



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.

Essais de prévision à moyen terme de la population agricole belge

J.-P. Champagne

Résumé

L'objectif de l'étude est d'estimer à moyen terme l'évolution de la population agricole belge.

La méthode des chaînes de Markov est utilisée afin de prévoir le nombre d'exploitations agricoles en 1977. Le potentiel de main-d'œuvre qui sera utilisé par les fermes, est obtenu en prolongeant les tendances linéaires et logarithmiques de la population agricole, observées au cours de la dernière décennie.

Selon ce procédé, on peut estimer qu'en 1977, environ 107.000 exploitations agricoles occuperont entre 1,23 et 1,75 personnes actives par ferme.

Abstract

The objective of the study is to determine the short term evolution of the Belgian agricultural population. - In order to forecast the number of farms for 1977, the Markov chains method is used. A forecast of the workers which will be utilize by farms is obtained through an extension of its linear and logarithm tendencies determined by the number of agricultural workers observed in the last decades.

According to the process one can estimate that, in 1977, 107.000 farms will employ between 1,23 and 1,75 workers per farm.

Citer ce document / Cite this document :

Champagne J.-P. Essais de prévision à moyen terme de la population agricole belge. In: Économie rurale. N°91, 1972. pp. 95-102;

doi : <https://doi.org/10.3406/ecoru.1972.2173>

https://www.persee.fr/doc/ecoru_0013-0559_1972_num_91_1_2173

Fichier pdf généré le 08/05/2018

ESSAIS DE PRÉVISION A MOYEN TERME DE LA POPULATION AGRICOLE BELGE *

par J.-P. CHAMPAGNE

Assistant au Centre de recherches d'économie rurale à l'Université de Louvain

L'objectif de l'étude est d'estimer à moyen terme l'évolution de la population agricole belge.

La méthode des chaînes de Markov est utilisée afin de prévoir le nombre d'exploitations agricoles en 1977. Le potentiel de main-d'œuvre qui sera utilisé par les fermes, est obtenu en prolongeant les tendances linéaires et logarithmiques de la population agricole, observées au cours de la dernière décennie.

Selon ce procédé, on peut estimer qu'en 1977, environ 107.000 exploitations agricoles occuperont entre 1,23 et 1,75 personnes actives par ferme.

The objective of the study is to determine the short term evolution of the Belgian agricultural population.

In order to forecast the number of farms for 1977, the Markov chains method is used. A forecast of the workers which will be utilize by farms is obtained through an extension of its linear and logarithm tendancies determined by the number of agricultural workers observed in the last decades.

According to the process one can estimate that, in 1977, 107.000 farms will employ between 1,23 and 1,75 workers per farm.

Parmi l'ensemble des variables conditionnant la structure du secteur agricole, le nombre d'exploitations, leur dimension et le nombre de personnes actives constituent des éléments-clefs.

L'étude présentée ici a pour objet de décrire brièvement le phénomène de décroissance de la main-d'œuvre agricole dans le passé, de discuter et d'appliquer les méthodes habituellement utilisées pour prévoir à moyen terme le nombre d'exploitations agricoles et la population active agricole.

1. ELEMENTS CONSTITUTIFS DE LA BAISSÉ DE LA POPULATION ACTIVE AGRICOLE

La population agricole belge a diminué en période séculaire (1) (1856-1947) au rythme de 1,02 % l'an. Représentant 52 % de la main-d'œuvre totale en 1856, elle est passée à 12 % en 1947. Ce mouvement est

caractérisé par la généralisation de l'aspect familial des entreprises; en 1856, les chefs d'exploitation et les aidants ne regroupaient que 41 % du volume de travail total, en 1947 ce seul groupe atteint 88 %.

L'adoption et l'évolution rapides du progrès technique de l'après-guerre ont engendré un accroissement de la productivité et de la production, induisant une pression sur les prix et les revenus agricoles. La libération de main-d'œuvre n'a cependant pas été suffisante pour que le niveau du revenu agricole soit comparable à celui des autres secteurs. Le rapport de parité calculé par l'Institut Economique Agricole (I.E.A.) (2) s'élevait en 1968 à 82,9 %.

