



Rapport pour la Direction de la Prévision

*Étude sur les liens entre prix agricoles
à la production et prix alimentaires¹.*

Michel SIMIONI

avec la collaboration de

Christophe BONTEMPS

Décembre 2003

¹Le présent document ne représente pas la position de l'INRA et n'engage que ses auteurs

Table des matières

1	Synthèse générale	9
2	Secteur viandes bovines	13
2.1	Synthèse de l'étude	13
2.2	Les données	17
2.2.1	Séries utilisées	17
2.2.2	Choix de la période	17
2.3	Propriétés des séries	20
2.3.1	Tests de racine Unitaire	20
2.3.2	Tests de stationnarité (KPSS)	24
2.4	Prix de gros et prix à la production	25
2.4.1	Détermination du nombre de retards dans le modèle à correction d'erreur.	26
2.4.2	Existence d'une relation de cointégration.	27
2.4.3	Estimation du modèle à correction d'erreur.	29
2.4.4	En résumé	32
2.5	Du producteur au détaillant	32
2.5.1	Existence d'une relation de cointégration et stabilité . .	32
2.5.2	Causalité entre prix à la production et prix au détail .	38
3	Secteur viandes porcines	41
3.1	Synthèse de l'étude.	41
3.2	Les données	46
3.2.1	Séries utilisées	46
3.2.2	Choix de la période	49
3.3	Propriétés des séries	50
3.3.1	Traitement de la saisonnalité des séries	50
3.3.2	Tests de racine unitaire	53

3.3.3	Tests de stationnarité (KPSS)	56
3.4	prix de gros et prix à la production	59
3.4.1	Existence d'une relation de cointégration	59
3.4.2	Existence d'une relation de cointégration avec change- ment structurel	64
3.4.3	Causalité entre prix de gros et prix à la production . .	69
3.4.4	En résumé	70
3.5	Prix au détail, prix à la production et salaire	71
3.5.1	Caractérisation et stabilité	71
3.5.2	Une analyse approfondie sur la période 1975-1985 . . .	76
4	Secteur laitier	81
4.1	Synthèse de l'étude.	81
4.2	Les données	84
4.2.1	Séries utilisées	84
4.2.2	Traitement de la saisonnalité pour la série <i>LNPPPLA</i> .	87
4.3	Propriétés des séries	92
4.3.1	Dickey-Fuller sur séries brutes	92
4.3.2	Dickey-Fuller sur séries en log	94
4.3.3	Dickey-Fuller sur séries désaisonnalisées	96
4.3.4	Tests de stationnarité (KPSS)	96
4.4	Prix industriel et prix à la production	99
4.4.1	Détermination du nombre de retards dans le modèle à correction d'erreur.	99
4.4.2	Existence d'une relation de cointégration.	100
4.4.3	Estimation du modèle à correction d'erreur	102
4.4.4	En résumé	103
4.5	De l'industriel au détaillant	105
4.5.1	Existence d'une relation de long terme avec change- ment structurel.	105
4.5.2	Stabilité de la relation de cointégration.	109
4.5.3	Causalité entre prix industriel et prix au détail	111
A	Stationnarité et cointégration : définitions.	117
B	Racine unité et stationnarité	119
B.1	Détection d'une racine unité.	119
B.2	Test de stationnarité.	122

<i>TABLE DES MATIÈRES</i>	5
C L'approche de Johansen	123
D L'approche à la Engle et Granger	127
E Changements structurels	131
E.1 Tests de Hansen (1992)	131
E.2 Tests de Gregory et Hansen (1996)	132
F Relation de long terme	135
G Résultats de l'étude de Rouchet (2002).	137
G.1 Viande Bovine	137
G.2 Viande porcine	138
G.3 Filière lait.	139
H Interprétation de la causalité	141
H.1 Tests de causalité : quelques rappels.	142
H.2 Relations verticales : Kuiper et Meulenberg (2002).	143

Table des figures

1.1	Sens des causalités dans la filière "viande bovine".	10
1.2	Sens des causalités dans la filière "viande porcine".	10
1.3	Sens des causalités dans la filière "lait".	11
2.1	"Indices des salaires et des prix au détail (pdp), en gros (pgb) et à la production (ppb) du Boeuf depuis 1970"	19
2.2	"Indices <i>en log</i> des salaires et des prix au détail (pdp), en gros (pgb) et à la production (ppb) du Boeuf depuis 1970"	19
2.3	Valeurs des critères d'information	27
2.4	Test backward ADF, forward ADF et de Gregory et Hansen	33
2.5	"Evolution de la consommation par personne des viandes non transformées de 1949 à 1995 (source : séries de la Comptabilité Nationale Base 1980, rétopolation INRA-CORELA, [2])"	34
2.6	F-Test de Hansen sur l'intervalle [1973-2000]	37
2.7	F-Test de Hansen sur l'intervalle [1975-2000]	37
3.1	"Indices des salaires et des prix au détail (pdp), en gros (pgb) et à la production (ppb) du Porc depuis 1970"	48
3.2	"Indices <i>en log</i> des salaires et des prix au détail (pdp), en gros (pgb) et à la production (ppb) du Porc depuis 1970"	48
3.3	"Série des prix au détail (pdpo), de gros (pgpo) et à la production (pppo) en moyenne par mois"	51
3.4	"Evolution des prix au détail (pdpo), de gros (pgpo) et à la production (pppo) mois par mois"	52
3.5	Détection d'un changement structurel - Période 1975 :01-2000 :04.	67
3.6	Détection d'un changement structurel - Période 1972 :01-2000 :04.	68
3.7	Résumé des périodes de stabilité pour la relation PGPO - PPPO	71
3.8	Tests <i>Backward ADF</i> , <i>Forward ADF</i> et de Gregory et Hansen - Période 1972 :01-2000 :04.	73

3.9	Résumé des périodes de stabilité	74
3.10	Périodes de stabilité et d'instabilité des relations entre séries	77
4.1	"Indices des salaires et des prix au détail (pdla), industriels (pila) et à la production (ppla) du lait depuis 1980"	86
4.2	"Indices <i>en log</i> des salaires et des prix au détail (pdla), industriels (pgla) et à la production (ppla) des produits laitiers depuis 1980"	86
4.3	Série $\ln pppla$ en moyenne par mois	87
4.4	Série $\ln pppla$ mois par mois sur la période [1983,2000]	88
4.5	Evolution de la série désaisonnalisée des prix à la production ($\ln padj$) en comparaison avec celle de la série originale de ces prix ($\ln pppla$)	91
4.6	Evolution de la série désaisonnalisée des prix à la production ($\ln padj$) et des séries des prix industriels ($\ln pila$) et au détail ($\ln pdla$)	91
4.7	"Valeurs des critères d'information"	100
4.8	Test backward ADF, forward ADF et de Gregory et Hansen	108
4.9	"F-Test de Hansen sur l'intervalle [1983-2000]"	109
4.10	Périodes de stabilité entre les séries étudiées	110

Chapitre 1

Synthèse générale de l'étude.

Les trois graphiques présentés ci-dessous ont pour objet de résumer les résultats obtenus dans les chapitres suivants quant à la transmission des prix le long de trois filières de l'agro-alimentaire : viande bovine, viande porcine et lait. Les flèches représentent le sens des causalités entre prix. Lorsque l'élasticité de transmission entre deux prix est égale à un, il est indiqué sur le graphique que la transmission entre les deux prix est parfaite. Ainsi, par exemple, 1% d'augmentation du prix à la production de la viande bovine entraîne 1% d'augmentation du prix de gros. Lorsque cette élasticité de transmission est inférieure à un, sa valeur est donnée. Notons qu'une attention particulière a été consacrée à la possibilité de changement dans le temps dans la nature des transmissions entre prix. Les dates de possibles changements structurels sont ainsi données.

La lecture de ces graphiques conduit aux remarques suivantes :

1. Lorsqu'une flèche indique une causalité entre deux séries de prix : par exemple, le prix de gros "cause" le prix de détail dans la filière "viande bovine", il ne faut donner à cette causalité qu'une simple interprétation statistique. Ainsi, dans l'exemple, il est possible d'expliquer la dynamique des prix au détail par celle passée des prix de gros alors que l'inverse n'est pas vérifié.

FIG. 1.1 – Sens des causalités dans la filière "viande bovine".

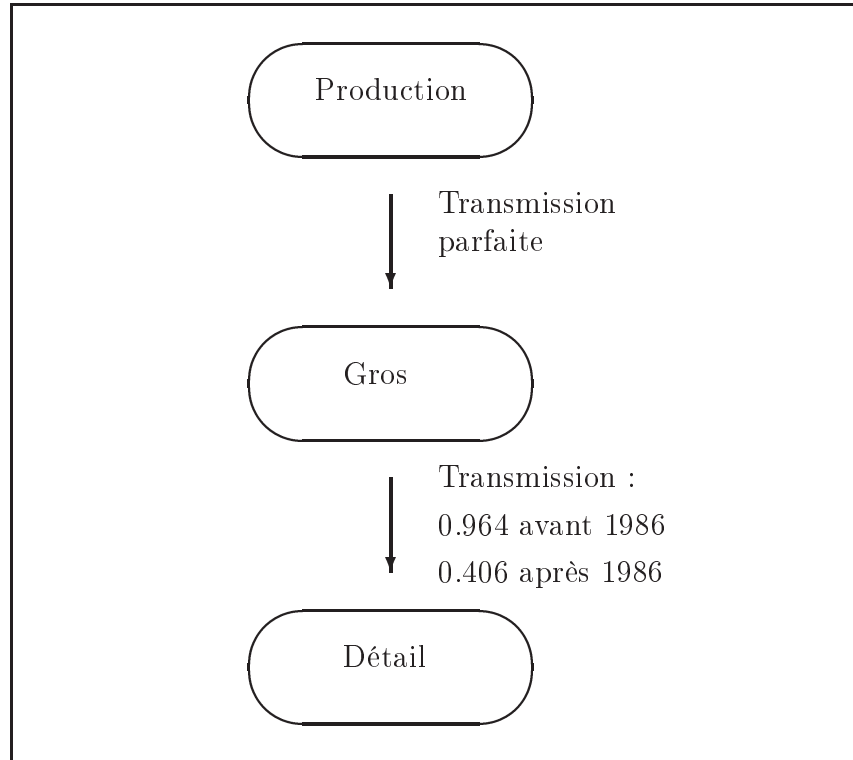
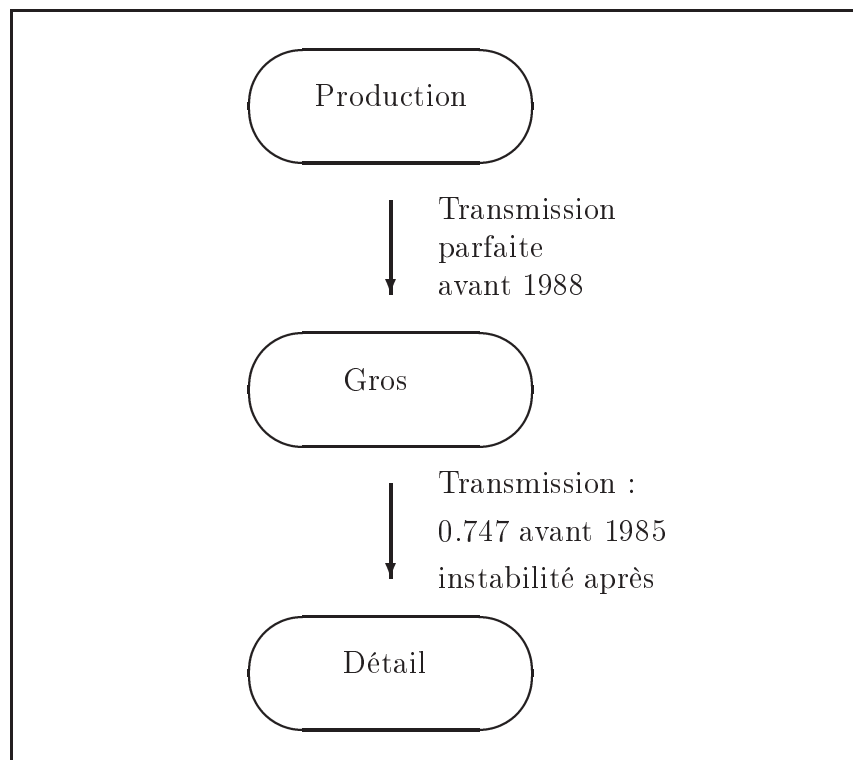
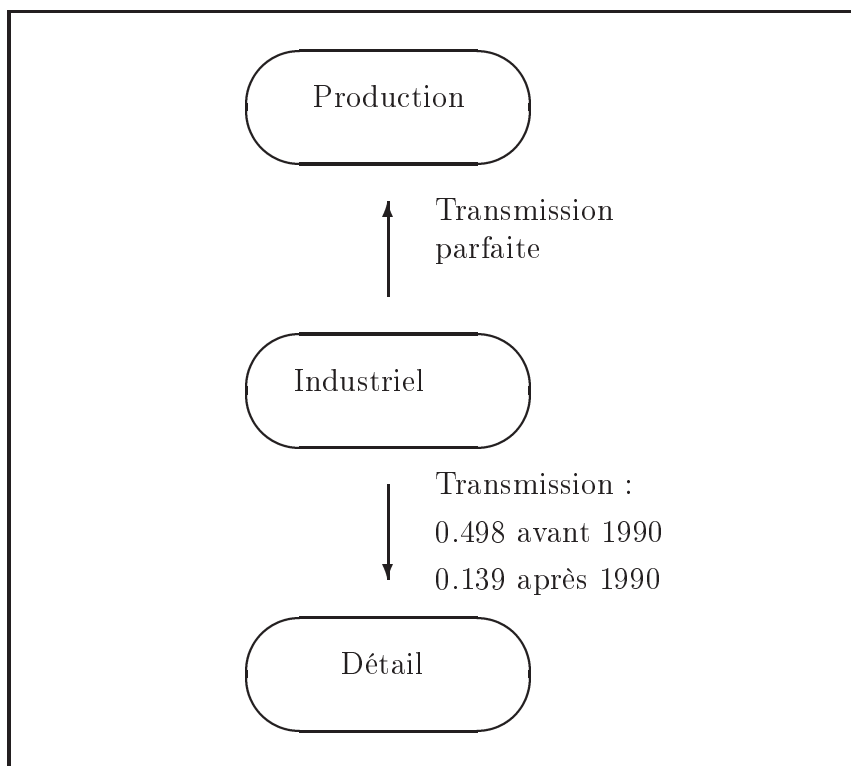


FIG. 1.2 – Sens des causalités dans la filière "viande porcine".



