



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.

La variabilité des prix internationaux de base : les marchés sont-ils efficaces ?

Linda Fulponi

Citer ce document / Cite this document :

Fulponi Linda. La variabilité des prix internationaux de base : les marchés sont-ils efficaces ?. In: Économie rurale. N°219, 1994. pp. 16-23;

doi : <https://doi.org/10.3406/ecoru.1994.4587>

https://www.persee.fr/doc/ecoru_0013-0559_1994_num_219_1_4587

Fichier pdf généré le 08/05/2018

Résumé

Les réformes de la politique agricole proposées par les ministres des pays de l'OCDE en 1987 et élaborées lors des réunions ministérielles suivantes visent à s'en remettre au marché plutôt qu'aux prix fixés de façon institutionnelle. A la suite des réformes, les producteurs de produits agricoles seront obligés, pour prendre des décisions, de se baser sur des prix déterminés ou influencés par les bourses internationales de marchandises. Un des arguments les plus appropriés pour justifier la dépendance envers les prix déterminés sur le marché est que ceux-ci fourniront des signaux plus précis sur les conditions fondamentales du marché et qu'ils engendreront donc une allocation plus efficiente des ressources. Dans ce contexte, la variabilité des prix pourrait être une question importante. Dans la mesure où les prix de marché guideront de plus en plus les décisions, leur variabilité, en particulier à court et moyen terme, mérite d'être examinée.

Abstract

Commodity price variability: are markets efficient ?

Reforms in agricultural policy proposed by OECD Ministers in 1987 and elaborated in subsequent Ministerial meetings aim to place greater reliance on market rather than institutionally-set prices. As a result of reforms, producers of agricultural products will be obliged to refer to prices determined in, or influenced by, international commodity exchanges in making their decisions. One of the arguments for greater reliance on market-determined prices is that these will provide more accurate signals of fundamental market conditions and thus will generate an efficient allocation of resources. In this context, price variability may likely be an important issue. To the extent that market prices will increasingly guide decisions, price variability, particularly in the short to medium term, merits examination.



LA VARIABILITÉ DES PRIX INTERNATIONAUX DE BASE : LES MARCHÉS SONT-ILS EFFICACES ?

Linda FULPONI*

Résumé :

Les réformes de la politique agricole proposées par les ministres des pays de l'OCDE en 1987 et élaborées lors des réunions ministérielles suivantes visent à s'en remettre au marché plutôt qu'aux prix fixés de façon institutionnelle. A la suite des réformes, les producteurs de produits agricoles seront obligés, pour prendre des décisions, de se baser sur des prix déterminés ou influencés par les bourses internationales de marchandises. Un des arguments les plus appropriés pour justifier la dépendance envers les prix déterminés sur le marché est que ceux-ci fourniront des signaux plus précis sur les conditions fondamentales du marché et qu'ils engendreront donc une allocation plus efficiente des ressources. Dans ce contexte, la variabilité des prix pourrait être une question importante. Dans la mesure où les prix de marché guideront de plus en plus les décisions, leur variabilité, en particulier à court et moyen terme, mérite d'être examinée.

COMMODITY PRICE VARIABILITY : ARE MARKETS EFFICIENT ?

Summary :

Reforms in agricultural policy proposed by OECD Ministers in 1987 and elaborated in subsequent Ministerial meetings aim to place greater reliance on market rather than institutionally-set prices. As a result of reforms, producers of agricultural products will be obliged to refer to prices determined in, or influenced by, international commodity exchanges in making their decisions. One of the arguments for greater reliance on market-determined prices is that these will provide more accurate signals of fundamental market conditions and thus will generate an efficient allocation of resources. In this context, price variability may likely be an important issue. To the extent that market prices will increasingly guide decisions, price variability, particularly in the short to medium term, merits examination.

INTRODUCTION

Les prix des produits de base, comme les cotations boursières, sont généralement considérés comme changeants. Les causes de cette volatilité ne sont cependant pas bien comprises. Les prix des produits de base, formés par des échanges compétitifs sur les bourses de marchandises, sont généralement supposés répondre promptement aux informations changeantes sur les "données fondamentales du marché" (Frankel et Hardouvelis,

1985 ; Obstfeld, 1986 ; Stamoulis et Rausser, 1987). Ces données fondamentales sont les déterminants de l'offre et de la demande, tels que les conditions météorologiques, la technologie, la politique économique, le revenu, les taux d'intérêt, les taux de change, l'inflation et les autres facteurs. L'hypothèse sous-jacente à cette conception du comportement du marché est que les négociants en produits de base ont des "anticipations rationnelles" et tiennent donc compte de toute l'information disponible sur

* L'auteur est économiste à l'OCDE. Les opinions exprimées dans le présent article n'engagent que l'auteur et ne sauraient être imputées à l'OCDE ou à ses pays-membres.

ces données fondamentales pour prendre leurs décisions. Si les prix reflètent correctement les modifications de ces données, les marchés seront efficents dans le traitement de l'information disponible et fourniront des signaux corrects pour guider les décisions de production, de consommation et de stockage. Dans la mesure où les variations des prix reflètent des facteurs autres que les données fondamentales du marché, les producteurs pourraient avoir à faire face à une variabilité excessive, c'est-à-dire plus forte que celle engendrée par des prix formés rationnellement sur des marchés efficents.

Bien que la nature de la variabilité et ses causes soient complexes, la compréhension du comportement des prix des produits de base est nécessaire pour toute discussion des problèmes en jeu dans une perspective politique. Le présent document a pour objet de contribuer à une telle discussion en centrant l'attention sur le comportement observé des prix dans les principales bourses de marchandises. Il examine les caractéristiques des mouvements des prix des produits de base à court terme et explore un certain nombre de sources potentielles de variabilité.

