

Etude économique du marché des produits vivriers au Burundi

Analyse chronologique des prix du haricot

J. Degand* et L. D'Haese**

Résumé

Basée sur une chronique des prix du haricot sur les différents marchés du Burundi (1972-1980), l'étude se propose d'identifier le trend, les variations saisonnières et le cycle en utilisant des modèles statistiques (Cochrane-Orcutt) et des modèles mathématiques additifs ou multiplicatifs. Toutefois, les prévisions à long terme ne peuvent se faire que le long du trend; les variations cycliques sont, en effet, le résultat d'une conjonction aléatoire d'événements politiques et climatiques.

Les variations saisonnières sont importantes, mais se déplacent à l'intérieur de l'année en fonction de la répartition des pluies. Elles ont tendance à devenir plus explosives, indiquant sans doute une tension plus grande sur les marchés au moment des semailles.

Summary

Market Economic Analysis of Food Products in Burundi. Time Series Analysis of Bean Prices.

Based on a time serie of bean prices on the main markets in Burundi (1972-1980), this study aims at identifying the trend, seasonal variations and cyclus in price variations. With this object, statistical models (Cochrane-Orcutt) and mathematical models have been used.

However, long term previsions can only be established along the trend, on account of uncertainties about climate and political events.

Seasonal variations are quite important and are increasing through time, announcing more difficulties on the markets before the harvesting period.

Moreover, seasonal variations are moving within the year in relation with changes in rain distribution.

1. Introduction

Dans une économie largement de subsistance, il est hasardeux d'entreprendre une étude des prix des produits vivriers.

Les produits circulent peu, puisqu'en général, ils sont consommés et conservés dans les lieux de production (A. Mertens, 1982).

Le Burundi n'échappe pas à cette règle, d'autant plus que la population des villes ne représente que 5% de la population totale et qu'en l'an 2000, on prévoit que ce pourcentage n'atteindrait que 14%. C'est dire que le marché des vivres reste limité et qu'il doit être étudié dans le contexte d'une économie marchande qui reste marginale.

En outre, l'alimentation de la population continue à se faire même dans les villes, principalement à partir de légumineuses où le haricot reste de loin le produit le plus représenté. La production totale du haricot est estimée, suivant la Direction Générale de la Planification Agricole, à 305 000 t. environ en 1982 qui sont destinées à la consommation humaine (soit une ration moyenne de 76 kg par habitant et par an).

Le Ministère de l'Agriculture estime la production de haricots à 544 000 t. environ en 1979. La méthode d'estimation est la suivante : chaque année, des vulgarisateurs agricoles dépendant du département de l'Agro-nomie doivent fournir des données statistiques de pro-

duction et surfaces utilisées pour les principales cultures concernant les zones dont ils ont la responsabilité. Tous les résultats sont rassemblés dans un rapport annuel et c'est à la base de ces rapports annuels que le Ministère de l'Agriculture a fait les estimations. Sur cette base, le rendement par ha serait en moyenne de 1 375 kg/ha, alors que suivant l'I.S.A.B.U. (Institut des Sciences Agronomiques du Burundi), le rendement ne serait que de 600 kg/ha en moyenne. C'est dire que toute estimation de la production de haricots au Burundi n'a qu'une valeur très relative.

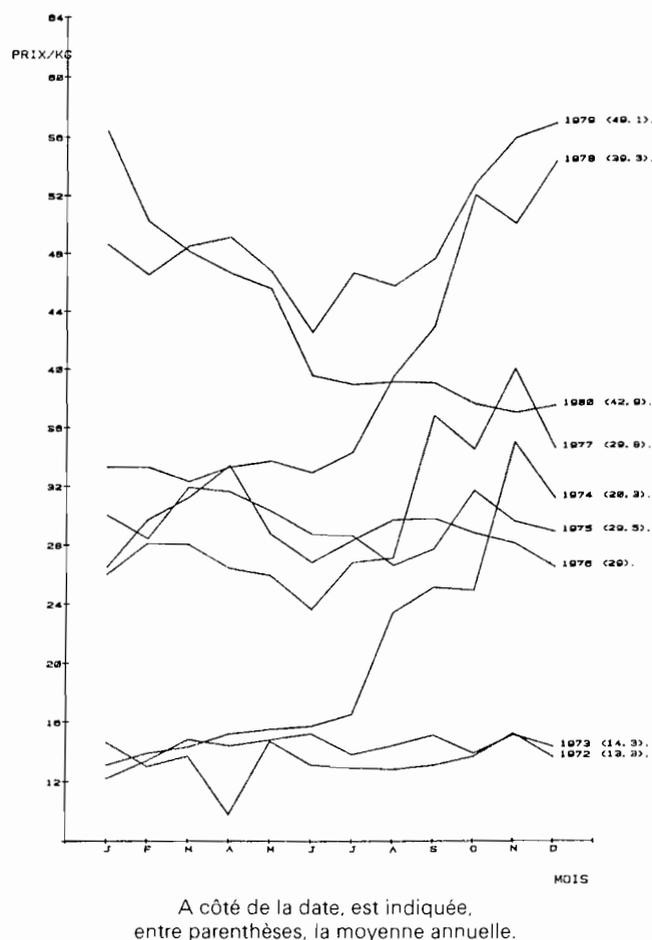
On peut estimer grossièrement que 5% de ces quantités (soit 15 250 t.) sont négociées dans les villes et font l'objet d'un marché. Cela paraît suffisant pour tenter d'analyser les prix du haricot dans les principaux marchés urbains du pays, à savoir : Bujumbura, Ngozi (au Nord) et Gitega (au Centre), villes respectivement de 141 000, de 4 000 et de 8 000 habitants.

Cette étude a été facilitée par l'existence de données statistiques sur les prix du haricot recueillies par le Service National des Etudes Statistiques (S.N.E.S.) qui dépend du Ministère des Affaires économiques du Burundi. C'est ainsi qu'on dispose d'une série chronologique de 108 observations mensuelles pour Bujumbura (janvier 1972 à décembre 1980), de 36 observations pour Ngozi (janvier 1978 à décembre 1980), de 48 observations pour Gitega (janvier 1977 à décembre 1980) (voir à la figure 1, l'évolution des prix du haricot sur les marchés de Bujumbura; les données chiffrées sont disponibles à l'annexe 0).

* Faculté des Sciences Agronomiques — UCL, Place Croix du Sud 2 — B-1348 Louvain-la-Neuve — Belgique.

** Faculté des Sciences Agronomiques — Université Officielle du Burundi — BP 2940 Bujumbura — Burundi.

Figure 1 — Evolution des prix du haricot sur le marché de Bujumbura 1972-1980.



C'est à partir de ces données qu'il a été possible de pratiquer plusieurs analyses des séries chronologiques, soit en utilisant des variables auxiliaires du type 1 - 0 (approche où la composante cyclique est additive), soit en décomposant le mouvement en plusieurs variations élémentaires (approche où les composantes cycliques sont multiplicatives ou additives). L'interprétation des résultats a amené les auteurs à rechercher les causes des perturbations sur le marché du haricot au Burundi et de tenter de jeter quelques hypothèses sur le comportement futur du marché de cette importante légumineuse.

2. Méthodologie

a) Modèles statistiques.

Les méthodes utilisées restent classiques; elles font appel à la technique des estimations par les moindres carrés et à celle mise au point par Cochrane Orcutt lorsque l'autocorrélation dans les résidus est importante (test de Durbin Watson).

L'introduction des variables type 1 - 0 pour chaque mois de l'année (sauf le premier pour éviter la singula-

rité de la matrice des observations XX') permet d'ajouter à l'explication fournie par le trend celles que pourrait apporter le fait que l'observation est enregistrée durant un mois particulier de l'année.

Dans les deux modes de représentation, le modèle est additif et se présente sous forme d'équations linéaires :

1^{er} cas: emploi de variables non datées:

$$Y = a + bT + d_2D_2 + d_3D_3 + \dots + d_{12}D_{12} + e$$

où Y correspond à la variable dépendante (observation mensuelle du prix du haricot);

T correspond au temps mesuré en unités mensuelles;

D_2, \dots, D_{12} correspondent aux variables 1 - 0 pour chaque mois de l'année, en commençant par le mois de février;

e correspond au terme d'erreur.

2^e cas: emploi de variables datées avec un coefficient d'adaptation (r)

$$Y_t - r \cdot Y_{t-1} = a(1 - r) + b(T_t - r \cdot T_{t-1}) + d_2(D_t^2 - r \cdot D_{t-1}^2) + d_3(D_t^3 - r \cdot D_{t-1}^3) + \dots + d_{12}(D_t^{12} - r \cdot D_{t-1}^{12}) + e$$

où les variables sont identiques à celles du cas précédent; les variables Y, T sont observées au temps t et au temps t-1 et la valeur de r est approchée par itération.

Comme cet exercice a pu être répété sur les trois marchés de Bujumbura, Ngozi et Gitega et pour les principaux produits vivriers à savoir, haricot, banane, pois, patate douce, manioc, riz et pommes de terre, la matrice variance — covariance permet de fournir les coefficients de corrélation entre toutes les variables observées et plus particulièrement entre plusieurs marchés pour un même produit ou entre plusieurs produits sur un même marché.

b) Modèles mathématiques, multiplicatifs et additifs.

