	5,88
1950 à 1955	5,48
1955 à 1960	10,88

Bien que plusieurs périodes de base aient été utilisées dans l'établissement de la matrice de transition, les résultats que nous présentons ont été basés sur la période 1935-1960 (3).

Estimation de la matrice

Le cœur du processus de Markov est la matrice des probabilités de mouvement des exploitations d'état à état. Cette matrice de transition est déterminée de la manière suivante. Utilisant les règles retenues ci-dessus, et les données des recensements de 5 en 5 années, des tableaux de flux sont dressés pour chaque intervalle de 5 ans. Chaque tableau montre, pour une période, les estimations des mouvements entre états. Le tableau III illustre les estimations de transition pour la période allant de 1935 à 1940. Les nombres initiaux et terminaux d'exploitations dans chaque groupe sont connus (colonne et ligne « total »). A partir de là nous allons estimer les mouvements individuels qui ont pris place dans la période considérée. Nous commençons par S_6 (c'est commode mais non nécessaire). Pour obtenir 6 405 exploitations dans S_6 en 1940, nous retenons les 5 250 qui y étaient en 1935 et mettons en évidence un passage de 1 155 de S_5 en 1935 à S_6 en 1940. Ceci nous laisse 18 736 exploitations en S_5 pour 1940 ; or il nous en faut un total de 19 371, nous devons donc en transférer 635 en S_4 en 1935 à S_5 en 1940. Ce qui laisse 34 498 exploitations en S_4 pour 1940 alors qu'il ne nous en faut que 29 620. En fonction des règles que nous avons posées, les 4 878 exploitations excédentaires sont rejetées en S_6 . On procède ainsi classe par classe jusqu'à obtenir un bilan complet.

(3) Comme nous l'indiquons par ailleurs, il y a en réalité 2 sortes de périodes de base. L'une sert à la détermination de la matrice. L'autre est un point de départ pour les projections. Les deux sont nécessaires.

Le même procédé est appliqué à chaque intervalle de 5 ans. Lorsque tous les tableaux sont complets (il y a ici 5 intervalles), les données comparables de chaque tableau sont additionnées. On additionne de même les totaux. On divise ensuite les données individuelles par les totaux correspon-

dants. Ceci donne une moyenne des transitions d'état à état, sous forme d'un pourcentage d'exploitations dans chaque état. Ces pourcentages sont alors mis en place dans la matrice des probabilités de transition qui prend l'aspect suivant en retenant comme période de base 1935 à 1960 :

$$P = \begin{matrix} & S_0 & S_1 & S_2 & S_3 & S_4 & S_5 & S_6 \\ \begin{matrix} S_0 \\ S_1 \\ S_2 \\ S_3 \\ S_4 \\ S_5 \\ S_6 \end{matrix} & \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0,1958 & 0,8042 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0,2554 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0,1307 & 0 & 0,7446 & 0,8301 & 0,0392 & 0 & 0 \\ 0,0997 & 0 & 0 & 0 & 0,8491 & 0,512 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,9420 & 0,0580 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \end{matrix} \quad (2)$$

Tableau III. — Estimation des transitions d'exploitations dans le Nord-Dakota de 1935 à 1940

Classe de taille en 1935	Classe de taille en 1940							Total
	S ₀	1	S ₂	S ₃	S ₄	S ₅	S ₆	
S ₀	0	0	0	0	0	0	0	0
S ₁	963	2 985	0	0	0	0	0	3 948
S ₂	3 157	0	10 415	0	0	0	0	13 572
S ₃	1 061	0	0	4 991	0	0	0	5 552
S ₄	4 878	0	0	0	29 620	635	0	35 133
S ₅	0	0	0	0	0	18 736	1 155	19 891
S ₆	0	0	0	0	0	0	5 250	5 250
Total . . .	10 059	2 985	10 415	4 991	29 620	19 371	6 405	83 346

Signification de la matrice

Cette matrice est typiquement une matrice obtenue indépendamment de la période de base. Les coefficients indiquent le pourcentage d'exploitations qui pourront probablement passer de S_i à S_j en cinq ans.