Cette interprétation ne sous-entend nullement que c'est le stade "gros" qui fixe les prix dans la filière en anticipant les réactions du stade "détail". Elle correspond d'avantage au cas où ce sont les distributeurs qui ne permettent pas aux grossistes d'influer sur les prix de détail autrement que par les fluctuations exogènes de coût auxquelles ces derniers font face. L'annexe H donne une interprétation plus précise de la causalité et de son rôle dans l'analyse des relations verticales le long d'une filière.

FIG. 1.3 – Sens des causalités dans la filière "lait".



2. Les causalités mises en évidence vont dans le sens attendu dans les filières de la viande bovine et de la viande porcine, à savoir de la production vers le gros et du gros vers la distribution. Par contre, la causalité joue dans un sens inverse au premier stade de la filière laitière : le prix industriel "cause" le prix à la production. Ce résultat pourrait faire

écho au mode de fixation du prix à la production du lait dans la filière. En effet, depuis la fondation du Marché Commun, la politique laitière européenne est fondée sur un soutien de la production par les prix et sur une limitation de la production par les quotas (depuis 1984). Jusqu'en 1998, ce soutien à la production passait par un soutien indirect du prix du lait à la production par l'intermédiaire d'intervention sur les prix au niveau des produits industriels dérivés du lait (beurre et poudre de lait). Depuis un accord interprofessionnel de 1997, la variation du prix du lait à la production est, en partie, indexée sur les fluctuations de marché du prix des produits industriels dérivés du lait (cette variation peut, en effet, être corrigée par la prise en compte de la valorisation sur le marché des produits de grande consommation issus du lait). Les variations de valorisation observées sont imputées à parts égales entre les producteurs et les transformateurs. Voir, Iriart (2003).

3. Les changements structurels dans les relations entre prix au niveau gros/détail des filières viandes (bovine et porcine) apparaissent au milieu des années 80. Or c'est à ce moment là que les prix ont été libérés en France, plus précisément en 1986. Pour Mainsant et de Fontguyon (1994), cette taxation des prix avant 1986 "*consistait à limiter les marges brutes des distributeurs. En GMS et en viande de boucherie, la stratégie de parts de marché par le prix permettait de tolérer ces faibles marges imposées par la réglementation. On avait coutume de dire que le rayon boucherie bénéficiait d'un statut de rayon d'appel. Autrement dit, la péréquation interne jouait en sa faveur. Mais depuis 1985, le différentiel de prix GMS-boucherie traditionnelle est devenu tel qu'il autorisait un réajustement des marges des GMS, et la disparition de la taxation a permis ce réajustement.*"

En résumé, ce changement dans la taxation aurait favorisé la progression des marges au rayon boucherie des grandes et moyennes surfaces qui était latente depuis 1985. Il aurait aussi permis un affaiblissement de la concurrence entre les bouchers-détaillants et les rayons viandes des grandes surfaces. Cela pourrait expliquer les changements observés dans les élasticités de transmission du prix de gros vers le prix au détail qui diminuent sensiblement après cette libéralisation.

Chapitre 2

Transmission des prix dans la filière des viandes bovines

2.1 Synthèse de l'étude.

1. L'objet de cette étude est la transmission des prix dans la filière de la viande bovine en France. Il s'agit de vérifier si cette transmission a bien lieu de l'amont (la production) vers l'aval (la consommation). Pour cela, nous allons analyser quelle est la nature des relations qui lient les prix observés aux trois stades de la filière : prix à la production, prix de gros et prix au détail. Nous allons aussi nous intéresser aux conséquences qu'ont pu avoir sur la transmission des prix le long de cette filière, les événements qui ont affecté celle-ci comme la réforme de 1992 et les crises ESB.

Cette étude mobilise des séries de prix et de taux de salaire qui sont extraites de la Base de Données Macroéconomiques de l'*INSEE* (voir section 2.2).

2. Une analyse descriptive des séries de prix et du taux de salaire (section 2.2) nous a conduit aux constatations suivantes :
 - les deux séries de prix : prix à la production et prix de gros, semblent suivre des évolutions concomitantes,
 - les séries de prix (prix à la production, prix au détail) et le taux de

salaire suivent des évolutions plus contrastées. On retrouve le fait couramment observé que le prix au détail présente moins de variabilité instantanée que le prix à la production. Cette observation tient, peut-être, au fait que nous travaillons à partir d'indices de prix : l'indice de prix au détail représente un agrégat de produits plus hétérogènes que l'indice de prix à la production.

Ces deux constatations nous ont conduits à mener notre étude en deux temps :

- (a) étude de la relation de long terme entre prix de gros et prix à la production, puis
- (b) étude de la relation de long terme entre prix au détail, prix à la production et taux de salaire

Étudier l'existence d'une relation de long terme (ou relation de cointégration) entre séries temporelles présuppose que celles-ci ne soient pas stationnaires. Une étude préliminaire (section 2.3) consiste alors en la caractérisation des propriétés statistiques de chacune des séries de prix.

3. Nous allons d'abord voir s'il existe une relation de cointégration entre le prix de gros et le prix à la production. Pour pouvoir aisément interpréter certains coefficients de cette relation en termes d'élasticité de transmission, les deux séries sont transformées en logarithme. Il est alors possible de montrer que
 - (a) il existe bien une relation de long terme entre ces deux séries de prix,
 - (b) le prix à la production "cause" le prix de gros, et
 - (c) la transmission d'une variation du prix à la production au prix de gros, l'élasticité de transmission n'étant pas significativement différente de un.

Les évolutions du prix de gros peuvent donc être résumées par la connaissance de celles du prix à la production. Ainsi, nous ne considérerons que le prix à la production dans la suite de l'étude.

4. L'étude de la relation entre prix au détail, prix à la production et taux de salaire fait écho aux travaux de Rouchet (2002). Celui-ci a ainsi mis en évidence l'existence d'une telle relation à partir de séries trimestrielles exprimées en logarithmes (voir annexe G). Ici, nous proposons une étude des séries mensuelles exprimées, elles aussi, en logarithmes et portant sur la période 1975-2000 (section 4.5). Cette étude a le double objectif
 - (a) de caractériser l'existence d'une relation de long terme entre ces trois séries transformées et
 - (b) d'étudier la stabilité de cette relation dans le temps.

Pourquoi choisir de transformer les données en logarithme ? Parce que

- (a) si une relation de long terme existe, il est alors possible d'interpréter les coefficients associés au logarithme du prix à la production et au logarithme du taux de salaire comme des élasticités. Ils décriront donc l'évolution relative du prix au détail par rapport à une évolution relative du prix à la production ou du taux de salaire.
- (b) si une relation de long terme existe, il est aussi possible d'interpréter, comme le fait Rouchet (2002), ces coefficients comme les parts dans le coût de production de la viande bovine de la matière première (coefficient associée au logarithme du prix à la production) et du travail (coefficient associé au logarithme du taux de salaire) (voir annexe F).

De plus, la période choisie est longue et le secteur de la viande bovine a connu de profonds changements sur cette période : diminution de la consommation par habitant au début des années 1980, crise ESB en 1989-90. Il est alors intéressant de voir si la relation de long terme a été modifiée au cours de cette période et de détecter quand de tels changements ont eu lieu.

Deux types de tests complémentaires de détection de changements structurels ont été mis en oeuvre :

- (a) Le premier type a pour objet de tester l'existence d'une relation de long terme en y incorporant un possible changement de valeur des coefficients à une date à déterminer.

- (b) Le deuxième suppose qu'il existe une relation de long terme entre les séries et cherche à détecter si celle-ci a changé dans le temps.

Ces tests gênèrent les résultats suivants :

- Les tests du premier type indiquent l'existence d'une relation de long terme avec un changement possible vers la fin des années 1980, l'un d'eux donnant au seuil de 5% une période de changements possibles allant de 1982 à la fin des années 1980.
- Ceux du deuxième type détectent un changement possible dans la relation de cointégration sur une période identique.

Remarquons que cette période est celle où le secteur de la viande bovine a connu de profondes modifications. De plus, les estimations de la relation de long terme incorporant différentes dates de rupture dans cette période mettent en évidence un changement dans les valeurs relatives des coefficients. Ainsi, si l'on suppose que la date de changement structurel est 1986, l'élasticité de transmission du prix à la production vers le prix au détail, est plus élevée avant cette date qu'après. 1% de variation dans le prix à la production entraînait une variation plus forte du prix au détail avant 1986 (0.964%) qu'après (0.406%). Par contre, nous observons l'inverse pour la transmission du taux de salaire vers le prix au détail. Une variation de 1% du taux de salaire est répercuté plus amplement après 1986 (0.787%) qu'avant (0.167%).

Si l'on interprète les coefficients de la relation de cointégration en termes de parts dans le coût de production, remarquons tout d'abord que leur somme est pratiquement égale à un lorsqu'on considère les estimations avec changement structurel en 1986 (1.131 avant 1986 et 1.193 après). De plus, la matière première joue un rôle moins important que le travail dans le coût de production de la viande bovine après 1986 qu'avant.

2.2 Les données

2.2.1 Séries utilisées

Les données utilisées dans cette étude sont issues de la Base des Données Macroéconomiques de l'INSEE et proviennent du rapport de Jean Rouchet [21]. Il s'agit, d'une part, des relevés mensuels des trois indices suivants :

- *indices des prix à la consommation*
- *indices des prix de consommations intermédiaires*
- *indices des prix agricoles à la production*
- et d'autre part des relevés trimestriels du *coût salarial total pour l'employeur*, construit comme la somme des *charges salariales de l'employeur* et du *salaires brut*.

Cette dernière série trimestrielle a été interpolée afin d'obtenir un indice mensuel compatible avec les séries précédentes.

Les données sur les indices des prix de consommations intermédiaires sont de deux natures, et nous disposons soit des indices de "prix de gros alimentaires", soit des indices de "prix de vente des industries agricoles et alimentaires" (IAA), soit des deux séries. Les transformations que subissent les produits dans ces deux filières sont sensiblement différents. La branche "commerce de gros" effectue des transformations minimales (conditionnement, stockage, transport,...), tandis que les IAA transforment plus profondément le produit (surgelés, plats, etc). En outre la nomenclature des produits utilisés dans cette filière peut différer. Pour le bœuf et conformément à l'étude de Jean Rouchet [21], nous avons choisi d'utiliser l'indice des prix de gros des produits alimentaires (Viande de bœuf) pour l'étude.

2.2.2 Choix de la période

Ces séries sont d'inégales longueurs et certaines existent depuis 1949. Cependant, nous avons dû restreindre notre étude à des séries plus courtes que la période de recouvrement des séries et ce pour diverses raisons. Le calcul des indices de prix (production et détail) a évolué au fil du temps et ne s'est stabilisé qu'en 1970. En outre, une étude des relations entre ces différents prix depuis 1949 n'aurait pas grand sens, tant statistiquement qu'économi-

Définition	Base	Source
Indice des prix ensemble des ménages, Métropole + DOM (Viande de bœuf) <i>Série PDB</i>	base 100 année 1990	INSEE, BDM=063741427
Indice des prix de gros des produits alimentaires (Viande de bœuf) <i>Série PGB</i>	base 100 année 1995	INSEE, BDM=066057404
Indice des prix agricoles à la production (Gros bovins) <i>Série PPB</i>	base 100 année 1990	INSEE, BDM=048729665
Indice du coût salarial total (hors cotisations sociales fictives) <i>Série WW</i>	base 100 en 1995	"Séries longues" INSEE

TAB. 2.1 – Détail des séries utilisées

quement. Une période de 30 années s'avère en effet suffisamment longue pour que des relations de long terme soient détectables tout en restant suffisamment courte pour comprendre et analyser les éventuels chocs (loi Royer sur la distribution en 1973, réforme de la Pac en 1992, crises alimentaires, etc). Nous avons donc choisi d'étudier ces séries sur la période [1970,2000] soit 460 observations mensuelles.