Ensuite, la méthode de décomposition a été appliquée en centrant toutes les variations autour du trend (T) estimé en minimisant le carré des écarts des observations par rapport à la droite de régression où la seule variable explicative retenue est le temps.

C'est ainsi qu'on peut distinguer plusieurs composantes qui se mesurent en indices par rapport au trend (T):

C = composante cyclique;

S = composante saisonnière;

I = composante aléatoire.

Dans la méthode de décomposition multiplicative, la variable dépendante Y est donc égale à $T \times C \times S \times I$. Il s'agit donc d'un modèle multiplicatif où, pour chaque mois, il est possible de calculer la valeur de y et de la comparer avec celle de Y observé. On peut, en effet, partir de la moyenne mobile calculée sur 12 mois (MM) qui ne contient plus que le trend et la composante cyclique.

En divisant la série brute Y par la moyenne mobile, on trouve une série qui ne reprend que la composante saisonnière (S) et la composante aléatoire (I).

En effet,

$$\frac{Y}{MM} = \frac{T \times C \times S \times I}{T \times C} = S \times I$$

Cette valeur est calculée chaque mois depuis janvier 1972 jusqu'à décembre 1980 dans le cas du marché de Bujumbura.

En cherchant la médiane des 9 valeurs obtenues pour chaque mois, on détermine une composante saisonnière qu'il suffit de normaliser, de manière à équilibrer les écarts saisonniers à l'intérieur de chaque année observée. La normalisation consiste à ajuster chaque composante mensuelle, de manière à ce que la somme de toutes les composantes divisées par douze donne l'unité comme résultat. Ces composantes ajustées sont symbolisées par le signe S_{nt} . Ainsi la série brute Y , divisée par la composante saisonnière S_{nt} donne une série désaisonnalisée (SDE) qui est équivalente au produit du trend (T), de la composante cyclique (C) et de la composante aléatoire (I). Il suffit de diviser la série désaisonnalisée (SDE) par le trend (T) pour obtenir le produit de la composante cyclique (C) par la composante aléatoire (I).

$$\frac{SDE}{T} = \frac{T \times C \times I}{T} = C \times I$$

En faisant une moyenne mobile sur cinq termes de la série $C \times I$, on élimine la composante aléatoire pour ne garder que la composante cyclique C .

La série $C \times I$, divisée par C , livre alors la composante aléatoire. Il est donc possible de reconstituer la série brute observée en multipliant le trend successivement par les trois composantes: saisonnière (S), cyclique (C) et aléatoire (I). Les composantes cycliques et accidentelles sont calculées pour chaque mois de la série. Il y a donc 108 valeurs pour ces composantes, contrairement à la composante saisonnière pour laquelle il n'existe que 12 valeurs.

La méthode de décomposition additive permet d'isoler les composantes cycliques et aléatoires par simple soustraction une fois que la composante saisonnière a pu être calculée. Celle-ci n'est rien d'autre que la différence entre le trend moyen et le trend particulier estimé pour chaque mois de l'année. Cette estimation est d'autant plus significative que le mouvement saisonnier ne se déplace pas à l'intérieur de l'année au cours du temps:

$$I + C = Y - T - S$$

$$S = T_{ki} - T$$

Les lettres ont la même signification que dans la décomposition multiplicative.

T_{ki} correspond au trend par mois où k est l'indice comptant pour le nombre d'années et i celui du nombre

de mois dans l'année. Ces deux indices sont nécessaires, puisque dans la décomposition additive, il est tout à fait normal que l'intensité d'une variation mensuelle donnée ne soit pas constante, mais puisse évoluer au fil des années (8).

3. Résultats

Dans chacun des modèles utilisés, la variable dépendante est le prix du haricot observé mensuellement à Bujumbura entre janvier 1972 et décembre 1980 (soit 108 observations).

a) modèles statistiques.

1^{er} cas: Régression simple sur 108 observations.

— sans variable 1 - 0

$$Y_t = 9,9 + 0,364 T_t$$

Ecart type: 1,1 0,02

Test de Student: 9,0 20,8

$R^2 = 0,80$

Durbin Watson = 0,26

Y_t : prix mensuel du haricot à Bujumbura en F.Bu. par kg.

T_t : temps par mois.

— avec variable 1 - 0

$$Y_t = 1 1,2 + 0,363 T_t$$

Ecart type: 2,1 0,02

Test de Student: 5,3 20,4

$R^2 = 0,82$

Durbin Watson = 0,26

Aucune des variables 1 - 0 n'est significative. A titre indicatif, voici la valeur des coefficients accompagnant les variables auxiliaires:

D_2 de février: - 0,829

D_3 de mars: - 0,492

D_4 d'avril: - 1,189

D_5 de mai: - 1,946

D_6 de juin: - 4,336

D_7 de juillet: - 3,732

D_8 d'août: - 2,806

D_9 de septembre: - 1,080

D_{10} d'octobre: - 0,021

D_{11} de novembre: 1,394

D_{12} de décembre: 0,353

2^e cas: Méthode Cochrane Orcutt avec variables auxiliaires 1 - 0

$$Y_t - r Y_{t-1} = a (1 - r) + b (T_t - r T_{t-1})$$

$$Y_t - 0,91 Y_{t-1} = 12,0 + 0,308 (T_t - 0,91 T_{t-1})$$

Ecart type: 7,0 0,10

Test de Student: 1,7 3,2

$R^2 = 0,96$

Durbin Watson = 2,24

Y_t et Y_{t-1} : prix mensuels du haricot à Bujumbura en F.Bu par kg.

T_t et T_{t-1} : mois durant lesquels les prix sont observés.

Les seules variables de type 1 - 0 qui sont significatives correspondent aux mois de juin (- 3,37), de novembre (3,08) et de décembre (2,16). A titre indicatif, voici la valeur des coefficients accompagnant les variables auxiliaires:

D ² de février:	- 0,608
D ³ de mars:	- 0,065
D ⁴ d'avril:	- 0,568
D ⁵ de mai:	- 1,195
D ⁶ de juin:	- 3,366
D ⁷ de juillet:	- 2,603
D ⁸ d'août:	- 1,526
D ⁹ de septembre:	0,341
D ¹⁰ d'octobre:	1,534
D ¹¹ de novembre:	3,076
D ¹² de décembre:	2,156

b) Modèles mathématiques multiplicatifs et additifs.

Ces modèles permettent de reconstituer par calcul la série de prix, soit en multipliant le trend par les composantes saisonnières, cycliques et accidentelles, soit en additionnant au trend ces mêmes composantes telles qu'elles ont été définies dans la partie méthodologique. Il est bon de rappeler que, dans le modèle multiplicatif, la composante saisonnière varie de mois en mois mais reste constante pour un mois donné d'année en année, alors que les composantes cycliques et accidentelles sont spécifiques pour chaque mois de chaque année.

Les composantes saisonnières normalisées se présentent comme suit pour le modèle multiplicatif:

Janvier:	0,985
Février:	0,987
Mars:	1,007
Avril:	1,00
Mai:	0,960
Juin:	0,900
Juillet:	0,922
Août:	0,967
Septembre:	1,032
Octobre:	1,054
Novembre:	1,125
Décembre:	1,062

Les composantes cycliques et aléatoires du modèle multiplicatif se trouvent en annexes 1 et 2 et permettent avec les composantes saisonnières de calculer le prix mensuel du haricot Y_t suivant la formule ci-dessous:

$$Y_t = \text{Trend} \times S \times C \times I$$

où S correspond à la composante saisonnière, C, la composante cyclique et I la composante aléatoire.

Dans le tableau 1, la série a été reconstituée de juin 1973 à juin 1974 à titre d'exemple.

Le modèle additif donne la valeur des composantes sous forme d'écart par rapport au trend calculé, comme dans le modèle multiplicatif, par régression linéaire. Par la même méthode, un trend propre à chaque mois est

TABLEAU 1

Comparaison entre la série calculée et la série observée (juin 1973 - juin 1974) du prix du haricot à Bujumbura

Dates	Trend	Saison.	Cycle	Aléat.	Calc.	Observ
Juin 1973	16,45	0,900	0,93	1,10	15,14	15,20
Juillet	16,82	0,922	0,92	0,97	13,84	13,80
Août	17,18	0,967	0,87	1,00	14,45	14,40
Septembre	17,54	1,032	0,81	1,03	15,10	15,10
Octobre	17,91	1,054	0,78	0,95	13,99	13,90
Novembre	18,27	1,125	0,75	0,99	15,26	15,10
Décembre	18,63	1,062	0,72	1,00	14,25	14,30
Janvier 1974	19,00	0,985	0,72	0,97	13,07	13,10
Février	19,36	0,987	0,73	1,00	13,75	13,90
Mars	19,73	1,007	0,74	0,97	14,27	14,30
Avril	20,09	1,00	0,77	0,99	15,32	15,20
Mai	20,45	0,960	0,79	1,00	15,53	15,50
Juin	20,82	0,900	0,87	0,96	15,64	15,70

calculé grâce aux données disponibles (9 pour chaque mois) sur la période 1972-1980. (T_{KI}).

Dans le cas présent, cette méthode a permis d'isoler, d'une part la composante saisonnière (S_{KI}) et la somme de la composante cyclique et de la composante aléatoire ($C + A$). Cette dernière somme provient de la différence entre d'une part, le trend (T) et la composante saisonnière (S_{KI}) et d'autre part la valeur observée (Y).