Mais au-delà de cet écart intersectoriel de revenu, la disparité au sein du monde agricole lui-même s'avère très importante. A partir des comptabilités tenues par l'I.E.A. (2), cet organisme a calculé qu'en 1968, les exploitations agricoles professionnelles bien gérées d'une superficie moyenne de 15,6 ha atteignaient un revenu égal à 96 % de la parité, alors que les exploitations horticoles à prédominance sous verre (0,85 ha) obtenaient 145 % et celles de plein air 92 %.

* Travail réalisé sous la direction du Professeur G. BUBLOT, Directeur du Centre de Recherches d'Economie Rurale de l'Université de Louvain.

(1) Pour ce qui concerne l'évolution séculaire de l'agriculture belge, nous renvoyons le lecteur à l'étude du professeur G. BUBLOT : « La production agricole belge. Etude économique séculaire 1846-1955 ». Edit. Nauwelaerts, Louvain, 1957.

(2) Les chiffres suivants sont extraits de l'« Evolution de l'économie agricole et horticole. Rapport du Gouvernement ». Cahier de l'I.E.A., n° 106, janvier 1970, pp. 4 et 5.

Le rapport des revenus en agriculture et des salaires dans l'industrie constitue un élément explicatif important des migrations intersectorielles. Au plan des décisions individuelles, il faut cependant remarquer que le seuil de départ est conditionné par les caractéristiques des migrants et par les coûts engendrés par le transfert.

La population active agricole se compose de 47 % de personnes atteignant 50 ans au moins et seulement de 6 % en-deçà de 30 ans. Ces chiffres témoignent d'une structure d'âge vieillie d'une part, et d'autre part, de la tendance des fils d'exploitants à abandonner le métier d'agriculteur.

De plus, le recensement général de l'agriculture et des forêts de 1959 a révélé que 86,9 % des chefs d'exploitation n'avaient que peu ou pas de formation professionnelle. Les opportunités d'emploi s'avèrent dans ces conditions excessivement réduites, à moins qu'une politique de formation professionnelle accélérée ne soit systématiquement menée en faveur des agriculteurs désirant changer de profession.

2. METHODES DE PREVISION UTILISEES ET CRITIQUES

a) en ce qui concerne la main-d'œuvre

La méthode de prévision la plus ancienne et la plus souvent appliquée est l'extrapolation tendancielle. Elle se base sur l'évolution chronologique d'un événement repéré dans le passé et prolongé dans le futur.

La méthode repose sur l'hypothèse suivante : les facteurs endogènes et exogènes qui ont agi sur le phénomène, produiront leurs effets avec la même intensité. Ce postulat implique une diffusion constante du progrès technique (substitut au travail), une efficacité et un caractère constant des facteurs socio-économiques qui conditionnent l'offre et la demande de main-d'œuvre agricole et enfin une continuité dans la structure même de la population.

Malgré ces hypothèses, le procédé peut se révéler relativement efficace à court ou moyen terme. Les présomptions de validité des résultats seront d'autant plus importantes que l'ajustement est important et que les coefficients des variables sont significativement différents de zéro.

b) en ce qui concerne les exploitations

Les chaînes de Markov (3) sont habituellement employées pour prévoir le nombre d'exploitations agricoles ventilées par classes d'étendue. Elles consistent

(3) Le lecteur trouvera en annexe un développement plus rigoureux de la méthode.

essentiellement à repérer au cours d'une période de temps, les mouvements des exploitations entre les diverses classes de dimension. Ceux-ci exprimés en pourcentage sont regroupés en un tableau, appelé matrice des probabilités de transition. Le nombre d'entreprises dans le futur est obtenu en multipliant la répartition des exploitations entre les diverses classes appelées « vecteur d'état » par la matrice des probabilités de transition.

L'estimation de la matrice de transition est le cœur du modèle. Elle nécessite des informations nombreuses sur le mouvement des entreprises entre les diverses classes, qui souvent n'existent pas. A défaut de celles-ci, on fait des hypothèses sur le transfert des exploitations entre les diverses classes de dimension afin d'estimer les migrations interclasses.