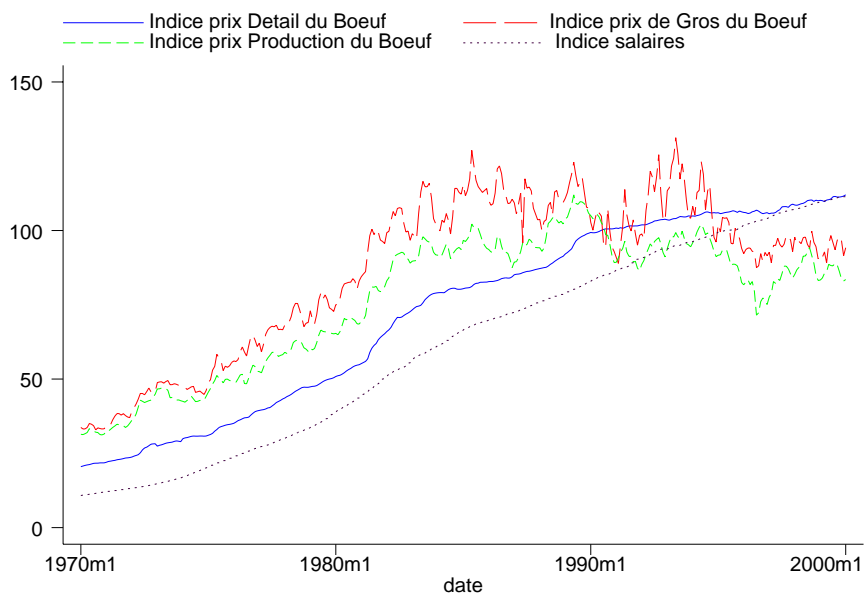


FIG. 2.1 – "Indices des salaires et des prix au détail (pdp), en gros (pgb) et à la production (ppb) du Boeuf depuis 1970"

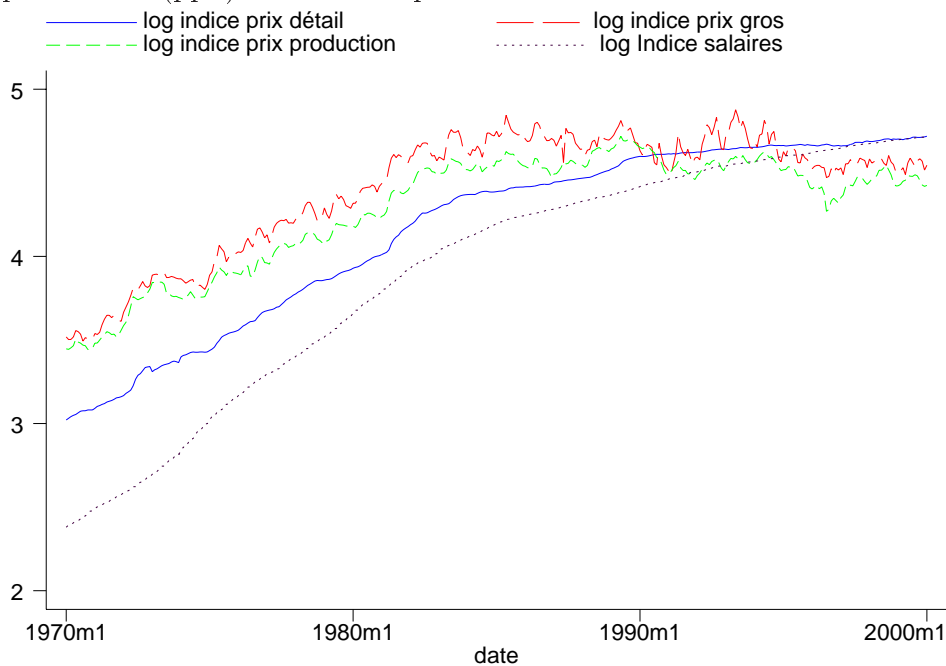


FIG. 2.2 – "Indices *en log* des salaires et des prix au détail (pdp), en gros (pgb) et à la production (ppb) du Boeuf depuis 1970"

Les figures 2.1 et 2.2 retracent l'évolution des différentes séries temporelles exprimées en niveau et en logarithme qui seront utilisées par la suite.

A la lecture de ces deux figures, deux constatations s'imposent :

- les deux séries de prix : prix à la production et prix de gros, semblent suivre des évolutions concomitantes,
- les séries de prix (prix à la production, prix au détail) et le taux de salaire suivent des évolutions plus contrastées. On retrouve le fait couramment observé que le prix au détail présente moins de variabilité instantanée que le prix à la production. Cette observation tient, peut-être, au fait que nous travaillons à partir d'indices de prix : l'indice de prix au détail représente un agrégat de produits plus hétérogènes que l'indice de prix à la production.

2.3 Propriétés des séries

2.3.1 Tests de racine Unitaire

La première hypothèse à vérifier avant d'étudier les relations entre séries, porte sur la non-stationnarité de ces séries. Cette hypothèse est testée au travers des tests de racine unitaire.

Dickey-Fuller sur séries brutes

On utilise à la fois le test de Dickey-Fuller augmenté et ceux de Phillips-Perron (voir annexe B). Les séries étudiées ici sont des séries en indices *brutes* et non "*en log*". Les tableaux 2.2, 2.3 et 2.4 donnent les valeurs de ces statistiques pour différentes hypothèses de retard dans la relation estimée.

Les statistiques calculées pour chacune des séries doivent être comparées avec valeurs de la statistique sous l'hypothèse nulle. Pour les tests de Dickey-Fuller et de Phillips-Perron l'hypothèse nulle suppose l'existence d'une racine unitaire.

TAB. 2.2 – Tests de Dickey Fuller augmenté avec trend, sur les séries de prix au **détail** (*pdb*), sur l'intervalle [1970m1, 2000m12]

	Lags	Obs	Dickey-Fuller	Phillips-Perron(τ)	Phillips-Perron(ρ)
pdb	0	372	1.5688112	1.5688112	1.497564
pdb	1	372	.29951499	1.0974949	1.277959
pdb	2	372	.14225077	.85830619	1.1149392
pdb	3	372	.00345323	.70145599	.98187315
pdb	4	372	-.19314128	.57828169	.85977009
pdb	5	372	-.26279207	.47977068	.7493551

TAB. 2.3 – Tests de Dickey Fuller augmenté avec trend, sur les séries de prix **de gros** (*pgb*), sur l'intervalle [1970m1, 2000m12]

	Lags	Obs	Dickey-Fuller	Phillips-Perron(τ)	Phillips-Perron(ρ)
pgb	0	372	-2.0197146	-2.0197146	-8.7521325
pgb	1	372	-1.981591	-2.0085697	-8.6619699
pgb	2	372	-1.7267515	-1.9145967	-7.9212574
pgb	3	372	-1.6020158	-1.8330268	-7.3065943
pgb	4	372	-1.6341221	-1.8056431	-7.1061315
pgb	5	372	-1.4582668	-1.7560132	-6.7503442

**Valeurs critiques des statistiques de
Dickey-Fuller augmenté, de Phillips-Perron $Z(\tau)$
et $Z(\rho)$**

Seuils :	1%	5%	10%
ADF et $Z(\tau)$	-3.986	-3.426	-3.130
Phillips-Perron $Z(\rho)$	-28.622	-21.389	-18.044

On s'aperçoit que pour chacune des séries proposées et pour les différentes valeurs des retards (lags) nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse d'une racine unitaire (cf tables 2.2 à 2.4). L'hypothèse minimale pour l'existence de relations de cointégration est donc vérifiée par ces séries.

TAB. 2.4 – Tests de Dickey Fuller augmenté avec trend, sur les séries de prix à la **production** (*ppb*), sur l'intervalle [1970m1, 2000m12]

	Lags	Obs	Dickey-Fuller	Phillips-Perron(τ)	Phillips-Perron(ρ)
ppb	0	372	-.70238698	-.70238698	-5.3976199
ppb	1	372	-.69211143	-.71997962	-5.5462296
ppb	2	372	-.69242916	-.739417	-5.7112535
ppb	3	372	-.68508022	-.75636047	-5.8558183
ppb	4	372	-.67829007	-.7710569	-5.9817514
ppb	5	372	-.67170788	-.78291926	-6.0837666

Dickey-Fuller sur séries en log

Nous avons reproduit les tests précédents sur les séries en log. Les tableaux 2.5, 2.6 et 2.7 donnent les valeurs de ces statistiques pour différentes hypothèses de retard dans la relation estimée. Ici aussi on s'aperçoit que pour chacune des séries proposées et pour les différentes valeurs des retards (lags) nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse d'une racine unitaire. L'hypothèse minimale pour l'existence de relations de cointégration est donc vérifiée par ces séries.

TAB. 2.5 – Tests de Dickey Fuller augmenté avec trend, sur les séries de prix au **détail** (*lnpdb*), sur l'intervalle [1970m1, 2000m12]

	Lags	Obs	Dickey-Fuller	Phillips-Perron(τ)	Phillips-Perron(ρ)
lnpdb	0	372	.22717868	.22717868	.14064289
lnpdb	1	372	-.30532396	.06937917	.05233766
lnpdb	2	372	-.32807482	-.0091226	-.00692849
lnpdb	3	372	-.37306546	-.05900344	-.05098578
lnpdb	4	372	-.46664965	-.0983118	-.08956802
lnpdb	5	372	-.37327659	-.12568179	-.11857144

TAB. 2.6 – Tests de Dickey Fuller augmenté avec trend, sur les séries de prix **de gros** (*lnp_{gb}*), sur l'intervalle [1970m1, 2000m12]

	Lags	Obs	Dickey-Fuller	Phillips-Perron(τ)	Phillips-Perron(ρ)
lnp _{gb}	0	372	-1.7796715	-1.7796715	-5.7160494
lnp _{gb}	1	372	-1.7797085	-1.7830259	-5.740257
lnp _{gb}	2	372	-1.6465111	-1.7350034	-5.3977518
lnp _{gb}	3	372	-1.5611239	-1.68253	-5.0333995
lnp _{gb}	4	372	-1.5878871	-1.6634443	-4.9034147
lnp _{gb}	5	372	-1.4761327	-1.6301273	-4.6797169

TAB. 2.7 – Tests de Dickey Fuller augmenté avec trend, sur les séries de prix à la **production** (*lnpp_b*), sur l'intervalle [1970m1, 2000m12]

	Lags	Obs	Dickey-Fuller	Phillips-Perron(τ)	Phillips-Perron(ρ)
lnpp _b	0	372	-.54788764	-.54788764	-4.1440068
lnpp _b	1	372	-.51064303	-.54846151	-4.1486692
lnpp _b	2	372	-.46960093	-.54888948	-4.1521468
lnpp _b	3	372	-.42334516	-.54912133	-4.1540309
lnpp _b	4	372	-.36993842	-.54915697	-4.1543205
lnpp _b	5	372	-.30550197	-.54898959	-4.1529603

2.3.2 Tests de stationnarité (KPSS)

Les résultats précédents quant à la non stationnarité des différentes séries de prix, en niveau ou en logarithme, peuvent être confrontés au test KPSS dont l'hypothèse nulle suppose la stationnarité des résidus et donc l'absence de racine unitaire (voir annexe B).

TAB. 2.8 – Test de KPSS, pour les indices au détail (*pdb*), en gros (*pgb*) et à la production (*ppb*)

	pdb	pgb	ppb
Retards			
0	7.3311521	8.0271138	.71480491
1	5.7546381	6.3342911	.57611953
2	2.780286	3.0980971	.29719778
3	1.8623646	2.0934673	.21054649
4	1.4057242	1.5914454	.16825646
5	1.1312489	1.2886416	.14375628
6	.94781908	1.0856782	.12834153
7	.81653882	.93969136	.11832231
8	.7179443	.82927164	.11189861
9	.64119229	.74272303	.10756659
10	.57977287	.67298977	.10454402
11	.5295236	.6154849	.10237787
12	.5295236	.6154849	.10237787
12	.48766578	.56721025	.10079344

La comparaison des valeurs obtenues de la statistique (tables 2.8 et 2.9) à ses valeurs critiques, nous permet de conclure que l'hypothèse nulle de stationnarité est fortement rejetée, quelque soit le nombre de retards supposé.

Valeurs critiques de la statistique de KPSS

Seuils :	1%	5%	10%
KPSS	0.216	0.146	0.119

TAB. 2.9 – Test de KPSS, pour les indices en **log** au détail (*lnpdb*), en gros (*lnpgb*) et à la production (*lnppb*)

	lnpdb	lnpgb	lnppb
Retards			
0	9.103315	8.523504	1.0214555
1	7.14923	6.7127217	.82300062
2	3.4577771	3.2682038	.42417623
3	2.3177163	2.2015004	.300234
4	1.7503847	1.6695055	.23967864
5	1.4093057	1.3490354	.20452847
6	1.1813088	1.1344379	.18233957
7	1.0180644	.98038492	.16783477
8	.89539522	.86422709	.15843479
9	.79984518	.7734598	.15200339
10	.72332692	.7005516	.14742888
11	.6606803	.64065768	.14406952
12	.6606803	.64065768	.14406952
12	.60845951	.59057394	.14153707

2.4 Relation entre prix de gros et prix à la production.

L'analyse descriptive et graphique réalisée ci-dessus suggère que les deux séries de prix (prix à la production et prix de gros) suivent des évolutions concomitantes. L'objet de cette section est de voir si, dans l'analyse des relations entre les prix aux différents stades de la filière de la viande bovine, une seule des deux séries de prix peut être utilisée pour résumer les relations entre prix aux deux premiers stades (production et gros).

Pour cela, nous allons utiliser l'approche à la Johansen (voir annexe C) sur les séries exprimées en logarithme, les coefficients estimés possédant ainsi une interprétation en termes d'élasticité de transmission. L'approche à la Johansen procède en quatre étapes :

- Détermination du nombre de retards dans le modèle à correction d'er-

reur

- Recherche d'une relation de cointégration
- Caractérisation de cette relation, et
- Étude de la dynamique de court terme

ces deux dernières étapes reposant sur l'estimation d'un modèle à correction d'erreur.

2.4.1 Détermination du nombre de retards dans le modèle à correction d'erreur.

La détermination du nombre de retards dans le modèle à correction d'erreur qui sera utilisé par la suite, repose sur l'estimation du modèle vectoriel autorégressif défini sur les deux séries non différenciées comme proposé par Enders (1998, p. 396). Ce modèle est estimé pour différentes valeurs du nombre de retards, la valeur maximale étant fixée à 12. Les critères d'information habituellement utilisés pour sélectionner le modèle le plus parcimonieux en termes de retards indiquent un choix de 12 retards dans le cas du critère d'Akaike, 3 dans le cas du critère de Schwarz et 4 dans le cas du critère de Hannan et Quinn (voir Fig. 2.3). Nous retrouvons là un résultat connu, à savoir que le critère d'Akaike tend à favoriser le choix d'un nombre élevé de retards alors que celui de Hannan et Quinn tend à favoriser le choix d'un petit nombre de retards. Sur la base de la description des propriétés de ces trois critères donnée dans l'ouvrage de Lütkepohl (1993, section 4.3)¹, nous avons choisi le nombre de retards en nous basant sur le critère de Schwarz. Remarquons que la statistique du rapport de vraisemblance permettant de tester si l'on peut restreindre de quatre à trois le nombre de retards dans le modèle vectoriel², est égale à 4.12, et que la probabilité de dépassement qui lui est associée sachant qu'elle est distribuée selon une loi de χ^2 à quatre degrés de liberté (deux coefficient \times deux équations), est égale à 39.06%. Ce test confirme donc le choix de trois retards fait ci-dessus.