C'est ainsi que pour mars 1972.

$$Y = 13,70$$

$$T = 10,99$$

$$S_{1972, \text{mars}} = S_{KI} = (T_{KI} - T) = (11,15 - 10,99) = 0,16$$

$$\begin{aligned} C + A &= Y - T - S_{KI} \\ &= Y - T - (T_{KI} - T) \\ &= Y - T_{KI} \end{aligned}$$

$$2,55 = 13,70 - 11,15$$

En appliquant systématiquement cette différence à la valeur moyenne du trend sur 9 ans, soit 29,74, la reconstitution d'une série fournissant uniquement l'évolution du cycle en valeur absolue devient possible.

A titre d'exemple, pour mars 1972, la valeur obtenue serait: $29,74 + 2,55 = 32,29$, pour avril 1972, $29,74 - 0,25 = 29,49$; pour mai 1972, $29,74 + 3,00 = 32,74$.

Toute la série centrée sur la valeur moyenne du trend, peut ainsi être reconstituée pour la période 1972-1980. La valeur de cette série, de même que celles de T_{KI} sont reprises dans les tableaux de l'annexe 3.

A titre de comparaison, le même exercice peut être fait en utilisant cette fois la composante cyclique multiplicative (annexe 1), afin de pondérer la valeur moyenne du trend. La série complète est également disponible dans l'annexe 3. Disposant de ces deux séries, une explication concernant l'évolution du cycle sera présentée dans le paragraphe 5.

4. Interprétation des résultats

a) Modèles statistiques

L'autocorrélation dans les résidus reste élevée, malgré l'usage des variables (1 — 0), lorsque l'on utilise le modèle à variables non datées. Ceci apparaît comme un résultat normal, puisque la présence de variations saisonnières est confirmée par la méthode Census II (U.S. Bureau of the Census 1967).

Le test consiste à calculer l'écart en % (T_i) entre une observation mensuelle donnée et les observations mensuelles qui l'encadrent. L'écart i se calcule de la manière suivante :

$$T_i = \frac{20i}{O_{i-1} + O_{i+1}} \times 100 \text{ (voir Annexe 4)}$$

où O_i correspond à une observation mensuelle pour $i = 1, 2, \dots, 12$.

Cette valeur est calculée pour une observation donnée chaque année, afin de pouvoir déterminer l'écart moyen de février sur toute la période. A titre d'exemple, l'écart pour février 1972 est égal à $[2 \times 13,0 / (14,6 + 13,7)] \times 100 = 91,87$, alors que l'écart moyen de février sur la période 1972-1980 s'élève à 98,30. Plus cette dernière valeur s'écarte de 100,0, plus il est raisonnable de penser que les valeurs observées durant ce mois sont différentes de celles enregistrées pour les mois adjacents. Qui dit variation saisonnière, en effet, admet un degré de dépendance entre les observations ou encore une distribution non aléatoire des résidus autour du trend qui se traduit par une valeur du test de Durbin-Watson très proche de 0,2. Un regard sur la représentation graphique (voir fig. 2) montre à suffisance le

caractère systématique du phénomène. C'est ainsi qu'en juin et juillet, période de récolte du haricot, et en novembre, période de soudure, les observations s'écartent du trend de manière plus régulière que pour les autres mois de l'année. Sans être significatives toutefois, les variables correspondant aux mois de novembre et décembre sont accompagnées d'un signe positif, ce qui apparaît être dans la logique des choses.

L'introduction des variables explicatives de type 1—0 pour chaque mois de l'année améliore à peine le coefficient de détermination qui passe de 0,80 à 0,82. Cette faible modification est confirmée par le fait qu'aucun des coefficients accompagnant les variables 1—0 n'est significatif. Ceci laisse supposer que, s'il y a variation saisonnière, elle ne se manifeste pas chaque année de la même manière. Ainsi, l'écart par rapport au trend des mois de janvier n'est pas systématiquement positif ou négatif par rapport au trend sur les neuf observations disponibles.

Pour ce mois, on enregistre 4 écarts positifs et 5 négatifs. Il en est de même pour les autres variables, bien que pour certains mois, une certaine systématisation se manifeste. C'est ainsi qu'en juin et juillet, période de récolte du haricot et en novembre, période de soudure, les observations s'écartent du trend, de manière plus régulière que pour les autres mois de l'année. Sans être significatives, les variables correspondant aux mois de novembre et décembre sont toutefois accompagnées d'un signe positif, ce qui apparaît être dans la logique des choses.

En général, on peut conclure que l'ensemble des variations saisonnières est instable et se déplace dans le temps suivant les années; ce phénomène trouve son explication dans le fait que les saisons de pluies n'étant

Figure 2 — Prix au kg du haricot à Bujumbura (1972-1980), calcul de tendance.

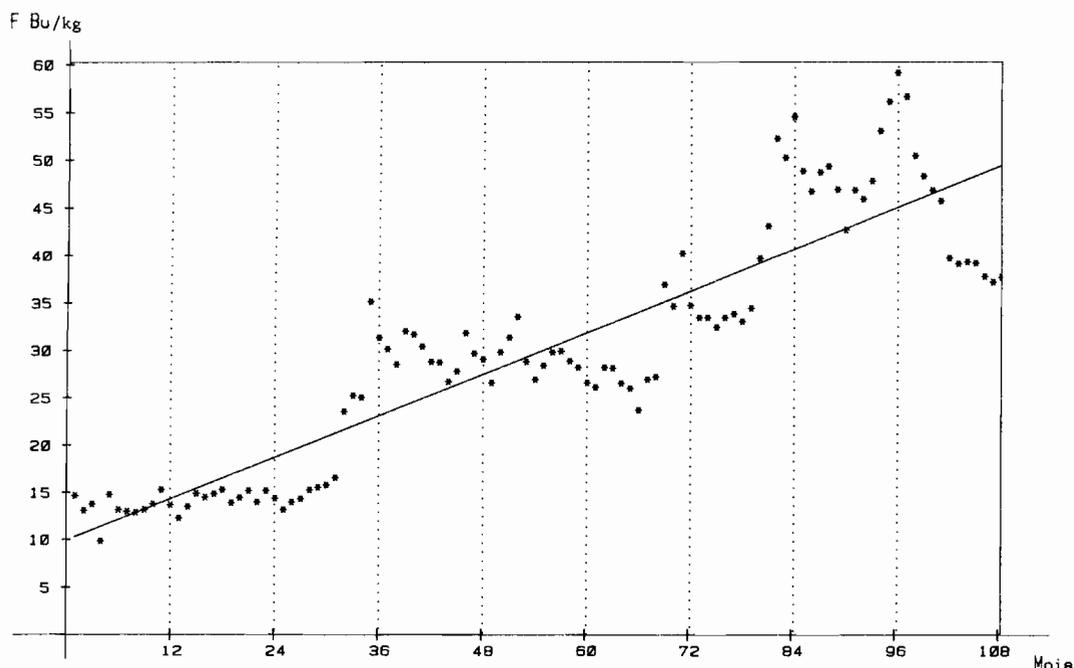
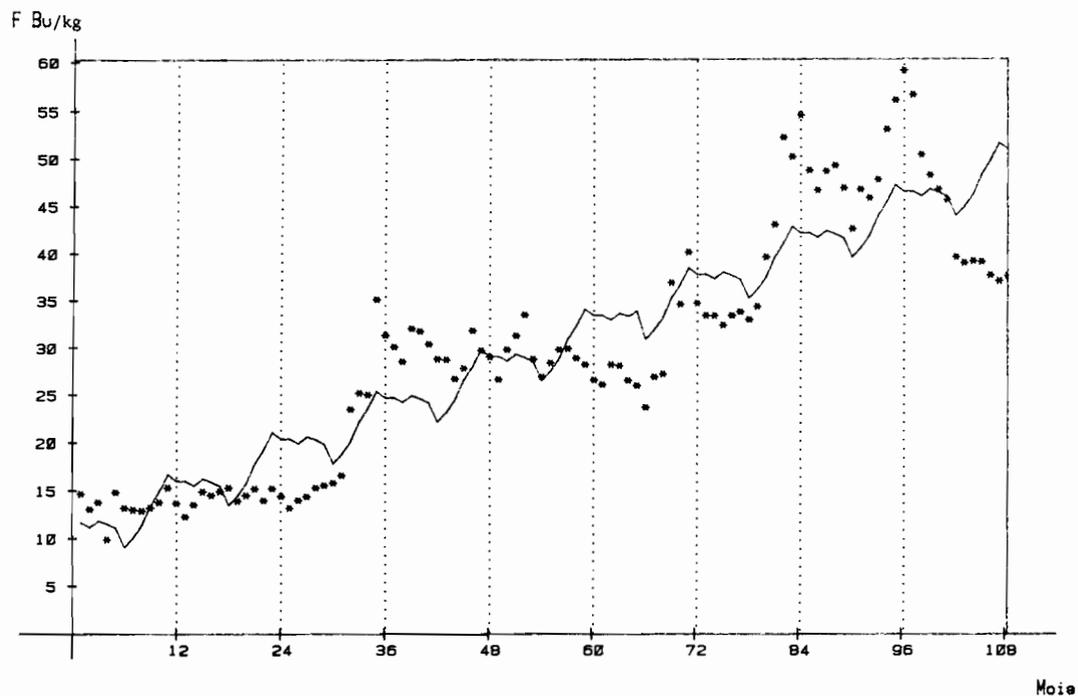
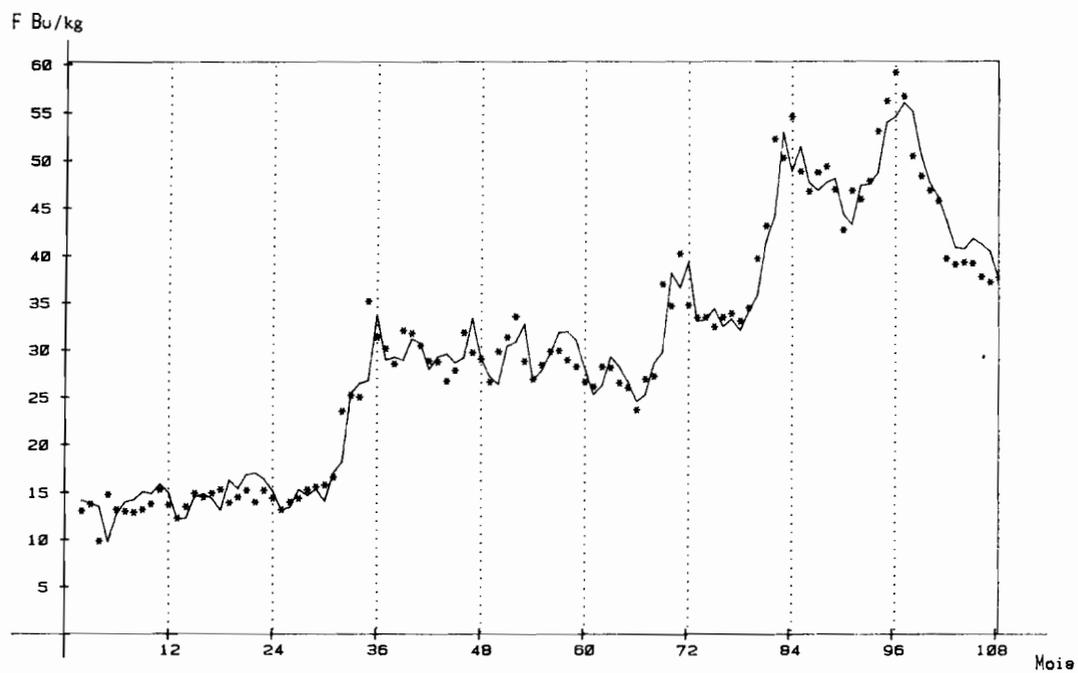