La matrice est très clairsemée en raison du type de données disponibles et de la nécessité où nous sommes trouvés de faire des hypothèses sur

les mouvements d'exploitations. La somme des coefficients d'une ligne quelconque doit toujours être égale à l'unité si toutes les exploitations ont été prises en compte. La ligne S₀ indique qu'aucune firme nouvelle n'entre en activité et la colonne S₆ indique que quelques exploitations quittent S₁, S₂, S₃ et S₄ pour cesser leur activité. L'état S₀ est un « état absorbant » puisqu'il y entre des exploitations mais qu'il n'en sort point.

L'état S_6 également (exploitations de 400 ha et plus) est absorbant. Le nombre des exploitations y a crû régulièrement depuis 1935. La matrice reflète les hypothèses initiales sur les mouvements d'exploitation. La diagonale principale contient des coefficients d'une valeur assez élevée qui indiquent une certaine stabilité de la dimension des exploitations. Mais ceci reflète partiellement nos hypothèses préalables. Des données sur les mouvements réels des exploitations conduiraient à une matrice contenant beaucoup plus d'éléments non nuls traduisant une moins grande stabilité. De tels mouvements sont certains mais ne peuvent être perçus à partir des données des recensements. On pourrait remplir ces « cases » en modifiant les hypothèses, mais les coefficients ainsi obtenus auraient peu de signification. Nous avons pu constater que d'autres jeux d'hypothèses relativement aux mouvements des exploitations conduiraient à des projections différentes pour les états individuels, mais n'avaient que peu d'effet sur les totaux projetés. La variation des totaux

est reliée à la variation historique moyenne du nombre des exploitations dans la période de base.

Les coefficients de la matrice de transition fournissent des renseignements intéressants qu'il n'est pas aisé d'obtenir à partir d'autres types de projections. Par exemple, les coefficients de la ligne S_3 montrent qu'environ 13 % des exploitations de 72 à 103 ha cesseront probablement leur activité dans chaque période quinquennale. Dans le même groupe, 83 % resteront dans la même classe de taille, cependant que 4 % passeront dans la classe supérieure. Mais ce sont environ 5,1 % et 5,8 % des exploitations de S_4 et S_5 qui passeront respectivement en S_5 et S_6 dans la même période. D'un autre côté, les exploitations inférieures à S_3 n'ont pas tendance à s'accroître. La matrice de transition indique également que les exploitations de 200 ha et plus (S_5 et S_6) ne cessent pas leur activité. Ces indications seraient évidemment plus significatives si elles étaient basées sur des observations réelles plutôt que sur des hypothèses.

Tableau IV. — Nombre d'exploitations dans le Nord-Dakota projeté en utilisant différentes périodes de base pour la matrice de transition

Période de base	Nombre d'exploitations projetées en		Diminution projetée du nombre d'exploitations de 1960 à		Taux moyen de diminution par an
	1975	2000	1975	2000	
	Expl.	Expl.	Expl.	Expl.	Pourcent.
1935 à 1960	46 814	41 247	7 712	13 279	1,37
1945 à 1960	46 854	40 057	7 672	14 469	1,38
1950 à 1960	45 614	38 507	8 912	16 019	1,58
1955 à 1960	42 511	35 275	12 015	19 251	2,18

Projection du nombre des exploitations

Les projections des nombres d'exploitations peuvent être obtenues par deux méthodes légèrement différentes. La méthode la plus courante consiste à multiplier la matrice P n fois par elle-même pour obtenir la probabilité de mouvement au terme de n périodes. La distribution des exploitations par classe de taille dans l'année ou la période de base choisie est alors multipliée par la matrice $(P)^n$. Une méthode alternative consiste à multiplier la distribution de base par P pour projeter au terme d'une première période de 5 ans. On remultiplie le résultat obtenu par P pour passer au terme d'une nouvelle période de 5 ans et ainsi de suite. Ce dernier procédé a l'avantage de fournir une distribution pour chaque période de 5 ans, et reste très simple dans le cas présent puisque la matrice est très clairsemée.