Le présent document est organisé comme suit : la partie I contient l'analyse statistique des prix des produits tandis que la partie II contient une analyse empirique de la relation entre la volatilité des prix des produits de base et les données fondamentales du marché. La partie III résume les principaux résultats et leurs implications.

I. L'ANALYSE STATISTIQUE DES PRIX

A. Définition et sources des données

Les produits de base examinés sont ceux auxquels on fait le plus fréquemment référence dans les discussions internationales et comprennent divers types de produits, tels que denrées alimentaires, fibres textiles, boissons et métaux. Ce choix a pour but de permettre de déceler des différences significatives, s'il en existe, dans la dynamique des prix de ces produits. Les données utilisées dans l'analyse sont les prix de règlement ou les **prix au comptant** des produits négociés sur les principales bourses de marchandises telles que le Chicago Mercantile Exchange (Bourse des Marchandises de Chicago) et le London Metal Exchange (Bourse des Métaux de Londres). Les produits de base couverts sont le blé, le maïs, le coton, le soja, le cacao, le café, le sucre et le cuivre.

Les séries de prix sont empruntées au Commodity Research Bureau (Bureau de Recherches sur les Produits de Base) et au London Metal Exchange (Bourse des Métaux de Londres), et couvrent la période 1970-1990, sauf pour le sucre et le cacao, pour lesquels la période débute respectivement en 1979 et en 1980. Les variables macro-économiques utilisées sont le taux de change de la livre du Royaume-Uni, du mark allemand et du yen japonais par rapport au dollar américain, ainsi que le Standard and

Poor's composite share price index (Indice synthétique des cotations) échantillonnes le mercredi comme les produits de base. Le rendement des bons du Trésor des Etats-Unis à 1 mois (US Treasury Bill 1 month return) qui est une approximation du taux d'intérêt, l'Indice de la production industrielle des 7 principaux pays de l'OCDE et l'Indice des prix à la production des Etats-Unis correspondent à des prix de fin de mois.

Les prix quotidiens sont échantillonnes chaque mois pour éviter les problèmes statistiques que pose souvent l'établissement d'une moyenne de données ainsi que le "bruit" statistique d'un échantillonnage quotidien. Le prix du dernier mercredi du mois est choisi comme prix mensuel.

B. Analyse statistique

La variabilité des prix est mesurée par l'écart-type conditionnel estimé à partir d'un modèle autorégressif sur données mensuelles dont la méthode d'estimation est décrite dans la note n°1. L'utilisation de ces données prend en compte les différences de variabilité à travers le temps. Le tableau 1 résume les résultats des autorégressions utilisées pour prédire la variabilité des prix des produits de base.

Les variations de prix présentent non seulement une distribution caractérisée par un moment centré d'ordre 3 non nul, mais les séries temporelles qu'elles constituent sont également caractérisées par ARCH** indiquant une aggrégation des variations de prix dans le temps. Ceci implique que la variabilité d'aujourd'hui est corrélée avec la variabilité d'hier, observation qui est potentiellement importante. Ainsi, d'importantes variations des prix ont tendance à être suivies d'importantes variations et de faibles variations, bien que ces variations ne soient pas nécessairement dans la même direction. Les prix examinés ici sont généralement caractérisés par ARCH, comme le montre le tableau 2. De faibles niveaux de stocks peuvent entraîner non seulement des niveaux de prix plus élevés, mais aussi une plus grande variabilité due au resserrement des bilans de l'offre et de la demande. Des accès de variabilité peuvent également être associés avec une incertitude accrue au sujet des prix à terme ou de l'arrivée sur le marché de types particuliers d'informations (par exemple sur les conditions météorologiques ou sur les conditions économiques générales). Par ailleurs, ils peuvent provenir de types particuliers de comportements commerciaux.

Pour poursuivre l'étude de la relation entre les variations de prix dans le temps, nous mesurons l'ampleur de la "composante permanente" d'une variation de prix de donnée. Nous découvrons, en général, que les prix des produits de base présentent des corrélations fortes et positives pendant des périodes assez longues. Les prix des produits de base paraissent se comporter comme s'ils suivaient un marché aléatoire, et notre analyse révèle fré-

*. Les notes sont placées à la fin de l'article.

** Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.

quement des coefficients d'autorégression qui ne diffèrent pas significativement de un (tableaux 3 et 4). Ce résultat implique que les effets de "chocs" (variations inattendues des prix) persistent dans le temps, donnant aux prix une caractéristique de "marché aléatoire". Il faut toutefois noter que divers auteurs [Shiller et Perron (1985) ; Perron (1989) ; Cochrane (1988) ; et Lo et McKinlay (1988)] se sont interrogés sur la solidité des conclusions à tirer d'une telle analyse.

Tableau 1. - Statistiques récapitulatives de la volatilité des prix des produits de base et des variables macro-économiques estimées à l'aide de modèles autorégressifs¹ (1975-1990).

Prix nominaux				Prix déflatés		
Série	\bar{R}^2	X^2 Ordonnées à l'origine mensuelles $d^1 = d^2 = d^3$	Q(36)	\bar{R}^2	X^2 Ordonnées à l'origine mensuelles $d^1 = d^2 = d^3$	Q(36)
Blé	.23	37.3*	16.9	.24	38.5*	19.0
Soja	.13	15.9*	35.5	.10	13.7	31.5
Maïs	.07	39.4*	20.6	.15	26.4*	29.8
Coton	.21	23.3*	14.9	.22	30.6*	14.5
Café	.13	26.6*	20.2	.07	21.3*	21.2
Cuivre	.20	14.6	21.2	.21	19.7*	22.4
Cotations	.09	43.5*	31.3	.09	43.87*	37.0
Taux d'intérêts	.31	23.2	26.1	.07	29.5*	32.25
Taux de change	.09	31.5*	23.4	n.d.	n.d.	n.d.
Prix à la production	.15	25.3*	22.8	n.d.	n.d.	n.d.
Production industrielle	.10	20.8*	27.1	n.d.	n.d.	n.d.