Les résultats atteints sont largement dépendants du choix de la période de base, tant pour l'élaboration de la matrice de transition que pour la définition de la structure initiale.

Il est supposé, comme dans les projections tendanciennes, que les facteurs influençant le problème étudié feront subir leurs effets avec la même intensité que par le passé. Etant donné leur nature, ces deux méthodes ne peuvent intégrer un changement de rythme structurel.

3. APPLICATION DES METHODES

a) La population active agricole en 1977 Application des projections tendanciennes

Le tableau 1 synthétise les ajustements linéaires et semi-logarithmiques calculés sur les données de main-d'œuvre permanente et non-permanente, ventilées par état social et recensées au 15 mai de chaque année depuis 1960.

La comparaison des équations du tableau 1 révèle :

- une décroissance au rythme de 5,5 % l'an pour l'ensemble de la population, 8,9 % pour les aidants et 3,6 % pour les chefs d'exploitation ;
- un rythme de décroissance beaucoup moins accentué de la main-d'œuvre non-permanente que de la main-d'œuvre permanente ;
- des coefficients de corrélation relativement moins élevés pour la main-d'œuvre à temps partiel que pour les employés à plein temps en agriculture ;
- que les meilleurs ajustements sont obtenus pour les chefs d'exploitation et les aidants aussi bien que pour la population occupée à plein temps qu'à temps partiel.

Les prolongations des tendances permettent d'estimer la population agricole en 1977. Les résultats sont regroupés au tableau 2.

Tableau 1

Ajustements linéaire et semi-logarithmique calculés sur la population active agricole ventilée par état social

	$y = a + bt$	r^2	$\log y = a + bt$	r^2
<i>M.O. permanente</i>				
Chefs d'exploitation	$y = 181.434 - 6.464 t$	0,994	$\log y = 12,107 - 0,043 t$	0,995
Membres du ménage salariés	$y = 8.558 - 462 t$	0,934	$\log y = 9,063 - 0,067 t$	0,878
Aidants non-salariés	$y = 80.128 - 5.920 t$	0,976	$\log y = 11,311 - 0,099 t$	0,984
Autres personnes	$y = 16.352 - 729 t$	0,863	$\log y = 9,706 - 0,054 t$	0,801
<i>M.O. non-permanente</i>				
Chefs d'exploitation	$y = 86.371 - 1.671 t$	0,903	$\log y = 11,369 - 0,021 t$	0,835
Membres du ménage salariés	$y = 2.897 - 182 t$	0,883	$\log y = 8,005 - 0,088 t$	0,723
Aidants non-salariés	$y = 64.039 - 3.917 t$	0,977	$\log y = 11,083 - 0,078 t$	0,960
Autres personnes	$y = 12.672 - 112 t$	0,906	$\log y = 9,479 - 0,142 t$	0,920
<i>M.O. permanente + non-permanente</i>				
Chefs d'exploitation	$y = 265.991 - 8.136 t$	0,998	$\log y = 12,498 - 0,036 t$	0,993
Membres du ménage salariés	$y = 11.358 - 645 t$	0,872	$\log y = 9,362 - 0,072 t$	0,860
Aidants non-salariés	$y = 145.662 - 10.584 t$	0,972	$\log y = 11,898 - 0,089 t$	0,980
Autres personnes	$y = 28.933 - 1.841 t$	0,833	$\log y = 10,252 - 0,081 t$	0,893
Main-d'œuvre totale	$y = 433.827 - 21.505 t$	0,995	$\log y = 12,975 - 0,055 t$	0,994

Tableau 2

Estimations de la population active agricole en 1977 : prolongation des tendances linéaire et logarithmique

	Chefs d'exploitation	Membres du ménage salariés	Aidants non salariés	Autres personnes	Total
<i>Main-d'œuvre permanente</i>					
$y = a + b t$	71.456	1.928	—	3.959	77.433
$\log y = a + b t$	87.204	3.159	18.509	6.555	115.427
<i>Main-d'œuvre non-permanente</i>					
$y = a + b t$	57.964	167	4.474	—	62.605
$\log y = a + b t$	60.597	800	20.191	1.170	82.758
<i>Main-d'œuvre permanente et non-permanente</i>					
$y = a + b t$	135.815	2.439	1.474	—	132.757
$\log y = a + b t$	145.219	3.952	38.677	7.151	189.094

b) le nombre d'exploitations ventilées par classes d'étendue pour 1977 - Application des chaînes de Markov

Les informations relatives à la distribution des exploitations par classes d'étendue sont relativement pauvres en Belgique. On ne dispose de chiffres recensés que pour les années 1950, 1959, 1966, 1967.