Figure 3 — Prix au kg du haricot à Bujumbura (1972-1980)

Calcul de tendance et emploi de variables de type 1-0

Figure 4 — Prix au kg du haricot à Bujumbura (1972-1980). calcul de tendance.
Ajustement par la méthode de Cochrane-Orcutt et l'emploi de variables de type 1-0.

pas régulières, les périodes de récolte, donc de prix à la baisse, et la période de soudure, donc de prix à la hausse, n'apparaissent pas exactement au même mois chaque année.

Lorsque la méthode Cochrane-Orcutt est appliquée au même échantillon, plusieurs changements importants doivent être signalés (voir figure 4). Le coefficient de détermination passe de 0,82 à 0,96 et en même temps, le test de Durbin Watson indique la disparition de l'autocorrélation dans les résidus; le coefficient qui accompagne la variable temps passe de 0,363 à 0,308 et les coefficients des variables 1 — 0 des mois de juin, novembre et décembre deviennent significatifs alors que la constante a ne l'est plus et que le coefficient b du trend l'est beaucoup moins. Il faut reconnaître que si la qualité prévisionnelle d'un tel modèle est indiscutable, les variables dépendantes et indépendantes ne sont plus les mêmes que dans le modèle précédent. Il s'agit plus d'observations sur les premières différences que sur la valeur totale des variables: prix (Y) et temps (T).

La valeur du coefficient r , obtenue par itération, de 0,9126 montre, en effet, que les variables décalées Y_{t-1} et T_{t-1} jouent un rôle important dans l'explication finale du phénomène (voir figure 4). Les écarts entre la série observée et la série calculée sont réduits; le modèle prend bien en compte toutes les variations, que celles-ci soient saisonnières ou cycliques; par contre, son caractère prévisionnel est limité au court terme (1 an), puisqu'il faut connaître le prix du haricot $t - 1$ pour faire une prévision sur ce même prix au temps t . En effet, la valeur de Y ne peut être estimée que si Y_{t-1} a pu être observée. On peut toutefois tenter de valider le modèle sur les séries chronologiques passées. Il suffit pour cela de choisir, d'une manière arbitraire, une observation quelconque pour estimer le prix du haricot correspondant à la période suivante et de se servir de cette estimation pour projeter une série de prix calculés.

Si l'on peut prévoir le prix du haricot en juin 1972 à partir du prix observé en mai 1972, il suffit de calculer Y_6 au moyen de l'équation suivante

$$Y_6 = 11,9675 (1 - 0,9121) + 0,308476 (6 - 0,9121 \cdot 5) - 3,36566 (1 - 0,9121 \cdot 0) - 1,19454 (0 - 0,9121 \cdot 1) + 0,9121 \cdot 14,70.$$

$Y_6 = 12,63$, alors que le prix observé pour juin 1972 était de 13,10.

La valeur estimée correspondant à juin 1972 peut servir à estimer celle de juillet 1972 et ainsi de suite.

Les écarts entre valeurs observées et valeurs estimées seront dans cet exemple les suivants:

	Valeur observée	Valeur estimée	Ecart en %
Juin 1972	13,10	12,63	3,6
Juillet 1972	12,90	13,51	4,7
Août 1972	12,80	14,72	15,0
Septembre 1972	13,10	16,74	27,8

Ces écarts indiquent clairement que la valeur prévisionnelle du modèle pour cette période est très médiocre. D'autres essais faits sur d'autres intervalles de temps confirment cette impression.

b) Modèles mathématiques multiplicatifs et additifs.

Comme il a été dit plus haut, ces modèles sont le résultat du calcul qui associe les valeurs mensuelles estimées du trend avec la composante saisonnière, le cycle et la composante aléatoire.

Tel qu'il apparaît au Tableau 1, les différences entre les valeurs calculées et les valeurs observées sont minimales et ne dépassent pas, dans l'ensemble choisi, plus de 1,1%. Cela provient essentiellement du fait que l'approximation est calculée et non pas estimée et ce pour chaque mois séparément. De ce fait, la possibilité de prévision est mauvaise, puisque rien ne permet d'évaluer à l'avance la valeur des composantes cycliques et aléatoires.

En outre, la composante saisonnière voit son importance augmenter dans la mesure où le trend est positif à cause des opérations de multiplication qui lient toutes les composantes. C'est ainsi que l'effet absolu de la composante saisonnière sur le mois de janvier 1972 est de: $10,26 \times 0,985 - 10,26 = -0,15$, alors que sur le mois de janvier 1980, elle est de: $45,20 \times 0,985 - 45,20 = -0,68$, soit un effet de plus de quatre fois et demi plus grand, ce qui correspond assez exactement au rapport entre les deux niveaux de prix observés. Cette même évolution se constate dans le modèle additif où la composante saisonnière (T_{K1}) évolue dans le temps. C'est ainsi que pour janvier 1972, elle est de: $(8,11 - 10,62)$ soit $-1,64$, alors que pour janvier 1980, elle est de: $(49,82 - 45,20) = 4,62$.

La modification est importante en sens et en grandeur; la méthode prend en compte, en effet, les tendances qui marquent l'évolution des valeurs propres à chaque mois de l'année au cours de toute la période observée. Ces évolutions doivent être projetées avec prudence, car les données statistiques ne sont pas disponibles sur une période assez longue pour s'assurer d'une régularité quelconque dans les mouvements observés.

Dans les deux modèles, les variations cycliques et accidentelles sont calculées de manière résiduelle; des différences vont nécessairement apparaître dans les séries ainsi reconstituées, puisque la composante saisonnière n'est pas la même dans le modèle multiplicatif et dans le modèle additif. Un regard sur la figure 5 du paragraphe 5 permet de visualiser ces différences sur toute la période étudiée.

5. Origine des différentes composantes du prix du haricot à Bujumbura

Il est évident que, si tout ne peut être expliqué par des modèles, un certain nombre de mouvements dans les prix du haricot à Bujumbura peuvent être mieux compris à la lumière de la théorie économique.

a) La tendance

Le coefficient qui accompagne la variable temps prend une valeur comprise entre 0,31 et 0,36 suivant les modèles utilisés. Ceci se traduit par une augmentation qui, sur la période 1972-1979 correspond à une hausse annuelle de 18,6% alors que le coût de la vie a augmenté à un rythme annuel de 15,5% au cours de la même période. Ce coût de la vie fait référence à celui des fonctionnaires habitant Bujumbura et la périphérie. Il est utile, à ce propos, de savoir que dans la construction de cet indice du coût de la vie, le haricot a une pondération de 3,1 alors que la banane verte en a une de 8,84. La tendance à la hausse du prix du haricot doit sans doute trouver une explication qui lui est propre, à côté de celle qui est la base de la hausse générale des prix, d'autant plus qu'une liaison assez lâche existe entre les deux indices de 1972 à 1979.

