



L'hypothèse de Prébish – Singer revisitée : le cas de la filière cacao

Catherine Araujo Bonjean

Chargée de recherches CNRS, CERDI Université d'Auvergne

Jean-François Brun

Maître de conférence, Université d'Auvergne

Communication aux Journées de l'AFSE
Economie du développement et de la transition
CERDI, Clermont-Fd, 18-19 mai 2005

Correspondance :

C.Araujo-Bonjean@u-clermont1.fr

J-F.Brun@u-clermont1.fr

Résumé :

Avec 45 % des exportations mondiales de fèves de cacao, la Côte d'Ivoire est souvent considérée comme étant en situation de faiseur de prix. Pourtant, l'évolution des prix montre une forte dégradation du prix de la fève de cacao relativement à celui de la tablette de chocolat. On est donc conduit à s'interroger sur le mécanisme de formation des prix au sein de la filière cacao-chocolat et sur le pouvoir de marché respectif du principal producteur mondial, la Côte d'Ivoire, et des industriels du cacao. A partir d'un modèle de théorie des jeux on examine les deux hypothèses alternatives selon lesquelles la Côte d'Ivoire ou les opérateurs aval sont en position dominante dans la filière. Ces hypothèses sont testées économétriquement à travers les outils de l'économétrie sur séries temporelles. Les résultats amènent à distinguer deux régimes de prix. Dans la période 1960 – 1985, la Côte d'Ivoire joue un rôle dominant. Elle perd ensuite progressivement son pouvoir de marché au profit des transformateurs qui dominent à partir du début des années 90. Ces résultats tendent à réhabiliter l'hypothèse de Prebisch.

Mots clés : termes de l'échange - cointégration avec rupture – filtre de Kalman – cacao

Classification JEL : C22 – O13 – O55

1. Introduction

Comme pour les autres matières premières, l'évolution des cours mondiaux de la fève de cacao sur la période 1960 – 2003, est marquée par une très forte instabilité et une tendance baissière en termes réels (graphique 1). En moyenne, le prix de la fève en euros constants perd plus de 60 % de sa valeur entre les années 60 et 90. A l'autre bout de la chaîne de transformation du produit, l'évolution du prix réel de la tablette de chocolat en France¹ contraste fortement (graphique 1). D'une part, le prix de la tablette est remarquablement stable et les chocs de prix de la matière première sont transmis de façon très atténuée aux consommateurs. D'autre part, le prix de la tablette de chocolat, en euros constants, augmente en moyenne de 12 % entre le début et la fin de période. En termes relatifs (graphique 2), la dégradation du prix de la fève de cacao, par rapport à celui de la tablette de chocolat, apparaît nettement à partir de 1977. En amont de la filière, les planteurs ivoiriens de cacao subissent une forte dégradation de leur pouvoir d'achat, de l'ordre de 70 % entre les années 60 et 90.

La baisse du prix relatif de la fève de cacao par rapport au prix de la tablette de chocolat apparaît comme une illustration de la baisse tendancielle des termes de l'échange des matières premières relativement aux produits manufacturés. Pour Raul Prébish et les structuralistes de l'école de la CEPAL, la baisse tendancielle des termes de l'échange est l'expression du rapport de force entre le « centre » dominant et la « périphérie ». Les industries de transformation des pays du centre sont en situation monopolistique et exploitent leur pouvoir de marché en imposant des conditions de vente défavorables aux pays producteurs de la périphérie. Les travaux pionniers de Prébish (1950, 1959) et Singer (1950) ont ouvert la voie à une littérature abondante et sans cesse renouvelée sur la baisse des termes de l'échange. Néanmoins, ce phénomène reste l'objet de vives controverses portant à la fois sur sa mesure et ses origines (Deaton and Laroque, 2002 ; Deaton, 1999 ; Araujo Bonjean 1997).

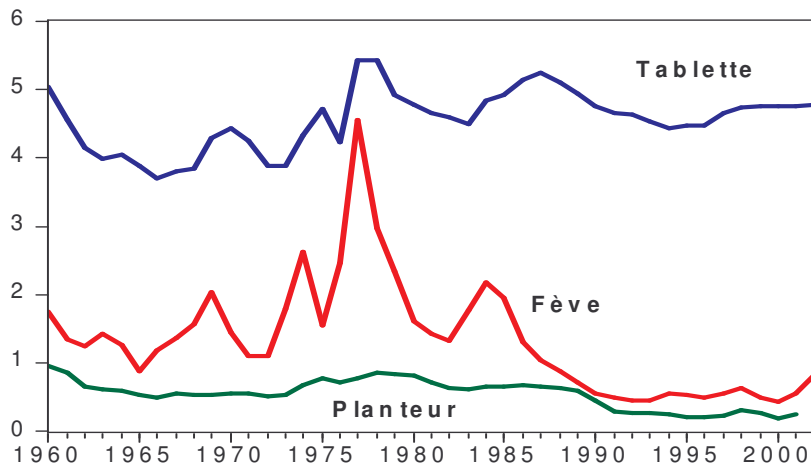
Dans cet article, nous explorons l'hypothèse selon laquelle la baisse du prix de la fève de cacao par rapport à celui du produit transformé serait due à la position dominante des industriels du chocolat dans la filière². Nous proposons un modèle dérivé de la théorie des jeux dans lequel les prix dans la filière cacao-chocolat sont l'expression du rapport de force entre le principal producteur de fève, la Côte d'Ivoire, et les multinationales de l'industrie de transformation. Le modèle est testé sur des données annuelles couvrant la période 1960-2003. L'évolution des prix sur cette période nous amène à accorder une attention particulière à la possibilité d'une rupture dans le comportement des agents.