Tableau 3

Répartition du nombre d'exploitations par classes d'étendue

	$S_1 = 1$ à 5 ha	$S_2 = 5$ à 10 ha	$S_3 = 10$ à 20 ha	$S_4 = 20$ à 30 ha	$S_5 = 30$ à 50 ha	$S_6 = +$ 50 ha	Total
1950	147.506	58.307	32.489	7.822	3.632	2.906	251.852
1959	93.221	52.583	35.165	8.340	3.965	2.182	195.456
1966	59.247	41.194	35.104	10.090	4.886	2.379	153.650
1967	54.703	39.422	35.167	10.438	5.090	2.397	147.430

Afin de travailler sur des intervalles intercensitaires homogènes de neuf ans, la répartition des exploitations entre les diverses classes d'étendue fut estimée pour 1968 en supposant que l'amplitude des mouvements, exprimée en % et constatée entre 1966 et 1967, sera identique pour 1967 et 1968.

Tableau 4

Pourcentage de variations du nombre d'exploitations dans les diverses classes entre 1966 et 1967

	$S_1 = 1$ à 5 ha	$S_2 = 5$ à 10 ha	$S_3 = 10$ à 15 ha	$S_4 = 15$ à 20 ha	$S_5 = 30$ à 50 ha	$S_6 = +$ 50 ha
% de variations	— 7,8	— 4,8	— 0,7	3,4	4,2	0,7

Tableau 5

Estimation de la répartition des exploitations par classes d'étendue en 1968

	$S_1 = 1$ à 5 ha	$S_2 = 5$ à 10 ha	$S_3 = 10$ à 20 ha	$S_4 = 20$ à 30 ha	$S_5 = 30$ à 50 ha	$S_6 = +$ 50 ha	Total
1968	50.405	37.672	34.921	10.791	5.304	2.413	141.506

L'estimation des probabilités de transition à partir de ces données brutes, est basée sur le choix d'hypothèses (4) qui permettent d'estimer les mouvements entre les diverses classes.

— H_1 — quelle que soit la dimension de leur exploitation, les fermiers désirent accroître la taille de leur ferme.

— H_2 — vu la rareté des terres disponibles, les accroissements de dimension ne peuvent se faire que progressivement. Il sera supposé que les modifications se feront en l'espace de neuf ans, soit un intervalle intercensitaire.

— H_3 — le passage d'exploitations dans une classe inférieure sera considéré comme une cessation d'activité.

— H_4 — la création de nouvelles entreprises n'est pas envisagée vu l'importance de capitaux exigés et leur faible rentabilité en agriculture.

(4) Les hypothèses choisies sont semblables à celles posées par R. KRENZ dans son étude sur les exploitations agricoles du North Dakota. KRENZ (R.) : « Projection du nombre d'exploitations à l'aide des chaînes de Markov » - *Economie Rurale*, n° 64, 1965, pp. 99 à 106.

Le tableau 5 reprend l'estimation des mouvements des exploitations entre les diverses classes d'étendue pour la période 1959-1968. Il fut calculé de la manière suivante : en partant de la plus grande classe S_6 , le nombre d'exploitations a été estimé à 2.413 en 1968, alors qu'on n'en avait recensé que 2.182 en 1959 ; d'après les hypothèses posées, les 231 entreprises qui constituent la différence ne peuvent provenir que de la classe immédiatement inférieure. Le même procédé fut utilisé dans le sens SE-NO.

