



*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](mailto: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.*

## Transmission des prix dans la filière des fruits et légumes: une application des tests de cointégration avec seuils

M. Daniel Hassan, M. Michel Simioni

---

### Citer ce document / Cite this document :

Hassan Daniel, Simioni Michel. Transmission des prix dans la filière des fruits et légumes: une application des tests de cointégration avec seuils. In: Économie rurale. N°283-284, 2004. pp. 27-46;

doi : <https://doi.org/10.3406/ecoru.2004.5504>

[https://www.persee.fr/doc/ecoru\\_0013-0559\\_2004\\_num\\_283\\_1\\_5504](https://www.persee.fr/doc/ecoru_0013-0559_2004_num_283_1_5504)

---

Fichier pdf généré le 09/05/2018

## Résumé

La possibilité d'une transmission asymétrique du prix à l'expédition vers le prix au détail est étudiée pour deux filières importantes du secteur des fruits et légumes : tomate et endive. La disponibilité de données de prix hebdomadaires très détaillées autorise un traitement de cette question à des niveaux très désagrégés. Ce traitement repose sur la mise en œuvre de tests de cointégration avec seuils récemment proposés dans la littérature. Nos résultats ne corroborent pas l'affirmation commune selon laquelle les hausses de prix à l'expédition sont répercutées plus rapidement par la distribution dans les prix au détail que les baisses de ces mêmes prix à l'expédition. Un tel résultat a déjà été mis en évidence pour d'autres pays. Il semblerait être lié au caractère hautement périssable des produits considérés.

## Abstract

Price transmission in the french fresh vegetables channel : an application of threshold cointegration tests - The existence and the kind of asymmetry that characterize the relationships between shipping-point and retail prices are investigated for two major French fresh vegetables: tomatoes and chicory. Weekly data allow considering these relationships at very detailed levels such as region or supermarket chain. Moreover, the methodology proposes an implicit treatment of asymmetries in price transmission by using recently developed threshold cointegration methods. Our results do not give evidence to the widespread assertion that shipping-point price increases are completely and rapidly passed by middlemen on to consumers while there is a slower and less complete transmission of shipping-point price declines. As already emphasized in the literature, these results may be linked to the perishable nature of the two considered fresh vegetables.

# Transmission des prix dans la filière des fruits et légumes : une application des tests de cointégration avec seuils

**Daniel HASSAN** • Institut national de la recherche agronomique, Département d'économie et de sociologie rurales, Maïa, Toulouse

**Michel SIMIONI** • Université de Toulouse, Idei et Institut national de la recherche agronomique, Département d'économie et de sociologie rurales, Maïa, Toulouse

## Introduction

Le secteur des fruits et légumes tient une place importante dans le débat récurrent sur la formation des prix le long des filières de l'agroalimentaire français. En effet, l'absence de transformation des produits dans ce secteur accentue le caractère direct de la confrontation entre, d'un côté les producteurs et, de l'autre côté, la grande distribution.

L'un des reproches les plus fréquemment adressés à celle-ci est de répercuter plus facilement et rapidement au consommateur les hausses de prix intervenues en amont que les baisses. Un tel comportement aggraverait la situation des producteurs lors des pics de production. En effet, dans une telle situation, la rigidité à la baisse des prix au détail empêcherait que l'effet négatif de la baisse des prix sur le revenu des producteurs soit compensé par une augmentation des volumes écoulés auprès des consommateurs.

L'objet du présent article est d'apporter des éléments de réponse chiffrés quant au caractère symétrique ou asymétrique de la transmission des prix dans la filière des fruits et légumes, via l'étude systématique des relations existant à différents niveaux d'agrégation (marché national, marchés régionaux, enseignes) entre prix au détail et prix à l'expédition pour deux produits

représentatifs de cette filière : la tomate et l'endive<sup>1</sup>.

La transmission des prix dans la filière des fruits et légumes a fait l'objet de nombreux travaux pour d'autres pays que la France : voir, entre autres, Ward (1982), Powers (1995), Brooker *et alii* (1997), Aguiar et Santana (2002), Worth (1999), Parrott *et alii* (2001) et Girapunthong *et alii* (2003)<sup>2</sup>. Parmi ceux-ci, les études comparatives réalisées pour plusieurs types de légumes aboutissent à des conclusions différentes quant à la nature de la transmission des prix. Ainsi, Worth ne met en évidence aucune asymétrie dans la transmission du prix à l'expédition vers le prix au détail pour quatre des six légumes qu'il considère : céleri, laitue, oignons et pomme de terre. Pour les deux autres légumes (carotte et tomate), il constate que les prix au détail réagissent plus rapidement lorsque les prix à

1. La France est le troisième producteur européen de tomate. Les principales régions de production françaises sont le Sud-est et la Bretagne. La tomate est considérée comme le produit leader des filières légumes par les acteurs de celles-ci. La France est le premier producteur européen d'endives dont la principale région de production est le Nord-ouest - Picardie.

2. Un tour d'horizon des travaux sur la transmission des prix en économie agricole est donné dans Meyer et von Cramon-Taubadel (2004).

l'expédition augmentent que lors de diminution de ces derniers. En revanche, Ward dans son étude réalisée sur plusieurs types de légumes et différentes villes aux Etats-Unis trouve que les baisses des prix de gros se répercutent plus vite dans les prix au détail que leurs hausses.

Tous les travaux cités ci-dessus partagent les deux traits communs suivants :

1. Ils utilisent des variantes d'une technique économétrique proposée par Wolfram (1971) et raffinée par Houck (1977) pour estimer des fonctions dites non réversibles.
2. La périodicité des séries de prix qui sont utilisées dans ces études est, en général, mensuelle.

Or, comme l'ont souligné von Cramon-Taubadel et Loy (1997), la technique de Wolfram et Houck ne tient pas compte de l'existence possible d'une relation d'équilibre de long terme entre les séries de prix examinées<sup>3</sup>. En effet, les prix au détail et les prix à l'expédition peuvent s'écarter dans le court terme du fait, par exemple, de facteurs saisonniers, mais si de tels écarts continuent d'apparaître dans le long terme, les mécanismes sous-jacents au fonctionnement du marché considéré peuvent contraindre ces prix à retourner vers une relation qui est stable dans le long terme. La caractérisation de cette relation et des mécanismes de retour à celle-ci peut être réalisée en ayant recours aux techniques économétriques d'étude de la cointégration entre séries temporelles<sup>4</sup>. De plus, ces techniques permettent d'envisager des mécanismes asymétriques de retour vers la relation de long terme. Ces mécanismes peuvent être modélisés de façon *ad hoc* en s'ins-

pirant du travail de Granger et Lee (1989)<sup>5</sup>. Ils peuvent aussi faire l'objet d'une analyse plus formalisée en utilisant les tests proposés dans les travaux plus récents sur la cointégration avec seuils de Enders et Granger (1998), et Enders et Siklos (2001)<sup>6</sup>. C'est le choix qui a été fait dans cet article dont l'objet est donc de tester l'existence d'asymétrie dans les réponses des prix au détail à des écarts à la relation de long terme qui proviennent d'une variation instantanée positive ou négative du prix à l'expédition.

À la différence des études citées ci-dessus, nous disposons de données hebdomadaires de prix. Comme l'ont souligné Brooker *et alii* (*op. cit.*), ce pas de temps est plus en phase avec les décisions des acteurs des filières considérées qu'une périodicité mensuelle. Il permet une analyse plus réaliste des ajustements à court terme des prix au détail aux variations des prix à l'expédition. Il est, en effet, pensable que des ajustements de prix joints à des stratégies de stockage/déstockage aient lieu plusieurs fois par mois du fait de la nature hautement périssable des produits considérés et du caractère fortement volatile de leur offre.

De plus, nous disposons de séries de prix au détail observées pour un échantillon de supermarchés représentatif de la distribution en France. Ces données nous permettent donc d'envisager une étude des relations entre prix au détail et prix à l'expédition pour des niveaux d'agrégation allant du plus agrégé : le niveau national, qui est celui le plus souvent rencontré dans les travaux cités ci-dessus, vers des niveaux plus désagrégés tels que la région ou encore l'enseigne du distributeur. Une telle analyse systématique a pour objectif de mettre en évidence des régularités selon le produit considéré.

3. von Cramon-Taubadel (1998) montre de façon formelle que toutes les variantes de l'approche de Wolfram et Houck sont incompatibles avec l'existence d'une relation de cointégration entre les séries de prix considérées. En effet, ces variantes reposent sur l'écriture d'un modèle de type VAR pour décrire la dynamique des séries en supposant de façon implicite que les séries de prix sont stationnaires, ce qu'elles ne sont pas en général.

4. Voir, entre autres, Lardic et Mignon (2002) ou Harris et Sollis (2003).

5. Pour une application en économie agricole, voir von Cramon-Taubadel, 1998.

6. Ces méthodes ont été utilisées par Abdulai (2000) pour caractériser la nature asymétrique de la transmission spatiale des prix sur les marchés du maïs au Ghana, et par Abdulai et Rieder (2002) pour étudier la transmission des prix sur le marché du porc en Suisse.

La principale conclusion obtenue à l'issue de cette analyse est que, contrairement à l'opinion la plus répandue, la transmission symétrique des baisses et des hausses des prix à l'expédition vers les prix au détail est aussi fréquente que la transmission asymétrique. De plus, les asymétries ne jouent pas nécessairement en faveur d'une transmission plus rapide des hausses des prix à l'expédition.

Cette étude est structurée de la manière suivante : une première section présente la méthodologie que nous avons mise en œuvre pour détecter, par l'intermédiaire de divers tests, l'existence de possibles asymétries dans les relations entre prix au détail et prix à l'expédition que nous avons considérées. Les données utilisées sont décrites dans la deuxième section. Les résultats obtenus sont présentés et discutés dans la troisième section. Enfin, la dernière section fait l'objet d'une conclusion.