Après une analyse descriptive de l'évolution du marché du cacao nous présentons dans une deuxième section, le modèle théorique de formation des prix dans la filière cacao-chocolat. Dans la troisième section les hypothèses sont testées économétriquement.

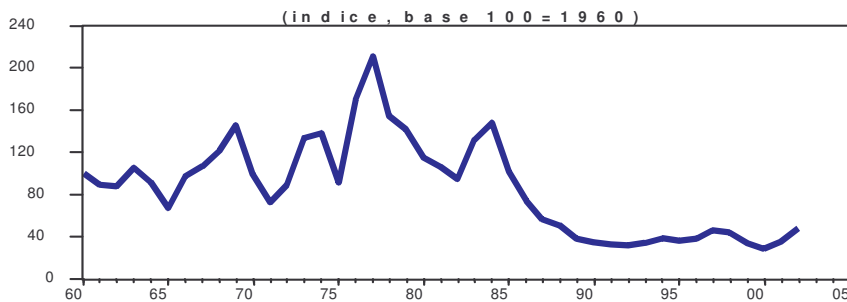
¹ Il s'agit du prix d'une tablette de 100 g de chocolat noir contenant au minimum 50% de cacao vendue au détail en France depuis 1960 (source INSEE). Il faut environ 60 g de fève de cacao pour une tablette de 100 g.

² Le prix de la tablette de chocolat considéré dans ce travail est celui d'un produit de base homogène, la tablette « de ménage », dont la qualité et la présentation ont peu évolué au cours du temps.

Graphique 1. Evolution des prix dans la filière (euros constants)



Graphique 2 : Rapport du cours de la fève de cacao au prix de la tablette de chocolat

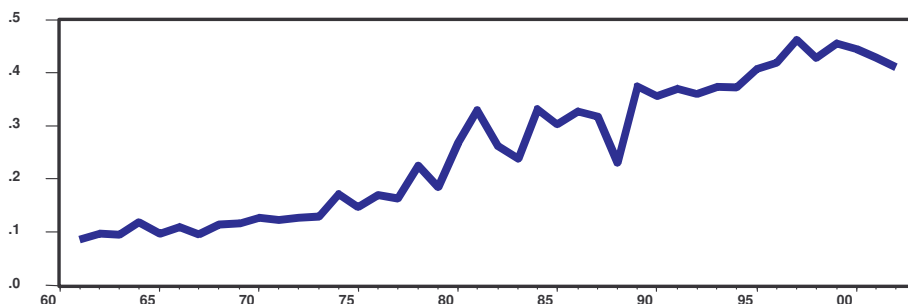


2. La filière cacao-chocolat

La production de cacao en Côte d'Ivoire

La Côte d'Ivoire est le principal producteur et exportateur mondial de fèves de cacao (graphique 3). Sa part de marché à l'exportation, inférieure à 10 % dans les années 60 s'est constamment accrue pour atteindre 45 % à la fin des années 90. La Côte d'Ivoire exporte un produit de masse non différencié, qui est aujourd'hui considéré comme la référence mondiale pour évaluer la surcote ou la décote des autres origines.

Graphique 3 : Part de la Côte d'Ivoire dans les exportation mondiales de cacao



La production de cacao en Côte d'Ivoire s'est développée dans le cadre d'une filière administrée, étroitement contrôlée par la Caisse de Soutien et de Stabilisation des Prix des Produits Agricoles (CSSPPA). L'intervention de la CSSPPA a permis à l'Etat ivoirien de maintenir les prix payés aux producteurs à des niveaux en moyenne très inférieurs aux prix mondiaux et de dégager des ressources budgétaires substantielles jusqu'à la fin des années 80.

En 1998, la libéralisation de la filière a permis l'entrée sur le marché ivoirien du cacao de nouveaux opérateurs adossés à des sociétés internationales de négoce ou à des grands groupes industriels étrangers, notamment Cargill, ADM et Billore qui cherchent à assurer leurs approvisionnements. Elle a été suivie d'un fort mouvement de concentration des opérateurs au détriment des exportateurs locaux (Araujo Bonjean *et ali.* 2001). Aujourd'hui, la quasi totalité des achats de cacao en Côte d'Ivoire est sous contrôle étranger.

La « guerre du cacao » et l'enjeu de la transformation primaire

Face au retournement des cours qui a suivi le boum de 1986, la Côte d'Ivoire a suspendu ses exportations de cacao entre juillet 1987 et octobre 1989, dans le but de faire pression sur les cours mondiaux. Cette tentative de manipulation du marché mondial s'est soldée par un échec et la mise en place d'une série de réformes dont une forte baisse des prix payés aux producteurs en valeur courante.

Le principal enseignement de cet échec est l'importance de la maîtrise des premiers stades de transformation du produit afin de pouvoir exercer un pouvoir de marché. En effet, les stocks de fèves ivoiriennes pourrissaient dans les ports alors que les broyeurs disposaient de 6 mois de stocks de beurre et de poudre de cacao non périssables.

La transformation primaire consiste à torréfier puis broyer les fèves fermentées afin d'obtenir du beurre et de la poudre de cacao. Cette première transformation est une opération qui apporte peu de valeur ajoutée au produit mais elle est déterminante car elle permet de passer du « cacao physique », produit périssable très sensible aux conditions climatiques (moisissures) à un produit inerte plus facile à conserver.

Le broyage des fèves nécessite des investissements importants et une forte concentration de cette activité s'est opérée ces dernières années. Au niveau mondial, 60 % de la récolte mondiale de fèves est traitée par cinq opérateurs : ADM, Cargill, Barry Callebaut, Nestlé et Mars (Ruf, 2000)³. Les trois premiers sont implantés en Côte d'Ivoire depuis la libéralisation de la filière. Ce secteur du broyage qui bénéficie en Côte d'Ivoire d'importantes incitations fiscales, est contrôlé par les groupes ADM, Cargill, Barry Callebaut et CEMOI.