Les éléments de la matrice de transition sont ensuite déterminés en divisant chaque élément d'une ligne par le total correspondant et en multipliant le résultat par 100. Une matrice de probabilité de transition P fut ainsi construite pour la période 1959-1968.

De plus, une matrice de transition moyenne fut calculée pour les deux périodes d'observation à notre disposition suivant une méthode utilisée par R. KRENZ (5) qui consiste à calculer les diverses probabilités de passage en additionnant les éléments correspondants du tableau 6 avec ceux du tableau similaire pour 1950-1959.

Tableau 6

Estimation des mouvements des exploitations agricoles entre les diverses classes d'étendue pendant la période 1959-1968

Classes de taille en 1959	Classes de taille en 1968							Total
	S_0	S_1	S_2	S_3	S_4	S_5	S_6	
S_0								0
S_1	42.816	50.405	37.672	3.777				93.221
S_2	11.134			31.144	4.021			52.583
S_3					6.770	1.570		35.165
S_4						3.734	231	8.340
S_5							2.182	3.965
S_6								2.182
Total 1968	53.950	50.405	37.672	34.921	10.791	5.304	2.413	195.456

Matrice des probabilités de transition période 1959-1968

	S_0	S_1	S_2	S_3	S_4	S_5	S_6
S_0	1	0	0	0	0	0	0
S_1	45,9	54,1	0	0	0	0	0
S_2	21,2	0	71,6	7,2	0	0	0
S_3	0	0	0	88,6	11,4	0	0
S_4	0	0	0	0	81,2	18,8	0
S_5	0	0	0	0	0	94,2	5,8
S_6	0	0	0	0	0	0	1

En multipliant les matrices relatives à la période 1959-1968 et la matrice moyenne 1950-1959 et 1959-1968 par le vecteur d'état de 1968, on obtient la répartition des exploitations en 1977.

Les divers résultats sont repris au tableau 7. L'analyse de ces résultats montre que :

- le nombre d'exploitations aura diminué de 1950 à 1977 d'environ 55 %, soit un rythme de décroissance annuelle moyenne de l'ordre de 2 % ;
- la classe de 10 à 20 hectares devient marginale. En tenant compte de la période 1950-1959, certaines exploitations entrent encore dans cette catégorie. Si l'on ne tient compte que du dernier intervalle intercensitaire, les entreprises de cette classe diminuent ;

(5) KRENZ, op. cit.

- les transferts de classe se sont accélérés à partir de 1959, sauf les migrations dans la classe supérieure ;
- le choix des périodes de référence est prépondérant comme en témoigne la différence des résultats, suivant que l'une ou l'autre matrice fut employée

L'application du procédé au niveau régional a révélé une décroissance du nombre d'exploitation exprimée en terme relatif, approximativement du même ordre de grandeur qu'au niveau du royaume.

En divisant la population active, obtenue au moyen des prolongations de tendance, par le nombre d'entreprises estimé par les chaînes de Markov, sur la période 1959-1968, il apparaît qu'en moyenne une exploitation occupera 1,23 personne, suivant l'ajustement linéaire, et 1,75 suivant l'extrapolation logarithmique.

SYNTHESE

L'étude s'est proposée de déterminer le volume de main-d'œuvre et le nombre d'exploitations agricoles en 1977.

L'estimation de la population active agricole a été réalisée en extrapolant les tendances linéaire et logarithmique. Le volume de la main-d'œuvre agricole, estimé selon cette méthode, serait de 132.757 personnes actives (trend linéaire) et 189.094 (trend logarithmique).

Les chaînes de Markov furent en outre utilisées afin de prévoir le nombre d'exploitations agricoles en 1977. Selon les périodes de référence choisies, 1950-1968 ou 1959-1968, le nombre d'entreprises sera respectivement de 117.972 ou 107.797.

En divisant la population active agricole en 1977 par Markov (période de base 1959-1968), il apparaît qu'en moyenne une entreprise occupera 1,23 personne suivant le nombre d'exploitations estimé par les chaînes de l'extrapolation linéaire et 1,75 suivant l'extrapolation logarithmique.

Les deux méthodes envisagées supposent que les facteurs socio-économiques qui déterminent l'évolution de la population active agricole ou celle du nombre d'entreprises agricoles, produisent leurs effets avec la même intensité que par le passé.