## Méthodologie

La méthodologie que nous mettons en œuvre repose sur des travaux récents sur la cointégration entre séries temporelles avec seuils. Ces travaux généralisent la méthodologie proposée par Engle et Granger (1987) pour tester l'existence d'une relation d'équilibre de long terme, ou relation de cointégration, entre deux séries de prix. Plus précisément, Enders et Granger (1998) et Enders et Siklos (2001) proposent des modifications du test de type Dickey et Fuller augmenté réalisé sur les résidus de l'estimation de la relation de cointégration, qui permettent de tenir compte d'un possible ajustement asymétrique à cette relation. Deux types d'ajustement asymétrique, notés *TAR* et *MTAR*<sup>7</sup>, sont considérés. Nous les décrivons plus en détail ci-dessous.

Notons par  $P_t^E$  (respectivement,  $P_t^D$ ) le prix à l'expédition (respectivement, au détail) à la date  $t$ . Supposons que les deux séries de prix correspondantes soient intégrées à

l'ordre un. Dans le cas d'un modèle *TAR*, la procédure de test utilisée suit les étapes suivantes :

• **Étape 1.** Il s'agit d'estimer la relation suivante :

$$P_t^D = \alpha + \beta P_t^E + \mu_t \quad (1)$$

où  $\alpha$  et  $\beta$  sont des paramètres et  $\mu_t$  est un terme d'erreur. Soit  $\mu_t^{est}$  la valeur estimée de ce terme d'erreur.

• **Étape 2.** Il s'agit maintenant d'estimer la relation suivante :

$$\Delta \mu_t^{est} = \rho_1 \mu_{t-1}^{est} 1(\mu_{t-1}^{est} \geq 0) + \rho_2 \mu_{t-1}^{est} 1(\mu_{t-1}^{est} < 0) + \sum_j \gamma_j \Delta \mu_{t-j}^{est} + \varepsilon_t \quad (2)$$

où  $1(A) = 1$  si la condition  $A$  est vérifiée et 0 sinon. Le nombre de valeurs retardées de  $\Delta \mu_t^{est}$  est choisi de telle sorte que les valeurs estimées  $\varepsilon_t$  suggèrent un bruit blanc. Un test sur les auto-corrélations de  $\varepsilon_t$ , de type Ljung-Box<sup>8</sup>, calculé à partir des valeurs estimées de ce terme d'erreur peut être utilisé pour voir si cette propriété est vérifiée.

• **Étape 3.** En utilisant une statistique de Fisher, il est possible d'évaluer la pertinence de l'hypothèse nulle d'absence de stationnarité de la série des  $\mu_t^{est}$ , soit  $\rho_1 = \rho_2 = 0$ . Cette hypothèse nulle est équivalente à l'hypothèse d'absence de cointégration des deux séries de prix. Son rejet indique donc que les deux séries sont cointégrées. Enders et Siklos (*op. cit.*) donnent les valeurs critiques nécessaires à la mise en œuvre de ce test<sup>9</sup>. Cet article fournit aussi des valeurs critiques pour tester les hypothèses nulles  $\rho_1 = 0$  et  $\rho_2 = 0$ .

8. Voir Hayashi, 2000, pages 142 et suivantes.

9. Ces valeurs critiques au seuil de 1 %, 5 % et 10 % ont été calculées à partir de la distribution empirique de la statistique obtenue en réalisant 50 000 répliques du test de Fisher de l'hypothèse nulle  $\rho_1 = \rho_2 = 0$ . A chaque réplique, les séries sont générées selon des processus non stationnaires qui ne sont pas cointégrés. Une modélisation de type *TAR* entre les deux séries est alors étudiée en estimant les équivalents des équations (1) et (2). Enders et Siklos (2001) donnent ces valeurs critiques pour différentes tailles possibles d'un échantillon : 50, 100 et 250, et différents retards possibles dans l'équation (2) : 0, 1 et 4. Les valeurs critiques des autres statistiques de test évoquées dans la suite du texte sont obtenues de la même façon.

7. Il s'agit des abréviations pour "Threshold Auto-Regressive" and "Momentum Threshold Auto-Regressive".

Remarquons que la procédure usuelle à la Engle et Granger (1987) de test de l'existence d'une relation de cointégration correspond au test de l'hypothèse nulle  $\rho = 0$  quand  $\rho_1 = \rho_2 = \rho$  dans l'équation (2). Il s'agit là de la généralisation proposée par ces auteurs au test de l'existence d'une relation de cointégration entre deux séries du test usuel de Dickey et Fuller augmenté qui, rappelons-le, a pour but de détecter la non stationnarité d'une série.

• **Étape 4.** Si l'hypothèse nulle  $\rho_1 = \rho_2 = 0$  est rejetée, il est alors possible de tester si l'ajustement est symétrique ou encore l'hypothèse nulle  $\rho_1 = \rho_2$ , en utilisant le test usuel de Fisher (voir Enders et Granger, 1998).

• **Étape 5.** Si l'hypothèse nulle de symétrie est rejetée, alors la dynamique de court terme des deux séries peut être représentée par le modèle à corrections d'erreur suivant<sup>10</sup> :

$$\Delta P_t^D = \delta_1 \mu_{t-1}^+ + \delta_2 \mu_{t-1}^- + \sum_j \lambda_{1,j} \Delta P_{t-j}^D + \sum_j \lambda_{2,j} \Delta P_{t-j}^E + v_t^D \quad (3)$$

$$\Delta P_t^E = \phi_1 \mu_{t-1}^+ + \phi_2 \mu_{t-1}^- + \sum_j \theta_{1,j} \Delta P_{t-j}^D + \sum_j \theta_{2,j} \Delta P_{t-j}^E + v_t^E$$

où  $\mu_{t-1}^+ = \mu_{t-1} 1(\mu_{t-1} \geq 0)$  et  $\mu_{t-1}^- = \mu_{t-1} 1(\mu_{t-1} < 0)$ .

Remarquons que si l'hypothèse nulle de symétrie n'est pas rejetée, la dynamique de court terme des deux séries peut être représentée par le même modèle à corrections d'erreur où, maintenant, les vitesses d'ajustement à court terme ne dépendent plus du signe de l'écart à la relation de long terme  $\mu_{t-1}$ , c'est-à-dire où  $\delta_1 = \delta_2$  et  $\phi_1 = \phi_2$ .

Le modèle *TAR* a été proposé par Enders et Granger (1998) en vue de capturer des mouvements "profonds" dans la série des écarts à la relation de long terme. Ces auteurs ont aussi proposé aussi une autre modélisation, nommée *MTAR*, en vue de tenir compte de mouvements plus "abrupts"

dans cette série. Dans le cas de ce modèle, l'équation (2) devient :

$$\begin{aligned} \Delta \mu_t^{est} = & \rho_1 \mu_{t-1}^{est} 1(\Delta \mu_{t-1}^{est} \geq 0) \\ & + \rho_2 \mu_{t-1}^{est} 1(\Delta \mu_{t-1}^{est} < 0) \\ & + \sum_j \gamma_j \Delta \mu_{t-j}^{est} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

Les étapes de la procédure de test sont alors les mêmes si ce n'est que la dynamique de court terme des deux séries de prix est maintenant représentée par l'équation (3) avec  $\mu_{t-1}^+ = \mu_{t-1} 1(\Delta \mu_{t-1} \geq 0)$ , et  $\mu_{t-1}^- = \mu_{t-1} 1(\Delta \mu_{t-1} < 0)$ .

## Description des données

L'analyse empirique repose sur des séries de prix au détail et à l'expédition<sup>11</sup> qui ont été collectées par le Service des nouvelles de marché (SNM) du ministère de l'Agriculture<sup>12</sup> sur la période 1997-2000 (de la 41<sup>e</sup> semaine de 1997 à la 25<sup>e</sup> semaine de 2000). Les produits auxquels correspondent ces séries de prix sont définis à un niveau très désagrégré défini par la variété, le calibre, la région de production pour les prix à l'expédition (et de consommation pour les prix au détail) et le type de conditionnement. Pour chaque produit, les données de prix à l'expédition sont collectées quotidiennement par appel téléphonique aux principaux vendeurs. Le prix quotidien à l'expédition fourni par le SNM est une moyenne arithmétique de ces prix. La collecte des données au détail est une activité récente du SNM. Ces prix sont collectés sur un échantillon représentatif de 150 supermarchés dont la superficie excède 1 000 m<sup>2</sup> et qui sont distribués sur tout le territoire français. Ces supermarchés sont visités chaque semaine (le mercredi ou le vendredi) depuis la 45<sup>e</sup> semaine de 1997.

11. Tous ces prix qui étaient exprimés en francs par kilogramme, ont été convertis en euros.

12. Le mandat de ce service est de collecter des données de prix aux différents niveaux des filières (expédition, gros, détail) dans le secteur des fruits et légumes, et de fournir une information détaillée aux acteurs de ces filières.

10. Il s'agit là d'une application du théorème de représentation de Granger (1981).

L'analyse empirique se focalise sur les relations entre prix au détail et prix à l'expédition et néglige le stade de la vente par les grossistes. Les changements observés récemment dans les filières "légumes frais" motivent le fait de ne considérer que ces deux niveaux pour caractériser les filières. Deux groupes ont, en effet, émergés dans celles-ci ces dernières années. D'un côté, les producteurs se sont regroupés en coopératives qui assurent les différentes opérations précédant l'expédition des légumes comme le tri, le calibrage et le conditionnement. De l'autre côté, la plupart des enseignes de la distribution ont intégré verticalement le stade de gros par la création de centrales d'achat qui achètent directement les produits aux producteurs. L'activité de grossiste s'est, quant à elle, spécialisée dans la fourniture de légumes au commerce spécialisé et à la restauration hors domicile. Il s'agit donc d'une activité marginale lorsqu'on s'intéresse aux relations producteurs/distributeurs dans les filières "légumes frais".