* significatif à 1 pour cent.

1. La volatilité est estimée par une procédure autorégressive du 12^e ordre avec des ordonnées à l'origine mensuelles. Q(k) est la statistique du Ljung-Box pour l'autocorrélation résiduelle et la statistique du X^2 teste l'égalité des ordonnées à l'origine mensuelles. La méthode d'estimation est décrite dans la note n°1.

Tableau 2. - Statistiques du test ARCH - $\Delta \ln^{1,2}$

Prix nominaux mensuels des produits de base (1975 : 1 - 1990 : 12)

	Blé	Maïs	Soja	Café	Coton ²	Cuivre	Sucre	Cacao
ARCH (1)	12.80***	5.26**	22.92***	4.49***	2.29	.17***	1.27	.01
ARCH (2)	14.67***	6.09**	22.63***	5.31*	2.43	13.56***	1.80	4.72
ARCH (3)	14.87***	5.90	20.87***	6.73*	2.46	13.53***	1.86	4.70
ARCH (4)	15.33***	6.13	20.60***	7.73***	2.64	13.47***	1.87	5.15
ARCH (6)	16.10***	6.89	23.75***	7.63	2.70	16.92***	1.79	5.59
ARCH (8)	17.25**	7.83	27.38***	12.53**	2.69	17.78***	7.15	7.93
ARCH (12)	17.74	9.28	32.78***	13.45	2.76	20.31***	8.00	8.94

1. Les statistiques du test sont distribuées selon un $X^2(n)$.

*** = significatif à 1 pour cent ;

** = significatif à 5 pour cent ;

* = significatif à 10 pour cent.

2. Sur les périodes 1970 : 1-1987:6 et 1987:1-1990:12, les statistiques du test ARCH étaient significatives à 1 pour cent.

Tableau 3. - Tests des racines autorégressives¹
Prix mensuels des produits de base (1970:1 - 1990:12)

	α	t_{α}^1	Tendance	t_t
Blé	.97	-2.10	-.17E-04	-.25
Maïs	.963	-2.34	-.99E-05	-.15
Soja	.93	-3.26*	.51E-04	.60
Coton	.93	-3.11	.13E-03	1.32
Café	.98	-1.73	.13E-04	.17
Cuivre	.91	-3.18*	.38E-03	2.50**
Sucre	.93	-1.68	-.37E-03	-1.61**
Cacao	.986	-.30	-.43E-03	-1.79*

1 α = coefficient autorégressif ; l'hypothèse nulle est $|\alpha| = 1$.

L'hypothèse nulle est la présence d'une racine unitaire dans la représentation autorégressive de la série, une tendance étant contenue dans l'équation testée. Lorsque la statistique du test, comme ci-dessus, est significative, nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle d'une racine unitaire en faveur d'une série stationnaire autour d'une tendance linéaire.

** = significatif à 5 pour cent ;

* = significatif à 10 pour cent.

[valeurs des tests de significativité de Dickley-Fuller (1979) et Fuller (1976)].

Ces tests ont été également réalisés sous la contrainte d'un changement structurel possible en 1973 mais les résultats n'ont en général pas été modifiés de façon significative [Perron (1989)].

L'équation estimée pour réaliser le test est :

$$\ln y_t = \mu + y_t + \alpha \ln y_{t-1} + \sum_{i=2}^k \alpha_i (\ln y_{t-i} - \ln y_t) + \epsilon_t$$

Tableau 4. - Tests des racines autorégressives¹
Prix mensuels déflatés des produits de base (1970:1 - 1990:12)

	α	t_{α}^1	Tendance	t_t
Blé	.96	-2.48	-.18E-03	2.4
Maïs	.94	-2.75	-.28E-03	2.4**
Soja	.92	-3.57**	.32E-03	-3.0**
Coton	.92	-3.5**	.23E-03	-2.4**
Café	.975	-1.91	.92E-04	1.28
Cuivre	.93	-2.8	.52E-04	-52
Sucre	.959	-1.8	-.69E-04	.19
Cacao	.94	-1.59	-.46E-03	-1.6

1 α = coefficient autorégressif ; l'hypothèse nulle est $|\alpha| = 1$.

L'hypothèse nulle est la présence d'une racine unitaire dans la représentation autorégressive de la série, une tendance étant contenue dans l'équation testée. Lorsque la statistique du test, comme ci-dessus, est significative, nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle d'une racine unitaire en faveur d'une série stationnaire autour d'une tendance linéaire.

** = significatif à 5 pour cent ;

* = significatif à 10 pour cent.

[valeurs des tests de significativité de Dickley-Fuller (1979) et Fuller (1976)].

Ces tests ont été également réalisés sous la contrainte d'un changement structurel possible en 1973 mais les résultats n'ont en général pas été modifiés de façon significative [Perron (1989)].

