

# Etude du lien entre prix agricole à la production et prix de consommation dans l'ex province de Butare/Rwanda

F. Niyitanga\*

Keywords: Agricultural chain- Eggplant- Bean- Sorghum- Agricultural production price- Consumption price- Rwanda

## Résumé

*Ce travail consiste à l'étude de la transmission des prix dans trois filières: aubergine, haricot et sorgho. Cette étude a pour objectif de caractériser le sens des causalités entre prix agricole à la production et prix de consommation. Ce travail utilise les séries temporelles de prix extraites de la base de données du CRISER (Centre de Recherche et d'Information en Socio-Economie Rurale) sur la commercialisation des produits agricoles dans l'ex province de Butare. L'utilisation des méthodes de cointégration montre qu'il y a de la transmission de prix de l'amont (production) vers l'aval (consommation). Les variations du prix à la production se répercutent donc au prix de consommation. Les élasticités de transmission sont en général faibles pour toutes les filières. Elles varient en moyenne de 0,19% à 0,22%. L'élasticité de transmission est relativement faible (0,19%) pour la filière aubergine alors qu'elle est relativement élevée (0,22%) pour la filière haricot.*

## Summary

**Study of the Relationship between Agricultural Production Price and Consumption Price in Ex Province of Butare/Rwanda**

*This work consists of the study of price transmission in three agricultural chains: eggplant, bean and sorghum. This study has the objective of characterizing causalities between agricultural production price and consumption price. It uses time series extracted from the database of the CRISER (Centre for Research and Information in Rural Socio-Economy). This database is composed of data on commercialization of agricultural products in Butare ex-province. The use of cointegration methods shows that there is price transmission from production level to consumption level. Variations in production price do affect consumption price. The transmission elasticities are generally low for all agricultural chains. They vary, on average, from 0.19% to 0.22%. The elasticity of transmission is relatively low (0.19%) for eggplant agricultural chain and relatively high (0.22%) for bean agricultural chain*

## Introduction

Face à l'insécurité alimentaire et à la pauvreté, le Rwanda préconise une politique de développement économique orientée vers le marché. La ligne directrice est d'évoluer vers une agriculture transformée et moderne dont la production ne doit plus être destinée seulement à l'autoconsommation, mais de plus en plus tournée vers le marché.

Le marché joue un rôle important dans ce processus de transformation et de modernisation de l'agriculture car il permet de transférer le surplus du secteur agricole aux autres secteurs de l'économie, condition d'une croissance rapide. Selon Hayami et Ruttan «le système de marché est plus efficace en ce sens qu'il permet d'augmenter la production et de transférer des gains de productivité aux autres secteurs de l'économie» (6).

Les marchés ruraux périodiques, types de marchés nombreux au Rwanda, constituent des lieux privilégiés où s'amorcent l'économie d'échange et le processus de la commercialisation agricole. Il est dès lors impératif de développer en parallèle du secteur agricole en croissance, un système de marchés efficace, dynamique et intégré qui permet à son tour de développer le commerce, moteur de la croissance économique. L'absence d'un tel système de marché est à la base de la stagnation du développement du secteur agricole, surtout quand la production est suffisante pour dégager un surplus. En effet, la commercialisation du surplus agricole se fait difficilement à des prix bas qui ne permettent pas d'obtenir la rémunération des efforts investis (facteurs de production matériels, humains et financiers) et les producteurs n'ont pas des incitations à produire de nouveau et davantage.

Des réactions des acheteurs et des vendeurs aux impulsions qui viennent des marchés agricoles ruraux périodiques par une analyse des mouvements des prix et des quantités sur ces marchés permettraient d'assurer le bon fonctionnement des marchés agricoles. Dans cette optique, un Centre de