La périodicité des séries de prix au détail (la semaine) et la connaissance des jours de collecte de ces prix (mercredi ou vendredi) nous ont conduit à choisir les prix à l'expédition observés le mardi ou le jeudi pour construire les séries de prix à l'expédition hebdomadaires. De plus, il est possible d'avoir une correspondance biunivoque entre prix au détail et prix à l'expédition puisque nous disposons des mêmes informations aux deux stades pour chaque produit, à savoir la variété, le calibre et la région de production. Pour les prix au détail, nous disposons aussi de la localisation du supermarché<sup>13</sup>, ainsi que de

l'appartenance de celui-ci à l'une des vingt et une enseignes de la grande distribution.

L'analyse empirique porte plus précisément sur deux produits : la tomate et l'endive. Trois variétés de tomate sont considérées : la tomate en grappe provenant du Sud-est (SE), la tomate en grappe provenant de Bretagne (CO), et la tomate ronde de calibre 57-67mm provenant du Sud-est (SE). Ces produits ont été choisis car ils sont représentatifs du secteur des légumes en France. Pour ces produits, nous disposons aussi de séries suffisamment longues pour pouvoir utiliser la méthodologie présentée ci-dessus<sup>14</sup>.

La méthodologie est appliquée à 42 relations entre prix au détail et prix à l'expédition : 22 pour la tomate et 20 pour l'endive. Pour chaque produit, la série de prix à l'expédition considérée est la série originale fournie par le SNM où seules les observations correspondant au mardi ou au jeudi sont prises en compte pour les raisons données ci-dessus. Les séries de prix au détail sont construites en prenant la moyenne hebdomadaire des prix observés au niveau des supermarchés pour différents niveaux d'agrégation : le marché national, les marchés régionaux, et les enseignes de la distribution<sup>15</sup>. Il est rarement possible de considérer le niveau du supermarché, les séries de prix correspondantes étant souvent incomplètes du fait de l'absence du produit en rayon certaines semaines. Cela n'a été possible que pour l'endive dans le cas de quatre supermarchés. Les séries présentent alors des

13. Le SNM divise la France en sept grandes régions : Ile de France (RU), Basse-Normandie + Centre + Pays de Loire + Poitou-Charentes + Bretagne (CO), Picardie + Champagne-Ardenne + Haute-Normandie + Nord (NO), Franche-Comté + Lorraine + Alsace (EE), Rhône-Alpes + Auvergne + Bourgogne (RA), Provence Alpes Côte d'Azur + Languedoc (SE), et Aquitaine + Midi-Pyrénées + Limousin (SO).

14. Voir tableaux 1a et 1b. Tous les tableaux sont placés en annexe.

15. La construction des séries de prix au détail entraîne la remarque suivante : en l'absence de données quant aux quantités échangées, il est impossible de calculer les prix au détail comme des moyennes pondérées des prix observés dans les supermarchés, en prenant comme poids la part de chaque magasin dans les ventes totales du produit considéré. Notre étude diffère d'autres travaux sur la transmission des prix où les séries étudiées sont ainsi calculées.



paliers, c'est-à-dire qu'elles sont constantes pendant quelques semaines. Il est à noter que le fait de considérer des produits périssables et une périodicité hebdomadaire conduit à ce que ces paliers ont une durée courte (huit semaines au maximum), à la différence de ce que l'on observe habituellement lorsque les données sont quotidiennes ou que les produits considérés sont stockables.

Les niveaux d'agrégation des séries de prix au détail sont donnés dans les tableaux 1a et 1b (voir l'appendice 2 de l'annexe). Ainsi, par exemple, pour la tomate de type grappe originaire du Sud-est, six niveaux d'agrégation sont considérés : le niveau France entière (national), les régions Sud-est et Sud-ouest (*SE* et *SO*) et trois enseignes (*E1*, *E2* et *E3*). Ces deux tableaux donnent aussi une description statistique des différentes séries utilisées au niveau de l'expédition et du détail. Notons que ces séries de prix portent au maximum sur deux années. Mis à part les cycles inhérents aux produits considérés pour lesquels les prix sont faibles en période de forte production et élevés en période de faible production, il est alors difficile de mettre en évidence d'autres phénomènes saisonniers, sachant, de plus, que ces prix ont tendance à varier d'une semaine à l'autre en fonction des aléas climatiques qui peuvent affecter la production.

## Résultats

La mise en œuvre de la méthodologie économétrique présentée dans la première section présuppose que les séries de prix étudiées soient intégrées à l'ordre un, c'est-à-dire qu'elles ne sont pas stationnaires en niveau mais qu'une fois différenciées, elles sont stationnaires. Pour vérifier cette propriété dans chacune des séries, nous avons utilisé une procédure basée sur le test augmenté de Dickey et Fuller qui est résumée dans l'appendice 2. Les résultats de tous les tests sont donnés dans les deux dernières colonnes des tableaux 1a et 1b du même appendice. Aucun des tests sur les

séries en niveau ne rejette l'hypothèse nulle de non stationnarité de la série. En revanche, tous les tests effectués sur les séries différenciées concluent par le rejet de l'hypothèse nulle de non stationnarité de la série différenciée. En résumé, toutes les séries considérées ne sont pas stationnaires et sont intégrées à l'ordre un.

Les résultats de l'estimation de la relation de cointégration entre prix au détail et prix à l'expédition pour chaque produit et chacun des niveaux d'agrégation de la série des prix au détail sont donnés dans les tableaux 2a et 2b. Ces deux tableaux donnent aussi dans leur sixième colonne un résumé des tests de symétrie dont l'intégralité est donnée dans les tableaux 3a et 3b. L'exemple suivant illustre quelle doit être la lecture de ces tableaux.

### 1. Un exemple

Considérons premièrement les différents tests présentés dans les tableaux 3a et 3b et, pour bien illustrer le contenu de ces deux tableaux, focalisons-nous sur la ligne correspondant à la tomate en grappe produite dans le Sud-est lorsque les prix au détail ont été agrégés au niveau national. La relation qui lui correspond et qui est donnée dans la première ligne du tableau 2a, est la suivante :

$$P_t^D = 0,85 + 1,13 P_t^E + \mu_t^{est} \quad (5)$$

que nous avons résumé en  $P_t^D - 1,13 P_t^E = 0,85$ , cas où  $\mu_t^{est} = 0$ . A partir des résidus estimés de cette équation, il est possible de tester si cette relation est bien une relation de cointégration en testant l'hypothèse nulle  $\rho_1 = \rho_2 = 0$  dans l'équation (2) pour un modèle *TAR*. La valeur de la statistique de test, notée  $\Phi_\mu$ , doit alors être comparée à sa valeur critique pour un seuil donné. La valeur donnée dans Enders et Siklos (2001) pour un seuil de 5 % et aucun retard<sup>16</sup> pour la variable  $\Delta\mu_{t-j}^{est}$  est égale à 5,98. L'hypothèse nulle

16. Nombre choisi de retards pour la variable  $\Delta\mu_{t-j}^{est}$  en testant l'absence d'autocorrélation jusqu'à l'ordre 4 du terme d'erreur  $\varepsilon_t$ .

est clairement rejetée et, par là même, l'hypothèse quant à l'absence de cointégration entre prix au détail et prix de gros. La relation (5) décrit donc bien l'équilibre de long terme qui existe entre les deux séries de prix. Remarquons que le même résultat est obtenu lorsqu'une modélisation de type *MTAR* est considérée. Dans ce cas, la valeur de la statistique de test  $\Phi_\mu$ , soit 19,44, doit être comparé à la valeur critique qui, au seuil de 5 %, est égale à 6,51. Remarquons aussi que l'hypothèse nulle  $\rho_1 = 0$  est aussi rejetée, les valeurs critiques à 5 % étant égales à -2,11 pour *TAR* et -2,02 pour *MTAR*. Une conclusion identique est obtenue quant à l'hypothèse nulle  $\rho_2 = 0$ .

Pour le même produit et le même niveau d'agrégation quant aux prix au détail, la symétrie peut être maintenant étudiée en testant l'hypothèse nulle  $\rho_1 = \rho_2$ . Le tableau 3a donne alors les niveaux de signification empiriques associés aux statistiques usuelles de Fisher pour les deux modèles *TAR* et *MTAR*, soit 0,54 et 0,00. Dans le cas du premier modèle, l'hypothèse nulle n'est pas rejetée alors que, dans le cas du modèle *MTAR*, elle l'est. Nous en concluons en la représentation de la dynamique des écarts à la relation de long terme par un modèle asymétrique de type *MTAR*. Cette information est donnée dans la sixième colonne du tableau 2a.

Pour conclure sur le cas particulier considéré, remarquons qu'il est possible de tester l'hypothèse  $\beta = 1$  dans la relation de cointégration (5) en utilisant la procédure proposée par Stock et Watson (1993) que nous présentons dans l'appendice 1 de l'annexe. Il s'agit alors de voir si la relation de cointégration peut être interprétée en termes de marge fixe à long terme. La valeur de la statistique de Student corrigée associée à la valeur estimée du paramètre  $\beta$  est telle que l'hypothèse nulle considérée ci-dessus ne peut pas être rejetée. En conséquence, il existe une relation de long terme entre les deux prix de type marge fixe et donnée par  $P_t^D - P_t^E = 0,85$  euro par kilogramme.

Les autres lignes des tableaux 2a, 2b, 3a et 3b se lisent de la même façon.