Dans la présente étude, la base initiale de pro-

jection est 1935 ; c'est également l'année initiale de la période de base utilisée pour l'estimation de la matrice. Mais la matrice $(P)^n$ pourrait être appliquée à toute autre année ou période qui paraîtrait appropriée. Il pourrait, par exemple, sembler plus raisonnable de faire cette application à une année aussi récente que possible. Prendre une base plus reculée fait courir le risque de conduire, pour les années récentes, à des estimations éloignées des observations. En fait, la base 1935 nous a conduit à des nombres d'exploitations en 1960 peu différents des nombres réels.

Le tableau IV montre les estimations du nombre total des exploitations en 1975 et 2000 et les différences entre projections selon l'année de base choisie pour l'estimation de la matrice. Le taux de diminution du nombre total des exploitations est lié au

taux moyen de diminution dans la période de base, sans pourtant que ce soit une relation rigoureuse.

Le tableau V montre les taux différentiels de diminution des exploitations par classe de taille d'ici 1975 et 2000. La comparaison avec le tableau I

indique l'ampleur des changements à prévoir pour chaque groupe.

Ces projections doivent faire réfléchir les agriculteurs présents et les jeunes qui envisagent d'entrer dans la profession.

Tableau V. — Projection du nombre et de la distribution des exploitations du Nord-Dakota (base de transition 1935-1960).

Classe de taille	1975	2000
	Expl.	Expl.
S ₁	691	232
S ₂	1 282	294
S ₃	924	364
S ₄	9 925	4 471
S ₅	19 236	15 924
S ₆	14 756	19 962
<i>Total</i>	46 814	41 247

Estimation d'autres paramètres

Le processus de Markov permet l'estimation de plusieurs autres paramètres intéressants.

Avec deux états absorbants, S₀ et S₆, la matrice de transition (2) peut être réarrangée sous la forme de l'équation (3). Si nous appelons Q la sous-matri-

ce, $(I - Q)^{-1}$ donne le nombre moyen de périodes dans chaque état de passage, pour chaque état initial non absorbant (4). En multipliant cette matrice par 5 (périodes de 5 ans), nous convertissons ces estimations en nombre d'années [équation (4)].

$$P = \begin{matrix} & \begin{matrix} S_0 & S_6 & S_1 & S_2 & S_3 & S_4 & S_5 \end{matrix} \\ \begin{matrix} S_0 \\ S_6 \\ S_1 \\ S_2 \\ S_3 \\ S_4 \\ S_5 \end{matrix} & \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0,1958 & 0 & 0,8042 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0,2554 & 0 & 0 & 0,7446 & 0 & 0 & 0 \\ 0,1307 & 0 & 0 & 0 & 0,8301 & 0,0392 & 0 \\ 0,0997 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,8491 & 0,0512 \\ 0 & 0,0580 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,9420 \end{bmatrix} \end{matrix} \quad (3)$$

$$(I - Q)^{-1} (5) = \begin{matrix} & \begin{matrix} S_1 & S_2 & S_3 & S_4 & S_5 \end{matrix} \\ \begin{matrix} S_1 \\ S_2 \\ S_3 \\ S_4 \\ S_5 \end{matrix} & \begin{bmatrix} 25,54 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 19,58 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 29,43 & 7,64 & 6,75 \\ 0 & 0 & 0 & 33,13 & 29,25 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 86,21 \end{bmatrix} \end{matrix} \quad (4)$$

(4) En effet (Q) réunit les % des exploitations stables dans un état pendant une période ; (I - Q) fournit les compléments à 100 %, donc les % des exploitations quittant leur état ; $(I - Q)^{-1}$ donne bien le nombre de périodes nécessaires à une transition de 100 %.

Ainsi pour une exploitation de S_3 , le nombre moyen d'années avant absorption par S_0 ou S_6 est 29,43 en S_3 , 7,64 en S_4 et 6,75 en S_5 . Pour les exploitations de S_2 le nombre moyen d'années avant absorption est 19,58. Ces estimations donnent une autre indication du taux de variation du nombre des exploitations par taille. Mais ces estimations ne signifient pas par exemple qu'en 19,58 années le nombre d'exploitations en S_2 sera réduit de moitié. Ces estimations donnent le *nombre moyen d'années pendant lesquelles une firme reste dans un état et non le nombre moyen d'années nécessaires pour atteindre le nombre moyen d'exploitations*. En réalité, le nombre moyen d'exploitations en S_2 sera réduit à 50 % du nombre initial en 12 ans environ et à 5 % en 50 ans.