Une des explications à retenir se situe au niveau de la croissance rapide de la population urbaine (+ 5% par an), alors que la planification agricole ne prévoit qu'une augmentation annuelle de 1,6% de la production de haricot et que cette production est largement destinée à couvrir les besoins des populations rurales. Indépendamment donc de la pression inflationniste exercée par la hausse des salaires consentis par l'Etat à ses employés, le marché se déséquilibre plus rapidement si l'on sait, qu'en règle générale, seuls les surplus sont commercialisés, que ceux-ci deviennent plus aléatoires au fur et à mesure que la population rurale croît. Cette situation devient critique si la population urbaine se développe à un rythme rapide. Cela se traduit par une instabilité grandissante des prix, qui ne peut plus être tempérée que par des importations ou la mobilisation de stocks de plus en plus importants. Il semble que ce stade soit prêt d'être atteint à Bujumbura sur le marché du haricot.

D'autres indices peuvent confirmer cette tendance: de 1974 à 1980, l'autoconsommation n'est passée au Burundi que de 85,2 à 84,7%, alors que sur la même période, la part de l'agriculture (secteur primaire) dans le produit intérieur brut (P.I.B.) passait de 64% à 54,5%. Il y a donc une augmentation du P.I.B. par tête dans le secteur non agricole qui appelle une augmentation des disponibilités en vivres sur le marché.

Des déséquilibres entre l'offre et la demande risquent de se manifester et devraient se marquer dans l'avenir par une accentuation de l'écart entre les prix des vivres et particulièrement celui du haricot et les prix des autres produits. Un retour à une situation plus équilibrée peut se faire sous l'effet d'un développement des échanges avec l'extérieur et d'une accélération de la hausse de la productivité par personne active en agriculture. Or, il n'apparaît pas pour l'instant que la hausse du prix du haricot sur le marché de Bujumbura doive induire une hausse sensible de la production au niveau du paysan.

Sur les autres marchés, les données recueillies (Gitega et Ngozi) ne permettent de faire des comparaisons que sur les trois dernières années.

La matrice de corrélation montre que les séries de prix sont fortement liées entre Bujumbura et Gitega (0,91)

et entre Bujumbura et Ngozi (0,86); par contre, la liaison s'affaiblit entre Gitega et Ngozi (0,74).

Le prix moyen du kilo de haricot sur la même période s'élève à 43,79 F pour Bujumbura, 37,49 F pour Gitega et 36,75 F pour Ngozi.

Des études complémentaires pourraient mettre en lumière les particularités qui, sur chaque marché, sont responsables des différences constatées dans le niveau des prix et dans leur évolution.

b) Variations saisonnières

Bien qu'il soit difficile d'estimer l'importance des variations saisonnières, il est clair cependant que celles-ci se manifestent régulièrement avec plus ou moins d'ampleur suivant les régions et les années.

C'est essentiellement le jeu combiné du calendrier culturel et du climat qui est responsable de ces variations. Il n'est pas exclu que d'autres facteurs occasionnels viennent accentuer l'amplitude des mouvements sur un marché particulier. Il ne faut donc pas s'étonner que les effets de la composante saisonnière sur les prix du haricot soient différents d'une année à l'autre et que leur intensité varie en fonction des régions.

Il suffira que la saison des pluies soit plus précoce ou plus tardive pour que tout l'ensemble de la variation saisonnière soit décalé de quelques semaines. Ceci aura pour conséquence que les variables spécifiques (variables auxiliaires 1 - 0) à chaque mois ne seront pas très significatives.

Par ailleurs, les conditions climatiques ne sont pas identiques dans toutes les régions du pays. A cela s'ajoute que la nature des sols, le relief, la densité de la population influent largement sur les calendriers culturels. C'est ainsi que dans la région Nord (Tableau 2) du pays, les dates de semis et de récoltes s'étalent sur des périodes d'un mois et plus pour la première saison culturale comme pour la seconde. Pour la culture en marais (saison sèche), la marge est d'une quinzaine de jours seulement.

TABLEAU 2

Périodes de récoltes et semis des haricots dans la région de Bujumbura et la région de Gitega

	Bujumbura		Gitega	
	Semis	Récoltes	Semis	Récoltes
Sur colline				
Première saison culturale	Fin octobre	Fin déc.- fin janv.	Fin octobre	1/2 janv.- début févr.
Deuxième saison culturale	Début mars 1/2 mars	Début juin (¹)	Début mars	Fin juin (²)
En marais	Juillet- août	Fin oct.- novembre	Début août	Mi- novembre

(1) Récolte moins bonne qu'à la première saison culturale.

(2) Récolte meilleure qu'à la première saison culturale.

La récolte dans la région de Gitega est plus tardive et moins flexible que dans la région de Bujumbura. Ceci se reflète dans le tableau des données concernant les variations saisonnières sur les deux marchés.

TABLEAU 3

Coefficients de variation saisonnière sur les marchés de Bujumbura et de Gitega

Mois	Bujumbura	Gitega
Janvier	0,985	1,174
Février	0,987	1,055
Mars	1,007	0,999
Avril	1,000	0,957
Mai	0,960	0,902
Juin	0,900	0,807
Juillet	0,922	0,811
Août	0,967	0,850
Septembre	1,032	1,027
Octobre	1,054	1,174
Novembre	1,125	1,088
Décembre	1,062	1,156

Source Modèles statistiques avec variables auxiliaires sur les deux marchés

On peut imaginer qu'un marché comme celui de Bujumbura est approvisionné à partir de régions fort différentes. C'est ainsi que le haricot acheminé sur la capitale, provient principalement des régions proches de la ville (Imbo, Mumirwa) et accessoirement des régions plus éloignées situées à la frontière du Rwanda et de la Tanzanie (Bugesera, Buragane) (2).

Dans chacune de ces régions, les conditions de production, de conservation et de commercialisation peuvent être particulières, mais elles n'influenceront les prix sur le marché de Bujumbura qu'en rapport avec les quantités de haricots sur ce marché.

«Néanmoins on constate que, d'une manière assez régulière, les prix sont à la baisse durant les mois de juin et juillet, alors qu'ils sont à la hausse en fin d'année. La hausse de la production, l'amélioration des circuits de commercialisation et des capacités de stockage sont de nature à atténuer fortement les variations de prix à l'intérieur de l'année.»

c) Variations cycliques

Dans le modèle de Cochrane-Orcutt, la variable: prix du haricot, décalée dans le temps, prend en charge une grande partie de l'explication des variations cycliques, mais ne fournit pas les raisons pour lesquelles certains mouvements dans le prix se reproduisent régulièrement sur une période dépassant douze mois.

En consultant le graphique qui illustre l'ajustement obtenu par la méthode de Cochrane-Orcutt, il est incontestable que des mouvements brusques dans les variations (août 1974, septembre 1977, août et septembre 1978) doivent avoir une raison précise, liée sans doute à la politique des salaires et que l'amorce d'une diminution spectaculaire des prix en 1980 doit aussi trouver une explication satisfaisante à chercher sans doute dans une meilleure organisation de la commercialisation.

C'est dire que la connaissance d'un marché de vivres, même s'il est aussi important que celui du haricot au Burundi est encore très limitée dès que l'on aborde d'autres composantes que la tendance et la variation saisonnière.

Sur la base des renseignements fournis par la décomposition du mouvement des prix en ces différentes composantes, on peut toutefois tenter de donner des explications sur les grandes variations qui apparaissent dans le cycle.

C'est ainsi que sur la figure 5, on peut suivre les tracés du cycle sous ses deux versions et celui annuel des volumes estimés de production du haricot. Une certaine concordance entre production et prix est incontestable.

Certains mouvements plus abrupts, qui ne sont dûs ni au trend ni aux variations saisonnières, doivent trouver leur origine dans l'apparition d'événements particuliers dont on ne connaît pas la régularité d'occurrence. Parfois, la conjonction accidentelle de plusieurs événements accentue leur influence sur les prix et explique les sautes brutales dans l'évolution cyclique.