Recherche et d'Information en Socio-Economie Rurale (CRISER) de la Faculté d'Agronomie à l'Université Nationale du Rwanda a, depuis 2001, organisé une enquête sur la commercialisation des produits agricoles représentant un potentiel important (production ou importation) pour l'approvisionnement des différents marchés agricoles ruraux périodiques (marchés de production: Ntyazo, Musha, Nyaruteja, Rugogwe, Viro, Ruhuha, Kabuga et Kizi et marchés de consommation: Ngoma, Nyanza et Rwanza) de l'ex province de Butare pour constituer une base de données contenant des informations sur les prix, les quantités des produits, l'origine et la destination des produits et le nombre de vendeurs par produit sur un marché pour différentes filières agricoles importantes dans l'agriculture rwandaise. Le présent travail a alors pour objectif d'étudier la transmission des prix dans les filières d'aubergine, de haricot et de sorgho. Comme hypothèse, le prix à la production «cause» le prix de consommation. La revue de la littérature sur des études pareilles en Afrique permet de conclure qu'il y a de la transmission de prix de la production à la consommation pour certaines filières agricoles (surtout la filière céréalière) alors qu'il n'en existe pas pour d'autres (filière lait).

## Matériel et méthodes

Les données utilisées dans l'analyse sont des séries de prix d'aubergine, de haricot et de sorgho tirées de la base de données du CRISER. Les données sont transformées en logarithme afin d'interpréter les coefficients associés au logarithme des variables explicatives comme des élasticités au cas où la relation de long terme existe. Le logiciel Eviews est utilisé dans le traitement des données.

Les méthodes consistent en:

a) **Tests de racine unitaire et stationnarité** pour mettre

\*Faculté d'Agronomie, Université Nationale du Rwanda, B.P. 117, Butare, Rwanda.  
Reçu le 27.11.08 et accepté pour publication le 18.03.09.

en évidence le caractère stationnaire ou non des séries de prix et pour les rendre stationnaire. Trois modèles servent de base à la construction de ces tests:

$$1) \Delta y_t = \rho y_{t-1} - \sum_{j=2}^p \varphi_j \Delta y_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$2) \Delta y_t = \rho y_{t-1} - \sum_{j=2}^p \varphi_j \Delta y_{t-j+1} + \alpha + \varepsilon_t$$

$$3) \Delta y_t = \rho y_{t-1} - \sum_{j=2}^p \varphi_j \Delta y_{t-j+1} + \alpha + \beta_t + \varepsilon_t$$

On estime par les moindres carrés ordinaires les trois modèles et on teste l'hypothèse  $H_0: |\varphi| = 1$  contre l'hypothèse  $H_1: |\varphi| < 1$ . Si  $H_0$  est retenue dans l'un de ces trois modèles, la série est alors non stationnaire.

b) **Test de la cointégration des variables** permettant d'identifier la relation véritable entre deux variables. On met ce test en place en utilisant l'algorithme en deux étapes de Engle et Granger (4, 5).

**1<sup>ère</sup> étape: Tester l'ordre d'intégration des variables:** une condition nécessaire de cointégration est que les séries doivent être intégrées de même ordre. A cet effet, un test de Dickey et Fuller (2) est mené pour connaître l'ordre d'intégration des séries de prix (1).

**2<sup>ème</sup> étape: Estimation de la relation de long terme:** si la condition nécessaire est vérifiée, on estime par les moindres carrés ordinaires la relation de long terme entre les variables:  $y_t = \alpha_1 x_t + \alpha_0 + \varepsilon_t$ . Si le résidu  $e_t = y_t - \hat{\alpha}_1 x_t - \hat{\alpha}_0$  issu de cette régression est stationnaire, la relation de cointégration existe. Comme ce test porte sur les résidus estimés à partir de la relation statique, on utilise des tables de MacKinnon (7) dépendant du nombre d'observations et de variables explicatives figurant dans la relation statique (8).

c) **Estimation par les moindres carrés ordinaires du modèle à correction d'erreur**

$\Delta y_t = \alpha_j \Delta x_t + \alpha_i e_{t-1} + u_t$ ,  $\alpha_i < 0$  pour déterminer le sens de la causalité des prix (4, 5). Y doit être remplacé par les séries de prix de consommation et x par les séries de prix à la production. Pour valider le modèle à correction d'erreur, le terme à correction d'erreur ( $\alpha_i e_{t-1}$ ) doit être négativement significatif.

d) **Statistique de Fisher** permettant de tester la significativité globale des modèles à correction d'erreur. Il s'agit de tester l'hypothèse nulle  $\alpha_j = 0$  et  $\alpha_i = 0$  (3). Le rejet de l'hypothèse nulle implique la causalité des prix. L'EvIEWS donne directement la valeur de la statistique de Fisher lors de l'estimation des modèles à correction d'erreur.