¹Des trois critères, seul le critère de Schwarz fournit une estimation du nombre de retards "fortement" convergente quand le nombre de périodes tend vers l'infini.

²Celle-ci est égale à $(T - c)(\log |\Sigma_2| - \log |\Sigma_3|)$ où T est égal au nombre d'observations, c est le nombre de coefficients à estimer dans le modèle VAR non contraint, et $|\Sigma_p|$ représente le déterminant de la matrice des variances et covariances des résidus quand le nombre de retards dans le modèle VAR est égal à p . Voir Sims (1980).

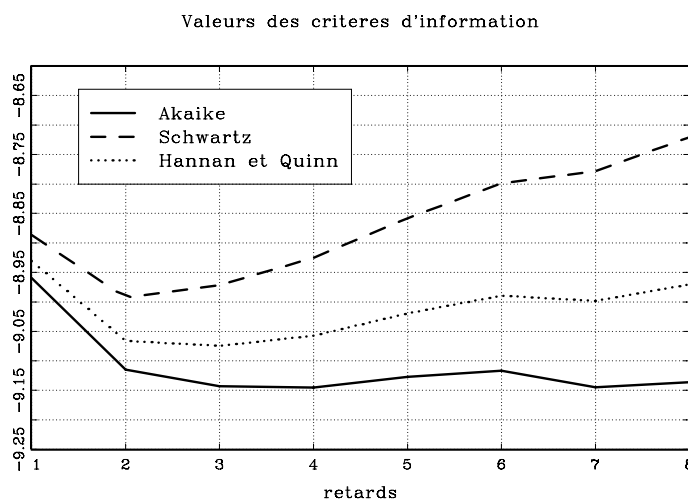


FIG. 2.3 – Valeurs des critères d'information

2.4.2 Existence d'une relation de cointégration.

Dans le cadre de l'approche à la Johansen, l'existence d'une relation de cointégration est testée en utilisant les statistiques présentées dans l'Annexe C : test basé sur la trace et test basé sur la valeur propre la plus grande. Leurs valeurs sont reportées dans le tableau 2.10. Les deux tests indiquent l'existence de deux relations de cointégration lorsque le seuil considéré est 5%. Par contre, le test basé sur la trace conclut en l'existence d'une seule relation lorsque le seuil envisagé est 1%, alors que le test basé sur la valeur propre la plus grande indique l'absence de toute relation de cointégration pour le même seuil. Ces résultats contrastés nous conduisent à mettre en oeuvre la première étape de l'approche à la Engle et Granger pour voir s'il est possible de mettre en évidence l'existence d'une seule relation de cointégration entre les deux séries de prix³.

³Comme nous ne considérons que deux séries temporelles, si nous mettons en évidence l'existence d'une relation de cointégration entre celles-ci, nous savons que cette relation est

TAB. 2.10 – Résultats des tests quant à l'existence d'une relation de cointégration.

Test :	Hypothèse nulle	Valeur de la statistique	Seuil à 5%	Seuil à 1%
basé sur la trace	Aucune	30.491	19.96	24.60
	Au moins une	12.055	9.24	12.97
basé sur la valeur propre maximale	Aucune	18.435	15.67	20.20
	Au moins une	12.055	9.24	12.97

La première étape de l'approche à la Engle et Granger consiste en l'estimation de la relation entre les deux prix par moindres carrés ordinaires, soit :

$$\ln PGB_t = 0.361 + 0.947 \ln PPB_t + \hat{\mu}_t \quad (2.1)$$

puis en un test de stationnarité de la série des $\hat{\mu}_t$. Les résultats du test de KPSS où l'hypothèse nulle testée est la stationnarité de la série des $\hat{\mu}_t$ sont présentés dans le tableau 2.11. Ils indiquent clairement que cette série est stationnaire et donc qu'il existe une relation de cointégration entre les deux séries de prix.

TAB. 2.11 – Résultats du test de KPSS.

Modèle :	Valeur de la statistique	Seuil à 10%	Seuil à 5%	Seuil à 1%
avec constante	0.177	0.347	0.463	0.739
avec constante et tendance	0.0913	0.119	0.146	0.216

unique. Ce résultat d'identification ne tient plus lorsque plus de deux séries sont étudiées. Voir Maddala and Kim, 1998, section 2.10.

Deux remarques :

1. Remarquons premièrement que l'estimation de la relation de cointégration faite ci-dessus suppose de façon implicite que le prix à la production "cause" le prix de gros. Il s'agit là d'une hypothèse qu'il est impossible de tester en utilisant l'approche à la Engel et Granger. Un test de cette hypothèse sera proposé ci-dessous lors de l'estimation d'un modèle à correction d'erreur décrivant la dynamique à court terme des deux séries de prix.
2. Remarquons aussi que le coefficient associé au prix à la production est peu différent de un. Ici aussi, il n'est pas possible de tester l'hypothèse nulle selon laquelle ce coefficient est égal à un. En effet, la possible endogénéité du prix à la production dans la régression précédente introduit des termes de nuisance dans la distribution asymptotique de l'estimateur des moindres carrés ordinaires du coefficient qui interdisent l'utilisation de l'usuelle statistique de Student pour tester une hypothèse quant à la valeur du coefficient. Ce problème sera levé lors de l'estimation du modèle à correction d'erreur présentée ci-dessous.

2.4.3 Estimation du modèle à correction d'erreur.**a) Relation de cointégration.**

L'approche à la Johansen permet d'estimer simultanément la relation de cointégration, ou relation de long terme, et les équations décrivant les dynamiques de court terme des deux prix autour de cette relation (voir annexe C). Les résultats de l'estimation de la relation de cointégration, ou

$$\ln PGB_{t-1} - \beta \ln PPB_{t-1} - \text{constante}$$

sont donnés dans le tableau (2.12). Remarquons premièrement que les valeurs des coefficients (voir *modèle 1*) sont du même ordre que les valeurs obtenues dans le cadre de l'approche à la Engel et Granger. Remarquons maintenant qu'ici aussi, le coefficient associé au prix à la production, soit 0.976, est proche de 1. Il est alors intéressant de tester l'hypothèse nulle selon laquelle ce coefficient est égal à 1. L'approche à la Johansen permet d'envisager un tel test. Il s'agit alors d'estimer le modèle sous la contrainte que le coefficient

associé au prix à la production soit égal à un, et de réaliser un test du rapport de vraisemblance, la statistique de test étant alors distribuée selon une loi de χ^2 à un degré de liberté. Les résultats de l'estimation de la relation de cointégration dans le cadre du modèle contraint (*modèle 2*) et du test sont donnés dans le tableau (2.12). Le test conclue en la non rejection de l'hypothèse nulle selon laquelle le coefficient associé au prix à la production est égal à 1.

TAB. 2.12 – Relation de cointégration.

Relations estimées :		
Variables :	Non contrainte (<i>Modèle 1</i>)	Contrainte (<i>Modèle 2</i>)
PGB_t	1.000	1.000
PPB_t	-0.976 (-18.334)	-1.000
Constante	-0.222 (-0.944)	-0.118 (-9.774)
Statistique de Test ($\sim \chi^2(1)$) :		
Valeur :	0.072	(0.788)

b) Dynamique de court terme.

Intéressons maintenant à la dynamique de court terme des deux séries de prix autour de la relation de cointégration. Les résultats de l'estimation sont donnés dans le tableau (2.13) où le terme ECT_{t-1} qui est défini comme suit :

$$ECT_{t-1} = \ln PGB_{t-1} - \ln PPB_{t-1} - 0.118$$

représente la déviation par rapport à la relation de cointégration constatée à la date $t - 1$. A la lecture de ce tableau, il apparaît que la dynamique à court terme du prix à la production ne dépend pas de l'erreur ECT_{t-1} . Un test de significativité jointe des trois paramètres associés à ΔPGB_{t-1} , ΔPGB_{t-2} et ΔPGB_{t-3} ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle de nullité de ces trois paramètres (la statistique de Wald est égale à 5.989 et est plus petite que les valeurs pour les seuils usuels de 10%, 5% et 1%, à savoir, 6.251, 7.815 et 11.345) La variation du prix à la production ne dépend donc que de ses

propres variations dans le passé. Par contre, la dynamique du prix de gros dépend de l'erreur observée sur la relation de cointégration que de ses propres variations passées et de celles du prix à la production. Il est ainsi possible de conclure que le prix de gros "ne cause pas au sens de Granger" le prix à la production. [Voir Enders, 1995.] Autrement dit, le prix à la production apparaît comme étant le "prix directeur" dans les relations entre prix à la production et prix de gros. Ou encore, les fluctuations exogènes qui agissent sur le prix à la production, sont répercutées par les grossistes sur le prix de gros.

TAB. 2.13 – Résultats de l'estimation du modèle à correction d'erreur.

Variables :	ΔPGB_t	ΔPPB_t
ECT_{t-1}	-0.098 (-2.337)	0.038 (1.818)
ΔPGB_{t-1}	-0.243 (-3.397)	-0.061 (-1.717)
ΔPGB_{t-2}	-0.214 (-3.077)	-0.020 (-0.583)
ΔPGB_{t-3}	-0.134 (-1.972)	-0.076 (-2.253)
ΔPPB_{t-1}	0.825 (6.136)	0.501 (7.457)
ΔPPB_{t-2}	0.186 (1.284)	-0.086 (-1.193)
ΔPPB_{t-3}	0.105 (0.763)	0.004 (0.059)
R^2	0.173	0.191

2.4.4 En résumé

L'étude des relations entre prix à la production et prix de gros ont mis en évidence les résultats suivants :

1. Il existe une relation de cointégration (ou relation de long terme) entre prix à la production et prix de gros.
2. Le prix à la production apparaît être le "prix directeur" dans cette relation.
3. La transmission de variations du prix à la production au prix de gros est parfaite.

2.5 Du producteur au détaillant

2.5.1 Existence d'une relation de cointégration et stabilité

L'étude des relations entre prix à la production et prix de gros réalisée dans la section précédente montre que la connaissance de l'évolution dans le temps du prix à la production résume celle du prix de gros. Il apparaît donc être inutile de distinguer de façon explicite les deux stades dans l'analyse de la transmission des prix le long de la filière de la viande bovine. L'étude qui suit résumera cette analyse par la caractérisation de l'existence d'une relation de long terme entre le prix au détail et le prix à la production. Les séries correspondantes seront transformées en logarithme de telle sorte que les coefficients estimés soient interprétables comme des élasticités de transmission. De plus, nous introduirons dans cette relation le taux de salaire pour que la relation obtenue puisse posséder une interprétation en termes de coût de production (voir annexe F). Cette relation s'écrit :

$$\ln PD_t = \beta_0 + \beta_1 \ln PP_t + \beta_2 \ln WW_t \quad (2.2)$$

Nous avons appliqué une batterie de tests permettant de vérifier la stabilité des paramètres de la relation de cointégration entre prix au détail et prix à la production. Deux types de tests complémentaires de détection de changements structurels ont été mis en oeuvre (voir annexe E) :

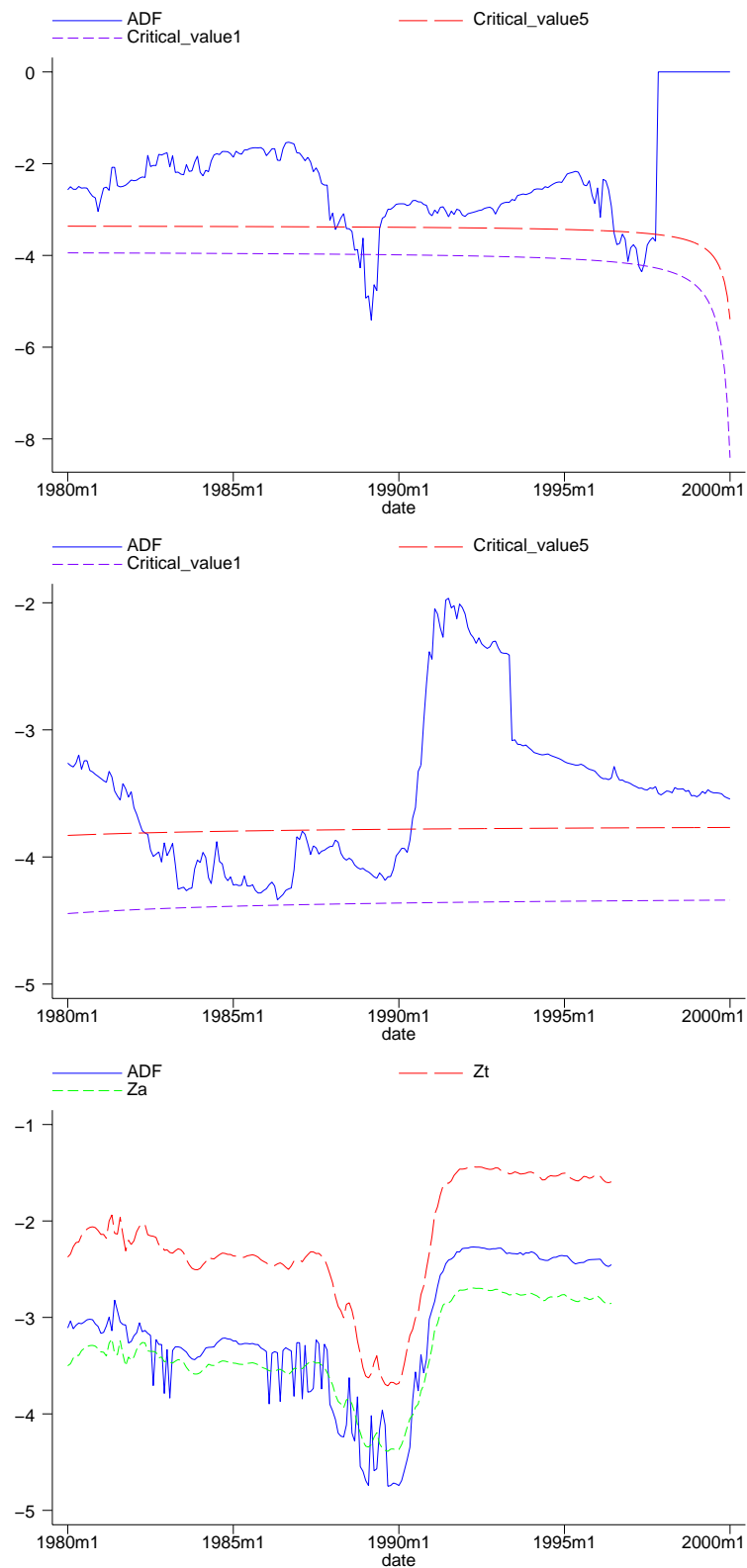


FIG. 2.4 – Test backward ADF, forward ADF et de Gregory et Hansen

1. Le premier type a pour objet de tester l'existence d'une relation de long terme en y incorporant un possible changement de valeur des coefficients à une date à déterminer.
2. Le deuxième suppose qu'il existe une relation de long terme entre les séries et cherche à détecter si celle-ci a changé dans le temps.