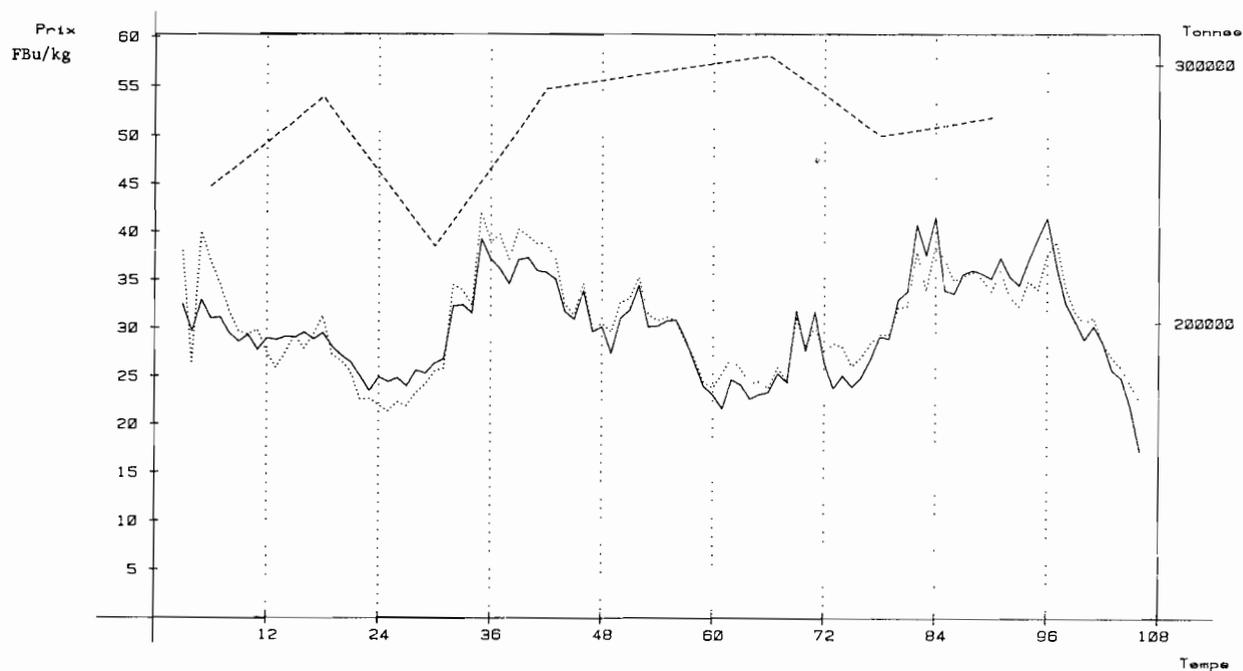
Les discontinuités dans le mouvement observé sont particulièrement remarquables en août 1974, en septembre 1977 et d'une manière plus erratique en août 1978, en 1979 et en 1980.

Les conditions climatiques particulièrement défavorables (retard des pluies) et les difficultés d'acheminement des produits importés à travers la Tanzanie sont largement responsables de la hausse brutale des prix du haricot en 1974 (plus de 40%). Le marché reste relativement stable jusqu'au moment où, en 1977, une hausse du prix de la bière en détail semble être le catalyseur d'une réaction en chaîne qui se répercute sur le marché du haricot sous forme d'une hausse de plus de 30%. Les années 1978 et 1979 sont perturbées par des événements divers. En juillet 1978, la création de la Coopérative SOBECOV amène les commerçants à faire une surenchère au niveau du paysan pour éviter que la récolte de haricots ne soit transférée dans les unités de stockage de cette nouvelle société. Ce mouvement de hausse sera pris en relais par une augmentation des salaires qui devient effective en 1979.

L'année 1980 se caractérise par une tendance générale à la baisse provoquée, semble-t-il, par une meilleure organisation des transports rendue possible grâce aux approvisionnements en carburant qui posent moins de problèmes que les années précédentes.

Les méthodes utilisées pour mettre les variations cycliques en évidence ne laissent aucune possibilité de faire des prévisions pour les années à venir. Le recours à l'analyse spectrale pourrait donner de meilleurs résultats dans ce domaine, mais de tels modèles nécessitent des recherches qui sont en dehors des objectifs de la recherche effectuée sur les marchés du haricot au Burundi.

Figure 5 — Variation cyclique du prix du haricot (1972-1980) et tonnage annuel de la production



Source. Modèle statistique et Ministère de l'Agriculture.

Légende: variations cycliques modèle additif (—)
modèle multiplicatif (...).
tonnage (— — —).

6. Conclusions

Plusieurs types de modèles statistiques et mathématiques ont pu être appliqués sur des chroniques de prix du haricot (1972-1980) relevées sur les principaux marchés du Burundi.

Il est permis d'identifier un trend linéaire légèrement supérieur à celui du coût de la vie et des variations cycliques et saisonnières. Ces dernières s'accroissent dans le temps et pourraient devenir plus difficiles à supporter si aucune mesure n'est prise pour à la fois, augmenter la production et améliorer la commercialisation et le stockage, tant au moment de la récolte qu'à celui de la soudure. Les variations cycliques sont faciles à identifier et leurs origines sont souvent à rechercher dans la conjonction aléatoire d'événements politiques ou climatiques.

Les modèles statistiques simples ou à retards échelonnés, fournissent de très bonnes approximations entre

séries observées et séries estimées, mais en dehors du trend, ne permettent pas de faire des prévisions sur les mouvements des prix.

Les modèles mathématiques décomposent les séries dans leurs composantes cycliques et saisonnières auxquelles on ne peut attribuer aucune signification statistique.

Des études similaires sont actuellement entreprises sur les prix d'autres produits vivriers comme la banane, la patate douce et la pomme de terre. Elles donnent une image plus complète des relations existant entre produits et entre marchés et permettent surtout de suivre les effets des mesures prises pour améliorer la production et la circulation des vivres dans le pays ⁽¹⁾.

(1) Toutes les données de base sont disponibles au département d'Economie Rurale de l'UCL (Louvain-la-Neuve) ou à la faculté des Sciences Agronomiques à Bujumbura, Burundi, B.P. 2940.

BIBLIOGRAPHIE

1. Banque de la République du Burundi, «Rapport annuel de la B.R.B., 1972-1980.
2. BERGEN, D., (1982), «Aspects de la commercialisation des produits vivriers, des légumes et des fruits, ISABU, SER. n° 8, Burundi.
3. COCHRANE, D., ORCUTT, G.H., (1949), «Application of least squares regression to relationships containing autocorrelated error terms, March 1949, pp. 749-809.
4. Futures Group, (1982), Vermont Avenue, N.W., 1026, Washington D.C., 1982.

5. HIDRETH, C., LU, J.Y., (1960), « Demand relations with correlated disturbances », Michigan State University, Agricultural Experiment Station « Research Bulletin 276 ».
6. Isabu, Rapport annuel, 1972-1980.
7. JOHNSTON, J., (1972), « Econometric Methods », 2^e édition, McGraw-Hill.
8. KERSTEN, L., (1975), « Mengen und Preisschwankungen am westdeutschen Eiermarkt, Agrarwirtschaft, Heft 4, Avril 1975, p. 89.
9. MERTENS, A., (1982), « Contribution à l'étude des greniers au Burundi », ISABU, Burundi, Mimeo, pp. 151 + annexes.
10. Ministère de l'Agriculture et de l'Élevage, « Rapport annuel, 1972-1980 ».
11. Ministère du Plan, « Plan Quinquennal 1978-1982 » — Enquête du département des études statistiques dans la région du Magamba et Bututsi, 1977-1978.
12. PHILIPS, L., BLOMME, R., (1973), « Analyse chronologique », Edit. Vander, Louvain, 339 p.
13. Rapport mensuel de la « Bank Deutscher Länder » (1957) « Remarques sur l'élimination des mouvements saisonniers des séries de statistiques économiques ».
14. Sedes, Enquête de 1967-1968 dans la région de Ngozi et Gitega; Enquête de 1968-1969 dans la région de Muyinga, Ruyigi et Masso.
15. Service National des études statistiques, « Evolution des prix des productions vivrières 1978-1980 ».
16. SPIEGEL, M.R., (1961), « Theory and Problems of Statistics », Collection Schaum, N.Y., Chap. 16 « Analysis of Time Series », Backrow-Hill.
17. U.S. Bureau of the Census, « The X-11 variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program, Technical Paper, n° 15, pp. 66, U.S., Svt Printing Office, Washington D.C.

ANNEXE 0

Prix du haricot sur le marché de Bujumbura en FBu/kg.

	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	Moy.
Janvier	14,6	12,2	13,1	30,0	26,5	26,0	33,3	48,6	56,4	29,0
Février	13,0	13,4	13,9	28,4	29,7	28,1	33,3	46,5	50,2	28,5
Mars	13,7	14,8	14,3	31,9	31,2	28,0	32,3	48,5	48,1	29,2
Avril	9,8	14,4	15,2	31,6	33,4	26,4	33,3	49,1	46,6	33,7
Mai	14,7	14,8	15,5	30,3	28,7	25,9	33,7	46,7	45,5	30,1
Juin	13,1	15,2	15,7	28,7	26,8	23,6	32,9	42,5	39,5	27,8
Juillet	12,9	13,8	16,5	28,6	28,3	26,8	34,3	46,6	38,9	27,4
Août	12,8	14,4	23,4	26,6	29,7	27,1	39,5	45,7	39,1	28,7
Septembre	13,1	15,1	25,1	27,7	29,8	36,8	42,9	47,6	39,0	30,8
Octobre	13,7	13,9	24,9	31,7	28,8	34,5	52,0	52,8	37,6	32,2
Novembre	15,2	15,1	35,0	29,6	28,1	40,0	50,0	55,9	37,0	34,0
Décembre	13,6	14,3	31,2	28,9	26,5	34,6	54,3	56,9	37,5	33,3
Moyenne	13,3	14,3	20,3	29,5	29,0	29,8	39,3	49,1	42,9	30,4