## 2. En résumé

L'ensemble des tests de cointégration concluent en l'existence d'une relation de cointégration entre prix au détail et prix à l'expédition pour tous les produits et niveaux d'agrégation considérés quant aux prix au détail<sup>17</sup>. Dans le cas de la tomate, sur les 22 relations étudiées, 15 sont de type marge fixe<sup>18</sup>, c'est-à-dire que le prix au détail y est égal au prix à l'expédition augmenté d'une marge constante. Dans le cas de la tomate ronde de calibre 57-67mm produite dans le Sud-est de la France, cette marge est, en moyenne, égale à 0,76 euro le kilogramme, le prix moyen à l'expédition étant égal à 0,91 euro/kg. Cette marge varie de 0,73 euro/kg dans la région de production à 0,88 euro/kg dans le Nord de la France, cette variation reflétant les coûts de transport du produit. Pour l'endive, au contraire, ce résultat de marge fixe n'est obtenu que dans 5 cas sur les 20 étudiés. Dans les autres cas, l'interprétation des résultats obtenus est plus difficile. Tout au plus, il est alors possible de dire que la marge du distributeur incorpore un élément de proportionnalité au prix à l'expédition.

Pour la tomate, les tests réalisés à l'étape 4 de la méthodologie présentée ci-dessus<sup>19</sup> concluent au rejet de l'hypothèse nulle d'un ajustement symétrique à la relation de long terme dans la moitié des 22 relations étudiées. De plus, le rejet de cette hypothèse nulle est toujours en faveur d'un ajustement

17. La quatrième colonne des tableaux 3a et 3b donne aussi la valeur du test usuel de cointégration de Engle et Granger (1987) qui correspond au cas où il y a symétrie.

18. Les résultats des tests sont résumés dans la cinquième colonne des tableaux 2a et 2b.

19. Les résultats des tests sont résumés dans la sixième colonne des tableaux 2a et 2b. L'ensemble de ces résultats est donné dans les cinquièmes et sixièmes colonnes des tableaux 3a et 3b.

asymétrique de type *M-TAR*. Dans le cas de l'endive, les résultats sont plus tranchés. Les tests concluent, en général, en faveur de l'hypothèse nulle d'ajustement symétrique et ceci quel que soit l'hypothèse alternative considérée (*TAR* ou *M-TAR*). L'hypothèse nulle n'est rejetée que dans 7 cas : six fois en faveur d'un ajustement asymétrique de type *TAR* et une seule fois en faveur d'un ajustement asymétrique de type *M-TAR*. Comme l'ont souligné Abdulaï et Rieder (2002), une modélisation de type *M-TAR* peut prendre en compte des situations dans lesquelles les distributeurs doivent ajuster leurs prix rapidement en réponse aux variations fréquentes des prix de leurs fournisseurs. Ainsi, dans le cas de la tomate, les prix à l'expédition sont caractérisés par une forte volatilité dans le temps qui peut entraîner des ajustements fréquents des prix au détail de la part des distributeurs. Par contre, la modélisation *TAR* a été proposée pour prendre en compte des mouvements asymétriques plus profonds dans une série temporelle. Un tel comportement dans le cas de l'endive pourrait être justifié par le fait que la production d'endives est moins sujette aux variations climatiques et peut être mieux contrôlée que celle des tomates en vue de s'ajuster aux chocs de la demande.

Dans la dernière colonne des tableaux 2a et 2b sont résumés les tests de signification des vitesses d'ajustement à court terme des prix lorsqu'un écart à la relation de long terme dû à la variation de l'un des prix apparaît dans le court terme<sup>20</sup>. Comme souligné ci-dessus, la vitesse d'ajustement d'un prix est unique lorsqu'il y a symétrie et est décomposée en deux valeurs lorsqu'il y a asymétrie (voir l'étape 5 de la méthodologie présentée ci-dessus). Tout d'abord, il faut remarquer que dans tous les cas étudiés, la (les) vitesse(s) d'ajustement du prix au détail

est (sont) significativement différente(s) de zéro. Par contre, à deux exceptions près, la (les) vitesse(s) d'ajustement du prix à l'expédition n'est (sont) pas significativement différente(s) de zéro. A ces deux exceptions près, il est donc possible de conclure que le prix au détail ne cause pas à long terme le prix à l'expédition. Les séries de prix à l'expédition ne possèdent donc pas un comportement de réponse à une déviation des prix de la relation de long terme. Une interprétation de ce type de résultat a été donnée récemment par Kuiper et Meulenberg (2002) et Kuiper, Lutz et Tilburg (2003). Selon ces auteurs, si l'on suppose que l'évolution dans le temps des coûts de production constitue le moteur de la dynamique de fond des deux séries de prix (le facteur commun au sens de Gonzalo et Granger, 1995), l'absence de réponse à un écart à la relation de long terme de la part du prix à la production (ici, à l'expédition) constituerait une indication que les distributeurs possèdent un pouvoir de négociation tel qu'ils peuvent contraindre les producteurs à fixer leur prix sur la seule base de l'évolution de leurs coûts de production et non pas sur la base de l'évolution de la demande.

De plus, dans le cas de la tomate, lorsqu'il y a asymétrie, les valeurs estimées des vitesses d'ajustement  $\delta_1$  et  $\delta_2$  données dans le tableau 4a indiquent que l'ajustement des prix au détail vers l'équilibre de long terme est, en général, plus rapide lorsque la variation de la marge de long terme est positive (c'est-à-dire lorsque, par exemple, le prix à l'expédition diminue et ainsi entraîne une augmentation de la marge), que lorsque cette variation est négative (c'est-à-dire lorsque, par exemple, le prix à l'expédition augmente et ainsi entraîne une diminution de la marge). Les diminutions du prix à l'expédition sont ainsi transmises au consommateur par les prix au détail plus rapidement que les hausses de ces prix à l'expédition. Dans le cas de l'endive, dans les rares cas d'asymétrie, le phénomène inverse est mis en évidence, c'est-à-dire que les hausses

20. Il s'agit alors d'étudier la causalité à long terme entre les deux séries de prix. Une discussion de ce concept est donnée dans Bruneau et Jondeau (1999).

du prix à l'expédition sont plus vite transmises au consommateur par les distributeurs que les baisses de ces mêmes prix (voir tableau 4b).

En résumé, pour les deux produits étudiés :

- la formation des marges de long terme obéit principalement au principe des marges constantes,
- les prix au détail ne cause pas à long terme les prix à l'expédition,
- la transmission symétrique d'un écart à la marge de long terme vers les prix au détail (dû à une variation des prix à l'expédition) est aussi fréquente que la transmission asymétrique, et
- lorsqu'il y a asymétrie, celle-ci ne joue pas nécessairement dans le sens attendu.

### Conclusion

L'objet de cet article a été de verser des éléments d'appréciation quant à l'assertion selon laquelle les intermédiaires dans les filières des fruits et légumes ont tendance à transmettre plus rapidement aux consommateurs les hausses de prix à l'expédition que les baisses de ces mêmes prix. Pour cela, nous avons procédé à une analyse systématique des relations entre prix au détail et prix à l'expédition pour deux produits phares de la filière légumes : la tomate et l'endive, utilisant des données de prix très riches qui permettent, d'une part, d'avoir une périodicité fine, ici la semaine, et, d'autre part, d'étudier ces relations à divers niveaux de désagrégation : du marché français jusqu'aux magasins. Cette analyse est basée sur des techniques récemment développées pour étudier la cointégration entre deux séries temporelles dans le cadre de modélisations à seuils. Ces techniques permettent de tester l'existence d'asymétrie dans les réponses des prix au détail à des écarts à la relation de long terme qui proviennent d'une variation instantanée positive ou négative du prix à l'expédition.

Les résultats que nous obtenons, ne confirment pas l'assertion donnée ci-dessus. Pour les deux produits étudiés, les cas de transmission asymétrique et ceux de transmission symétrique s'équilibrent. De plus, les asymétries ne jouent pas forcément dans le sens attendu. Sur les 42 cas étudiés, nous ne trouvons que 7 cas pour lesquels les hausses de prix à l'expédition sont plus rapidement transmises aux consommateurs que les baisses. Dans les autres cas, la transmission est soit symétrique, soit joue dans le sens inverse.

Pour conclure, remarquons que le type d'asymétrie que nous trouvons, a déjà été mis en évidence dans les travaux de Ward (1982) et, plus récemment, de Aguiar et Santana (2002). Ces auteurs avancent le caractère hautement périssable des fruits et légumes comme une explication possible. En effet, les fruits et légumes sont des produits difficiles à stocker et, ainsi, le risque de ne pas écouler ses stocks rapidement peut inciter un distributeur à limiter les hausses de prix au détail et à favoriser les baisses de celui-ci. ■

*Les auteurs tiennent à remercier Claude Viau pour les avoir introduits auprès du Service des nouvelles de marché du ministère de l'Agriculture et Alain Jacotot pour les avoir autorisés à utiliser les données collectées par ce service.*

*Ils tiennent aussi à remercier les deux rapporteurs anonymes de la revue qui ont permis d'accroître la lisibilité de l'article ainsi que les participants à différents séminaires ou conférences tenus à Paris, Québec, Toulouse et Zaragoza, pour leurs commentaires et suggestions.*

*La recherche a été financée par le Service des nouvelles de marché et a bénéficié de l'assistance technique de Roland Chartier, Karen Dartigues et David Fraysse. Bien entendu, toutes les erreurs subsistant dans cet article sont de la responsabilité des auteurs.*