3. L'équation estimée pour réaliser le test est :

$$\ln y_t = \mu + y_t + \alpha \ln y_{t-1} + \sum_{i=2}^k \alpha_i (\ln y_{t-i} - \ln y_t) + \epsilon_t$$

Dans le tableau 5, on a essayé d'évaluer la "persistance" des prix mensuels. Les valeurs indiquées mesurent à quel point un choc survenu au moment t affecte les prix pendant k périodes subséquentes, ou à quel point un choc survenu k périodes auparavant affecte le prix actuel. Des valeurs de 1 indiquent que le choc est essentiellement permanent, tandis qu'une valeur de 0 indique qu'il est to-

talement transitoire. Des valeurs comprises entre 0 et 1 indiquent une certaine combinaison de composantes permanentes et temporaires. La persistance sur un horizon de 24 mois est d'environ 1 pour le blé, le maïs, le café et le sucre et d'environ .5 pour les autres produits de base. Au bout de trois ans, l'effet d'un choc est encore voisin de l'unité pour la première série de produits, mais au bout de 5 ans, il ne subsiste plus qu'environ la moitié de l'effet de choc pour le blé et le maïs et seulement un quart pour le soja, le coton et le cacao. Pour le sucre et le café, il reste néanmoins voisin de 1, même au bout de 5 années, ce qui indique une importante composante permanente. On constate des résultats analogues pour les prix déflatés des produits de base. Les chocs tendent à se dissiper, encore qu'ils ne se dissipent pas complètement, ce qui indique l'existence d'une composante permanente d'importance modérée.

Tableau 5. - Estimation de la persistance¹
Prix mensuels des produits de base (1970:1 - 1990:12)

Mois n°	2	4	12	24	36	50	60
Blé	1.20 (0.12)	1.19 (0.17)	1.21	1.42	1.32	0.85 (0.44)	0.54 (0.30)
Maïs	1.15 (0.12)	1.25 (0.18)	1.20	1.22	1.01	0.69 (0.36)	0.47 (0.27)
Soja	1.08 (0.11)	1.16 (0.17)	0.87	0.63	0.51	0.30 (0.15)	0.25 (0.14)
Coton	1.00 (0.10)	1.98 (0.14)	0.93	0.50	0.37	0.29 (0.15)	0.28 (0.16)
Café	1.25 (0.13)	1.51 (0.22)	1.61	1.26	1.19	1.31 (0.68)	1.30 (0.73)
Cuivre	1.60 (0.11)	1.00 (0.15)	0.74	0.51	0.28	0.18 (0.19E01)	0.13 (0.74E01)
Sucre	1.10 (0.11)	1.11 (0.16)	1.20	0.99	0.95	1.11 (0.57)	0.99 (0.56)
Cacao	0.98 (0.10)	0.85 (0.12)	0.67	0.49	0.42	0.36 (0.19)	0.32 (0.18)

1. La méthode de Cochrane des différences k-ièmes est utilisée pour mesurer la persistance des innovations dans les séries [Cochrane (1988)]. Les écarts-types sont entre parenthèses. Pour k = 60, il y a 4 échantillons qui ne se recouvrent pas. Le k maximum ne doit pas dépasser 1/3 N.

II - DYNAMIQUE DES PRIX DES PRODUITS ET VARIABLES MACRO-ÉCONOMIQUES

Il est frappant de constater la similarité des caractéristiques des distributions et des propriétés dynamiques des prix internationaux des denrées alimentaires, des aliments du bétail, des fibres et des matières premières. Ces caractéristiques sont aussi celles des prix spéculatifs, comme les actions et des obligations, les devises, la terre et les biens de collection [Diebold (1987) ; Cutler, Poterba et Summers (1990)]. Pour poursuivre l'examen de la relation entre les prix, la corrélation (co-mouvement) des variations de prix à travers le temps a été examinée selon la méthode utilisée par Pindyck et Rotemberg (1990). Nous avons trouvé comme eux une corrélation significative dans les variations des prix des produits de base présentant un faible degré de substitution ou de complémentarité, tant dans la production que dans la consommation.

Pour les produits de base qui sont étroitement substituables ou complémentaires dans la production ou la consommation, on pourrait s'attendre à un fort co-mouvement. Cependant, la série de produits analysés ici est

hétérogène, les produits étant intrinsèquement différents dans leurs caractéristiques tant de production que de consommation. Ceci pose la question de savoir si de tels mouvements doivent être attribués à l'effet d'une série de données fondamentales du marché, communes à tous les produits de base. On songe ici en premier lieu aux facteurs macro-économiques, tels que le taux de croissance économique et l'inflation, qui sont associés en particulier au comportement de la demande de produits de base. Un certain nombre d'analystes, en cherchant à expliquer le bond des prix des produits de base du début au milieu des années 1970 et le déclin des prix au début des années 1980, ont désigné ces facteurs comme les principaux déterminants des mouvements des prix des produits de base [Chu et Morrison (1983) ; Bond, Vlaustin et Crowley (1982, 1983) ; Pindyck et Rotemberg (1990)].

A. Tests de l'impact des facteurs macro-économiques, basés sur un modèle

Pour examiner si la variabilité des facteurs macro-économiques peut influencer celle des prix des produits de base, on utilise deux approches. La première se fonde sur l'utilisation d'un modèle standard de produits qui décrit le processus de formation du prix. La seconde est basée sur une approche qui n'impose aucune structure théorique spécifique au processus de formation du prix.

Dans la première approche, nous utilisons une équation de prix sous sa forme réduite, dérivée d'un modèle standard de produit, pour examiner dans quelle mesure la variabilité des prix des produits de base peut être expliquée par la variabilité d'une série de facteurs macro-économiques (tableau 6). Les variables macro-économiques telles que la production, l'inflation, les taux de change et les taux d'intérêt sont généralement supposées affecter les prix des produits de base en premier lieu par leur effet sur la demande, y compris celle de stockage. Si les produits de base sont considérés comme une partie d'un portefeuille d'investissements, alors les prix des autres investissements possibles, par exemple actions ou obligations, peuvent aussi être importants. Ainsi les variables sélectionnées comme importantes pour la détermination des mouvements des prix des produits de base sont : le taux de change de la livre britannique, du yen japonais et du mark allemand par rapport au dollar américain, exprimés en moyenne arithmétique simple, l'indice synthétique des cotations Standard and Poor (S & P), le rendement mensuel des bons du Trésor américain, approximation du taux d'intérêt, l'indice des prix à la production des Etats-Unis (PPI) qui fournit une mesure de l'inflation, et l'indice de la production industrielle des 7 principaux pays de l'OCDE (IP7) qui est un indicateur du niveau de l'activité économique.