ANNEXE 1

Composante cyclique multiplicative

	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	
Janvier	—	0,92	0,72	1,30	1,02	0,83	0,92	1,18	1,16	
Février	—	0,90	0,73	1,28	1,06	0,83	0,90	1,19	1,13	
Mars	1,22	0,92	0,74	1,28	1,06	0,83	0,90	1,17	1,09	
Avril	1,17	0,95	0,77	1,27	1,07	0,82	0,91	1,15	1,02	
Mai	1,15	0,95	0,79	1,27	1,06	0,81	0,92	1,15	0,98	
Juin	1,11	0,93	0,87	1,22	1,05	0,81	0,96	1,14	0,94	
Juillet	1,13	0,92	0,94	1,17	1,00	0,85	0,99	1,12	0,89	
Août	1,06	0,87	1,00	1,14	0,97	0,87	1,05	1,11	0,84	
Septembre	1,01	0,81	1,10	1,08	0,93	0,92	1,08	1,11	0,79	
Octobre	0,97	0,78	1,19	1,04	0,88	0,93	1,14	1,13	0,75	
Novembre	0,93	0,75	1,23	1,02	0,85	0,95	1,18	1,16	—	
Décembre	0,92	0,72	1,25	1,03	0,83	0,93	1,19	1,17	—	
									Valeur moyenne trend (1972-1980)	29,74
									Valeur moyenne de la variable dépendante (1972-1980)	30,40

ANNEXE 2

Composante aléatoire

	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980
Janvier	—	0,92	0,97	1,00	0,95	1,00	1,01	1,03	1,10
Février	—	1,00	1,00	0,95	1,01	1,06	1,02	0,96	0,99
Mars	1,02	1,04	0,97	1,03	1,02	1,02	0,95	0,99	0,95
Avril	0,74	0,96	0,99	1,02	1,08	0,97	0,97	1,02	0,98
Mai	1,14	1,01	1,00	1,00	0,97	0,99	1,01	1,00	1,04
Juin	1,09	1,10	0,96	1,04	0,96	0,96	1,00	0,97	0,99
Juillet	1,00	0,97	0,90	1,04	1,02	1,00	0,97	1,05	0,99
Août	0,98	1,00	1,13	0,93	1,04	0,92	1,00	0,98	1,01
Septembre	0,96	1,03	1,01	0,95	1,01	1,11	0,98	0,95	1,00
Octobre	0,99	0,95	0,89	1,09	1,00	0,99	1,09	1,01	0,98
Novembre	1,05	0,99	1,12	0,96	0,94	1,04	0,94	0,96	—
Décembre	0,98	1,00	1,02	0,97	0,94	0,97	1,06	1,05	—

ANNEXE 3

Tableau 1

Valeurs mensuelles du prix du haricot après ajustement au moyen d'un trend propre à chaque mois (T_{ki})

	1972 FBu/kg	1973 FBu/kg	1974 FBu/kg	1975 FBu/kg	1976 FBu/kg	1977 FBu/kg	1978 FBu/kg	1979 FBu/kg	1980 FBu/kg
Janvier	8,11	13,33	18,54	23,75	28,97	34,18	39,39	44,61	49,82
Février	9,39	14,17	18,95	23,72	28,50	33,28	38,05	42,83	47,61
Mars	11,15	15,66	20,17	24,69	29,20	33,71	38,23	42,74	47,25
Avril	10,05	14,75	19,46	24,16	28,87	33,57	38,28	42,98	47,69
Mai	11,70	15,88	20,06	24,24	28,42	32,60	36,79	40,97	45,15
Juin	11,99	15,60	19,22	22,83	26,44	30,06	33,67	37,28	40,90
Juillet	11,66	15,60	19,54	23,47	27,41	31,35	35,28	39,22	43,16
Août	13,25	17,11	20,97	24,84	28,70	32,56	36,43	40,29	44,15
Septembre	14,40	18,50	22,60	26,69	30,79	34,89	38,98	43,08	47,18
Octobre	14,26	18,75	23,23	27,72	32,21	36,70	41,19	45,68	50,16
Novembre	17,32	21,49	25,66	29,82	33,99	38,16	42,32	46,49	50,66
Décembre	14,56	19,25	23,93	28,62	33,31	38,00	42,69	47,38	52,06

Tableau 2

Variations cycliques centrées sur la valeur moyenne du prix du haricot (29,74 FBU) — Modèle additif

	1972 FBu/kg	1973 FBu/kg	1974 FBu/kg	1975 FBu/kg	1976 FBu/kg	1977 FBu/kg	1978 FBu/kg	1979 FBu/kg	1980 FBu/kg
Janvier	36,22	28,61	24,29	35,98	27,27	21,55	23,64	33,73	36,31
Février	33,34	28,96	24,69	34,41	30,93	24,56	24,98	33,40	32,33
Mars	32,29	28,87	23,86	36,95	31,73	24,02	23,81	35,49	30,58
Avril	29,49	29,38	25,48	37,17	34,27	22,56	24,76	35,85	28,65
Mai	32,74	28,66	25,18	35,79	30,01	23,03	26,65	35,47	30,09
Juin	30,84	29,33	26,22	35,60	30,09	23,38	28,96	34,95	28,34
Juillet	30,97	27,93	26,70	34,86	30,62	25,19	28,75	37,11	25,48
Août	29,29	27,02	32,16	31,50	30,73	24,27	32,81	35,14	24,68
Septembre	28,43	26,34	32,24	30,74	28,75	31,65	33,65	34,26	21,56
Octobre	29,18	24,89	31,40	33,71	26,32	27,53	40,55	36,86	17,17
Novembre	27,61	23,35	39,08	29,51	23,85	31,58	37,41	39,15	16,08
Décembre	28,78	24,79	37,00	30,01	22,92	26,33	41,35	41,26	15,17

Tableau 3

Variations cycliques centrées sur la valeur moyenne des prix du haricot (29,74 FBU) — Modèle multiplicatif

	1972 FBU/kg	1973 FBU/kg	1974 FBU/kg	1975 FBU/kg	1976 FBU/kg	1977 FBU/kg	1978 FBU/kg	1979 FBU/kg	1980 FBU/kg
Janvier	—	25,16	20,76	38,65	28,81	24,68	27,63	36,13	37,94
Février	—	26,76	21,70	36,15	31,83	26,16	27,29	33,96	33,26
Mars	37,00	28,45	21,34	39,20	32,14	25,17	25,42	34,44	30,79
Avril	25,74	27,11	22,66	38,51	34,36	23,65	26,24	34,87	29,72
Mai	38,98	28,53	23,49	37,76	30,57	23,84	27,63	34,19	30,30
Juin	35,97	30,41	24,83	37,72	29,97	23,12	28,54	32,88	27,67
Juillet	33,59	26,53	25,15	36,18	30,32	25,27	28,55	34,96	26,20
Août	30,88	25,87	33,59	31,52	29,99	23,80	31,22	32,34	25,22
Septembre	28,83	24,80	33,03	30,50	27,93	30,36	31,47	31,35	23,49
Octobre	28,55	22,03	31,49	33,70	26,16	27,37	36,94	33,93	21,85
Novembre	29,03	22,07	40,96	29,11	23,75	29,37	32,98	33,11	—
Décembre	26,80	24,41	37,91	29,70	23,20	26,82	37,50	36,52	—

ANNEXE 4

Test de l'existence des variations saisonnières (Ti)

	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1972	—	91,87	120,17	69,01	128,38	94,92	99,61	98,46	98,86	96,81	111,35	99,27
1973	90,37	99,25	106,47	97,29	100,00	106,29	93,24	69,23	106,71	92,05	107,09	101,41
1974	92,90	101,45	98,28	102,01	100,32	98,12	84,39	111,50	103,93	82,86	124,77	96,00
1975	100,67	91,76	106,33	101,60	100,49	97,45	103,43	94,49	95,02	110,64	97,68	103,03
1976	87,02	102,94	98,89	111,51	95,34	94,03	100,17	102,23	101,88	99,48	101,62	97,96
1977	95,23	104,07	102,75	97,95	103,60	89,56	105,71	85,22	119,48	89,84	115,77	94,40
1978	98,08	101,52	96,99	100,90	101,80	96,76	94,75	102,33	93,77	111,94	94,07	110,14
1979	96,42	95,77	101,46	103,15	101,96	91,10	105,66	97,02	96,64	102,02	100,08	104,89
1980	103,39	96,07	99,38	99,57	105,69	93,60	98,98	100,38	101,69	98,94	98,53	—
	764,08	884,70	930,72	882,99	937,59	861,83	885,94	861,86	917,98	884,58	950,96	807,10
Moyenne	95,51	98,30	103,41	98,11	104,18	95,76	98,44	95,76	102,00	98,29	105,66	100,89

L. D'Haese; belge, Professeur d'économie rurale à la Faculté des Sciences Agronomiques de l'Université officielle du Burundi à Bujumbura, dans le cadre de la coopération technique universitaire. Il assure la mise en place d'une unité de recherches sur les systèmes d'exploitation.

J. Degand; belge, Professeur ordinaire à l'U.C.L., chargé des cours d'Economie rurale, liés aux problèmes de développement, coordonnateur de la Faculté des Sciences Agronomiques à Bujumbura, consultant A.G.C.D.

Choix d'une méthode de suivi des troupeaux de bovins sénégalais encadrés (1)

A. Buldgen (*) et R. Compère (*)

Résumé

Les auteurs proposent une méthode de suivi des troupeaux de bovins en zone sahélienne afin d'apprécier les effets des interventions d'un projet de développement de l'élevage sur l'importance des productions animales.

Cette méthode a été appliquée avec succès au PDES0 financé par la Banque Mondiale.

Summary

The authors suggest a following method of herds in sahelian countries in order to measure the effects of development actions on animals productions.

This method was succesful applied in P.D.E.S.O. project financed by the World Bank.