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Abdulai A. *Spatial Price Transmission and Asymmetry in the Ghanaian Maize Market*. Journal of Development Economics, 2000, 63, p. 327-349.
- Abdulai A., Rieder P. *Using Threshold Cointegration to Estimate Asymmetric Price Transmission in the Swiss Pork Market*. Applied Economics, 2002, 34, p. 679-687.
- Aguiar D.-R.-D., Santana J.-A. *Asymmetry in Farm to Retail Price Transmission: Evidence from Brazil*. Agribusiness, 2002, 18, p. 37-48.
- Brooker J.-R., Eastwood D.B., Carver B.-T., Gray M.D. *Fresh Vegetable Price Linkage between Grower/Shippers, Wholesalers, and Retailers*. Journal of Food Distribution Research, 1997, 28, p. 54-61.
- Bruneau C., Jondeau E. *Causalité de long terme et amélioration de la prévision : application aux courbes de taux d'intérêt*. Annales d'Economie et Statistique, 1999, 54, p. 23-45.
- von Cramon-Taubadel S. *Estimating Asymmetric Price Transmission with the Error Correction Representation: An Application to the German Pork Market*. European Review of Agricultural Economics, 1998, 25, p. 1-18.
- von Cramon-Taubadel S., Loy J.-P. *Price Asymmetry in the International Wheat Market: Comment*. Canadian Journal of Agricultural Economics, 1997, 44, p. 311-317.
- Enders W., Granger C.-W.-J. *Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates*. Journal of Business and Economic Statistics, 1998, 16, p. 304-321.
- Enders W., Siklos P.-L. *Cointegration and Threshold Adjustment*. Journal of Business and Economic Statistics, 2001, 19, p. 166-176.
- Engle R.-F., Granger C.-W.-J. *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*. Econometrica, 1987, 55, p. 251-276.
- Girapunthong N., VanSickle J.-J., et Renwick. *Price Asymmetry in the United State Fresh Tomato Market*. Journal of Food Distribution Research, 2003, 34, 51-59.
- Gonzalo J., Granger C.-W.-J. *Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems*. Journal of Business and Economic Statistics, 1995, 13, p. 27-35.
- Granger C.-W.-J. *Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Specification*. Journal of Econometrics, 1981, 19, p. 121-130.
- Granger C.-W.-J., Lee T.-H. *Investigation of Production, Sales and Inventory Relationships using Multicointegration and Non-Symmetric Error Correction Models*. Journal of Applied Econometrics, 1989, 4, p. 149-159.
- Harris R., Sollis R. *Applied Time Series Modelling and Forecasting*. John Wiley and sons, New-York, 2003.
- Hayashi F. *Econometrics*. Princeton University Press, Princeton, 2000.
- Houck J.-P. *An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions*. American Journal of Agricultural Economics, 1977, 59, p. 570-572.
- Intriligator M.-D., Bodkin R.-G., Hsiao C. *Econometric Models, Techniques, and Applications*. Prentice-Hall International, New-York, 1996.
- Kuiper E.-W., Lutz, C., van Tilburg A. *Vertical Price Leadership on Local Maize Markets in Benin*. Journal of Development Economics, 2003, 71, p. 417-433.
- Kuiper E.-W., Meulenbergh M.-T.-G. *Vertical Price Leadership within a Channel: A Cointegration Study*. Agribusiness, 2002, 18, p. 317-331.
- Lardic S., Mignon V. *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*. Economica, Paris, 2002.
- Meyer J., von Cramon-Taubadel S. *Asymmetric Price Transmission: A Survey*. Journal of Agricultural Economics, 2004, 55, p. 581-611.

- Parrott S.-D., Eastwood D.-B., Brooker J.-R. *Testing for Symmetry in Price Transmission: An Extension of the Shiller Lag Structure with an Application to Fresh Tomatoes*. Journal of Agribusiness, 2001, 19, p. 35-49.
- Perron P. *Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach*. Journal of Economic Dynamics and Control, 1988, 12, p. 297-332.
- Powers N.-J. *Sticky Short-Run Prices and Vertical Pricing: Evidence from the Market of Iceberg Lettuce*. Agribusiness, 1995, 11, p. 57-75.
- Stock J., Watson M. *A Simple Estimator of Cointegrated Vectors in Higher Order Integrated Systems*. Econometrica, 1993, 61, p. 783-820.
- Ward R.-W. *Asymmetry in Retail, Wholesale, and Shipping Price Point Pricing for Fresh Vegetables*. American Journal of Agricultural Economics, 1982, 64, p. 205-212.
- Wolffram R. *Positivistic Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches - Some Critical Notes*. American Journal of Agricultural Economics, 1971, 53, p. 356-359.
- Worth T. *The F.O.B.-Retail Price Relationship for Selected Fresh Vegetables*. Vegetables and Specialties, ERS-USDA, 1999, 279, p. 26-31.

## ANNEXE

### Appendice 1. La méthode de Stock et Watson (1993)

Bien que l'estimateur des MCO de  $\beta$  dans l'équation (1) est super convergent, l'endogénéité du prix  $P_t^E$  empêche l'utilisation de la statistique usuelle de Student en vue de tester toute hypothèse quant à la valeur de ce paramètre. Stock et Watson (1993) ont proposé d'introduire des variables retardées et avancées de  $\Delta P_t^E$  dans la régression (1) en vue d'obtenir un estimateur efficace de  $\beta$ . L'équation estimée devient :

$$P_t^D = \alpha + \beta P_t^E + \sum_{i=-q, \dots, q} \omega_i \Delta P_{t-i}^E + \mu_t \quad (A1)$$

Si les résidus  $\mu_t$  ne sont pas corrélés, alors la statistique de Student associée à l'estimateur du paramètre  $\beta$ , notée  $t$ , est asymptotiquement distribuée selon une loi normale. Dans le cas contraire, cette statistique doit être modifiée ainsi :  $t' = t \sigma / s$ , où  $\sigma^2$  (respectivement  $s^2$ ) représente la variance de long terme (respectivement de court terme) du résidu. Le détail quant au calcul de ces variances est donné dans Intriligator *et alii* (1996, pages 418-419).

### Appendice 2. Description statistique des données utilisées

Les deux tableaux 1a et 1b présentent diverses statistiques descriptives sur les séries utilisées dans l'analyse présentée ci-dessus ainsi que les résultats des tests de non stationnarité de celles-ci. La stratégie de test que nous avons adoptée est la suivante :

- Le test choisi est de type Dickey et Fuller augmenté (ou ADF).
- Pour implémenter ce test, nous sommes parti du modèle de régression suivant :

$$\Delta y_t = \gamma + \alpha t + \rho y_{t-1} + \sum_j \theta_j \Delta y_{t-j} + v_t \quad (A2)$$

Ce modèle très général permet, en effet, d'incorporer autant de composantes déterministes (en particulier, l'existence d'une tendance déterministe) que celles qui peuvent être présentes dans le processus générateur de la série étudiée  $y_t$ .

- Plusieurs tests successifs ont alors été réalisés en vue d'éliminer les paramètres non nécessaires dans la modélisation de la dynamique de la série (en particulier, les paramètres  $\gamma$  et  $\alpha$ ). Il s'agit là de la procédure séquentielle de tests qui a été proposée par Perron (1988) et qui est résumée dans le tableau 32 de Harris et Sollis (2003).
- Le test de non stationnarité porte sur l'hypothèse nulle  $\rho = 0$  (la série possède une racine unité) contre  $\rho < 0$  (la série est stationnaire) dans le modèle emboîté dans (A2) retenu à l'issue de la procédure évoquée ci-dessus.
- Le choix du nombre des variables retardées  $\Delta y_{t-j}$  est basé sur une procédure de sélection partant d'un modèle avec 12 retards et éliminant le dernier retard jusqu'à ce que le terme d'erreur  $v_t$  suive une loi normale (hypothèse testée via un test de type Ljung Box).

Les tableaux 1a et 1b ne donnent que les valeurs des statistiques de test pour la série en niveaux et la série différenciée. Les valeurs données entre parenthèses sont les valeurs critiques de la statistique ADF au seuil de 1 %. Ces valeurs critiques ne dépendent que du nombre d'observations et du nombre de termes retardés  $\Delta y_{t-j}$  retenus dans le modèle (A2), la présence de la constante et de la tendance dans ce modèle ayant été rejetée quelle que soit la série considérée.

Tableau 1a. Description statistique des séries utilisées pour la tomate (euro/kg)

Produit	Série	Nombre d'observations	Statistiques descriptives				Résultats des tests ADF	
			Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum	Série en niveau	Série différenciée
Tomate type : grappe région d'origine : Sud-est	Expédition	70	1,17	0,37	0,53	1,83	- 1,88 (- 2,59)	- 9,64 (- 2,59)
	National	76	2,24	0,46	1,51	3,46	- 0,09 (- 2,60)	- 3,36 (- 2,61)
	SE	76	2,10	0,41	1,43	3,04	- 1,49 (- 2,59)	- 9,74 (- 2,59)
	SO	69	2,21	0,43	1,58	3,49	- 0,54 (- 2,59)	- 6,96 (- 2,60)
	E1	64	2,17	0,52	1,27	3,13	- 1,89 (- 2,59)	- 5,26 (- 2,61)
	E2	68	2,19	0,56	1,31	3,80	- 2,41 (- 3,55)	- 5,64 (- 2,60)
	E3	64	2,05	0,48	1,32	3,19	- 2,28 (- 3,57)	- 3,63 (- 2,60)
Tomate type : grappe région d'origine : Bretagne	Expédition	64	1,26	0,38	0,59	1,98	- 1,44 (- 2,59)	- 8,25 (- 2,59)
	National	70	2,49	0,66	1,48	4,57	- 0,23 (- 2,60)	- 2,82 (- 2,60)
	CO	69	2,39	0,63	1,45	4,49	- 1,89 (- 2,59)	- 5,24 (- 2,60)
	RU	66	2,34	0,52	1,52	4,57	- 0,93 (- 2,59)	- 6,09 (- 2,60)
	NO	70	2,39	0,59	1,39	4,57	- 0,61 (- 2,59)	- 4,94 (- 2,60)
	E1	62	2,28	0,53	1,43	3,37	- 2,52 (- 3,56)	- 4,17 (- 3,57)
	E2	60	2,37	0,47	1,53	3,19	- 2,30 (- 3,60)	- 3,69 (- 2,63)
	E3	66	2,35	0,62	1,26	4,19	- 2,52 (- 3,69)	- 5,26 (- 2,61)
Tomate type : ronde calibre : 57-67 mm région d'origine : Sud-est	Expédition	67	0,79	0,31	0,34	1,50	- 1,22 (- 2,60)	- 9,26 (- 2,60)
	National	76	1,60	0,37	1,04	2,43	- 2,36 (- 3,57)	- 4,64 (- 2,59)
	SE	77	1,48	0,31	1,03	2,35	- 1,34 (- 2,59)	- 5,52 (- 2,59)
	SO	74	1,57	0,37	1,01	2,43	- 1,75 (- 2,60)	- 5,78 (- 2,60)
	RU	62	1,56	0,39	1,05	2,38	- 1,76 (- 2,61)	- 4,92 (- 2,61)
	NO	64	1,58	0,38	1,05	2,82	- 1,26 (- 2,61)	- 4,87 (- 2,61)
	RA	64	1,59	0,39	1,05	2,58	- 2,12 (- 2,60)	- 5,10 (- 2,60)
	E1	62	1,55	0,40	1,02	2,42	- 2,66 (- 3,56)	- 3,87 (- 2,59)
	E2	66	1,61	0,41	0,90	2,52	- 2,72 (- 3,59)	- 3,59 (- 2,62)
	E19	55	1,53	0,36	0,98	2,35	- 2,75 (- 3,56)	- 5,29 (- 2,60)