Un autre type d'estimations que peuvent fournir les processus de Markov sont les estimations de la distribution des firmes à l'équilibre. L'équilibre dans un processus de Markov a été interprété par Adelman de la manière suivante ([1] p. 895-896) :

« (L'équilibre) peut être défini comme cette distribution pour laquelle le nombre moyen d'entreprises entrant, par période considérée, dans une strate donnée, est égal à celui des firmes qui en sortent. Notre concept d'équilibre est statistique par nature pour l'industrie et dynamique pour la firme. En d'autres termes, l'équilibre ici ne signifie pas qu'il n'y a pas de mouvements entre strates. Au contraire, la conception stochastique de l'équilibre exige explicitement que les firmes entrent et sortent de chaque classe. Mais en moyenne les forces agissant pour accroître le nombre des entreprises dans une classe sont exactement balancées par celles tendant à le faire décroître. »

Avec des chaînes absorbantes, toutes les distributions d'équilibre seront limitées aux états absorbants, soit ici S_0 et S_6 . En d'autres termes, on doit

supposer que toutes les exploitations ou bien disparaîtront ou bien seront d'une taille supérieure à 400 hectares. Par suite, les estimations de distributions d'équilibre avec des strates absorbantes sont d'un intérêt mineur.

En revanche il peut être intéressant de savoir quel pourra être le nombre d'exploitations survivantes. On peut y parvenir en estimant d'abord la probabilité qu'ont les firmes des strates non absorbantes d'aboutir dans chacune des strates absorbantes. Appelons R la sous-matrice Sud-Ouest de l'équation (3), nous aurons l'équation (5) ci-dessous :

$$(I - Q)^{-1} R = \begin{matrix} & \begin{matrix} S_0 & S_6 \end{matrix} \\ \begin{matrix} S_1 \\ S_2 \\ S_3 \\ S_4 \\ S_5 \end{matrix} & \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 0 \\ 0,9217 & 0,0783 \\ 0,6607 & 0,3393 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \end{matrix} \quad (5)$$

Les éléments de l'équation (5) indiquent les probabilités d'absorption des états S_1 à S_5 par les états S_0 et S_6 . Comme on le voit, la probabilité que S_1 et S_2 soient entièrement absorbés par S_0 est égale à 1. Ceci était visible sur la matrice de transition. S_5 sera probablement absorbé par S_6 . Les exploitations en S_3 et S_4 seront absorbées soit par S_0 , soit par S_6 . S_0 absorbera 92 % des exploitations de S_3 et 66 % de celles de S_4 . Ainsi le nombre d'exploitations restant sera d'environ 8 % des S_3 , 34 % des S_4 et la totalité des S_3 et S_4 , soit un total de 37 500 exploitations (période de base 1935-1960). Par contre, l'emploi d'une période de base 1955-1960 conduit à une estimation de 32 400 exploitations survivantes seulement.

Validité des estimations

Les tests statistiques de validité de ces sortes de projections n'ont pas encore été établis. La méthode suppose que la probabilité qu'ont les exploitations de passer d'un état à un autre reste constante dans le temps. Mais cette hypothèse devient de plus en plus irréaliste, au fur et à mesure que le temps passe. On peut fort bien concevoir que certains exploitants se sont ajustés rapidement à un changement technique durant la période de base. Les autres exploitants peuvent s'ajuster différemment ou pas du tout. Mais la méthode retenue suppose qu'ils se conduisent dans chaque groupe de taille comme ils l'ont fait dans la période de base.

Une autre incohérence possible se rapporte aux relations entre nombres moyens et tailles moyennes

des exploitations dans chaque groupe. Compte tenu d'une superficie totale relativement fixe dans le Nord-Dakota, les accroissements en nombre projetés pour les groupes supérieurs impliquent que la surface moyenne dans un ou plusieurs groupes doit décroître. Cela peut être acceptable, mais la question se pose de savoir si le processus de Markov conduit à la répartition la plus raisonnable des changements entre nombres et tailles.