Transformation secondaire : les chocolatiers

La transformation secondaire effectuée par les chocolatiers consiste à mélanger des beurres et des poudres de cacao de différentes origines pour obtenir du chocolat de couverture servant à la production de tablettes de chocolat après adjonction de produits complémentaires. Contrairement au broyage, la préparation du chocolat doit s'effectuer près des centres de consommation (Etats-Unis, Europe). Le chocolat de couverture est un produit instable, difficilement transportable et les chocolatiers doivent être en mesure de modifier très

³ Huit industriels de la transformation détiennent 80 % du marché mondial : le suisse Nestlé, le groupe américain Phillips Morris à travers Suchard, les américains Hershey et Mars, le groupe italien Ferrero, Barry Callebaut du groupe Klaus Jacobs et les américains Cargill et ADM.

rapidement sa composition en fonction de la qualité des différentes origines et de la demande des consommateurs.

Le mouvement de concentration et d'internationalisation observé chez les broyeurs s'observe également chez les chocolatiers. La chocolaterie en France est dominée par quelques grands groupes internationaux : Nestlé (Suisse), Kraft Foods (USA), Mars (USA), Cadbury (Grande-Bretagne), Ferrero (Italie), (Dorin, 2003). L'intégration verticale en aval s'accélère également : des groupes spécialisés dans la préparation de chocolat de couverture comme Barry Callebaut cherchent à investir le segment de produits finis, à la recherche de marges unitaires plus importantes (Healy, 2004).

Distribution du produit fini

En France, les produits chocolatés sont essentiellement vendus par la grande distribution. Les hypermarchés et supermarchés assurent près de 80% des ventes de produits chocolatés et la quasi-totalité des ventes de tablettes de chocolat (XERFI, 2001). La grande distribution a également connu un mouvement de fusion/concentration particulièrement important en France cette dernière décennie. Une poignée de centrales d'achat alimente le marché hexagonal, imposant des conditions de négociation très dures aux industriels : frais de promotion, marges arrière, etc. (Healy, 2004).

En résumé, on observe un important mouvement de concentration et d'intégration des activités de la filière cacao-chocolat, qui s'accélère dans les années 90. Aujourd'hui, un petit nombre de multinationales se partagent le marché de la transformation primaire et secondaire du cacao. Ces sociétés développent une stratégie d'intégration des activités notamment en amont de la filière, au niveau des pays producteurs de fèves.

2. Formation des prix au sein de la filière : un équilibre « à la Stackelberg »

Avec une part prépondérante de l'offre de fèves de cacao, la Côte d'Ivoire est généralement considérée comme faiseur de prix. Toutefois, l'évolution du différentiel de prix entre la fève de cacao et la tablette de chocolat incite à penser, au contraire, que les industriels du chocolat sont en mesure d'imposer leur prix au principal producteur de fèves.

On développe ici, un modèle de formation des prix au sein de la filière cacao-chocolat, basé sur la théorie des jeux. L'objectif est de déterminer, à partir de l'évolution passée des prix, qui de la Côte d'Ivoire ou des opérateurs aval, joue un rôle dominant dans la formation des prix au sein de la filière (Azam et Bonjean 1993, Kuiper *et al.* 2003). Le modèle comporte trois agents représentatifs : l'Etat ivoirien (la Côte d'Ivoire), un industriel qui transforme la fève et produit des tablettes de chocolat, et un consommateur final. Dans ce modèle simplifié, la distribution et la vente de détail sont supposées réalisées par l'industriel⁴. Deux cas de figure sont considérés selon que la Côte d'Ivoire ou les industriels sont en position dominante.

⁴ C'est une hypothèse simplificatrice. En réalité, il semblerait que la grande distribution en France ait davantage de pouvoir de négociation dans la formation des prix que les industriels eux-mêmes (Healy, 2004).

Modèle 1 : La Côte d'Ivoire joue un rôle dominant dans la formation des prix

Dans la première hypothèse, la Côte d'Ivoire et les industriels exercent un pouvoir de marché partagé. La Côte d'Ivoire est supposée *price leader* (à la Stackelberg). Les industriels maximisent leur profit conditionnel au prix de la fève fixé par la Côte d'Ivoire. La Côte d'Ivoire fixe le prix de vente de la fève (ou la quantité vendue) en tenant compte de la réaction de l'industriel. Par simplification, on ignore les coûts de commercialisation ainsi que les coûts de transformation de la fève⁵.

Soit la fonction de demande inverse de la tablette de chocolat :

$$P_d = \alpha q + \beta x \quad \alpha < 0 \quad \text{et} \quad \beta > 0 \quad (1)$$

P_d : prix de détail de la tablette

q : demande de fèves⁶

x : variables autres que les prix (revenu ...)

L'industriel fixe le prix de détail de la tablette de façon à maximiser son profit :

$$\max_q (P_d(q) - P_w)q \quad (2)$$

P_w : prix de la fève de cacao

La demande de tablette n'est pas infiniment élastique de sorte qu'il vient de (2) et (1) :

$$P_d = \frac{1}{2}(P_w + \beta x) \quad (3)$$

L'équation (3) exprime la relation qui lie le prix de la tablette de chocolat, le prix de la fève de cacao et les facteurs de demande, dès lors que la demande de chocolat n'est pas infiniment élastique.