Note : RU = Ile-de-France ; CO = Basse-Normandie + Centre + Pays de Loire + Poitou-Charentes + Bretagne ; NO = Picardie + Champagne + Ardenne + Haute-Normandie + Nord ; EE = France-Comté + Lorraine + Alsace ; RA = Rhône-Alpes + Auvergne + Bourgogne ; SE = Provence-Alpes-Côte d'Azur + Languedoc ; SO = Aquitaine + Midi-Pyrénées + Limousin.

Sources de tous les tableaux : Calculs des auteurs à partir des données du SNM 1997-2000.



Tableau 1b. Description statistique des séries utilisées pour l'endive (euro/kg)

Produit	Série	Nombre d'observations	Statistiques descriptives				Résultats des tests ADF	
			Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum	Série en niveau	Série différenciée
Endive : région d'origine: Nord	Expédition	124	1,08	0,40	0,43	2,3	-0,66 (-2,59)	-4,49 (-2,58)
	National	119	2,25	0,51	1,44	3,65	-0,84 (-2,59)	-3,14 (-2,59)
	NO	117	2,21	0,53	1,30	3,66	-0,64 (-2,59)	-4,04 (-2,59)
	RU	117	2,26	0,49	1,46	3,56	-0,77 (-2,59)	-3,37 (-2,59)
	CO	117	2,18	0,52	1,33	3,69	-0,52 (-2,59)	-3,85 (-2,59)
	SO	119	2,32	0,54	1,46	3,68	-0,60 (-2,59)	-3,13 (-2,59)
	EE	116	2,31	0,55	1,42	3,99	-0,79 (-2,59)	-3,61 (-2,59)
	SE	117	2,26	0,52	1,45	3,74	-0,80 (-2,59)	-3,18 (-2,59)
	E2	119	2,30	0,41	1,48	3,50	-0,81 (-2,59)	-5,09 (-2,59)
	E3	119	2,29	0,52	1,40	3,66	-0,70 (-2,59)	-3,95 (-2,59)
	E6	118	2,28	0,64	1,15	3,92	-0,94 (-2,59)	-3,66 (-2,59)
	E7	119	2,13	0,43	1,23	3,34	-0,37 (-2,59)	-3,35 (-2,59)
	E10	119	2,33	0,52	1,55	3,60	-0,55 (-2,59)	-3,40 (-2,59)
	E13	119	2,24	0,59	1,31	3,87	-0,55 (-2,59)	-4,01 (-2,59)
	E14	119	2,16	0,50	1,40	3,81	-0,74 (-2,59)	-3,79 (-2,59)
	E18	119	2,30	0,57	1,41	4,02	-0,77 (-2,59)	-3,33 (-2,59)
	E19	118	2,18	0,60	1,15	3,85	-0,58 (-2,59)	-3,53 (-2,59)
	M1640	111	2,31	0,74	1,06	4,57	-2,52 (-3,58)	-3,08 (-2,62)
	M1649	113	2,45	0,60	1,29	3,80	-1,38 (-2,60)	-3,52 (-2,61)
	M1753	116	2,09	0,69	1,19	3,80	-1,04 (-2,59)	-4,79 (-2,60)
	M1763	117	2,34	0,55	1,36	3,64	-0,48 (-2,59)	-3,53 (-2,60)

Note : RU = Ile-de-France ; CO = Basse-Normandie + Centre + Pays de Loire + Poitou-Charentes + Bretagne ; NO = Picardie + Champagne + Ardenne + Haute-Normandie + Nord ; EE = France-Comté + Lorraine + Alsace ; RA = Rhône-Alpes + Auvergne + Bourgogne ; SE = Provence-Alpes-Côte d'Azur + Languedoc ; SO = Aquitaine + Midi-Pyrénées + Limousin.

Tableau 2a. Résumé des principaux résultats pour la tomate

Produit	Niveau agrégation	Prix au détail	Relation de cointégration	$H_0: \beta = 1$	Symétrie	$H_0: \delta = 0$ $H_0: \phi = 0$
Tomate type: grappe région d'origine : Sud-est	National	National	$P_t^D - 1,13P_t^E = 0,85$ (23,8) (15,1)	Non rejetée	Non : M-TAR	Rejetée Non rejetée
	Régional	SE	$P_t^D - 1,04P_t^E = 0,87$ (17,1) (11,9)	Non rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
		SO	$P_t^D - 1,11P_t^E = 0,93$ (15,4) (11,1)	Rejetée	Non : M-TAR	Rejetée Non rejetée
	Enseigne	E1	$P_t^D - 1,41P_t^E = 0,54$ (19,4) (6,3)	Rejetée	Non : M-TAR	Rejetée Non rejetée
		E2	$P_t^D - 1,24P_t^E = 0,70$ (10,6) (5,7)	Rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
		E3	$P_t^D - 1,21P_t^E = 0,65$ (13,2) (6,2)	Rejetée	Non : M-TAR	Rejetée Non rejetée
Tomate type: grappe région d'origine : Bretagne	National	National	$P_t^D - 1,20P_t^E = 0,80$ (18,5) (9,2)	Rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
	Régional	CO	$P_t^D - 1,30P_t^E = 0,68$ (22,5) (8,8)	Rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
		RU	$P_t^D - 1,09P_t^E = 0,95$ (11,3) (7,4)	Non rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
		NO	$P_t^D - 1,09P_t^E = 0,99$ (11,1) (7,6)	Non rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
	Enseigne	E1	$P_t^D - 1,26P_t^E = 0,68$ (17,1) (7,1)	Rejetée	Non : M-TAR	Rejetée Non rejetée
		E2	$P_t^D - 1,10P_t^E = 1,00$ (11,7) (8,5)	Non rejetée	Non : M-TAR	Rejetée Non rejetée
		E3	$P_t^D - 1,28P_t^E = 0,66$ (12,8) (5,5)	Rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
Tomate type: ronde calibre : 57-67 mm région d'origine : Sud-est	National	National	$P_t^D - 1,04P_t^E = 0,75$ (15,9) (16,4)	Non rejetée	Non : M-TAR	Rejetée Non rejetée
	Régional	SE	$P_t^D - 0,95P_t^E = 0,73$ (13,9) (15,6)	Non rejetée	Non : M-TAR	Rejetée Non rejetée
		SO	$P_t^D - 1,01P_t^E = 0,75$ (11,0) (9,6)	Non rejetée	Non : M-TAR	Rejetée Non rejetée
		RU	$P_t^D - 1,01P_t^E = 0,77$ (10,9) (10,1)	Non rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
		NO	$P_t^D - 0,93P_t^E = 0,88$ (8,8) (10,3)	Non rejetée	Oui	Rejetée Rejetée
		RA	$P_t^D - 0,94P_t^E = 0,86$ (8,6) (9,6)	Non rejetée	Non : M-TAR	Rejetée Rejetée
	Enseigne	E1	$P_t^D - 1,14P_t^E = 0,64$ (15,4) (11,5)	Non rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
		E2	$P_t^D - 0,97P_t^E = 0,78$ (10,6) (12,4)	Non rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
		E19	$P_t^D - 0,98P_t^E = 0,81$ (8,9) (10,4)	Non rejetée	Non : M-TAR	Rejetée Non rejetée

Notes : Entre parenthèses sont données les valeurs des statistiques de Student.

Les hypothèses nulles  $H_0: \delta = 0$  et  $H_0: \phi = 0$  deviennent  $H_0: \delta_1 = 0$  et  $\delta_2 = 0$ , et  $H_0: \phi_1 = 0$  et  $\phi_2 = 0$  quand il y a asymétrie.

Régions : RU = Ile-de-France ; CO = Basse-Normandie + Centre + Pays de Loire + Poitou-Charentes + Bretagne ; NO = Picardie + Champagne + Ardenne + Haute-Normandie + Nord ; EE = France-Comté + Lorraine + Alsace ; RA = Rhône-Alpes + Auvergne + Bourgogne ; SE = Provence-Alpes-Côte d'Azur + Languedoc ; SO = Aquitaine + Midi-Pyrénées + Limousin.