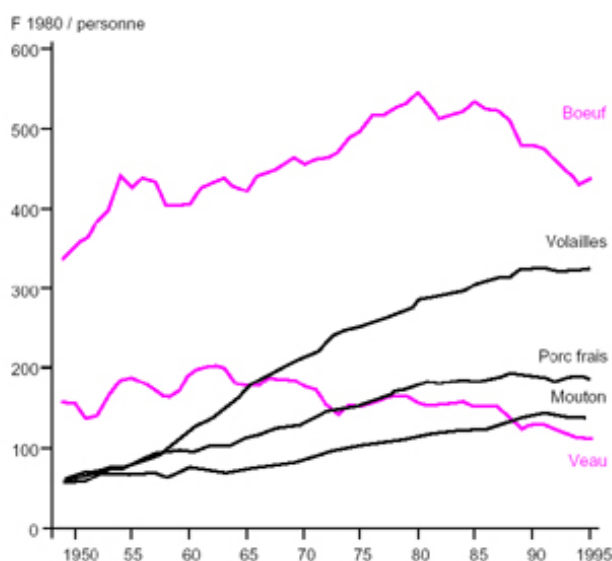


FIG. 2.5 – "Evolution de la consommation par personne des viandes non transformées de 1949 à 1995 (source : séries de la Comptabilité Nationale Base 1980, rétropolation INRA-CORELA, [2])"

Ces tests sont de nature et de sensibilité différentes, en outre ils peuvent être sensibles au choix du sous-échantillon choisi pour tester une rupture. Les trois premiers graphiques (Figure 2.4) donnent ainsi les courbes des statistiques ADF (backward et forward) et des statistiques de Gregory et Hansen pour la période [1975,2000]. Cette période a été choisie après plusieurs essais. Les deux premiers tests indiquent à des niveaux de significativité différents une rupture autour de la fin des années 80 ou une zone de ruptures plus large allant de 1982 à la fin des années 80. Le test de Gregory et Hansen ne donne pas un résultat aussi tranché, les trois statistiques n'indiquant pas une date de rupture significative (cf tableau 2.14). Notons que la zone de rupture détectée

par le test ADF forward commence à la date d'inflexion de la consommation par habitant de viande bovine (figure 2.5) et finit lors de la crise ESB en 1990.

TAB. 2.14 – Tests de la relation de cointegration (Gregory et Hansen)

Echantillon		Statistique et seuils			Date rupture
Debut	Fin	Test	Valeur	Seuil 5%	
1973	2000	ADF	-4.609	-5.500	1990
		$Z(\alpha)$	-36.639	-58.330	
		$Z(\tau)$	-4.335	-5.99	
1975	2000	ADF	-4.750	-5.500	1989
		$Z(\alpha)$	-37.095	-58.330	
		$Z(\tau)$	-4.389	-5.99	

TAB. 2.15 – Regressions avant-après rupture.

Début - fin		Paramètres de la régression		
		Constante	β_1	β_2
1975	1990	-0.585	0.811	0.307
		(0.259)	(0.124)	(0.075)
	1990 2000	2.274	0.107	0.413
		(0.143)	(0.018)	(0.017)
1975	1986	-0.731	0.964	0.167
		(0.270)	(0.139)	(0.090)
	1986 2000	-0.784	0.406	0.787
		(0.382)	(0.058)	(0.035)

Note : Les coefficients sont estimés par la méthode FM-OLS.

Les nombres entre parenthèses sont les écarts-tuypes

Les tests de Hansen gênèrent, quant à eux, des résultats plus nets (voir figures 2.6 et 2.7). Les statistiques calculées sur la période [1975,2000] indiquent une zone de rupture allant du début des années 80 au début des années 90. Par souci de précision, nous avons élargi la période de calcul de ces statistiques à [1973,2000]. La zone détectée est alors incluse dans celle

donnée précédemment. Nous retrouvons la possibilité d'un changement structurel dans la même zone que celle détectée par le test forward ADF.

Les estimations de la relation de long terme pour différentes dates de rupture appartenant à cette période mettent en évidence une variation dans les valeurs relatives des coefficients (voir table 2.15). Ainsi, si l'on suppose que la date de changement structurel est 1986, l'élasticité de transmission du prix à la production vers le prix au détail, est plus élevée avant cette date qu'après. 1% de variation dans le prix à la production entraînait une variation plus forte du prix au détail avant 1986 (0.964%) qu'après (0.406%). Par contre, nous observons l'inverse pour la transmission du taux de salaire vers le prix au détail. Une variation de 1% du taux de salaire est répercuté plus amplement après 1986 (0.787%) qu'avant (0.167%).

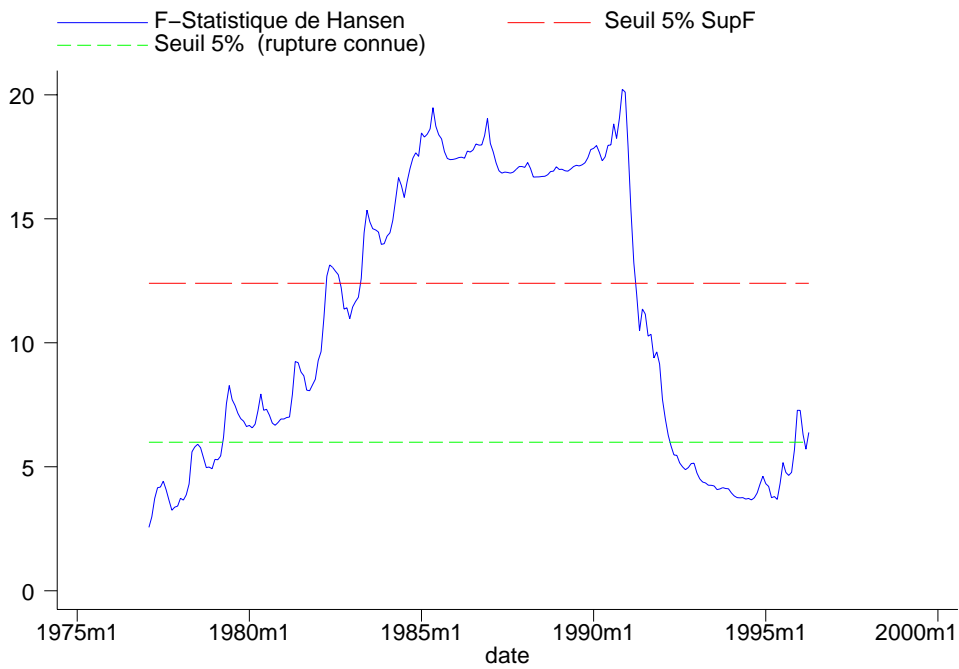


FIG. 2.6 – F-Test de Hansen sur l'intervalle [1973-2000]

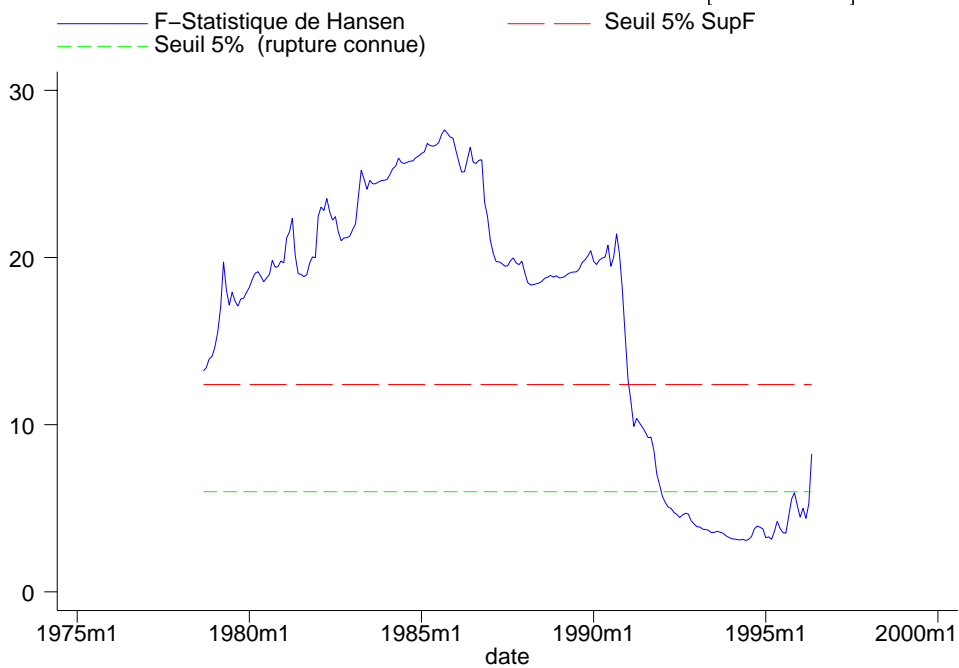


FIG. 2.7 – F-Test de Hansen sur l'intervalle [1975-2000]

2.5.2 Causalité entre prix à la production et prix au détail

Nous allons maintenant conclure l'étude de la transmission des prix dans la filière de la viande bovine par l'analyse de la causalité entre les deux séries de prix intervenants dans la relation de cointégration ayant connu un changement structurel en 1990, mise en évidence ci-dessus⁴. Pour cela, nous allons estimer les deux équations suivantes qui décrivent la dynamique à court terme des deux séries de prix⁵

$$\begin{aligned}\Delta \ln PDB_t &= \alpha_1 ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_{1,j} \Delta \ln PDB_{t-j} + \sum_{j=1}^p \psi_{1,j} \Delta \ln PPB_{t-j} \\ &\quad + \sum_{j=1}^p \delta_{1,j} \Delta \ln WW_{t-j} \\ \Delta \ln PPB_t &= \alpha_2 ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_{2,j} \Delta \ln PDB_{t-j} + \sum_{j=1}^p \psi_{2,j} \Delta \ln PPB_{t-j} \\ &\quad + \sum_{j=1}^p \delta_{2,j} \Delta \ln WW_{t-j}\end{aligned}$$

où le terme de correction ECT_{t-1} est défini comme suit :

$$ECT_{t-1} = \begin{cases} \ln PDB_{t-1} + 0.585 - 0.811 \ln PPB_{t-1} - 0.307 \ln WW_{t-1} & \text{si } t \leq 1989 :12 \\ \ln PDB_{t-1} - 2.274 - 0.107 \ln PPB_{t-1} - 0.413 \ln WW_{t-1} & \text{si } t > 1989 :12 \end{cases}$$

Tout comme précédemment, le nombre de retards est sélectionné via l'estimation d'un modèle vectoriel autorégressif défini sur les trois séries en ni-

⁴Nous avons réalisé une analyse identique en considérant comme date de changement structurel l'année 1986. Cette étude conduit à des résultats similaires à celle considérée ci-dessous.

⁵Le modèle à correction d'erreur supposant l'existence de la seule relation de cointégration mise en évidence ci-dessus comprend une équation de plus ; celle-ci décrit la dynamique à court terme du taux de salaire. Or il est connu que comme les trois équations contiennent les mêmes régresseurs, estimer simultanément les trois équations par moindres carrés ordinaires est équivalent à estimer chaque équation séparément par moindres carrés ordinaires (voir Baltagi, 1999).

veau pour différentes valeurs de p . Les critères d'information nous conduisent à prendre $p = 8$ retards.

Les résultats de l'estimation des deux équations sont résumés dans le tableau (2.16).

TAB. 2.16 – Quelques éléments de diagnostic quant à la causalité entre prix à la production et prix au détail dans la filière bovine.