La Côte d'Ivoire maximise son profit et détermine la quantité de fèves vendues en tenant compte de la réaction de l'industriel donnée par (3). On suppose que le coût unitaire de production est donné par le prix payé au producteur. On suppose également que l'offre de cacao n'est pas infiniment élastique. L'Etat connaît la fonction d'offre des producteurs et sa fonction d'objectif est la maximisation de son prélèvement sur les exportations de fèves. On a :

$$\max_q (P_w(q) - P_p(q))q \quad \text{sous la contrainte (3)} \quad (4)$$

P_p : prix payé au producteur

La demande de fève n'est pas supposée infiniment élastique de sorte qu'il vient de (4), (3) et (1) :

⁵ Cette hypothèse simplificatrice ne biaise pas nos tests économétriques si ces séries de coûts sont stationnaires, ce qui ne semble pas être une hypothèse forte.

⁶ On fait l'hypothèse d'un facteur de conversion fixe de la fève de cacao en tablette de chocolat.

$$P_d = \frac{1}{4} \left(P_p \left(1 + \frac{1}{\varepsilon} \right) + 3\beta x \right) \quad (5)$$

$$P_w = \frac{1}{2} \left(P_p \left(1 + \frac{1}{\varepsilon} \right) + \beta x \right) \quad (6)$$

ε : élasticité de l'offre de fève de cacao par rapport au prix payé au producteur en Côte d'Ivoire.

Les équations (5) et (6) donnent, respectivement, le prix de la tablette (5) et celui de la fève (6) en fonction du prix payé au producteur (coût unitaire de production) et du revenu des consommateurs qui jouent positivement sur le prix de la tablette et sur celui de la fève de cacao.

Modèle 2 : Les industriels dominent la formation des prix

Dans cette hypothèse, la Côte d'Ivoire n'a pas de pouvoir de marché. Les industriels dominent et lui imposent le prix de vente de la fève P_w . On a alors :

$$P_w = P_p \left(1 + \frac{1}{\varepsilon} \right) \quad (7)$$

Le prix de la fève (7) ne dépend plus des facteurs de la demande de chocolat. Il vient de (3) et (7) l'équation du prix de la tablette :

$$P_d = \frac{1}{2} (P_p + \beta x) \quad (8)$$

Le modèle réduit est donnée par les équations (7) et (8).

Il résulte donc du modèle théorique, des restrictions testables économétriquement, qui permettent de déterminer quel agent, l'industriel ou la Côte d'Ivoire, est en position dominante dans le processus de formation des prix.

Dans l'hypothèse où la Côte d'Ivoire est *price leader*, le prix de la fève de cacao est déterminé, notamment, par le revenu du consommateur de chocolat. Le modèle de formation des prix est alors donné par les équations (5) et (6).

Dans l'hypothèse où les industriels dominent, le prix de la fève ne dépend plus du revenu du consommateur de chocolat. Le modèle de formation des prix est alors donné par les équations (7) et (8).

La variable revenu du consommateur, apparaît donc une variable de test dans l'équation du prix de la fève de cacao. Si elle est significativement non nulle, la Côte d'Ivoire est en position dominante. Dans le cas contraire, ce sont les industriels qui dominent.

3. Analyse économétrique

Les relations (5) – (6) et (7) – (8) ainsi que leur stabilité dans le temps sont testées. On s'intéresse plus particulièrement à la significativité de la variable *PIB* dans l'équation du prix de la fève. Cette variable mesurée en euros constants par habitant, saisit le revenu du consommateur de chocolat.

3.1. Tests de racine unitaire et de cointégration

Les tests standards ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de présence d'une racine unitaire dans l'ensemble des séries examinées (tableau 1)⁷.

Tableau 1 : Tests de racine unitaire. Période 1960-2003, données annuelles

	ADF	Prob	PP	Prob	KPSS	ERS
Prix au producteur	-1.52	(0.12)	-1.52	(0.12)	0.144	-1.94
Prix tablette de chocolat	-3.23	(0.09)	-3.33	(0.08)	0.1164	-2.58
Prix de la fève	-2.31	(0.42)	-2.29	(0.43)	0.164	-2.35
PIB	-2.35	(0.40)	-1.88	(0.65)	0.173	-2.08

ADF : Test de Dickey Fuller augmenté. PP : Phillips- Perron . Ho : racine unitaire

KPSS : Ho : série stationnaire ; valeurs critiques (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, 1992, Table 1) : 1% : 0.216 ; 5 % : 0.146 ; 10 % : 0.119

Valeurs critiques du test ERS : -3.77 à 1% ; -3.19 à 5% ; -2.89 à 10 %

Les tests de cointégration rejettent l'absence de cointégration à la fois pour l'équation du prix de la fève et celle de la tablette. Ces tests, présentés dans le tableau 3, tiennent compte de la présence d'une tendance déterministe linéaire dans les séries repérée par les tests de racine unitaire.

Tableau 2 : Tests de cointégration de Johansen.

	Tendance dans VAR et RC (H_A)	Tendance dans VAR, constante dans RC (H_B)
Eq. Prix de la tablette		
Trace (proba)	48.53 (0.012)	34.08 (0.015)
VPM (proba)	27.23 (0.032)	26.30 (0.009)
Nombre de retards : 2		
Eq. Prix de la fève		
Trace (proba)	37.83 (0.147)	24.58 (0.177)
VPM (proba)	22.41 (0.133)	20.65 (0.058)
Nombre de retards : 1		

H_0 : aucune relation de cointégration

RC : Relation de cointégration

VPM : valeur propre maximale

Les tests ne détectent qu'une seule relation de cointégration dans chacune des équations (tableau 2). Les résultats incitent à considérer pour le prix de la tablette, une tendance dans le VAR et dans la relation de cointégration (hypothèse H_A). Toutefois, la

⁷ Les tests effectués sur les différences premières rejettent systématiquement l'hypothèse nulle de racine unitaire.

tendance s'avérant non significative dans la relation de cointégration, elle est éliminée et l'hypothèse H_B est retenue. Pour le prix de la fève, l'hypothèse H_A est clairement rejetée. Le test de la valeur propre maximale conduit à retenir l'hypothèse H_B . En conséquence, la composante déterministe dans la relation de cointégration pour le prix de la tablette et pour le prix de la fève, est saisie à travers une constante (tableaux 3 et 4).