## Résultats et discussions

### 1. Etude de la stationnarité des séries de prix

Les tableaux (1, 2 et 3) suivants présentent les résultats de l'étude de la stationnarité des séries de prix d'aubergine (ca, ka, ma, ha, va, ta, ga, ja, za, wa et ba), de haricot (ch, kh, mh, hh, vh, th, gh, jh, zh, wh et bh) et sorgho (cs ks, ms, hs, vs, ts, gs, js, zs, ws et bs) en niveau.

Le test de Dickey-Fuller Augmenté réalisé sur les séries de prix montre que toutes les séries de prix en niveau possèdent une racine unitaire; elles sont donc non stationnaires (cfr tableaux en fin de texte). Les résultats de ce test montrent que quelque soit le modèle utilisé pour chaque série de prix, les valeurs calculées de la statistique Dickey-Fuller Augmenté sont supérieures aux valeurs critiques. Il est par

**Tableau 1**  
Test de racine unitaire sur les séries de prix d'aubergine en niveau

Type de modèle	Statistiques de Dickey-Fuller Augmenté										
	ca	ka	ma	ha	ja	za	ga	wa	ta	ba	va
Modèle 1	-0,15	+2,31	-0,20	-0,72	-0,67	-0,57	-0,28	-0,24	-1,44	-0,23	-0,15
Modèle 2	-3,00	+0,94	-2,09	-3,33	-2,97	-3,24	-2,93	-3,12	-3,43	-3,29	-2,53
Modèle 3	-3,34	-1,76	-2,46	-3,52	-3,09	-3,30	-3,19	-3,44	-3,79	-3,26	-3,20

Valeurs critiques : -2,60 pour le modèle 1; -3,51 pour le modèle 2 et -4,04 pour le modèle 3.

**Tableau 2**  
Test de racine unitaire sur les séries de prix de haricot en niveau

Type de modèle	Statistiques de Dickey-Fuller Augmenté										
	ch	kh	mh	hh	jh	zh	gh	wh	th	bh	vh
Modèle 1	-0,68	+0,64	-0,42	-0,61	-0,42	-0,15	-0,54	-0,68	+0,72	+0,79	+0,02
Modèle 2	-2,25	+0,39	-1,76	-1,82	-1,88	-1,70	-1,98	-2,08	-0,26	-0,32	-1,43
Modèle 3	-2,85	-2,54	-2,77	-2,64	-2,87	-2,46	-2,75	-2,84	-1,19	-1,80	-2,77

Valeurs critiques : -2,60 pour le modèle 1; -3,51 pour le modèle 2 et -4,04 pour le modèle 3.

**Tableau 3**  
Test de racine unitaire sur les séries de prix de sorgho en niveau

Type de modèle	Statistiques de Dickey-Fuller Augmenté										
	cs	ks	ms	hs	js	zs	gs	ws	ts	bs	vs
Modèle 1	-0,07	-0,06	+0,06	-0,03	-0,10	-0,14	+0,16	+0,18	-0,14	+0,12	+0,21
Modèle 2	-1,74	-1,84	-1,54	-1,72	-0,91	-0,79	-1,49	-1,65	-1,80	-1,61	-1,36
Modèle 3	-2,20	-2,24	-1,99	-2,12	-2,26	-2,14	-1,89	-1,91	-2,21	-2,11	-1,82

Valeurs critiques: -2,60 pour le modèle 1, -3,51 pour le modèle 2 et -4,04 pour le modèle 3.

**Tableau 4**  
**Test de racine unitaire sur les séries de prix en différence première**

Série de prix	Statistiques de Dickey-Fuller Augmenté										
Aubergine	-5,61	-4,18	-4,94	-15,11	-9,89	-3,77	-10,01	-10,11	-14,87	-4,99	-4,20
Haricot	-8,57	-10,16	-14,74	-7,18	-6,38	-6,98	-7,69	-13,78	-13,00	-11,24	-12,39
Sorgho	-5,71	-5,42	-12,93	-6,33	-5,49	-7,67	-13,28	-7,02	-12,52	-6,85	-13,55

Valeur critique: -2,60 (seuil de significativité de 1%).

conséquent nécessaire de mener l'étude de la stationnarité des séries en différence première afin de déterminer leur ordre d'intégration.