Variable expliquée :	$\Delta \ln PDB_t$	$\Delta \ln PPB_t$
Variables explicatives :		
$ECT_{t-1}^{\mathbf{a}}$	-2.664***	1.751*
$\Delta \ln PDB_{t-j}^{\mathbf{b}}, j = 1, \dots, 8$	10.978***	0.948
$\Delta \ln PPB_{t-j}^{\mathbf{b}}, j = 1, \dots, 8$	6.370***	7.762***
$\Delta \ln WW_{t-j}^{\mathbf{b}}, j = 1, \dots, 8$	3.259***	1.162

Notes :

a. Valeur de la statistique de Student

b. Valeur de la statistique de Fisher utilisée pour tester de la nullité jointe des paramètres considérés

***, ** et * dénotent une statistique significative au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

A la lecture de ce tableau, il apparaît que le prix à la production "cause" le prix au détail dans la filière bovine. Ce jugement est basé sur les valeurs des statistiques de Fisher permettant de tester de la significativité jointe des paramètres associés aux variations passées des prix. Ici, on peut remarquer que tous les termes retardés propres au prix de détail ne sont pas conjointement significatifs dans la régression du prix à la production. Le prix au détail "ne cause donc pas au sens de Granger" le prix à la production. Par contre, les valeurs retardées de ce dernier interviennent de façon significative dans la régression du prix au détail. Le prix à la production "cause au sens de Granger" le prix au détail. De plus, le terme de correction n'est fortement significatif que dans la régression du prix au détail. Cette observation vient alors renforcer notre conclusion quant à la causalité du prix à la production vers le prix au détail. Le prix à la production apparaît ainsi être "fortement exogène" par rapport au prix de détail (voir Enders, 1995).

Chapitre 3

Transmission des prix dans la filière des viandes porcines

3.1 Synthèse de l'étude.

1. L'objet de cette étude est la transmission des prix dans la filière de la viande porcine en France. Il s'agit de vérifier si cette transmission a bien lieu de l'amont (la production) vers l'aval (la consommation). Pour cela, nous allons analyser quelle est la nature des relations qui lient les prix observés aux trois stades de la filière : prix à la production, prix de gros et prix au détail.

Cette étude mobilise des séries de prix et de taux de salaire qui sont extraites de la Base de Données Macroéconomiques de l'*INSEE* (voir section 3.2).

2. Une analyse descriptive des séries de prix et du taux de salaire (section 3.2) nous a conduit aux constatations suivantes :
 - Jusqu'à la fin des années 80, les deux séries de prix : prix à la production et prix de gros, semblent suivre des évolutions concomitantes. Leurs évolutions respectives semblent changer de nature à partir de la fin de ces années.

- Jusqu'à la fin des années 80, l'évolution de la série des prix au détail semble suivre celle des prix à la production. Les évolutions respectives de ces deux séries sont, par contre, plus contrastées à partir de la fin de ces années. Remarquons que l'on retrouve le fait couramment observé que le prix au détail présente moins de variabilité instantanée que le prix à la production. Cette observation tient, peut-être, au fait que nous travaillons à partir d'indices de prix : l'indice de prix au détail représente un agrégat de produits plus hétérogènes que l'indice de prix à la production.

Ces deux constatations nous ont conduits à modifier notre approche de ces séries de prix par rapport à celle suivie pour la viande bovine. Nous avons ainsi procédé en trois étapes :

- (a) étude de la relation de long terme entre prix de gros et prix à la production et de la stabilité de celle-ci dans le temps,
- (b) étude de la relation de long terme entre prix au détail, prix à la production et taux de salaire pour avoir une base de comparaison avec les travaux de Rouchet (2002), puis étude de la stabilité de cette relation dans le temps,
- (c) caractérisation de la relation entre les mêmes séries et étude des dynamiques à court terme sur la période où les relations entre les différents stades de la filière peuvent être résumées par la relation détail-production.

La détection de changements structurels dans les paramètres de la relation de long terme repose sur l'utilisation du test de Gregory and Hansen (1996). Voir annexe E.

3. Avant d'analyser dans le détail l'existence de relations de long terme (ou relations de cointégration) entre les séries de prix étudiées, deux études ont été réalisées (voir section 3.3) :
 - (a) Tout d'abord, il est bien connu que le marché du porc est affecté par des phénomènes cycliques quant aux variations des prix à la production. Nous nous sommes donc posé la question quant à l'existence d'une possible saisonnalité dans les trois séries de prix.

Une analyse descriptive n'a pas permis de mettre en évidence un quelconque phénomène saisonnier dans nos données.

- (b) Caractériser l'existence de relations de cointégration présuppose que les séries étudiées ne soient pas stationnaires en niveau mais qu'elles le soient lorsqu'elles sont différenciées à l'ordre un (elles sont alors dites être "intégrées d'ordre un"). Une étude préliminaire a ainsi porté sur les propriétés statistiques de chacune des séries de prix.
4. Tout comme lors de l'analyse des relations entre les séries de prix aux différents stades de la filière de la viande bovine, l'idée sous-jacente à l'étude de la relation de long terme entre le prix de gros et le prix à la production de la viande porcine, est de voir si l'évolution d'une des deux séries peut être résumée par l'évolution de l'autre (section 3.4). A la différence de ce que nous avons observé pour la viande bovine, aucune relation de long terme ne peut être mise en évidence (que les séries soient en niveau ou exprimées en logarithme) sur la période étudiée : 1972-2000, pour la viande bovine. Par contre, il est possible d'identifier une telle relation avec un changement dans les valeurs relatives des paramètres fin 1988. En plus de la causalité du prix à la production vers le prix de gros, les résultats suivants sont alors mis en évidence :

- * l'élasticité de transmission du prix à la production vers le prix de gros est parfaite (égale à un) avant le changement structurel,
- * elle diminue de façon sensible après ce changement.

Autrement dit, la connaissance du prix à la production ne permet de résumer parfaitement celle du prix de gros que pour la période allant de 1972 à la fin 1988.

5. L'étude de la relation entre prix au détail, prix à la production et taux de salaire sur toute la période 1972-2000 a été focalisée, dans un premier temps, sur la caractérisation de possibles changements dans le temps des valeurs des paramètres dans cette relation (section 4.5). Deux dates potentielles de changements structurels ont été ainsi mises en évidence : 1985 et 1990. Cela nous a conduit, dans une deuxième étape, à étudier plus en détail la relation prix au détail, prix à la production et taux de

salaire sur la période 1975-1985. Il s'agit là, en effet, de la période pour laquelle :

- * d'une part, la relation prix de gros et prix à la production se résume à la seule connaissance de l'évolution dans le temps du prix à la production, et
- * d'autre part, la relation entre prix au détail, prix à la production et taux de salaire est stable.

Une relation de long terme est ainsi mise en évidence sur cette période. Si l'on interprète cette relation en termes de coût de production correspondant à une technologie de type Cobb-Douglas, cette technologie est à rendements constants (la somme des paramètres n'est, en effet, pas significativement différentes de un). Une variation du prix à la production est plus fortement transmis au prix au détail (élasticité égale à 0.747) qu'une variation du taux de salaire (élasticité égale à 0.251). De plus, l'analyse de la dynamique à court terme des trois séries indiquent que les causalités jouent dans les sens suivants :

- * le taux de salaire "cause" à la fois le prix à la production et le prix au détail, et
- * le prix à la production "cause" le prix au détail.

Autrement dit, comme nous pouvions nous y attendre, le taux de salaire apparaît comme étant la variable exogène du modèle au sens où les fluctuations exogènes qui agissent sur ce dernier se répercutent à la fois sur le prix à la production et le prix au détail. Le prix à la production apparaît être exogène lorsque sont considérées les dynamiques à court terme des deux prix. Ce sont en effet ses fluctuations exogènes qui se répercutent sur le prix au détail.

6. Dans un but exploratoire, nous avons réalisé une étude des relations entre prix au détail, prix de gros, prix à la production et taux de salaire sur la période 1986-2000¹. Celle-ci s'est révélée être peu concluante.

¹Nous ne présentons pas dans le présent rapport les résultats obtenus mais ils sont

Ainsi, quoique deux relations de long terme aient pu être mises en évidence, l'analyse des causalités entre séries a abouti à des résultats difficilement interprétables.

3.2 Les données

3.2.1 Séries utilisées

Les données utilisées dans cette étude sont issues de la Base des Données Macroéconomiques de l'INSEE et proviennent du rapport de Jean Rouchet [2002]. Il s'agit, d'une part, des relevés mensuels des trois indices suivants :

- *indices des prix à la consommation*
- *indices des prix de consommations intermédiaires*
- *indices des prix agricoles à la production*

et d'autre part des relevés trimestriels du *coût salarial total pour l'employeur*, construit comme la somme des *charges salariales de l'employeur* et du *salaires brut*.

Cette dernière série trimestrielle a été interpolée afin d'obtenir un indice mensuel compatible avec les séries précédentes.

Les données sur les indices des prix de consommations intermédiaires sont de deux natures, et nous disposons soit des indices de "prix de gros alimentaires", soit des indices de "prix de vente des industries agricoles et alimentaires" (IAA), soit des deux séries. Les transformations que subissent les produits dans ces deux filières sont sensiblement différents. La branche "commerce de gros" effectue des transformations minimales (conditionnement, stockage, transport,...), tandis que les IAA transforment plus profondément le produit (surgelés, plats, etc). En outre la nomenclature des produits utilisés dans cette filière peut différer. Pour le Porc, nous avons choisi d'utiliser l'indice des prix de gros des produits alimentaires (Viande de porc) pour l'étude, plutôt que la série des indices des prix de gros de vente industriels des IAA (porcins), également disponible .

Définition	Base	Source
Indice des prix ensemble des ménages, Métropole + DOM (Viande de porc et charcuteries) <i>Série PDPO</i>	base 100 année 1998	INSEE, BDM=063741730
Indice des prix de gros des produits alimentaires (Viande de porc) <i>Série PGPO</i>	base 100 année 1995	INSEE, BDM=066057707
Indice des prix agricoles à la production (Porcins) <i>Série PPPO</i>	base 100 année 1990	INSEE, BDM=048730473
Indice du coût salarial total (hors cotisations sociales fictives) <i>Série WW</i>	base 100 en 1995	"Séries longues" INSEE

TAB. 3.1 – Détail des séries utilisées

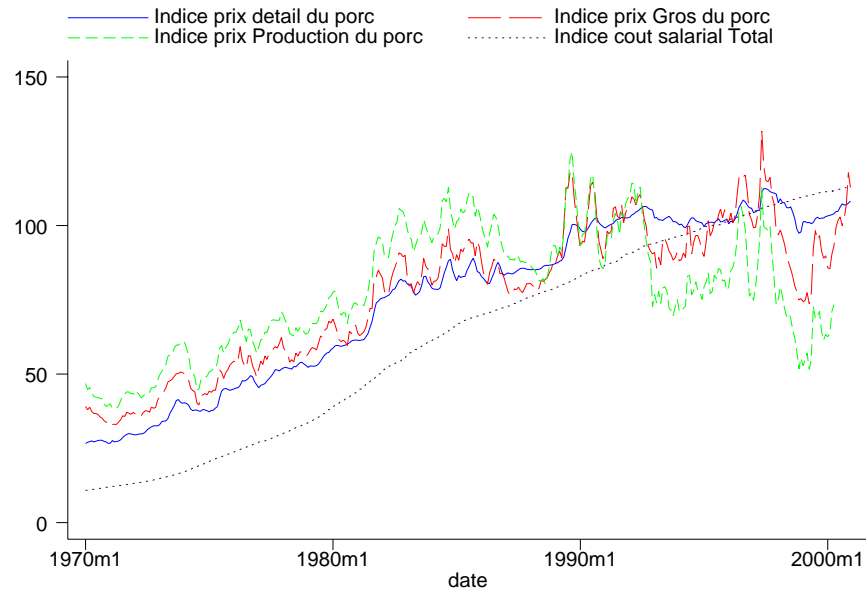


FIG. 3.1 – "Indices des salaires et des prix au détail (pdp), en gros (pgb) et à la production (ppb) du Porc depuis 1970"



FIG. 3.2 – "Indices *en log* des salaires et des prix au détail (pdp), en gros (pgb) et à la production (ppb) du Porc depuis 1970"

Les deux séries de prix, prix à la production et prix de gros, semblent suivre des évolutions concomitantes jusqu'à la fin des années 80 (voir figures 3.1 et 3.2). Leurs évolutions respectives semblent changer de nature après cette période.

De même, jusqu'à la fin des années 80, l'évolution de la série des prix au détail semble suivre celle des prix à la production. Les évolutions respectives de ces deux séries sont, par contre, plus contrastées à partir de la fin de ces années.

Remarquons que l'on retrouve le fait couramment observé que le prix au détail présente moins de variabilité instantanée que le prix à la production. Cette observation tient, peut-être, au fait que nous travaillons à partir d'indices de prix : l'indice de prix au détail représente un agrégat de produits plus hétérogènes que l'indice de prix à la production.

3.2.2 Choix de la période

Ces séries sont d'inégales longueurs et certaines existent depuis 1949. Cependant, nous avons dû restreindre notre étude à des séries plus courtes que la période de recouvrement des séries et ce pour diverses raisons. Le calcul des indices de prix (production et détail) a évolué au fil du temps et ne s'est stabilisé qu'en 1970. En outre, une étude des relations entre ces différents prix depuis 1949 n'aurait pas grand sens, tant statistiquement qu'économiquement. Une période de 30 années s'avère en effet suffisamment longue pour que des relations de long terme soient détectables tout en restant suffisamment courte pour comprendre et analyser les éventuels chocs (loi Royer sur la distribution en 1973, réforme de la Pac en 1992, crises alimentaires, etc). Nous avons donc choisi d'étudier ces séries sur la période [1970,2000] soit 460 observations mensuelles.

3.3 Propriétés des séries : saisonnalité et stationnarité

3.3.1 Traitement de la saisonnalité des séries

La simple lecture des figures 3.3 et 3.4 ne semble pas mettre en évidence des comportements saisonniers au niveau des trois séries de prix étudiées. Un éclairage plus précis quant à la saisonnalité peut être donné par l'intermédiaire des deux graphiques suivants :

- le premier graphique (3.3) donne les moyennes de chacune des séries de prix calculées pour les différents mois de l'année
- le second graphique (3.4) donne les évolutions dans le temps des valeurs observées des prix pour les différents mois de l'année.