Les résultats de l'estimation (où toutes les variables sont exprimées en différences premières des logarithmes, à l'exception des taux d'intérêt, exprimés en différences premières simples) indiquent que, dans l'en-

semble, ces variables macro-économiques n'interviennent que pour une faible part dans les variations à court terme des prix des produits de base. Ceci est indiqué par la statistique ajustée de R^2 et par la faible fréquence de variables explicatives statistiquement significatives. La plupart des variables sont cependant du signe correct. Les taux d'intérêt sont statistiquement significatifs pour les prix du coton et du soja, tandis que l'inflation est significative pour les prix du coton et du maïs. Les prix du

cuivre, du coton et du soja paraissent affectés par les variations de la production industrielle. Même si l'on tient compte de l'effet explicatif des variables macro-économiques, la variation résiduelle des prix continue à présenter une corrélation significative entre elles. Un tel "co-mouvement excédentaire" a également été constaté par Pindyck et Rotemberg (1990) à partir de données quelque peu différentes.

Tableau 6. - Régression d'équations de prix sous forme réduite¹
1975:1 - 1990:12

Les coefficients et les erreurs-type sont une combinaison linéaire des décalages d'ordre 6 des variables économiques à l'exception du prix propre

	CSTE	IP7	PPI	Taux d'intérêt	Mex	S & P	Prix (-1)	\bar{R}^2	ARCH (1)	ARCH (2)	Q (6)	Q (36)
Blé	-.009 (.009)	.47 (1.17)	1.49 (1.38)	-11.2 (20.5)	-.21 (.30)	-.15 (-.28)	.21*** (.08)	.02	4.05**	5.99**	7.3	39.5
Maïs	-.019* (.01)	1.65 (1.39)	2.81* (1.65)	-34.8 (24.6)	-.25 (.34)	.23 (.32)	.23*** (.08)	.10	3.4*	4.08	8.1	25.2
Soja	-.018 (.011)	2.52* (1.55)	1.74 (1.79)	-62.6** (27.2)	-.52 (.39)	.43 (.35)	.10 (.09)	.05	7.4**	7.33**	13.6*	25.5
Coton	-.03** (.014)	3.73** (1.95)	5.66** (2.33)	-84.5*** (34.4)	.20 (.49)	.68 (.46)	-.12 (.08)	0	1.01	1.84	10.1	28.9
Café	-.005 (.013)	1.6 (1.94)	-1.45 (2.13)	18.2 (32.2)	.16 (.44)	-.48 (.41)	.21*** (.08)	.02	8.5***	10.08***	9.1	35.2
Cuivre	-.013 (.012)	2.95* (1.65)	1.19 (1.89)	-37.0 (27.3)	.003 (.38)	.69 (.36)	.08 (.08)	.04	3.38*	6.43**	7.96	40.3
Sucre	-.32 (.02)	3.15 (3.6)	4.10 (4.8)	-26.8 (67.4)	-.72 (.96)	1.12 (.81)	.13 (.10)	.01	1.54	2.49	8.3	26.9
Cacao	-.013 (.02)	2.73 (3.18)	.63 (3.95)	-24.2 (41.2)	-.05 (.61)	.15 (.46)	.008 (.11)	0	2.2	4.8*	10.3	25.3

1. Toutes les variables sont exprimées en différence première des logarithmes. ARCH(1) et ARCH(2) testent l'hétérocédasticité autorégressive conditionnelle aux décalages second et quatrième. Ljung Box Q(6) teste les résidus autocorrelés.

***, **, * = significatif à 1, 5 et 10 pour cent respectivement.

Définition des variables CSTE : constante ; IP7 : Production industrielle des 7 plus grands pays de l'OCDE ; PPI : Indice des prix à la production - US ; MEX : Taux de change moyen : US\$ par rapport au Yen, livre sterling, DM ; S & P : Indice synthétique des cotations de Standard et Poor.

Dans une seconde approche à ce problème, nous estimons d'abord la volatilité des prix des produits de base et celle des variables macro-économiques individuellement, puis nous utilisons ces estimations pour tester s'il est permis d'affirmer que la variabilité macro-économique est "cause" de la variabilité des prix au sens de la causalité de Granger. Ceci implique l'utilisation de la variabilité décalée des variables macro-économiques dans la prédiction de la variabilité actuelle des prix. L'analyse est effectuée à la fois en terme nominal et en terme déflaté. Lorsque l'on utilise les valeurs nominales de la variabilité des variables macro-économiques et des prix des produits de base, l'inflation est incluse comme une variable séparée ; lorsque l'on utilise des prix déflatés, les prix des produits de base, les cours des actions et les taux d'intérêt sont déflatés par l'indice des prix à la production des Etats-Unis. Les résultats obtenus sont résumés dans les tableaux 7 et 8. Dans ces tableaux, la statistique du test F indique si une variable macro-économique donnée est ou non un facteur significatif pour prédire la variabilité du prix du produit de base (voir la note n° 2).