3.2. Estimation du modèle réduit de formation des prix

Dans l'équation de long terme du prix de la tablette de chocolat, ainsi que dans celle de la fève, estimées par la méthode de Johansen, les variables ont le signe attendu (tableaux 3 et 4, colonne 2). Ainsi, le prix de la tablette dépend positivement du prix payé au producteur de cacao en Côte d'Ivoire et du revenu par tête du consommateur. Le prix de la fève dépend aussi positivement du prix payé au producteur.

Tableau 4. Relation de long terme. Equation du prix de la tablette.

Variable dépendante	Johansen	FM MCO
C	2.11	1.95 (6.76)
Pp	0.55 (7.72)	0.60 (6.10)
PIB	1.40 (11.43)	1.49 (9.27)

Entre parenthèses, t de Student.

Tableau 5. Relation de long terme. Equation du prix de la fève.

Variable dépendante	Johansen	FM MCO
C	1.42	-0.43 (0.36)
Pp	2.75 (8.02)	2.57 (6.25)
PIB	0.44 (0.76)	-0.20 (0.29)

Entre parenthèses, t de Student.

Les tests de restrictions effectués sur les paramètres (β) du vecteur cointégrant ne rejettent pas l'hypothèse de nullité du coefficient devant la variable *PIB* dans l'équation du prix de la fève (tableau 5). Ce résultat tend à accréditer l'hypothèse selon laquelle les industriels dominant et imposent à la Côte d'Ivoire de vendre au coût de production (modèle 2). Les tests sur les vitesses d'ajustement (α) indiquent, comme attendu, que la variable *PIB* est exogène au sens faible, tandis que le prix payé au producteur n'est pas faiblement exogène (tableaux 5 et 6).

Tableau 5 : Tests sur les paramètres. Modèle du prix de la tablette

Restrictions	Tests d'exogénéité faible			Restrictions sur le vecteur cointégrant	
	$\alpha_{Pd} = 0$	$\alpha_{Pp} = 0$	$\alpha_{PIB} = 0$	$\beta_{Pp} = 0$	$\beta_{PIB} = 0$
Chi-deux (1)	19.94	6.15	0.90	14.72	17.24
Probabilité	0.000	0.013	0.34	0.00	0.00

α : vitesse d'ajustement

Tableau 6 : Tests sur les paramètres. Modèle du prix de la fève

Restrictions	Tests d'exogénéité faible			Restriction sur le vecteur cointégrant	
	$\alpha_{Pw} = 0$	$\alpha_{Pp} = 0$	$\alpha_{PIB} = 0$	$\beta_{Pp} = 0$	$\beta_{PIB} = 0$
Chi-deux (1)	3.83	3.96	1.15	14.50	0.57
Probabilité	0.05	0.05	0.28	0.00	0.45

α : vitesse d'ajustement

3.3. Tests de rupture et de stabilité de la relation de long terme

Les résultats ci-dessus tendent à montrer que sur l'ensemble de la période couverte, les industriels ont un rôle dominant dans la formation des prix dans la filière cacao-chocolat. Toutefois, l'évolution des prix dans le temps, examinée plus haut, amène à s'interroger sur la stabilité des relations de long terme et la présence éventuelle d'une rupture dans ces relations.

Tests de rupture de Gregory et Hansen (1996)

Le test de Gregory Hansen est une extension dans un cadre multivarié du test univarié de Perron (1989). L'hypothèse nulle est l'absence de cointégration. Dans l'hypothèse alternative, les séries sont cointégrées mais une rupture dans les coefficients de la régression est autorisée. Les statistiques de tests sont des extensions des tests *ADF* (Augmented Dickey Fuller), $Z(\alpha)$ et $Z(t)$ de Phillips-Perron. Ces statistiques sont calculées pour toutes les dates possibles de rupture.

L'équation de test est la suivante :

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \Phi_{i\lambda} + \alpha_1 y_{2t} + \alpha_2 y_{2t} \Phi_{i\lambda} + e_t \quad t = 1, \dots, T \quad (10)$$

y_{1t} est une variable I (1)

y_{2t} est un vecteur de dimension n . y_{2t} est I (1), e_t est I(0).

Φ est une variable muette égale à 0 pour $t \leq [T \lambda]$, égale à un sinon.

$\lambda \in [0, 1]$ est la date relative de rupture inconnue telle que $[T \lambda] = m$. $[.]$ représente la partie entière.

μ_1 est la constante avant la rupture, μ_2 représente le changement de la constante après la rupture. α_1 sont les coefficients de pente du vecteur de cointégration avant la rupture, α_2 représente les changements dans les coefficients de pente après la rupture.

La date de rupture, m , est celle pour laquelle les statistiques ADF , $Z(\alpha)$ et $Z(t)$ ont les valeurs négatives les plus fortes. Elle correspond au résultat le moins favorable à l'hypothèse nulle (autrement dit à la plus grande chance de rejeter l'absence de cointégration). Ces statistiques sont notées $\inf ADF$, $\inf Z(\alpha)$ et $\inf Z(t)$. Les simulations conduites par Gregory et Hansen conduisent à privilégier le test $\inf Z(t)$.