Les techniques de régression utilisant une seule variable indépendante peuvent être utilisées pour réaliser des projections semblables par extrapolation. Sous-jacents à ces méthodes, nous trouvons pratiquement les mêmes jeux d'hypothèses que ceux impliqués par une chaîne de Markov. Les techni-

ques de régression permettent de calculer des erreurs d'estimation ou des intervalles de confiance dans le domaine de variation des données de base. Mais lorsque ces techniques sont utilisées pour projeter des estimations en dehors de ce domaine, les limites de confiance ne sont plus applicables. Un avantage des techniques de régression simple est que leur maniement est connu de la plupart des économistes.

Les estimations proposées dans les tableaux IV et V sont conservatrices à notre point de vue. Beaucoup prédiraient des nombres d'exploitations inférieurs pour 1975 et 2000. L'opinion des gens a des chances d'être influencée par des événements récents et, par suite, on devrait plutôt pencher pour des estimations basées sur la période la plus récente, 1955-1960. Ces estimations paraissent assez raisonnables, bien qu'elles indiquent un déclin plus brutal du nombre des exploitations que celles basées sur une plus longue période.

Quelques remarques pour conclure

Le procédé que nous avons illustré souffre de quelques insuffisances :

— il n'existe pas de moyen statistique pour mesurer la validité.

— on ne peut mesurer que les mouvements nets.

— un nombre plus grand de classes dans le recensement serait souhaitable.

Le recensement de l'agriculture de 1959 dénombrerait les exploitations de 800 ha et plus. Cette donnée serait indispensable puisque les projections indiquent que la plupart des exploitations du Nord-Dakota dépasseront les 400 ha.

Des données sur les mouvements réels entre fermes constitueraient une information bien supérieure.

L'emploi de chaînes de Markov pour projeter le nombre futur d'exploitations présente plusieurs avantages sur les procédés traditionnels dont les plus importants sont :

— les projections peuvent être effectuées plus convenablement pour chaque classe de taille.

— la méthode fournit d'autres estimations qu'il est malaisé d'obtenir avec les techniques traditionnelles.

BIBLIOGRAPHIE

- | | |
|---|---|
| <p>[1] ADELMAN (Irma, G.). — A Stochastic Analysis of the Size Distribution of Firms. <i>Jour. Amer. Statis. Assoc.</i>, 53, december 1958, p. 893-904.</p> <p>[2] BOSTWICK (Don). — Yield Probabilities as a Markov Process. <i>Agr. Econ. Res.</i>, 14 (2), avril 1962, p. 49-56.</p> <p>[3] CLAWSON (Marion). — Aging Farmers and Agricultural Policy. <i>Jour. Farm Econ.</i>, 45 (1), 1963, p. 13-30.</p> <p>[4] HOLE (Erling), VERMEER (James). — <i>Wheat Growers' Machinery Costs, by Size of Farm, in Central North Dakota</i>. U.S. Dept. Agr., Agr. Econ. Rpt., 24, 1963, 21 p.</p> <p>[5] JUDGE (G.G.), SWANSON (E.R.). — <i>Markov Chains : Basic Concepts and Suggested Use in Agricultural Economics</i>. Illinois Agr. Expt. Sta. Res. Rpt AERR 49, 1961, 17 p.</p> | <p>[6] KANEL (Don). — Farm Adjustments by Age Groups, North Central States, 1950-1959. <i>Jour. Farm Econ.</i>, 45 (1), 1963, p. 47-60.</p> <p>[7] Mc ELVFEN (Jackson, V.). — Farm Numbers, Farm size and Farm Income. <i>Jour. Farm Econ.</i>, 45 (1), 1963, p. 1-12.</p> <p>[8] REISS (F.J.), HUGHES (R.C.), JUDGE (G. G.). — Changes in Farm Tenure : A Markov Process Analysis. <i>Illinois Agr. Econ.</i>, 3 (2), July 1963, p. 9-16.</p> <p>[9] SOLOW (Robert). — Some Long-Run Aspects of the Distribution of Wage Incomes. <i>Econometrica</i>, 19, July 1951, p. 333-334.</p> <p>[10] TOLLEY (G.S.), HJORT (H.W.). — Age-Mobility and Southern Farmer Skill-Looking Ahead For Area Development. <i>Jour. Farm. Econ.</i>, 45 (1), 1963, p. 31-46.</p> |
|---|---|