Ces résultats, comme ceux qui sont obtenus par l'estimation d'une forme réduite, suggèrent que les variables macro-économiques ne contribuent pas dans une mesure significative à la variabilité observée des prix des produits de base, bien que toutes les variables ne soient pas statistiquement non-significatives dans toutes les équations. L'inflation se révèle avoir un effet pour le blé, le coton, le cuivre et le café, tandis que les taux de change sont significatifs pour le prix nominal du coton. La variabilité des cours des actions apparaît associée à la variabilité des prix du maïs et la variabilité des taux d'intérêt à celle des prix du café et du blé. Lorsque les tests sont réalisés avec des valeurs déflatées, le cours des actions est significatif pour le maïs, le soja et le café, et les taux de change pour le soja. Cependant, l'absence d'un lien fort et cohérent entre les variables macro-économiques et les prix paraît suggérer que les fluctuations macro-économiques de court terme ne constituent pas une explication sérieuse de la volatilité des prix des produits de base.

Tableau 7. - Tests de F provenant de modèles autorégressifs de la volatilité des prix des produits de base et des variables macro-économiques (1978-1990)

Un modèle autorégressif (VAR) d'ordre 12, à 6 variables a été estimé pour chaque produit de base (CPr), pour la production industrielle de 7 pays de l'OCDE (IP7), pour l'indice des prix à la production aux Etats-Unis (PPI), pour le taux d'intérêt T-Bill (Interest), pour le taux de change moyen US\$ par rapport aux Yen, livre sterling et DM (MEX), et pour l'indice synthétique des cotations de Standard et Poor (S & P).

Variable dépendante	CPr	IP7	PPI	Taux d'intérêt	Mex	S & P	\bar{R}^2	d.f.	Q(36)
Blé	1.17	1.35	2.46***	3.49***	1.44	.64	.49	72	16.9
Maïs	.92	.50	.40	.54	.51	2.20**	.08	72	37.4
Soja	1.45	.31	.77	.91	1.16	1.57	.21	72	29.9
Coton	2.56***	.29	2.53***	.51	1.67*	.63	.26	72	27.4
Café	.99	1.38	2.17**	2.41***	1.39	1.54	.20	71	23.9
Cuivre	2.39	.69	1.66*	1.15	1.53	1.56	.26	59	36.1

Note : par manque d'observations suffisantes, l'analyse n'a pas été entreprise pour le sucre et le cacao.

* = significatif à 1 pour cent ;
** = significatif à 5 pour cent ;
*** = significatif à 10 pour cent.

Tableau 8. - Tests de F provenant de modèles autorégressifs de la volatilité des prix des produits de base et des variables macro-économiques (déflatie) (1978-1990)

Un modèle autorégressif (VAR) d'ordre 12, à 6 variables a été estimé pour chaque produit de base (CPr), pour la production industrielle de 7 pays de l'OCDE (IP7), pour l'indice des prix à la production aux Etats-Unis (PPI), pour le taux d'intérêt T-Bill (Interest), pour le taux de change moyen US\$ par rapport aux Yen, livre sterling et DM (MEX), et pour l'indice synthétique des cotations de Standard et Poor (S & P).

Variable dépendante	CPr	IP7	Taux d'intérêt	Mex	S & P	\bar{R}^2	d.f.	Q(33)
Blé	.87	1.50	1.20	0.58	.51	.32	60	19.7
Maïs	1.34	1.24	.49	0.86	2.22*	.21	60	22.9
Soja	1.24	1.04	1.03	2.29*	2.08**	.35	60	18.0
Coton	2.02**	0.25	1.51	.94	.38	.22	60	21.0
Café	.84	.40	.88	.57	2.8*	.16	60	30.1
Cuivre	2.87*	.86	1.03	1.43	1.31	.23	60	27.6

Note : par manque d'observations suffisantes, l'analyse n'a pas été entreprise pour le sucre et le cacao.

* = significatif à 1 pour cent ;
** = significatif à 5 pour cent ;
*** = significatif à 10 pour cent.

B. Résultats d'autres études

Les résultats discutés ci-dessus concordent globalement avec ceux qui ont été obtenus dans un certain nombre d'études récentes qui ont tenté de tester si les marchés des produits de base sont efficents au sens du modèle de stockage compétitif [Roll (1984) ; Pindyck et Rotemberg (1990) ; Mathis et Reichlin (1991)]. Toutes ces études remettent en question certaines des hypothèses nécessaires à l'affirmation que les marchés sont efficents. Roll (1984) examine l'efficience des marchés sur le plan de l'information en fournissant une analyse systématique des mouvements des prix à terme du jus d'orange en fonction des fluctuations météorologiques. Bien que les conditions météorologiques soient un facteur extrêmement évident et significatif de la variabilité de la production, leurs fluctuations n'expliquent qu'une faible part de la variation des prix à terme, et les variables macro-économiques, ou d'autres facteurs plausibles étudiés, ne l'expliquent pas davantage. Pindyck et Rotemberg (1990) mettent aussi en question le modèle du stockage compétitif pour la formation des prix des produits de base. Comme il a été constaté dans la présente étude, ils

concluent que les variations de prix pour des produits dissemblables sont corrélées et le restent, même après que les effets des variables macro-économiques aient été explicitement pris en compte. Ces auteurs suggèrent que ceci pourrait impliquer que des facteurs qualitatifs, tels que des poussées de fièvre spéculative (ou même des taches solaires !) influencerait éventuellement la formation du prix.