Les tests amènent, pour le prix de la tablette, à rejeter l'absence de cointégration, avec une rupture en 1985 (tableau 7). Toutefois, les tests de Gregory Hansen sont aussi puissants face une cointégration « conventionnelle ». Comme les tests conventionnels rejettent également l'absence de cointégration, il n'est donc pas certain qu'il y ait rupture dans la relation de cointégration. Dans ce cas, Gregory Hansen suggèrent d'utiliser les tests d'instabilité des paramètres de Hansen (1992), pour lesquels l'hypothèse nulle est celle d'une relation de cointégration avec des paramètres stables.

**Tableau 7. Tests de cointégration avec rupture de Gregory et Hansen.
Equation du prix de la tablette**

	Modèle C		Modèle C/T		Modèle C/S		Modèle R/T	
	Val minimum	Date rupture	Val minimum	Date rupture	Val minimum	Date rupture	Val minimum	Date rupture
$\inf Z(\alpha)$	-27.97	1985	-27.61	1985	-30.68	1985	-31.62	1976
$\inf Z(t)$	-5.12**	1985	-5.05*	1985	-5.30*	1985	-5.21	1976
$\inf ADF$	-5.04**	1986	-5.19*	1986	-5.13	1984	-5.13	1984

Modèle C : rupture dans la constante

Modèle C/T : rupture dans la constante avec tendance

Modèle C/S : changement de régime et de niveau

Modèle R/T : changement de tendance, de régime et de niveau.

***, **, * : rejet de H_0 respectivement au seuil de 1 %, 5 % et 10 %

Pour le prix de la fève, le test $\inf Z(t)$ de Gregory Hansen ne rejette pas l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. En revanche, le test $\inf ADF$ rejette l'absence de cointégration et détecte une rupture potentielle aux alentours de 1985. Ces résultats conduisent donc également à administrer le test de Hansen à cette équation.

**Tableau 8. Tests de cointégration avec rupture de Gregory et Hansen.
Equation du prix de la fève**

	Modèle C		Modèle C/T		Modèle C/S		Modèle R/T	
	Valeur minimum	Date	Valeur minimum	Date	Valeur minimum	Date	Valeur minimum	Date
$\inf Z(\alpha)$	-22.63	1986	-23.14	1986	-23.24	1986	-25.24	1979
$\inf Z(t)$	-4.22	1986	-4.34	1986	-4.50	1986	-4.61	1980
$\inf ADF$	-6.11***	1985	-5.61**	1987	-6.38***	1985	-6.71***	1987

Modèle C : rupture dans la constante

Modèle C/T : rupture dans la constante avec tendance

Modèle C/S : changement de régime et de niveau

Modèle R/T : changement de tendance, de régime et de niveau

***, **, * : rejet de H_0 respectivement au seuil de 1 %, 5 % et 10 %

Tests de stabilité de la relation de cointégration : Hansen (1992)

Les tests de stabilité des paramètres de Hansen (1992), sont basés sur les résidus d'une régression estimée par les *FM OLS* (*Fully Modified Least-Squares regression*)⁸. Cet estimateur est un estimateur semi paramétrique qui tient compte de l'endogénéité potentielle des régresseurs et de la corrélation sérielle engendrée par la relation de cointégration. Les résultats des estimations sont présentés dans les tableaux 3 et 4 colonne 3, ci-dessus, et sont proches de ceux obtenus par la méthode de Johansen.

Les trois tests de Hansen (1992), *Sup-F*, *Mean-F* et *Lc*, partagent la même hypothèse nulle : l'existence d'une relation de cointégration avec des paramètres stables. Mais les hypothèses alternatives, dans lesquelles les coefficients de l'équation de cointégration sont autorisés à dépendre du temps, diffèrent.

Soit l'équation :

$$\begin{aligned} y_t &= A_t x_t + u_t & t = 1, \dots, T \\ \Delta x_t &= v_t \end{aligned} \quad (11)$$

u_t et v_t sont des perturbations aléatoires stationnaires.

$x_t = (x_{1t}, \dots, x_{nt})'$ est un vecteur qui peut contenir des variables déterministes.

L'hypothèse nulle pour les trois tests est :

$$H_0 : A_1 = A_2 = \dots = A_T$$

Le *Sup-F* test permet de détecter l'existence d'une rupture structurelle unique dans la relation de cointégration à une date m inconnue, avec $1 < t < T$:

$$H_1 : \begin{aligned} A_t &= A_1, \quad t \leq m \\ A_t &= A_2, \quad t > m \end{aligned}$$

$$\text{Sup-}F = \sup_{\lambda \in J} F_{Tm} \quad \text{où :}$$

les F_{Tm} correspondent à la version LM du test de Chow. λ est défini comme précédemment. Suivant Andrews, on retient l'intervalle habituel $J = (0.15, 0.85)$.

Dans l'hypothèse alternative des deux autres tests, *Mean-F* et *Lc*, β suit une martingale. Ces tests permettent de détecter des changements graduels dans les coefficients de la régression.

$$H'_1 : A_t = A_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{et} \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \delta^2 G$$

ε_t : variable aléatoire de moyenne nulle, stationnaire et sériellement indépendante.

L'hypothèse nulle équivaut alors à l'hypothèse de nullité de la variance des ε_t ,

soit $H_0 : \delta^2 = 0$.

⁸ On recourt ci-après à la méthode d'estimation de Phillips et Hansen (1990). On utilise le kernel de Barlett et la sélection automatique de la *bandwidth* de Andrews (1991) ainsi que l'estimateur kernel « pré-blanchi » de Andrews et Monahan (1992). La régression est effectuée avec et sans tendance selon qu'elle est significative ou non.