Le modèle sans constante ni tendance est la meilleure spécification pour toutes les séries de prix. On constate

que toutes les séries de prix sont stationnaires en différence première. Ceci permet de conclure que toutes les séries de prix sous l'analyse sont intégrées d'ordre 1 càd I (1). Comme l'a montré Bourbonnais (1), ceci montre à priori qu'il y a un risque de la cointégration (relation de long terme).

**a) Filière aubergine**

$$-\log ba_t = .13 \log va_t - .06 \log ta_t + .11 \log ga_t + .24 \log ja_t + .04 \log ma_t + .05 \log ka_t + .14 \log ca_t + 2.37 + e_t$$

(2.04)      (-1.53)      (1.74)      (3.53)      (0.75)      (-2.32)      (2.41)      (12.83)

$$R^2 = 0.57$$

$$-\log za_t = .2 \log va_t - .26 \log ta_t + .23 \log ga_t + .32 \log ja_t + .13 \log ma_t + .09 \log ka_t + .42 \log ca_t + .01 + e_t$$

(-2.27)      (-4.71)      (2.44)      (3.46)      (1.83)      (-3.15)      (4.99)      (.06)

$$R^2 = 0.57$$

$$-\log wa_t = .26 \log va_t - .11 \log ta_t + .17 \log ga_t + .03 \log ha_t + .11 \log ma_t - .03 \log ca_t + 1.41 + e_t$$

(3.51)      (2.45)      (2.21)      (0.43)      (1.88)      (-.41)      (6.49)

$$R^2 = 0.56$$

**b) Filière haricot**

$$-\log bh_t = .24 \log vh_t - .35 \log th_t + .1 \log gh_t + .07 \log hh_t + .07 \log mh_t + .01 \log kh_t + .11 \log ch_t + .83 + e_t$$

(4.04)      (-6.34)      (2.8)      (1.41)      (-1.30)      (1.75)      (1.89)      (8.79)

$$R^2 = 0.95$$

$$-\log wh_t = -.09 \log vh_t + .11 \log th_t + .11 \log gh_t + .27 \log ja_t + .18 \log mh_t - .03 \log kh_t + .38 \log ch_t + .25 + e_t$$

(-1.38)      (1.67)      (1.98)      (3.37)      (2.77)      (-2.74)      (5.52)      (2.27)

$$R^2 = 0.94$$

$$-\log zh_t = -.07 \log vh_t - .3 \log th_t + .26 \log gh_t + .13 \log ja_t + .12 \log hh_t + .08 \log mh_t + .01 \log ch_t + .28 + e_t$$

(-1.24)      (-6.65)      (4.99)      (1.88)      (2.07)      (1.37)      (0.3)      (2.88)

$$R^2 = 0.96$$

**c) Filière sorgho**

$$-\log bs_t = .23 \log vs_t - .08 \log ts_t + .25 \log gs_t + .1 \log hs_t + .08 \log ms_t + .09 \log ks_t + .2 \log cs_t + .45 + e_t$$

(4.83)      (-2.05)      (5.49)      (2.2)      (1.78)      (2.34)      (3.33)      (6.59)

$$R^2 = 0.96$$

$$-\log zs_t = .08 \log vs_t - .14 \log ts_t + .32 \log gs_t + .15 \log ja_t + .11 \log hs_t + .06 \log ms_t + .16 \log cs_t - .19 + e_t$$

(1.29)      (2.46)      (5.31)      (2.23)      (1.70)      (1.02)      (2)      (-2)

$$R^2 = 0.95$$

$$-\log ws_t = -.12 \log vs_t + .19 \log ts_t + .14 \log gs_t + .16 \log js_t + .06 \log hs_t + .27 \log ms_t + .04 \log ks_t + .26 \log cs_t + .23 + e_t$$

(-1.98)      (3.24)      (2.18)      (2.24)      (0.95)      (4)      (0.69)      (2.31)      (2.39)

$$R^2 = 0.94$$

**Tableau 5**  
**Test de la stationnarité des résidus**

Filière	Statistiques de Dickey-Fuller Augmenté		
Aubergine	-7,48	-9,04	-9,00
Haricot	-6,94	-9,78	-6,03
Sorgho	-8,66	-8,43	-10,01

## 2. Estimation de la relation de long terme

L'étude de la stationnarité du résidu  $e_t$  pour chaque équation estimée donne les résultats suivants.