Tableau 2b. Résumé des principaux résultats pour l'endive

Produit	Niveau agrégation	Prix au détail	Relation de cointégration	$H_0: \beta = 1$	Symétrie	$H_0: \delta = 0$ $H_0: \phi = 0$
Endive région d'origine : Nord	National	National	$P_t^D - 1,13 P_t^E = 0,98$ (15,76) (12,43)	Non rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
	Régional	NO	$P_t^D - 1,16 P_t^E = 0,90$ (15,44) (10,81)	Rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
		RU	$P_t^D - 0,98 P_t^E = 1,18$ (13,56) (14,66)	Non rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
		CO	$P_t^D - 1,16 P_t^E = 0,88$ (15,40) (10,89)	Rejetée	Non : TAR	Rejetée Non rejetée
		SO	$P_t^D - 1,18 P_t^E = 0,98$ (17,29) (12,59)	Rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
		EE	$P_t^D - 1,27 P_t^E = 0,87$ (16,10) (9,84)	Rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
		SE	$P_t^D - 1,17 P_t^E = 0,94$ (17,29) (12,59)	Rejetée	Non : TAR	Rejetée Non rejetée
	Enseigne	E2	$P_t^D - 1,46 P_t^E = 0,61$ (18,36) (6,53)	Rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
		E3	$P_t^D - 0,77 P_t^E = 1,47$ (13,09) (22,03)	Rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
		E6	$P_t^D - 1,32 P_t^E = 0,82$ (15,49) (8,60)	Rejetée	Non : TAR	Rejetée Non rejetée
		E7	$P_t^D - 1,18 P_t^E = 0,96$ (17,55) (11,77)	Rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
		E10	$P_t^D - 1,34 P_t^E = 0,65$ (14,95) (6,31)	Rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
		E13	$P_t^D - 1,07 P_t^E = 1,12$ (13,87) (12,85)	Non rejetée	Non : M-TAR	Rejetée Non rejetée
		E14	$P_t^D - 1,26 P_t^E = 0,82$ (12,01) (7,39)	Rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
		E18	$P_t^D - 0,77 P_t^E = 1,29$ (11,29) (16,04)	Rejetée	Non : TAR	Rejetée Non rejetée
		E19	$P_t^D - 1,13 P_t^E = 0,89$ (15,02) (10,74)	Rejetée	Non : TAR	Rejetée Non rejetée
	Magasin	M1640	$P_t^D - 1,15 P_t^E = 1,24$ (11,17) (9,16)	Non rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
		M1649	$P_t^D - 1,46 P_t^E = 0,43$ (17,5) (4,50)	Rejetée	Oui	Rejetée Non rejetée
		M1753	$P_t^D - 1,04 P_t^E = 1,20$ (10,75) (10,39)	Non	Oui	Rejetée Non rejetée
		M1763	$P_t^D - 1,50 P_t^E = 0,60$ (9,12) (3,31)	Rejetée	Non : TAR	Rejetée Non rejetée

Notes : Entre parenthèses sont données les valeurs des statistiques de Student.

Les hypothèses nulles  $H_0: \delta = 0$  et  $H_0: \phi = 0$  deviennent  $H_0: \delta_1 = 0$  et  $\delta_2 = 0$ , et  $H_0: \phi_1 = 0$  et  $\phi_2 = 0$  quand il y a asymétrie.

Régions : RU = Ile-de-France ; CO = Basse-Normandie + Centre + Pays de Loire + Poitou-Charentes + Bretagne ; NO = Picardie + Champagne + Ardenne + Haute-Normandie + Nord ; EE = France-Comté + Lorraine + Alsace ; RA = Rhône-Alpes + Auvergne + Bourgogne ; SE = Provence-Alpes-Côte d'Azur + Languedoc ; SO = Aquitaine + Midi-Pyrénées + Limousin.

Tableau 3a. Résultats des tests de cointégration pour la tomate

Produit	Niveau d'agrégation	Prix au détail	Symétrie : Engle-Granger <sup>a</sup>	Asymétrie : TAR <sup>b</sup>	Asymétrie : M-TAR <sup>c</sup>
Tomate type: grappe région d'origine : Sud-est	National	France	$\rho = -0.902$ (-5.35)	• $\rho_1 = -0.904$ (-4.73) • $\rho_2 = -0.789$ (-3.67) • $\Phi_\mu = 17.35$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.54	• $\rho_1 = -1.090$ (-5.06) • $\rho_2 = -0.586$ (-3.00) • $\Phi_\mu = 19.44$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.00
	Régional	SO	$\rho = -0.890$ (-6.69)	• $\rho_1 = -0.911$ (-4.76) • $\rho_2 = -0.869$ (-4.61) • $\Phi_\mu = 22.01$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.60	• $\rho_1 = -0.940$ (-5.26) • $\rho_2 = -0.679$ (-3.73) • $\Phi_\mu = 20.69$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.00
	Enseigne	E1	$\rho = -0.780$ (-6.26)	• $\rho_1 = -0.868$ (-7.05) • $\rho_2 = -0.671$ (-2.90) • $\Phi_\mu = 29.07$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.28	• $\rho_1 = -0.834$ (-4.24) • $\rho_2 = -0.628$ (-3.83) • $\Phi_\mu = 28.31$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.045
		E3	$\rho = -0.516$ (-4.38)	• $\rho_1 = -0.516$ (-2.93) • $\rho_2 = -0.516$ (-2.89) • $\Phi_\mu = 35.21$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.98	• $\rho_1 = -0.609$ (-3.49) • $\rho_2 = -0.511$ (-3.17) • $\Phi_\mu = 37.23$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.00
Tomate type: grappe région d'origine : Bretagne	Enseigne	E1	$\rho = -0.850$ (-4.38)	• $\rho_1 = -0.899$ (-4.73) • $\rho_2 = -0.807$ (-4.93) • $\Phi_\mu = 23.42$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.72	• $\rho_1 = -0.930$ (-4.45) • $\rho_2 = -0.802$ (-4.84) • $\Phi_\mu = 21.68$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.042
		E2	$\rho = -0.784$ (-5.85)	• $\rho_1 = -0.795$ (-3.88) • $\rho_2 = -0.717$ (-6.36) • $\Phi_\mu = 27.81$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.46	• $\rho_1 = -0.864$ (-4.73) • $\rho_2 = -0.601$ (-5.42) • $\Phi_\mu = 25.93$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.041
Tomate type: ronde calibre: 57-67 mm région d'origine : Sud-est	National	France	$\rho = -0.706$ (-6.32)	• $\rho_1 = -0.909$ (-5.86) • $\rho_2 = -0.568$ (-3.98) • $\Phi_\mu = 25.11$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.118	• $\rho_1 = -1.040$ (-6.11) • $\rho_2 = -0.700$ (-4.82) • $\Phi_\mu = 30.41$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.008
	Régional	SE	$\rho = -0.903$ (-7.21)	• $\rho_1 = -0.887$ (-5.29) • $\rho_2 = -0.925$ (-4.81) • $\Phi_\mu = 25.63$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.82	• $\rho_1 = -0.873$ (-5.57) • $\rho_2 = -0.717$ (-3.53) • $\Phi_\mu = 21.77$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.00
		SO	$\rho = -0.724$ (-6.26)	• $\rho_1 = -0.787$ (-4.70) • $\rho_2 = -0.665$ (-4.09) • $\Phi_\mu = 19.48$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.60	• $\rho_1 = -0.613$ (-4.23) • $\rho_2 = -1.219$ (-6.00) • $\Phi_\mu = 29.98$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.00
		RA	$\rho = -0.875$ (-6.23)	• $\rho_1 = -0.827$ (-4.21) • $\rho_2 = -0.928$ (-4.54) • $\Phi_\mu = 19.19$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.72	• $\rho_1 = -0.887$ (-4.44) • $\rho_2 = -0.870$ (-4.04) • $\Phi_\mu = 18.03$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.03
		Enseigne	$\rho = -0.917$ (-7.18)	• $\rho_1 = -1.168$ (-5.79) • $\rho_2 = -0.974$ (-4.38) • $\Phi_\mu = 21.86$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.46	• $\rho_1 = -1.229$ (-7.58) • $\rho_2 = -0.868$ (-3.27) • $\Phi_\mu = 22.01$ • Signif ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.049
		E19			

Notes : <sup>a</sup>Valeurs estimées des coefficients et statistiques de Student utilisées pour tester l'hypothèse :  $\rho = 0$ .<sup>b</sup>Valeurs estimées des coefficients et statistiques de Student utilisées pour tester les hypothèses :  $\rho_1 = 0$  et  $\rho_2 = 0$ , quand la représentation proposée pour le terme  $\mu_1$  est un modèle TAR.  $\Phi_\mu$  est la valeur de la statistique permettant de tester l'hypothèse :  $\rho_1 = \rho_2 = 0$ . Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) donne le niveau de signification empirique associé au test de l'hypothèse  $\rho_1 = \rho_2$ .<sup>c</sup>Valeurs estimées des coefficients et statistiques de Student utilisées pour tester les hypothèses :  $\rho_1 = 0$  et  $\rho_2 = 0$ , quand la représentation proposée pour le terme  $\mu_1$  est un modèle M-TAR.  $\Phi_\mu^*$  est la valeur de la statistique permettant de tester l'hypothèse :  $\rho_1 = \rho_2 = 0$ . Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) donne le niveau de signification empirique associé au test de l'hypothèse  $\rho_1 = \rho_2$ .

Régions : RA = Rhône-Alpes + Auvergne + Bourgogne ; SE = Provence-Alpes-Côte d'Azur + Languedoc ; SO = Aquitaine + Midi-Pyrénées + Limousin.

Les mêmes notes sont valables pour le tableau 3b.