La statistique de test Mean- F est la moyenne des F_{Tm} tests :

$$\text{Mean-}F = \frac{1}{T} \sum_{\lambda \in J} F_{Tm}$$

Le test Lc de Nyblom (1989), étendu par Hansen (1990) est donné par :

$$Lc = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{S}'_t \hat{V}^{-1} \hat{S}_t$$

\hat{S}_t représente les « scores » de l'estimateur $FM-OLS$ et \hat{V}^{-1} une matrice de pondération basée sur une estimation de la matrice de covariance δ^2G

Les résultats des tests sont présentés dans le tableau 9. Les tests $Sup-F$ et $Mean-F$ ne rejettent pas l'hypothèse de stabilité des coefficients des relations de long terme, mais le test Lc rejette cette hypothèse. Ces résultats montrent qu'il n'y a vraisemblablement pas de rupture structurelle à une date précise, mais plutôt, une modification graduelle des coefficients des deux régressions.

Tableau 9. Test de Hansen (Ho : stabilité des coefficients)

	Prix de la tablette	Prix de la fève
Sup- F (probabilité)	3.51 (1.00)	5.40 (1.00)
Mean- F (probabilité)	1.02 (0.98)	2.01 (0.62)
Lc (probabilité)	2.81 (<0.01)	3.48 (<0.01)

3.3. Un modèle espace-état linéaire

Cette modification dans le temps des coefficients incite à modéliser les prix, de la fève et de la tablette de chocolat, sous la forme d'une représentation espace-état linéaire, estimée à l'aide d'un filtre de Kalman. Le modèle est donné par :

$$\text{Equation de signal : } P_t = c + \alpha_1 P_{t-1} + \alpha_2 PIB_t + e_{1t} \quad (12)$$

$$\text{Equation d'état : } \alpha_{it} = \alpha_{i,t-1} \quad i = 1, 2 \quad (13)$$

avec P_t = prix de la tablette ou prix de la fève selon l'équation estimée.

Tableau 10 : Variables d'état estimées

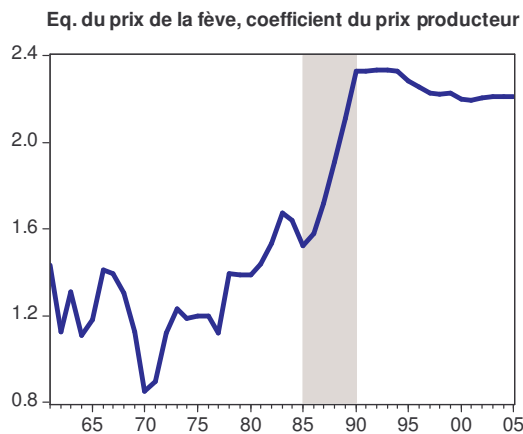
Variables	Equation du prix de la tablette			Equation du prix de la fève		
	Etat final	z-Statistic	Prob.	Etat final	z-Statistic	Prob.
α_{1t}	1.23	14.44	0.000	2.21	12.58	0.000
α_{2t}	2.38	23.65	0.000	-0.16	-0.78	0.430

Estimateur du maximum de vraisemblance (Marquardt)

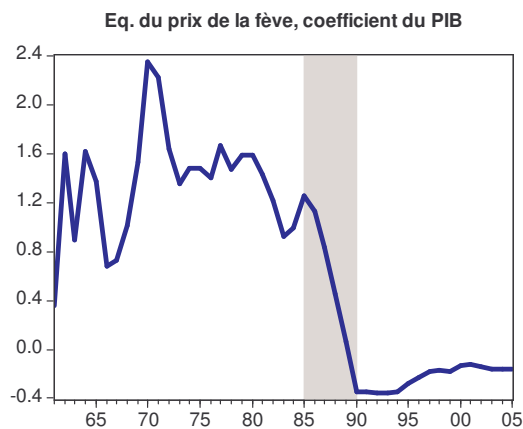
Le tableau 10 donne les estimations des variables d'état pour la date finale de l'échantillon et les graphiques 4 à 7 leurs évolutions dans le temps. Ces graphiques amènent à

distinguer trois sous-périodes. Pendant la première période, qui va de 1960 à 1985, la valeur des coefficients est conforme au modèle 1 dans lequel la Côte d'Ivoire est l'acteur dominant. Cette période est suivie d'une phase de modification profonde des coefficients entre 1985 et 1990. A partir de 1990, le coefficient devant la variable *PIB* dans l'équation du prix de la fève tend vers zéro (graphique 5). Cette évolution accrédite l'idée d'un renversement du rapport de force au sein de la filière, au détriment de la Côte d'Ivoire qui perd son pouvoir de fixation des prix.

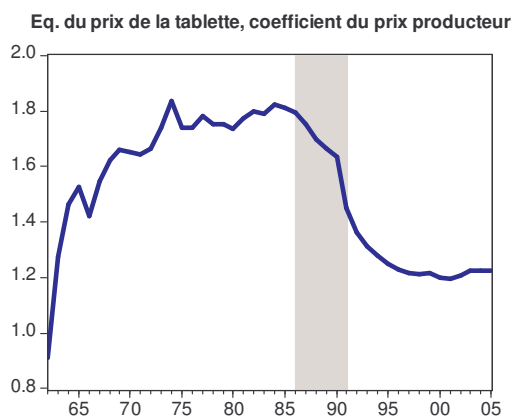
Graphique 4



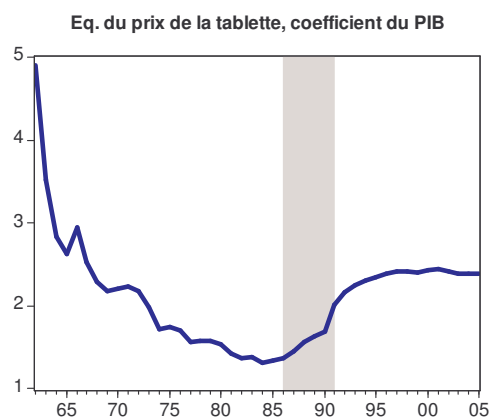
Graphique 5



Graphique 6



Graphique 7



Conclusion

Les résultats économétriques ne permettent pas de conclure à la présence d'une rupture structurelle, dans le modèle de formation des prix de la tablette et de la fève, à une année précise. Ils font plutôt apparaître un ajustement graduel des paramètres du modèle sur une période relativement courte, dans la seconde moitié des années 80. Cette modification apparaît suffisamment importante pour distinguer deux régimes différents de formation des prix au sein de la filière, de 1960 à 1985 d'une part, et depuis 1990 d'autre part.