### a) Filière aubergine

$$-\Delta \log b a_t = -0.45 e_{t-1} + 0.04 \Delta \log k a_t + 0.07 \Delta \log g m a_t + 0.08 \Delta \log h a_t + 0.18 \Delta \log j a_t + 0.06 \Delta \log g a_t + 0.06 \Delta \log t a_t - 0.07 \Delta \log v a_t + \hat{u}_t$$

(-7.15) (0.69) (1.52) (1.28) (3.57) (1.2) (1.26) (-1.58)

$F = 9.50$

$$-\Delta \log z a_t = -0.57 e_{t-1} + 0.35 \Delta \log c a_t + 0.03 \Delta \log k a_t + 0.05 \Delta \log g m a_t + 0.01 \Delta \log h a_t + 0.23 \Delta \log j a_t + 0.12 \Delta \log t a_t - 0.29 \Delta \log v a_t + \hat{u}_t$$

(-8.17) (4.59) (0.33) (0.71) (0.12) (3.11) (1.88) (-3.63)

$F = 11.60$

$$-\Delta \log v a_t = -0.6 e_{t-1} - 0.03 \Delta \log c a_t + 0.06 \Delta \log k a_t + 0.07 \Delta \log g m a_t - 0.07 \Delta \log h a_t + 0.04 \Delta \log j a_t + 0.04 \Delta \log g a_t + 0.2 \Delta \log t a_t + 0.14 \Delta \log v a_t + \hat{u}_t$$

(-8.47) (-0.48) (0.72) (1.21) (-0.92) (-0.70) (0.62) (3.54) (2.01)

$F = 8.98$

### b) Filière haricot

$$-\Delta \log b h_t = -0.4 e_{t-1} + 0.09 \Delta \log c h_t + 0.03 \Delta \log k h_t - 0.06 \Delta \log n h_t + 0.07 \Delta \log h h_t - 0.01 \Delta \log j h_t + 0.06 \Delta \log g h_t + 0.22 \Delta \log t h_t + 0.08 \Delta \log v h_t + \hat{u}_t$$

(-7.08) (2.13) (1.29) (-1.60) (1.89) (-0.28) (1.58) (4.82) (1.96)

$F = 14.29$

$$-\Delta \log z h_t = -0.6 e_{t-1} + 0.09 \Delta \log c h_t + 0.06 \Delta \log k h_t + 0.15 \Delta \log h h_t + 0.12 \Delta \log j h_t + 0.14 \Delta \log g h_t + 0.28 \Delta \log t h_t - 0.01 \Delta \log v h_t + 2.04 + \hat{u}_t$$

(-9.12) (1.63) (2.1) (1.22) (2.91) (2.47) (2.86) (4.60) (-2)

$F = 19.70$

$$-\Delta \log v h_t = -0.86 e_{t-1} + 0.485 \Delta \log c h_t + 0.47 \Delta \log k h_t + 0.1219 \Delta \log n h_t + 0.326 \Delta \log h h_t + 0.1863 \Delta \log j h_t + 0.1448 \Delta \log g h_t + 0.345 \Delta \log t h_t + \hat{u}_t$$

(-8.9) (5.3) (1) (1.5) (0.4) (2.4) (1.9) (0.4)

$F = 16.56$

### c) Filière sorgho

$$-\Delta \log b s_t = -0.53 e_{t-1} + 0.13 \Delta \log c s_t + 0.06 \Delta \log k s_t + 0.03 \Delta \log m s_t + 0.1 \Delta \log h s_t + 0.02 \Delta \log j s_t + 0.2 \Delta \log g s_t - 0.01 \Delta \log v s_t + 0.09 \Delta \log t s_t + \hat{u}_t$$

$F = 15.60$  (-7.8) (2.3) (2.2) (0.7) (2.7) (0.5) (4.7) (-0.3) (2)

$$-\Delta \log z s_t = -0.53 e_{t-1} + 0.09 \Delta \log c s_t + 0.09 \Delta \log k s_t + 0.16 \Delta \log m s_t + 0.03 \Delta \log h s_t + 0.1 \Delta \log j s_t + 0.1 \Delta \log g s_t + 0.04 \Delta \log v s_t + \hat{u}_t$$