Les résultats de l'analyse empirique effectuée dans le présent document et de celles effectuées par d'autres auteurs suggèrent que la théorie du stockage compétitif ne rend pas compte adéquatement de la variabilité observée des prix des produits de base. Il est difficile de trouver une forte relation entre une importante série de facteurs (facteurs macro-économiques) dont on pourrait penser qu'ils sont fondamentaux sur les marchés des produits de base. Des difficultés analogues ont été rencontrées dans les tentatives d'explication de la variabilité des cours des actions ainsi que celle des taux de change [Leroy et Porter (1984) ; Shiller (1984-1990) ; Fama et French (1988)]. Il nous faut conclure que l'analyse empirique ne confirme pas l'existence d'une forte association entre la

variabilité des prix et des modifications des données fondamentales du marché, du moins lorsqu'elles sont mesurées à court terme.

III. CONCLUSIONS

Notre analyse, confirmant les conclusions d'autres analyses concernant les marchés des devises et les bourses, constate que la contribution des données fondamentales du marché à l'explication de la variabilité des prix paraît très limitée. Tel est le cas même quand des procédés statistiques sont employés pour rendre compte de la variabilité en fonction du temps des facteurs spéculatifs et économiques. Néanmoins, nous n'avons pas trouvé de réponse à la question posée au début de la présente étude : quelles sont les causes et les sources des mouvements de prix à court terme ?

Selon la théorie classique traditionnelle de la formation des prix des produits de base, la variabilité devrait être liée aux modifications des données fondamentales du marché, c'est-à-dire des facteurs déterminant l'offre et la demande. Toutefois, les constatations fournies par cette analyse, et corroborées par celles faites dans d'autres analyses, tendent à affaiblir cette hypothèse de base. Les mouvements à court terme des prix des produits de base ne semblent pas en relation étroite avec les variations macro-économiques, par exemple. En fait, l'hypothèse de base des marchés efficients est mise en question, non seulement à cause de l'absence d'une relation significative avec les données fondamentales du marché, mais aussi à cause de la volatilité excessive observée et de la corrélation dans les recettes excédentaires. Ces résultats soulèvent la question de l'efficacité des marchés internationaux des produits de base dans leur fonction de traitement à court terme de l'information relative aux données fondamentales du marché.

Si les mouvements des prix des produits de base ne peuvent pas être attribués principalement à des modifications des données fondamentales du marché, l'explication de la volatilité des prix peut résider dans les caractéristiques du comportement des négociants ou de la nature du cadre institutionnel (y compris les bourses de marchandises) dans lequel ils opèrent. Par exemple, Shiller (1984) attribue une certaine dynamique observée du comportement des marchés spéculatifs à l'influence de facteurs dynamiques sociaux, qui incluent entre autres "les modes et les engouements". D'autres ont suggéré que les marchés contenant des négociants hétérogènes opérant selon des stratégies variées pourraient expliquer le comportement observé des prix [Cutler, Poterba et Summers (1990) ; Delong et al. (1990) ; Jackson et Peck (1991) ; Summers (1986) ; Kyle (1985)]. Par exemple, ces auteurs estiment que, lorsque les marchés incluent des négociants qui basent leurs décisions sur des recettes passées plutôt que sur des anticipations tournées vers l'avenir, il pourrait en résulter la corrélation sérielle à court terme observée des prix et des recettes. Plus récemment, il a été montré que la présence de négociants mus par un effet de rétroaction du type "achète bon marché et vend cher" et "achète cher et vend encore plus cher" en

plus des négociants rationnels peut engendrer la variabilité de prix observée sur les marchés, et notamment la corrélation des recettes positive à court terme et négative à long terme. Bien que ces perspectives diffèrent de celles du modèle traditionnel de stockage compétitif et de la théorie des marchés efficients, elles ne peuvent pas être exclues a priori, bien qu'elles impliquent une conception de la formation des prix davantage liée au comportement et aux institutions.

La présence de négociants hétérogènes opérant avec une gamme variée de stratégies commerciales peut être la cause d'une volatilité excessive des recettes ou de la corrélation sérielle positive à court terme des prix. Les innovations techniques dans les mécanismes des échanges, tels que l'informatisation, ainsi que les innovations institutionnelles, comme les horaires continus de commercialisation, peuvent avoir contribué à une utilisation accrue de règles commerciales mécaniques, de même que la participation de négociants qui tendent à introduire du "bruit" sur le marché. Ces évolutions peuvent avoir donné naissance à certaines des caractéristiques constatées ici.

NOTES

1. L'équation d'estimation comprend maintenant les écarts-type des produits de base, afin de pouvoir tester la causalité au sens de Granger.

La variabilité du prix des produits de base est estimée en tenant compte des suggestions de Schwert (1989), Davidian et Carroll (1987).

i) Les recettes sont tout d'abord estimées par un processus autorégressif du 12^e ordre incluant la variable muette D_{jt} pour permettre que les recettes mensuelles soient différentes :

$$R_T = \sum_{i=1}^{12} \alpha_i D_{iT} + \sum_{i=1}^{12} B_i R_{iT} + \varepsilon_T$$

ii) La valeur absolue des erreurs de i) est estimée par un processus autorégressif du 12^e ordre pour des écarts-type différents selon le mois :

$$\hat{|\varepsilon_T|} = \sum_{i=1}^{12} \gamma_i D_{iT} + \sum_{i=1}^{12} P_i \hat{|\varepsilon_{T-i}|} + \nu_T$$

Une procédure de moindres carrés pondérés est utilisée avec deux et trois itérations de i) et de ii). L'utilisation de la variable muette D_{iT} permet aux recettes moyennes conditionnelles de varier dans le temps (i) et permet d'avoir différentes pondérations pour les recettes inattendues absolues décalées (ii).