Tableau 3b. Résultats des tests de cointégration pour l'endive

Produit	Niveau d'agrégation	Prix au détail	Symétrie : Engle-Granger <sup>a</sup>	Asymétrie : TAR <sup>b</sup>	Asymétrie : M-TAR <sup>c</sup>
Endive région d'origine : Nord	National	France	$\rho = -0.427$ (-4.49)	• $\rho_1 = -0.350$ (-3.03) • $\rho_2 = -0.592$ (-4.18) • $\Phi_\mu = 12.22$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.135	• $\rho_1 = -0.397$ (-3.53) • $\rho_2 = -0.460$ (-3.01) • $\Phi_\mu = 11.54$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.670
	Régional	NO	$\rho = -0.484$ (-4.56)	• $\rho_1 = -0.427$ (-2.89) • $\rho_2 = -0.618$ (-4.19) • $\Phi_\mu = 11.01$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.264	• $\rho_1 = -0.466$ (-3.01) • $\rho_2 = -0.533$ (-3.45) • $\Phi_\mu^* = 8.81$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.167
		RU	$\rho = -0.353$ (-4.01)	• $\rho_1 = -0.344$ (-2.932) • $\rho_2 = -0.719$ (-3.38) • $\Phi_\mu = 12.03$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.61	• $\rho_1 = -0.187$ (-1.846) • $\rho_2 = -0.435$ (-3.997) • $\Phi_\mu^* = 15.5$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.113
		CO	$\rho = -0.494$ (-3.97)	• $\rho_1 = -0.344$ (-4.231) • $\rho_2 = -0.719$ (-3.38) • $\Phi_\mu = 12.03$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.035	• $\rho_1 = -0.390$ (-1.949) • $\rho_2 = -0.604$ (-4.565) • $\Phi_\mu^* = 10.62$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.039
		SO	$\rho = -0.436$ (-4.09)	• $\rho_1 = -0.319$ (-2.673) • $\rho_2 = -0.583$ (-4.055) • $\Phi_\mu = 9.979$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.119	• $\rho_1 = -0.318$ (-2.67) • $\rho_2 = -0.543$ (-4.46) • $\Phi_\mu^* = 12.83$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.188
		EE	$\rho = -0.436$ (-3.49)	• $\rho_1 = -0.343$ (-2.67) • $\rho_2 = -0.637$ (-3.86) • $\Phi_\mu = 8.57$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.125	• $\rho_1 = -0.383$ (-3.78) • $\rho_2 = -0.472$ (-2.59) • $\Phi_\mu^* = 8.491$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.604
		SE	$\rho = -0.507$ (-5.13)	• $\rho_1 = -0.743$ (-5.04) • $\rho_2 = -0.601$ (-4.00) • $\Phi_\mu = 19.86$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.045	• $\rho_1 = -0.296$ (-1.80) • $\rho_2 = -0.625$ (-4.90) • $\Phi_\mu^* = 12.29$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.064
	Enseigne	E2	$\rho = -0.499$ (-4.47)	• $\rho_1 = -0.409$ (-3.16) • $\rho_2 = -0.632$ (-4.28) • $\Phi_\mu = 12.09$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.201	• $\rho_1 = -0.387$ (-2.56) • $\rho_2 = -0.608$ (-4.97) • $\Phi_\mu^* = 13.96$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.203
		E3	$\rho = -0.375$ (-3.85)	• $\rho_1 = -0.312$ (-2.55) • $\rho_2 = -0.485$ (-3.21) • $\Phi_\mu = 7.30$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.299	• $\rho_1 = -0.201$ (-1.81) • $\rho_2 = -0.369$ (-3.76) • $\Phi_\mu^* = 7.95$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.082
		E6	$\rho = -0.720$ (-5.04)	• $\rho_1 = -0.516$ (-2.99) • $\rho_2 = -1.05$ (-6.55) • $\Phi_\mu = 21.48$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.007	• $\rho_1 = -0.326$ (-1.79) • $\rho_2 = -0.881$ (-5.04) • $\Phi_\mu^* = 12.81$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.065
		E7	$\rho = -0.410$ (-3.69)	• $\rho_1 = -0.368$ (-2.37) • $\rho_2 = -0.467$ (-3.49) • $\Phi_\mu = 7.42$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.578	• $\rho_1 = -0.301$ (-2.29) • $\rho_2 = -0.529$ (-3.20) • $\Phi_\mu^* = 6.73$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.192

Tableau 3b (suite). Résultats des tests de cointégration pour l'endive

Produit	Niveau d'agrégation	Prix au détail	Symétrie : Engle-Granger <sup>a</sup>	Asymétrie : TAR <sup>b</sup>	Asymétrie : M-TAR <sup>c</sup>
Endive région d'origine : Nord	Enseigne	E10	$\rho = -0.609$ (-5.64)	• $\rho_1 = -0.556$ (-3.97) • $\rho_2 = -0.673$ (-3.77) • $\Phi_\mu = 11.86$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.501	• $\rho_1 = -0.400$ (-2.58) • $\rho_2 = -0.580$ (-3.81) • $\Phi_\mu^* = 9.61$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.304
		E13	$\rho = -0.589$ (-4.52)	• $\rho_1 = -0.42$ (-3.11) • $\rho_2 = -0.785$ (-6.87) • $\Phi_\mu = 24.57$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.055	• $\rho_1 = -0.399$ (-2.921) • $\rho_2 = -0.826$ (-6.57) • $\Phi_\mu^* = 22.21$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.028
		E14	$\rho = -0.408$ (-3.76)	• $\rho_1 = -0.319$ (3.05) • $\rho_2 = -0.601$ (-4.00) • $\Phi_\mu = 10.77$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.116	• $\rho_1 = -0.367$ (-3.47) • $\rho_2 = -0.480$ (-3.37) • $\Phi_\mu^* = 10.88$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.529
		E18	$\rho = -0.490$ (-4.36)	• $\rho_1 = -0.388$ (-2.83) • $\rho_2 = -0.723$ (-4.26) • $\Phi_\mu = 12.43$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.06	• $\rho_1 = -0.38$ (-2.22) • $\rho_2 = -0.698$ (-4.87) • $\Phi_\mu^* = 13.70$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.048
	Magasin	E19	$\rho = -0.553$ (-3.97)	• $\rho_1 = -0.420$ (-2.39) • $\rho_2 = -0.810$ (-4.41) • $\Phi_\mu = 10.69$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.055	• $\rho_1 = -0.508$ (-2.89) • $\rho_2 = -0.619$ (-3.29) • $\Phi_\mu^* = 9.22$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.573
		M1640	$\rho = -0.468$ (-3.87)	• $\rho_1 = -0.232$ (-1.50) • $\rho_2 = -0.637$ (-5.61) • $\Phi_\mu = 15.89$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.072	• $\rho_1 = -0.272$ (-1.01) • $\rho_2 = -0.778$ (-5.82) • $\Phi_\mu^* = 16.98$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.085
		M1649	$\rho = -0.889$ (-4.75)	• $\rho_1 = -0.816$ (-2.76) • $\rho_2 = -0.970$ (-4.48) • $\Phi_\mu = 10.94$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.540	• $\rho_1 = -0.888$ (-3.25) • $\rho_2 = -0.892$ (-4.32) • $\Phi_\mu^* = 11.54$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.906
		M1753	$\rho = -0.423$ (-3.62)	• $\rho_1 = -0.327$ (-1.45) • $\rho_2 = -0.606$ (-3.70) • $\Phi_\mu = 13.61$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.179	• $\rho_1 = -0.345$ (-1.63) • $\rho_2 = -0.641$ (-2.93) • $\Phi_\mu^* = 4.88$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) =
		M1764	$\rho = -0.488$ (-4.44)	• $\rho_1 = -0.350$ (-2.73) • $\rho_2 = -0.677$ (-4.789) • $\Phi_\mu = 13.61$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.062	• $\rho_1 = -0.450$ (-3.58) • $\rho_2 = -0.534$ (-4.02) • $\Phi_\mu^* = 12.80$ • Signif. ( $\rho_1 = \rho_2$ ) = 0.595

Tableau 4a. Vitesses d'ajustement dans les cas asymétriques pour la tomate

Produit	Variable endogène: $\Delta P_t^D$	Modèle asymétrique	$\delta_1$	$\delta_2$
Tomate type: grappe région d'origine : Sud-est	National	M-TAR	-0,490 (-2,03)	-0,800 (-2,96)
	Région : SO	M-TAR	-1,037 (-4,16)	-0,736 (-2,66)
	Enseigne : E1	M-TAR	-0,655 (-3,62)	-0,459 (-2,68)
	E3	M-TAR	-0,903 (-3,53)	-0,712 (-4,39)
Tomate type: grappe région d'origine : Brctagne	E1	M-TAR	-0,664 (-3,43)	-0,566 (-3,01)
	E2	M-TAR	-0,836 (-4,08)	-0,646 (-2,94)
Tomate type: ronde calibre : 57-67 mm région d'origine : Sud-est	National	M-TAR	-0,732 (-2,91)	-0,449 (-2,74)
	Région: RA	M-TAR	-0,880 (-3,91)	-0,488 (-1,98)
	Région: SO	M-TAR	-1,325 (-3,12)	-0,541 (-2,39)
	Région: SE	M-TAR	-0,996 (-3,90)	-0,374 (-2,12)
	Enseigne: E19	M-TAR	-1,381 (-3,31)	-0,823 (-4,47)

Note : Les valeurs données entre parenthèses sont les statistiques de Student associées aux valeurs estimées des coefficients.

Tableau 4b. Vitesses d'ajustement dans les cas asymétriques pour l'endive

Produit	Variable endogène: $\Delta P_t^D$	Modèle asymétrique	$\delta_1$	$\delta_2$
Endive région d'origine : Nord	Région : CO	TAR	-0,380 (-4,82)	-0,434 (-6,35)
	SE	TAR	-0,334 (-4,14)	-0,416 (-3,78)
	Enseigne : E6	TAR	-0,461 (-4,96)	-0,643 (-6,28)
	E13	M-TAR	-0,368 (-3,67)	-0,525 (-5,69)
	E18	TAR	-0,413 (-3,08)	-0,542 (-4,91)
	E19	TAR	-0,351 (-2,05)	-0,484 (-2,69)
	Magasin: M1763	TAR	-0,532 (-3,78)	-0,401 (-2,97)

Note : Les valeurs données entre parenthèses sont les statistiques de Student associées aux valeurs estimées des coefficients.

Régions CO = Basse-Normandie + Centre + Pays de Loire + Poitou-Charentes + Bretagne ; SE = Provence-Alpes-Côte d'Azur + Languedoc.