Quelle que soit la série de prix considérée, on n'observe pas de différences significatives entre les moyennes calculées pour les différents mois de l'année. De plus, les trois séries croissent sur les années considérées sans qu'un classement n'apparaisse quant aux mois de l'année.

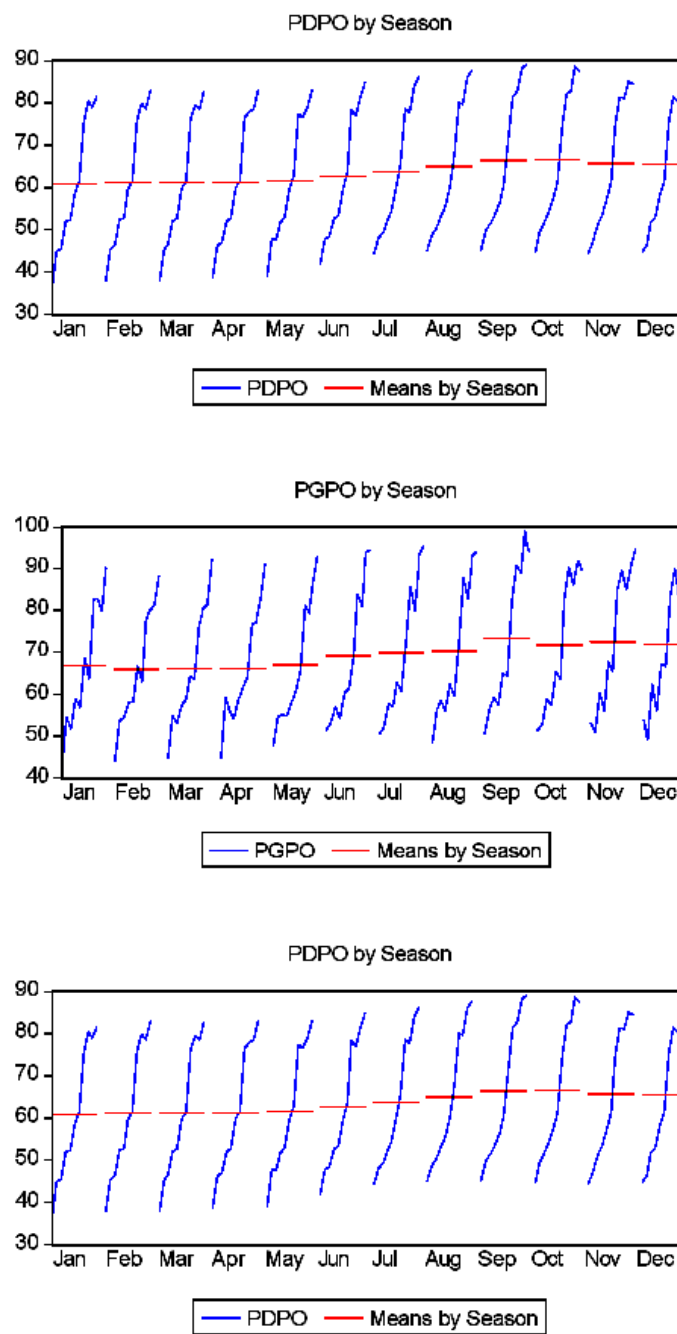


FIG. 3.3 – "Série des prix au détail (pdpo), de gros (pgpo) et à la production (pppo) en moyenne par mois"

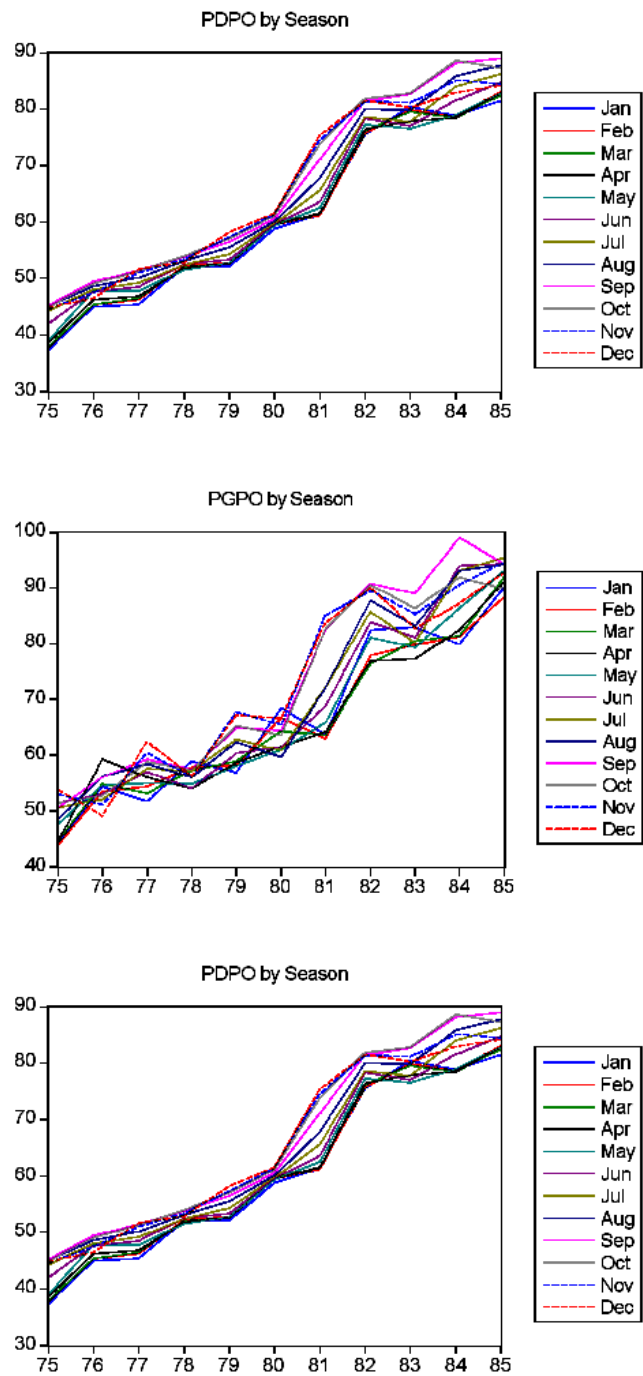


FIG. 3.4 – "Evolution des prix au détail (pdpo), de gros (pgpo) et à la production (pppo) mois par mois"

3.3.2 Tests de racine unitaire

La première hypothèse à vérifier avant d'étudier les relations entre séries, porte sur la non-stationnarité de ces séries. Cette hypothèse est testée au travers des tests de racine unitaire.

Dickey-Fuller sur séries brutes

On utilise à la fois le test de Dickey-Fuller augmenté et ceux de Phillips-Perron (voir annexe B). Les séries étudiées ici sont des séries en indices *brutes* et non "*en logarithme*". Les tableaux 3.2, 3.3 et 3.4 donnent les valeurs de ces statistiques pour différentes hypothèses quant au nombre de retards introduits dans la relation estimée.

TAB. 3.2 – Tests de Dickey Fuller augmenté avec trend, sur les séries de prix au *détail* (*pdo*), sur l'intervalle [1970m1, 2000m12]

	Lags	Obs	Dickey-Fuller	Phillips-Perron(τ)	Phillips-Perron(ρ)
pdpo	0	372	-.84636372	-.84636372	-2.3325348
pdpo	1	372	-1.977812	-1.2223697	-4.0624169
pdpo	2	372	-1.9752189	-1.4178312	-5.1575401
pdpo	3	372	-1.6015474	-1.5000787	-5.6599173
pdpo	4	372	-1.3789223	-1.5141369	-5.748282
pdpo	5	372	-1.2367885	-1.4875773	-5.5819526

TAB. 3.3 – Tests de Dickey Fuller augmenté avec trend, sur les séries de prix *de gros* (*pgpo*), sur l'intervalle [1970m1, 2000m12]

	Lags	Obs	Dickey-Fuller	Phillips-Perron(τ)	Phillips-Perron(ρ)
pgpo	0	372	-3.0228754	-3.0228754	-17.966062
pgpo	1	372	-3.6194113	-3.2752913	-21.146804
pgpo	2	372	-3.686407	-3.3994403	-22.804627
pgpo	3	372	-3.8285419	-3.4872478	-24.014355
pgpo	4	372	-3.3739041	-3.4878948	-24.023383
pgpo	5	372	-2.8392849	-3.4092782	-22.938633

TAB. 3.4 – Tests de Dickey Fuller augmenté avec trend, sur les séries de prix à la *production* (*pppo*), sur l'intervalle [1970m1, 2000m12]

	Lags	Obs	Dickey-Fuller	Phillips-Perron(τ)	Phillips-Perron(ρ)
pppo	0	364	-1.9591782	-1.9591782	-8.3328145
pppo	1	364	-2.5356247	-2.1971077	-10.319749
pppo	2	364	-2.7215184	-2.337788	-11.600001
pppo	3	364	-2.7187162	-2.4185181	-12.37014
pppo	4	364	-2.2008315	-2.4097049	-12.284807
pppo	5	364	-1.759515	-2.3377979	-11.600094

Les statistiques calculées pour chacune des séries doivent être comparées avec valeurs de la statistique sous l'hypothèse nulle. Pour les tests de Dickey-Fuller et de Phillips-Perron, l'hypothèse nulle suppose l'existence d'une racine unitaire.

Valeurs critiques des statistiques de Dickey-Fuller augmenté, de Phillips-Perron $Z(\tau)$ et $Z(\rho)$

Seuils :	1%	5%	10%
ADF et $Z(\tau)$	-3.986	-3.426	-3.130
Phillips-Perron $Z(\rho)$	-28.622	-21.389	-18.044

On s'aperçoit que pour chacune des séries proposées et pour les différentes valeurs des retards (lags) nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse d'une racine unitaire (cf tables 3.2 à 3.4). La caractérisation de l'existence d'une relation de cointégration entre séries temporelles nécessite que celles-ci présentent une racine unitaire. L'hypothèse minimale pour l'existence de relations de cointégration est donc vérifiée par ces séries, sur l'ensemble de la période [1970m1, 2000m12]. Ce résultat est moins net pour la série des prix de gros (voir table 3.3) ou l'hypothèse nulle pourrait être rejetée pour la série retardée à l'ordre 2 ou 3.

Dickey-Fuller sur séries en logarithme

Nous avons reproduit les tests précédents sur les séries en logarithme. Les tableaux 3.5, 3.6 et 3.7 donnent les valeurs de ces statistiques pour différentes hypothèses de retard dans la relation estimée. Ici aussi on s'aperçoit que pour chacune des séries proposées et pour les différentes valeurs des retards (lags) nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse d'une racine unitaire. L'hypothèse minimale pour l'existence de relations de cointégration entre ces séries est donc vérifiée par celles-ci.

TAB. 3.5 – Tests de Dickey Fuller augmenté avec trend, sur les séries de prix au *détail* (*lnpdpo*), sur l'intervalle [1970m1, 2000m12]

	Lags	Obs	Dickey-Fuller	Phillips-Perron(τ)	Phillips-Perron(ρ)
lnpdpo	0	372	-.7917096	-.7917096	-1.374938
lnpdpo	1	372	-1.530447	-.99879333	-2.1200611
lnpdpo	2	372	-1.4427498	-1.1074886	-2.5791603
lnpdpo	3	372	-1.2733317	-1.1591753	-2.813947
lnpdpo	4	372	-1.2096866	-1.1785824	-2.9048488
lnpdpo	5	372	-1.0762692	-1.1750413	-2.8881508

TAB. 3.6 – Tests de Dickey Fuller augmenté avec trend, sur les séries de prix *de gros* (*lnpgb*), sur l'intervalle [1970m1, 2000m12]

	Lags	Obs	Dickey-Fuller	Phillips-Perron(τ)	Phillips-Perron(ρ)
lnpgpo	0	372	-2.2879394	-2.2879394	-10.427465
lnpgpo	1	372	-2.6847962	-2.4661593	-12.12211
lnpgpo	2	372	-2.7350974	-2.5551649	-13.016002
lnpgpo	3	372	-2.8678739	-2.6245686	-13.735016
lnpgpo	4	372	-2.5964114	-2.6367791	-13.863508
lnpgpo	5	372	-2.2625491	-2.5980753	-13.458275

TAB. 3.7 – Tests de Dickey Fuller augmenté avec trend, sur les séries de prix à la *production* (*lnpppo*), sur l'intervalle [1970m1, 2000m12]

	Lags	Obs	Dickey-Fuller	Phillips-Perron(τ)	Phillips-Perron(ρ)
lnpppo	0	364	-1.749527	-1.749527	-6.6819218
lnpppo	1	364	-2.1772305	-1.9340547	-8.0487323
lnpppo	2	364	-2.2724305	-2.0339607	-8.8448926
lnpppo	3	364	-2.4174531	-2.1095616	-9.4736376
lnpppo	4	364	-2.019205	-2.1141785	-9.5127692
lnpppo	5	364	-1.6805584	-2.0709635	-9.1498012

3.3.3 Tests de stationnarité (KPSS)

Les résultats précédents quant à la non stationnarité des différentes séries de prix, en niveau ou en logarithme, peuvent être confrontés au test KPSS dont l'hypothèse nulle suppose la stationnarité des résidus et donc l'absence de racine unitaire (voir annexe B). Il s'agit là d'une démarche de type "analyse confirmatoire" qui a été proposée par plusieurs auteurs dans la littérature sur les tests de non stationnarité dont Kwiatkowski *et al.* [1992].

TAB. 3.8 – Valeurs critiques de la statistique de KPSS

Seuils :	1%	5%	10%
KPSS	0.216	0.146	0.119

La comparaison des valeurs obtenues de la statistique (Tables 3.9 et 3.10) à ses valeurs critiques (Table 3.8), nous permet de conclure que l'hypothèse nulle de stationnarité est fortement rejetée, quelque soit le nombre de retards proposés.