Tableau 7

Evolution en chiffres absolus et en % du nombre d'exploitations agricoles dans chaque classe au niveau du royaume

	$S_1 = 1$ à 5 ha	$S_2 = 5$ à 10 ha	$S_3 = 10$ à 20 ha	$S_4 = 20$ à 30 ha	$S_5 = 30$ à 50 ha	$S_6 = +$ 50 ha	Total
1950	147.506 100	58.307 100	32.489 100	7.822 100	3.632 100	2.096 100	251.852 100
1959	93.211 63	52.583 90	35.165 108	8.340 106	3.965 109	2.182 104	195.456 78
1968	50.405 34	37.672 65	34.921 107	10.791 137	5.304 146	2.413 115	141.506 56
1977 1 ..	27.269 18	26.973 46	31.068 96	12.743 162	7.024 193	2.720 130	107.797 43
2 ..	30.092 20	30.665 53	35.612 100	12.012 152	6.648 183	2.943 140	117.972 47
1 1959-1968							
2 moyenne 1950-1959 et 1959-1968.							

ANNEXE I

Exposé de la méthode des chaînes de Markov

Soit $S_t = [x_1, x_2, x_3 \dots x_n]$ les vecteurs d'état des entreprises au temps t , où chaque x_i représente une classe d'étendue et comptabilise un certain nombre d'exploitations N_i^t , de sorte que

$$\sum_{i=1}^n N_i^t = P_t \text{ le nombre total d'exploitations.}$$

Entre le temps t et $t + 1$, certaines entreprises recensées au temps t vont changer de classe d'étendue, ou cesser leurs activités (on les comptabilise dans une classe x_0). Supposons que ces divers mouvements ont été observés et synthétisés dans le tableau A.

Les $N_{ij}^{t, t+1}$ représentent le nombre d'exploitations qui sont passées de la classe i dans la classe j entre le

temps t et $t + 1$. Le rapport

$$\frac{N_{ij}^{t, t+1}}{\sum_{j=1}^n N_{ij}^{t, t+1}} = P_{ij}$$

exprime le % des entreprises qui ont subi cette mutation.

Les différents P_{ij} sont regroupés dans un tableau pour former la matrice des probabilités de transition P .

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1j} & \dots & p_{1n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots & & \vdots \\ p_{j,1} & p_{j,2} & \dots & p_{j,j} & \dots & p_{j,n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots & & \vdots \\ p_{n,1} & p_{n,2} & & p_{n,j} & & p_{n,n} \end{bmatrix}$$

Tableau A

Mouvements entre les diverses classes d'étendue pour un intervalle intercensitaire

	Classes d'étendue en t ≠ 1						Total ligne
	X ₀	X ₁	X ₂	X ₃	X _{N-1}	X _N	
X ₀	0	0	0	0	0	0	n
X ₁	$\begin{matrix} t, t+1 \\ N \\ 1, 0 \end{matrix}$	$\begin{matrix} t, t+1 \\ N \\ 1, 1 \end{matrix}$	$\begin{matrix} t, t+1 \\ N \\ 1, 2 \end{matrix}$	$\begin{matrix} t, t+1 \\ N \\ 1, 3 \end{matrix}$	$\begin{matrix} t, t+1 \\ N \\ 1, n-1 \end{matrix}$	$\begin{matrix} t, t+1 \\ N \\ 1, n \end{matrix}$	$\begin{matrix} \Sigma N \\ 1, j \\ j=1 \end{matrix}$
X ₂	$\begin{matrix} t, t+1 \\ N \\ 2, 0 \end{matrix}$	$\begin{matrix} t, t+1 \\ N \\ 2, 1 \end{matrix}$	$\begin{matrix} t, t+1 \\ N \\ 2, 2 \end{matrix}$		$\begin{matrix} t, t+1 \\ N \\ 2, n-1 \end{matrix}$	$\begin{matrix} t, t+1 \\ N \\ 2, n \end{matrix}$	$\begin{matrix} \Sigma N \\ 2, j \\ j=1 \end{matrix}$
X ₃							
.							
.							
.							
n	$\begin{matrix} t, t+1 \\ N \\ n, 0 \end{matrix}$	$\begin{matrix} t, t+1 \\ N \\ n, 1 \end{matrix}$	$\begin{matrix} t, t+1 \\ N \\ n, 2 \end{matrix}$		$\begin{matrix} t, t+1 \\ N \\ n, n-1 \end{matrix}$	$\begin{matrix} t, t+1 \\ N \\ n, n \end{matrix}$	$\begin{matrix} \Sigma N \\ n, j \\ j=1 \end{matrix}$
tot. col.	$\begin{matrix} n \\ \Sigma N \\ i, 0 \\ i=1 \end{matrix}$	$\begin{matrix} n \\ \Sigma N \\ i, 1 \\ i=1 \end{matrix}$	$\begin{matrix} n \\ \Sigma N \\ i, 2 \\ i=1 \end{matrix}$		$\begin{matrix} n \\ \Sigma N \\ i, n-1 \\ i=1 \end{matrix}$	$\begin{matrix} n \\ \Sigma N \\ i, n \\ i+1 \end{matrix}$	