(-7.9) (1.2) (2.2) (3) (0.6) (2) (3.5) (2)

$F = 15.71$

$$-\Delta \log v s_t = -0.7 e_{t-1} + 0.14 \Delta \log c s_t - 0.04 \Delta \log k s_t + 0.22 \Delta \log m s_t + 0.16 \Delta \log h s_t + 0.19 \Delta \log j s_t + 0.15 \Delta \log g s_t + 0.19 \Delta \log t s_t - 0.16 \Delta \log v s_t + \hat{u}_t$$

(-9.4) (1.6) (-0.8) (3.5) (2.5) (2.9) (2.4) (3.1) (-2.1)

$F = 20.05$

## 3. Estimation des modèles à correction d'erreur des prix

Les résultats des estimations des modèles à correction d'erreur de prix montrent que tous les termes à correction d'erreur sont tous négativement significatifs au seuil de 1%, 5% et 10%. Ceci permet de valider la présentation à correction d'erreur pour toutes les filières (aubergine, haricot et sorgho). La significativité des termes d'erreur au seuil de 1%, 5% et 10% confirme l'existence réelle de la relation de cointégration entre le prix agricole à la production et prix de consommation.

## 4. Causalité entre prix agricole à la production et prix de consommation

Les modèles à correction d'erreur de prix présentés au point 3 sont tous globalement significatifs au seuil de 1% (voir statistiques de Fisher). Ce constat permet de conclure que le prix agricole à la production «cause» le prix de consommation pour toutes les filières.

Ce test de la stationnarité des résidus montre que les résidus sont stationnaires, ce qui signifie qu'il existe une relation de long terme entre prix agricole à la production et prix de consommation. Il est donc nécessaire d'estimer les modèles à correction d'erreur des prix pour caractériser le sens de la causalité des prix. Y doit être remplacé par les séries de prix de consommation et x par les séries de prix à la production.

En considérant les marchés de production comme un seul marché de production approvisionnant les trois marchés de consommation (Ngoma, Nyanza et Rwanza), une hausse de 1% du prix à la production dans chaque filière entraînerait en moyenne une hausse du prix de consommation du pourcentage repris dans le tableau suivant.

Il ressort de ce tableau que l'élasticité de transmission du prix à la production vers le prix de consommation est relativement plus élevée sur le marché de Nyanza et plus bas sur le marché de Ngoma. Les sites de ces marchés par

**Tableau 6**  
**Hausse du prix de consommation suite à la hausse de 1% du prix à la production**

Filière	Marchés		
	Ngoma	Rwanza	Nyanza
Aubergine	0,14%	0,18%	0,25%
Haricot	0,20%	0,22%	0,26%
Sorgho	0,16%	0,21%	0,19%

rapport aux marchés de production peuvent expliquer cette situation. En effet, malgré que ces deux marchés soient localisés dans les villes où il y a beaucoup de demandeurs de produits agricoles, le marché de Ngoma présente un avantage d'être localisé dans la grande ville de Ngoma où la demande est relativement forte. Cela peut pousser, en cas d'augmentation du prix à la production, les commerçants à choisir d'approvisionner relativement beaucoup plus le marché de Ngoma où ils espèrent d'écouler vite leurs stocks et moins le marché de Nyanza où l'écoulement de stock peut prendre plus de temps. Ainsi donc, la pénurie de produits sur ce marché de Nyanza entraîne une hausse de prix relativement élevée. L'élasticité de transmission sur le marché de Rwanza est aussi relativement moins élevée par rapport au marché de Nyanza. Cela peut s'expliquer par le fait que ce marché est proche de celui de la ville de Butare (Ngoma). En effet, les commerçants peuvent préférer y acheminer les produits agricoles en espérant, au cas où leur écoulement connaîtrait un retard, de les envoyer directement sur le marché de Ngoma. Le coût de transport est moindre entre les marchés.