L'évolution des paramètres du modèle peut traduire un changement du rapport de force au sein de la filière. Avant 1985, le caractère significatif du coefficient devant la variable PIB dans l'équation du prix de la fève, ne rejette pas l'idée selon laquelle la Côte d'Ivoire domine dans la formation des prix. A partir de 1990, ce coefficient tend vers zéro et indique que les industriels du chocolat sont en position dominante. Ce résultat est paradoxal dans la mesure où dans les années 90, la part de la Côte d'Ivoire dans les exportations mondiales de cacao continue à progresser et atteint 45 %.

Une explication possible de ce paradoxe réside dans la restructuration du secteur de la transformation du cacao à partir de la fin des années 80. La concentration des activités de broyage et de transformation secondaire du cacao qui s'accompagne également d'un mouvement d'intégration des activités amont de la filière au sein de grands groupes internationaux, confère à ces derniers la maîtrise des prix. Ces résultats redonnent une actualité à la thèse de Prebisch - Singer d'une dégradation des termes de l'échange des matières premières provenant de la domination des pays de « la périphérie » par les multinationales « du centre ».

Bibliographie

Andrews D.W.K. (1991), "Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation", *Econometrica*, 59, p. 817-858.

Andrews D.W.K. and J.C. Monahan (1992), "An improved heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation", *Econometrica*, 60, 953-966.

Araujo Bonjean C., G. Chambas et J.-L. Combes (2001), « Echecs de marchés et pauvreté : l'exemple de la filière cacao en Côte d'Ivoire », *Oléagineux, Corps gras, Lipides*, vol. 8, n°6, novembre-décembre, p. 577-583.

Araujo Bonjean C. (1997), "Termes de l'échange : de la baisse tendancielle au chaos", *Revue d'Economie du Développement*, n°1, janvier, p.105-128.

Araujo Bonjean C. et J.-L. Combes (sous la direction de) (2001), *Modes d'organisation des filières et lutte contre la pauvreté : le cas du cacao et du coton*, Editions du Ministère des Affaires Etrangères, Paris.

Azam J.-P. et C. Bonjean (1993), "Le rôle des intermédiaires dans la détermination du prix effectif au producteur : analyse par la théorie des jeux et applications à la Côte d'Ivoire et à Madagascar" dans Etienne G., M. Griffon et P. Guillaumont (Eds), *Asie-Afrique : Performances agricoles comparées*, Revue Française d'Economie.

Deaton A. (1999), "Commodity prices and growth in Africa", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 13, n°3, p.23-40.

Deaton A. and G. Laroque (2002), "A model of commodity prices after Sir Arthur Lewis", *Journal of Development Economics*, 71, p.289-310.

Dorin B. (2003), « De la fève ivoirienne de cacao à la plaquette française de chocolat noir : transmission des prix, partage de la valeur et politique de concurrence Nord/Sud », Rapport CP n°1602, CIRAD, Montpellier.

Engle R.F. and C.W.J. Granger (1987), « Cointegration and error correction: representation, estimation and testing », *Econometrica*, 55, 251-276.

Gregory A.W and B.E. Hansen (1996), « Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts », *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.

Hansen B.E. (1992), « Testing for parameter instability in linear models », *Journal of Policy Modeling*, 14 (4), p.517-533.

Hansen B.E. (1992), “Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes”, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.10,n°3, 321-335.

Healy S. (2004), « Impact économique de la volatilité des prix des produits agricoles pour les pays en développement : Cas du cacao en Côte d’Ivoire et du Riz en Guinée Conakry », Mimeo, Ministère de l’Agriculture, Paris.

Kuiper W.E., C. Lutz, A. van Tilburg (2003), “Vertical price leadership on local maize markets in Benin”, *Journal of Development Economics*, 71, 417-433.

Losch B. (2001), “La libéralisation de la filière cacaoyère ivoirienne et les recompositions du marché mondial du cacao : vers la fin des pays producteurs et du marché international ?”, *Oléagineux, Corps gras, Lipides*, vol. 8, n°6, novembre-décembre, 566-576.

Perron P. (1989), "The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis", *Econometrica*, 57, 6, p. 1361-1401.

Phillips P.C.B. and B.E. Hansen (1990), “Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes”, *Review of Economic Studies*, 57, p. 99-125.

Phillips P.C.B. and S. Ouliaris (1990), “Asymptotic properties of residual based tests for cointégration”, *Econometrica*, 58, 165-193.

Prebisch P. (1950), *The economic development of Latin America and its principal problem*, Santiago : UNECLA.

Prebisch P. (1959), “International trade and payments in an era of coexistence: commercial policy in the underdeveloped countries”, *American Economic Review*, papers and proceedings, 45, p.251-73.

Singer H. (1950), “The distribution of gains between investing and borrowing countries”, *American Economic Review*, *Papers and Proceedings*, vol 40, may, p. 473-485.

XERFI (2001), *Le marché du chocolat : diagnostic et prévisions 2001-2002*, Xerfi éditions, Paris, 147 p.