Dans l'hypothèse de la matrice de transition constante, une nouvelle distribution des entreprises au temps t + 2 peut être estimée par le produit matriciel du vecteur d'état s_t (1 × n) par la matrice P (n × n). De la même manière, en appliquant la matrice P

au vecteur trouvé en t + 2 on obtient une répartition des exploitations entre les diverses classes en t + 3.

On peut ainsi déterminer une séquence d'évolution dans le temps :

$$\begin{aligned}
 S_1 &= [I] S_1 \\
 S_2 &= S_1 [P] = S_1 [I] [P] \\
 S_3 &= S_2 [P] = S_1 [I] [P] [P] = S_1 [I] [P]^2 \\
 &\vdots \\
 S_n &= S_{n-1} [P] = S_1 [I] [P]^{n-1} \cdot P = S_1 [I] [P]^{n-1} \\
 \Sigma S_i &= S_1 \left[[I] + [P] + [P]^2 \dots [P]^{n-1} \right]
 \end{aligned}$$

La sommation exprime que le processus tend vers une situation d'équilibre dans le temps. Il s'agit du produit d'un vecteur par une progression géométrique de raison [P].

Les p_i constituant la matrice [P] sont tels qu'ils vérifient la relation $0 \leq P_{ij} \leq 1$, de telle sorte que la situation d'équilibre vaut [I]. Elle sera atteinte lorsque le nombre d'entreprises allant de la classe i vers la classe j sera égal à celui migrant de i vers j.

BIBLIOGRAPHIE

- BOSTWICK (Don). — Yield probabilities as a Markov Chain. Agricultural economic research, n° 14 avril 1962, p. 49-56.
- BUBLOT (G.). — La production agricole belge. Etude économique séculaire 1846-1955. Editions Nauwelaerts. Louvain, 1957.
- C.E.E. — Mémoire sur la réforme de l'agriculture dans la Communauté économique européenne. Bruxelles, 1969.
- C.E.E. — Prévisions agricoles : méthodes, techniques et modèles. Informations internes sur l'agriculture, n° 48, septembre 1969.
- Institut Economique Agricole. — Evolution de l'économie agricole et horticole. Rapport du gouvernement. Cahier de l'I.E.A., n° 106, janvier 1970.
- KAUFMANN et FAURE. — Invitation à la recherche opérationnelle, Dunod, collection Invitation aux nouveautés de la science. Paris, 1968, p. 33 à 54.
- KEMENY et SNELL. — Finite Markov Chains, D. Van Nostrand Company, I.N.C., Princeton, New Jersey; Toronto; London, 1960.
- KRENZ (R.). — Projection du nombre d'exploitations à l'aide des chaînes de Markov. Economie Rurale, n° 64, 1965, p. 99 à 106.
- SCHMITT (G.). — Méthodes et possibilités d'établissement de projections à long terme pour la production agricole. S.E.E. Série agriculture, n° 3, Bruxelles, 1961