2. A cause du grand nombre de coefficients nécessaires à l'estimation au cours des 12 décalages pour chaque variable, il a fallu disposer d'un très grand nombre d'observations. On pourrait craindre que ce fait puisse, en lui-même, être à l'origine du niveau généralement bas de significativité des variables macro-économiques dans la détermination de la variabilité macro-économique ; c'est pourquoi plusieurs versions alternatives de modèles ont été examinées. Pour alléger la charge de travail sur la série de données et les modèles, on pouvait songer à ré-

duire le nombre de retards, ou bien à utiliser pour l'estimation une approche bayésienne.

Comme nous avons préféré permettre que les données déterminent la possibilité de contributions significatives des variables macro-économiques, même avec des retards assez longs, les modèles ont été réestimés en utilisant une approche bayésienne et en spécifiant un déclin harmonique des coefficients. Aucune différence significative n'a été trouvée dans les résultats avec cette modification. Nous avons aussi réestimé les modèles,

en posant comme exogènes à la fois les taux de change et les indices des cotations boursières, et en testant l'exogénéité du block. Ni dans un cas ni dans l'autre, il n'y a eu de modification dans la significativité des variables macro-économiques restantes. En outre, nous avons testé la contribution possible de variables de type uniquement financier, c'est-à-dire les taux d'intérêt et les cotations boursières, à la variabilité du prix des produits de base, avec des données à la fois mensuelles et hebdomadaires.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BOND G., VLASTUIN et P. CROWLEY (1982). - Commodity Prices and World Macroeconomic Factors. Document présenté à la Australian Agricultural Economics Society.
- BOND G. (1983). - Money and Primary Commodity Prices : A Global Perspective. Document de travail, Australian Bureau of Agricultural Economics.
- CHU J. et T. MORISSON (1983). - The 1981-82 Recession and Non Oil Commodity Prices. IMF Staff Papers, mars pp. 93-140.
- COCHRANE J. (1988). - How Big is the Random Walk ? In *Journal of Political Economy*, vol. 96, n° 5, pp. 893-920.
- CUTLER D., POTERBA et Lawrence SUMMERS (1990). - Speculative Dynamics : International Comparisons. NBER Working Papers Series, n° 3242.
- DAVIDIAN M. et R.J. CARROLL (1987). - Variance Function Estimation. In *Journal of the American Statistical Association*, n° 83, pp. 1079-1091.
- DEATON A. et G. LAROQUE (1990). - On the Behaviour of Commodity Prices. NBER Working Papers Series, n° 3439.
- DEATON A. et G. LAROQUE (1991). - Estimating the Commodity Price Model. Document de travail CREST, n° 9132.
- DE LONG, BRADFORD, Andrei SHLEIFFER, Lawrence SUMMERS et Robert WALDMANN (1990). - Positive Feedback Investment Strategies and Destabilising Rational Speculation. In *Journal of Finance*, vol. XLV, pp. 379-395.
- DIEBOLD F. (1987). - *Empirical Modelling of Exchange Rates*. Springer Verlag, New York.
- FAMA E. et K. FRENCH (1988). - Permanent and Temporary Components of Stock Prices. In *Journal of Political Economy*, vol. 85, pp. 75-88.
- FRANKEL J. A. et G. A. HARDOUVELIS (1985). - Commodity Prices, Money Surprises and Fed Credibility. In *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 17, n° 4, pp. 425-438.
- JACKSON M. et J. PECK (1991). - Speculation and Price Fluctuations with Private Extrinsic Signals. In *Journal of Economic Theory*, n° 55, pp. 274-295.
- KYLE A. L. (1985). - Continuous Auctions and Insider Trading. In *Econometrica*, pp. 1315-1338.
- LEROY S. F. et R. PORTER (1984). - Efficiency and the Variability of Asset Markets. In *American Economic Review*, may, vol. 74, pp. 83-87.
- LO A. et G. MCKINLAY (1988). - Stock Market Prices do not Follow Random Walks : Evidence from a Simple Specification Test In *Review of Financial Studies*, pp. 41-66.
- MATHIS A. et L. REICHLIN (1991). - Prix des matières premières : un test sur l'hypothèse d'efficience des marchés. In *Observations et diagnostics*, juillet, n° 37, pp. 123-137.
- ORSTFELD M. (1986). - Overshooting Agricultural Commodity Markets and Public Policy : Discussion. In *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 68, n° 2, pp. 420-421.
- PERRON P. (1989). - The Great Crash, The Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. In *Econometrica*, vol. 57, n° 6, pp. 1361-1401.
- PINDYCK R. S. et J. ROTEMBERG (1990). - The Excess Co-Movement of Commodity Prices. In *The Economic Journal*, vol. 100, pp. 1173-1189.
- ROLL R. (1984). - Orange Juice and the Weather. In *American Economic Review*, vol. 74, n° 5, pp. 861-880.
- SCHWERT G. W. (1989). - Why does Stock Market Volatility Change over Time ? In *Journal of Finance*, vol. XLIV, n° 5, pp. 1115-1153.
- SHILLER R. (1984). - Stock Prices and Social Dynamics. In *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, pp. 457-510.
- SHILLER R. (1988). - Fashions, Fads and Bubbles in Financial Markets. In *Knights, Raiders and Targets*, éd. par Coffee, J., Ackerman, S. et Lowenstein, L., Oxford University Press, pp. 56-68.
- SHILLER R. (1990). - Speculative Prices and Popular Models. In *Journal of Economic Perspectives*, vol. 4, pp. 55-56.
- SHILLER R. et P. PERRON (1985). - Testing the Random Walk Hypothesis. In *Economic Letters*, vo. 18, pp. 381-386.
- STAMOULIS K. et G. RAUSSER (1987). - Overshooting of Agricultural Prices. In *Agriculture, Macroeconomics and Trade*.
- SUMMERS Lawrence H. (1986). - Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values ? In *Journal of Finance*, vo. XLI, n° 3, juillet 1986, pp. 591-601.