En considérant les marchés de consommation comme un seul marché de consommation et les marchés de production comme un seul marché de production, l'élasticité de la transmission du prix à la production vers le prix de consommation est en moyenne de 0,19% pour la filière aubergine, de 0,19% pour la filière sorgho et de 0,22 pour la filière haricot. L'élasticité de transmission du prix à la production au prix de consommation est relativement faible dans les filières d'aubergine et de sorgho d'une part et est relativement forte dans les filières de haricot d'autre part. Le cycle cultural et l'importance accordée à chacun de ces produits agricoles dans le panier alimentaire de la population peuvent expliquer cela. En effet, il apparaît que lorsque le prix à la production varie à la hausse pour une culture de cycle cultural court, le prix de consommation varie relativement moins car les demandeurs sont moins sensibles à la pénurie de ce produit. Une augmentation très forte du prix de consommation entraînerait donc l'arrêt de son achat du fait que les demandeurs espèrent que le prix va baisser lors de la récolte suivante. La consommation de ce produit peut être donc substitué à un autre produit en attendant la récolte suivante qui peut provoquer la chute de prix. C'est le cas de l'aubergine dont le cycle cultural

est court. La périssabilité de ce produit peut aussi expliquer cette faible élasticité.

Une exception à ces cultures de cycle cultural court peut être constatée lorsque le produit occupe une place importante dans le panier alimentaire de la population. Le prix de consommation de haricot connaît l'élasticité relativement forte malgré son cycle cultural court (3 mois en moyenne) car il occupe une place importante (il est la source principale des protéines) dans le panier alimentaire de la population rwandaise. Cependant, lorsque le cycle cultural est plus ou moins long et que le produit n'a pas de place importante dans le panier alimentaire de la population, la hausse de prix de consommation peut être moins élevée. C'est le cas du sorgho dont le cycle cultural arrive en moyenne à 5 mois.

## Conclusion

L'étude du lien entre prix agricole à la production et prix de consommation montre qu'il y a de la transmission du prix de l'amont vers l'aval dans les filières d'aubergine, de haricot et de sorgho. Les variations du prix à la production se répercutent donc au prix de consommation. Autrement dit, le prix à la production «cause au sens de Granger» le prix de consommation. Les élasticités de transmission du prix à la production au prix de consommation varient en moyenne de 0,19% à 0,22% pour ces filières d'aubergine, de haricot et de sorgho. L'élasticité de transmission est relativement faible pour la filière aubergine alors qu'elle est relativement élevée pour la filière haricot.

Ces résultats montrent entre autres que les mesures visant à stabiliser les prix agricoles devraient s'orienter plus au niveau du prix à la production, ce qui implique la stabilité de prix de consommation. Aussi, la stabilisation de prix aiderait les producteurs à mieux planifier la production agricole à travers la diminution de la variabilité excessive de revenu agricole et les consommateurs à mieux faire la prévision du budget à consacrer à l'achat des produits agricoles.

Les mesures pourraient inclure entre autres la mise en place des dispositifs d'information sur le prix agricole permettant aux acteurs sur les marchés et surtout aux producteurs (étant donné qu'ils sont en général les moins informés) de bien suivre et d'interpréter l'évolution des prix sur différents marchés.

## Références bibliographiques

1. Bourbonnais R., 2006, *Econométrie, manuel et exercices corrigés*, 6<sup>e</sup> Edition, Dunod. Dickey D.A. & Fuller W.A., 1981, The likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49, 1057-72.
2. Enders W., 1995, *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons, New-York.
3. Engle R.F. & Granger C.W.J., 1987, Cointegration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
4. Granger C.W.J., 1969, Investigating causal relationships by econometric models and cross spectral methods, *Econometrica*, 37, 424-438.
5. Hayami Y. & Ruttan V.W., 1998, *Agriculture et développement, une approche internationale*, Editions INRA.
6. MacKinnon J.G., 1991, Critical values for cointegration tests. *In: Long run equilibrium relationships* (Engle R.F. & Granger C.W.J., eds.) pp. 267-76 Oxford: Oxford University Press.
7. Thomas R.L., 1996, *Modern econometrics, an introduction*, British Library Cataloguing-in-Publication Data.

F. Niyitanga, Rwandais, Diplôme d'Etudes Spécialisées (DES) en économie rurale, Enseignant, Faculté d'Agronomie, Université Nationale du Rwanda, B.P.117, Butare, Rwanda.

Email: [fniyitanga@yahoo.fr](mailto:fniyitanga@yahoo.fr)