1. Introduction

Lors de la mise en œuvre d'un projet visant le développement des productions animales, il est judicieux de chiffrer les effets des interventions techniques sur la démographie et les performances de la population animale concernée en procédant tout d'abord à une évaluation des paramètres du troupeau de départ et ensuite à un suivi continu de celui-ci.

En milieu sahélien, le recensement des animaux et l'appréciation de leurs performances constituent des opérations fastidieuses. A cet effet, des modèles mathématiques ont été dressés (8) afin d'estimer les répercussions d'une sécheresse exceptionnelle ou d'une intervention bénéfique sur le cheptel bovin. Ces modèles, d'application malaisée, demeurent très théoriques et ne permettent pas le contrôle précis de l'évolution des paramètres zootechniques et autres performances : développement pondéral et production laitière.

Les interventions réalisées dans le cadre d'un projet doivent être appréciées avec une précision suffisante en ce qui concerne leur efficacité au niveau de l'amélioration des productions animales. Les résultats enregistrés seront utilisés pour des corrections ou une réorientation des thèmes techniques. Ce contrôle indispensable peut être réalisé sur un nombre réduit de troupeaux représentatifs de la masse pastorale qui seront caractérisés avant l'intervention et ensuite suivis par le personnel d'encadrement.

2. Appréciation des troupeaux avant l'intervention

2.1. Choix des troupeaux à suivre. Importance des effectifs contrôlés

En milieu pastoral sahélien, il est difficile de contrôler avec précision la totalité des troupeaux dispersés dans

un vaste territoire peu accessible et soumis à des mouvements de transhumance eu égard à des moyens limités et à la faible réceptivité de certains éleveurs refusant les contraintes inhérentes à ces opérations. (1).

L'échantillon suivi représentera approximativement 3% du cheptel bovin et sera représentatif de l'ensemble de la population animale concernée. L'unité d'observation est représentée par le troupeau complet (unité de gardiennage en dehors des grands mouvements) appartenant à un ou plusieurs propriétaires. Les unités choisies seront judicieusement dispersées dans la zone d'intervention du projet afin de tenir compte des facteurs locaux. Lorsque le projet englobe des régions écologiques très différentes, plusieurs zones peuvent être constituées afin d'être suivies séparément.

Lors du choix de ces unités, il y a lieu de tenir compte de certaines données pratiques qui conditionnent la réussite du suivi : le rendement de travail des enquêteurs, la facilité d'accès avec le matériel de pesée, la présence d'un parc-couloir de contention permanent, ... etc. Lorsque ces contraintes pratiques ont été levées, les unités seront choisies de manière aléatoire dans une gamme d'effectifs qui ne s'écartent pas trop de la moyenne générale (élimination des effectifs de quelques têtes et des très grands troupeaux appartenant à quelques riches propriétaires).

Chaque unité retenue recevra un numéro de code et les animaux seront marqués au fer en vue d'un suivi individuel.

2.2. Etablissement de la pyramide des âges

Lors de l'enquête de départ, tous les animaux recevront un numéro d'ordre. On déterminera le sexe et on appréciera l'âge selon l'état de la dentition. (6)

(1) Travaux réalisés dans le cadre du Projet de Développement de l'Élevage au Sénégal Oriental (PDES0) financé par la Banque Mondiale

(*) Faculté des Sciences Agronomiques de l'Etat à 5800 Gembloux — Belgique. Chaire de Zoologie appliquée, régions tempérées et tropicales.

3.1. Importance des effectifs contrôlés

Les troupeaux suivis seront ceux enquêtés avant l'intervention, c'est-à-dire 3% des effectifs totaux de la zone du projet (voir point 2.1.).

Une distinction est établie entre les éleveurs réceptifs et peu réceptifs en fonction du degré d'application des thèmes techniques diffusés et du volume d'achat en intrants: suppléments minéraux, graines de coton, médicaments, ... etc. Elle permet d'apprécier l'efficacité des thèmes proposés et les résultats économiques de l'utilisation des intrants.

3.2. Paramètres démographiques

Au niveau de chaque troupeau, les paramètres zoo-techniques annuels suivants sont calculés.

- fécondité des femelles reproductrices par le taux annuel des naissances, (2)
- taux de mortalité dans les diverses classes d'âges, (4)
- pourcentage de femelles stériles, (2,3)
- taux d'exploitation du troupeau avec les catégories commercialisées,
- taux annuels de modification des effectifs,
- l'importance des échanges entre les propriétaires sous la forme de dons.

La fiche de suivi du PDES0 (fig. N° 2) permet d'enregistrer les informations utiles et d'effectuer aisément le traitement manuel ou par ordinateur des données selon l'importance des effectifs.

Ces contrôles pourront être effectués deux fois par an afin d'apprécier l'influence de la saison sur certaines performances. On choisira deux périodes favorisant le contrôle: avant le départ en transhumance (début d'hivernage) et au retour de transhumance (début de la saison sèche).

3.3. Performances animales

3.3.1. Précocité du développement corporel et format

Selon le protocole, les animaux sont pesés deux fois au cours de l'année: début d'hivernage et de la saison sèche afin d'apprécier les fluctuations pondérales dues aux saisons. Les périmètres thoraciques seront mesurés afin d'améliorer la connaissance des relations baryométriques.

Le marquage au fer permet le suivi individuel et autorise la mise en application des règles de sélection selon les performances.

La fiche de pesée comporte les renseignements suivants: code du troupeau, numéro de l'animal, date de la mesure, poids de l'animal, périmètre thoracique, âge de l'animal et son état physiologique: saillie, gestation, lactation, repos.

Ces déterminations sont précieuses car elles permettent d'apprécier l'effet des interventions sur la vitesse du développement pondéral et sur le format des adultes ainsi que les effets des disettes alimentaires et de l'état physiologique de l'animal sur les poids en relation avec les thèmes techniques mis en œuvre.

Figure 2 — Fiche de suivi du troupeau utilisé au PDES0.

ZONE ELEVEUR RESPONSABLE: COPROPRIETAIRE.
 UP: CODE DE TROUPEAU:
 VILLAGE. AVE

Catégories	Veaux	B1	B2	B3	B4 à B6	B + 6	T1	T2	T3	T4 à T6	T + 6	Velles	G1	G2	G3	V4	V5	V6 à V10	Total	V + 10	Total	
Mouvements																						
Effectif initial Date:																						
Naissances Achats Dons (+)																						
Total des entrées																						
Mortalités Ventes Dons (-) et consommation																						
Total des sorties																						
Mutation + -																						
Effectif actuel Date:																						

3.3.2. Production laitière

Les moyens disponibles ne permettent pas au suivi d'apprécier correctement la production laitière par des contrôles mensuels, pratique fastidieuse, irréalisable en zone pastorale sahélienne.

Néanmoins, ces enquêtes permettent de suivre le développement pondéral des veaux avant le sevrage par des pesées entre 2 et 8 mois qui est le reflet des quantités têtées. Elles permettent aussi d'apprécier deux fois par an l'importance des quantités traitées par l'éleveur selon le stade de la lactation.

Bibliographie

1. Chollou, M., Denis, I.P. et Gauchet, D., 1978. Calcul d'une formule barymétrique adaptée au zébu Gobra. Rev. Elev. Méd. vét. Pays trop., **31** (4), 447-450.
2. Cuq, P., 1973. Bases anatomiques et fonctionnelles de la reproduction chez le zébu (*Bos indicus*) Rev. Elev. Méd. vét. Pays trop., **26** (4), 21a-48a.
3. Denis, J.P. et Valenza, J., 1970. Comportement pondéral des femelles adultes de race Gobra (zébu peulh sénégalais). Comparaison avec les animaux importés pakistanais et guzera. Rev. Elev. Méd. vét. Pays trop., **23** (2), 229-241.
4. Denis J.P. et Valenza, J., 1972. Etude de la mortalité bovine au Centre de Recherches Zootechniques de Dara (Sénégal). Rev. Elev. Méd. vét. Pays trop., **25** (3), 445-454.
5. Denis, J.P., 1978. Note sur le sex ratio chez le zébu gobra au C.R.Z. de Dahra. Rev. Elev. Méd. vét. Pays trop., **31** (4), 443-445.
6. Gilibert, J., 1974. Evolution des incisives chez les zébus malgaches. Rev. Elev. Méd. vét. Pays trop., **27** (1), 115-123.
7. Poivey, J.P. Landais, E. et Seitz, J.L., 1980. Utilisation de la barymétrie chez les races taurines locales de Côte d'Ivoire. Rev. Elev. Méd. vét. Pays trop., **33** (3), 311-317.
8. Tacher, G., 1975. Note sur la démographie bovine au Sahel. I. Représentation et projection théoriques du troupeau par un modèle mathématique.
II. Représentation et projection théoriques du troupeau par un modèle mathématique après une catastrophe. Rev. Elev. Méd. vét. Pays trop., **28** (4), 547-559 et 571-595.

A. Buldgen, belge, Ingénieur Agronome, Assistant à la chaire de Zoologie appliquée de la Faculté des Sciences Agronomiques de l'Etat à Gembloux.

R. Compère, belge, Ingénieur Agronome et Docteur en Sciences Agronomiques, Professeur ordinaire à la Chaire de Zoologie appliquée de la Faculté des Sciences Agronomiques de l'Etat à Gembloux.