TAB. 3.9 – Test de KPSS, pour les indices au détail (*pdpo*), en gros (*pgpo*) et à la production (*pppo*)

	pdpo	pgpo	pppo
Retards			
0	6.5534165	3.9923953	6.2820937
1	5.1532925	3.1625441	4.9543552
2	2.5024346	1.5642697	2.4231783
3	1.6864527	1.0717957	1.6435556
4	1.2816538	.82837073	1.2575291
5	1.0387225	.6829603	1.0262985
6	.87637671	.5858293	.87171899
7	.76003291	.51596354	.7605832
8	.67241745	.4627889	.67630343
9	.60394073	.42058151	.60990881
10	.54890404	.38615687	.55620722
11	.50370912	.35761243	.51193407
12	.50370912	.35761243	.51193407
12	.46598945	.33372258	.47495967

TAB. 3.10 – Test de KPSS, pour les indices en *log* au détail (*lnpdpo*), en gros (*lnpgpo*) et à la production (*lnpppo*)

	lnpdpo	lnpgpo	lnpppo
Retards			
0	8.2830231	6.0702215	6.8130866
1	6.5093	4.7882688	5.3675637
2	3.1543502	2.3424203	2.6178824
3	2.1193872	1.5877038	1.7700696
4	1.6049501	1.2133507	1.3496534
5	1.2959292	.9890298	1.0976795
6	1.0894492	.83921124	.92939874
7	.94160617	.73181429	.80877228
8	.83044663	.65075166	.71772986
9	.74377284	.5871664	.64638165
10	.67427896	.53590462	.58893765
11	.61732457	.49376746	.54173061
12	.61732457	.49376746	.54173061
12	.56982865	.45861175	.50236065

3.4 Relation entre prix de gros et prix à la production

L'analyse présentée ci-dessous a pour objectif de répondre à la question : la connaissance de l'évolution dans le temps du prix à la production résume-t-elle celle du prix de gros ? Dans le cas de la viande bovine, nous avons vu que l'analyse des relations entre les deux séries de prix permettait d'apporter une réponse positive à cette question. Ainsi, la seule connaissance du prix à la production et de son évolution dans le temps suffisait pour retracer les relations entre prix aux deux premiers stades de la filière de la viande bovine. Nous allons voir, ci-après, que la réponse est plus nuancée dans le cas de la filière porcine.

3.4.1 Existence d'une relation de cointégration

- Entre *PGPO* et *PPPO*

L'examen de l'existence d'une relation de cointégration entre les deux séries de prix (prix de gros et prix à la production) suit la même démarche que celle entreprise pour étudier l'existence d'une telle relation pour la viande bovine. Nous utilisons donc l'approche à la Johansen. Dans une première étape, il s'agit donc de déterminer le nombre de retards à insérer dans le modèle à correction d'erreur utilisé pour tester l'existence d'une relation de cointégration. Cette détermination repose sur l'estimation d'un modèle vectoriel autorégressif défini sur les deux séries non différenciées. Les critères d'information indiquent alors un choix de trois retards. Dans une deuxième étape, il s'agit maintenant de tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration ou d'existence d'au moins une relation de cointégration entre les deux séries de prix dans le cadre des cinq modélisations suivantes :

1. les séries n'ont pas de tendance et la relation de cointégration n'a pas de constante ;
2. les séries n'ont pas de tendance et la relation inclut une constante ;
3. les séries ont une tendance linéaire et la relation inclut une constante ;
4. les séries ont une tendance linéaire et la relation inclut une constante et une tendance linéaire ;

Modèle	Test	Hypothèse nulle	Statistique	Seuil à 5%	Seuil à 1%
1	Test de rang	Aucune	2.086	12.53	16.31
		Au moins une	0.040	3.84	6.51
	Valeur propre maximale	Aucune	2.046	11.44	15.69
		Au moins une	0.040	3.84	6.51
2	Test de rang	Aucune	12.584	19.96	24.60
		Au moins une	2.011	9.24	12.97
	Valeur propre maximale	Aucune	10.573	15.67	20.20
		Au moins une	2.011	9.24	12.97
3	Test de rang	Aucune	10.086	15.41	20.04
		Au moins une	0.300	3.76	6.65
	Valeur propre maximale	Aucune	10.363	14.07	18.63
		Au moins une	0.300	3.76	6.65
4	Test de rang	Aucune	25.518	25.32	30.45
		Au moins une	7.687	12.25	16.26
	Valeur propre maximale	Aucune	17.830	18.96	23.65
		Au moins une	7.687	12.25	16.26
5	Test de rang	Aucune	24.639	18.17	23.46
		Au moins une	6.826	3.74	6.40
	Valeur propre maximale	Aucune	17.813	16.87	21.47
		Au moins une	6.826	3.74	6.40

TAB. 3.11 – Tests de rang et de valeur propre maximale pour chacun des modèles.

5. les séries ont un tendance quadratique et la relation de cointégration inclut une tendance linéaire.

Le tableau 3.11 donne les résultats des tests de rang et de valeur propre maximale pour chacune de ces modélisations. La lecture de ce tableau entraîne les remarques suivantes :

1. Pour les trois premières modélisations, les tests concluent clairement en l'absence d'une relation de cointégration entre les deux séries de prix et ceci quel que soit le seuil considéré (5% ou 1%).
2. Pour la quatrième modélisation, le test de rang rejette l'hypothèse quant à l'absence d'une relation de cointégration au seuil de 5%. Cette conclusion n'est pas confirmée par le test de valeur propre maximale.
3. Pour la dernière modélisation, les deux tests concluent en l'existence de deux relations de cointégration entre les deux séries de prix. Comme

indiqué dans l'annexe C, il y a alors contradiction entre le résultat du test et le fait que les séries ne soient pas stationnaires. Cette contradiction peut provenir de la spécification très contrainte imposée par la modélisation via les hypothèses d'existence d'une tendance quadratique et de présence d'une tendance linéaire dans la relation de cointégration. De ce fait, nous concluons ici aussi en l'absence d'une relation de cointégration entre les deux séries de prix.

Pour confirmer le résultat précédent quant à l'absence d'une relation de cointégration entre les deux séries de prix exprimées en niveau, nous avons mis en oeuvre l'approche de Engel et Granger. Sa première étape consiste en l'estimation de la relation entre les deux prix par moindres carrés ordinaires. Cette estimation donne :

$$PGPO = 16.900 + 0.797 PPPO + \hat{\varepsilon}_t \quad (3.1)$$

L'absence de cointégration entre les deux séries est alors testée via l'étude de la non stationnarité du résidu estimé $\hat{\varepsilon}_t$. Le résultat du test de type *ADF* est donné dans le tableau 3.12. Ce test indique clairement que le résidu estimé n'est pas stationnaire et donc que l'hypothèse nulle d'absence de cointégration entre les deux séries est rejetée. Le test de stationnarité de type *KPSS* (même tableau) indique un rejet clair de l'hypothèse de stationnarité de ce résidu et confirme ainsi le test précédent.

Test	Valeur de la statistique	Seuil à 10%	Seuil à 5%	Seuil à 1%
ADF	-0.496	-3.060	-3.357	-3.935
KPSS				
Avec constante	1.964	0.347	0.463	0.739
Avec constante et tendance	0.386	0.119	0.146	0.216

TAB. 3.12 – Tests *ADF* et *KPSS* sur le résidu estimé $\hat{\varepsilon}_t$

- **Entre $\ln PGPO$ et $\ln PPPO$**

La démarche est ici la même que celle suivie ci-dessus. Différentes estimations d'un modèle vectoriel autorégressif défini sur les deux séries exprimées en logarithme et non différenciées, nous a conduit à sélectionner un nombre de retards égal à deux. Ici aussi, cinq modélisations ont été examinées. Les résultats des tests de rang et de valeur propre maximale pour ces différentes modélisations sont donnés dans le tableau 3.13. A la lecture de ce tableau, il est possible de conclure que :

1. Pour les trois premières modélisations, il n'existe pas de relation de cointégration entre les deux séries de prix et ceci quel que soit le seuil considéré (5% ou 1%).
2. Pour la quatrième modélisation, le test de rang et le test de valeur propre maximale rejettent l'hypothèse quant à l'absence d'une relation de cointégration au seuil de 5%.
3. Pour la dernière modélisation, les deux tests concluent en l'existence de deux relations de cointégration entre les deux séries de prix. Comme indiqué dans l'annexe C, il y a alors contradiction entre le résultat du test et le fait que les séries ne soient pas stationnaires. Ici aussi, nous interpréterons cette contradiction comme une conséquence de la spécification très contrainte imposée par la modélisation via les hypothèses d'existence d'une tendance quadratique et de présence d'une tendance linéaire dans la relation de cointégration. Nous concluons ici aussi en l'absence d'une relation de cointégration entre les deux séries de prix.

Remarquons alors, comme le fait Rouchet (2002), que les modélisations les plus probables pour des séries d'indices de prix exprimées en logarithme sont les modélisations 1, 2 et 3. La modélisation 4 peut être éventuellement envisagée si l'on tient compte d'une possible dérive liée au système de pondération des indices. Comme il s'agit là d'une hypothèse difficilement vérifiable, les résultats obtenus pour cette modélisation n'ont été examinés qu'à des fins d'exhaustivité. Il en est de même pour ceux provenant de la modélisation 5 qui, elle, est improbable sur ces données. En résumé, nous concluons, ici aussi, en l'absence d'une relation de cointégration entre les deux séries de prix exprimées en logarithme.

Modèle	Test	Hypothèse nulle	Statistique	Seuil à 5%	Seuil à 1%
1	Test de rang	Aucune	3.464	12.53	16.31
		Au moins une	0.106	3.84	6.51
	Valeur propre maximale	Aucune	3.357	11.44	15.69
		Au moins une	0.106	3.84	6.51
2	Test de rang	Aucune	13.761	19.96	24.60
		Au moins une	3.116	9.24	12.97
	Valeur propre maximale	Aucune	10.645	15.67	20.20
		Au moins une	3.116	9.24	12.97
3	Test de rang	Aucune	11.111	15.41	20.04
		Au moins une	0.978	3.76	6.65
	Valeur propre maximale	Aucune	10.133	14.07	18.63
		Au moins une	0.978	3.76	6.65
4	Test de rang	Aucune	30.904	25.32	30.45
		Au moins une	9.840	12.25	16.26
	Valeur propre maximale	Aucune	21.064	18.96	23.65
		Au moins une	9.840	12.25	16.26
5	Test de rang	Aucune	29.846	18.17	23.46
		Au moins une	8.843	3.74	6.40
	Valeur propre maximale	Aucune	21.003	16.87	21.47
		Au moins une	8.843	3.74	6.40

TAB. 3.13 – Tests de rang et de valeur propre maximale pour chacun des modèles (séries en log).

Tout comme précédemment, nous avons aussi mis en oeuvre l'approche de Engel et Granger. La relation entre les deux séries de prix exprimées en logarithme, estimée par moindres carrés ordinaires, est donnée par :

$$\ln PGPO = 0.621 + 0.857 \ln PPPO + \hat{\varepsilon}_t \quad (3.2)$$

L'absence de cointégration entre les deux séries est alors testée via l'étude de la non stationnarité du résidu estimé $\hat{\varepsilon}_t$. Le résultat du test de type *ADF* est reporté dans le tableau 3.14. Ce test indique clairement que le résidu estimé n'est pas stationnaire et donc que l'hypothèse nulle d'absence de cointégration entre les deux séries exprimées en logarithme est rejetée. Le test de stationnarité de type *KPSS* (même tableau) indique un rejet clair de l'hypothèse de stationnarité de ce résidu et confirme ainsi le test précédent.

TAB. 3.14 – Tests *ADF* et *KPSS* sur le résidu estimé $\hat{\varepsilon}_t$ (séries en log)

Test	Valeur de la statistique	Seuil à 10%	Seuil à 5%	Seuil à 1%
ADF	-0.151	-3.060	-3.357	-3.935
KPSS				
Avec constante	2.017	0.347	0.463	0.739
Avec constante et tendance	0.399	0.119	0.146	0.216

3.4.2 Existence d'une relation de cointégration avec changement structurel

Nous avons ci-dessus conclu en l'inexistence d'une relation de cointégration entre les séries de prix de gros et de prix à la production, qu'elles soient exprimées en niveau ou en logarithme. Une des raisons couramment invoquées pour justifier l'absence de cointégration entre deux séries temporelles est la possible existence d'un changement structurel quant à leur relation dans le long terme. La longueur de la période d'étude [1975 :01 , 2000 :04] permet d'envisager qu'un tel changement ait affecté la relation entre prix de gros et

prix à la production dans la filière de la viande porcine. Nous allons donc voir s'il est possible d'envisager l'existence d'une relation de cointégration avec changement structurel entre les deux séries de prix exprimées en logarithme. Pour cela, nous allons avoir recours au test de Gregory et Hansen (1996).

La figure (3.5) donne l'évolution pour une date de changement structurel variant dans l'intervalle [1975,2000] des trois statistiques de test : ADF , $Z(\alpha)$ et $Z(\tau)$, calculées à partir de l'estimation de la relation de long terme avec un changement structurel simultané dans la valeur de la constante et du paramètre associé au logarithme du prix à la production à une date connue.

$$\ln PGPO_t = \beta_0 + \beta_1 \times 1(t > 1988 :09) + \beta_2 \ln PPPO_t \\ + \beta_3 \ln PPPO_t \times 1(t > 1988 :09) + \varepsilon_t$$

L'allure générale commune aux trois statistiques de test laisse présager d'un changement à la date suivante 1988 :09 (voir figure 3.5). La comparaison des valeurs minimales de ces statistiques aux seuils de 5% et 1% permet de conclure au rejet de l'hypothèse d'absence de cointégration au premier seuil et ceci quel que soit la statistique de test envisagée (voir tableau 3.15). Ce résultat est confirmé lorsque la période d'étude est étendue de trois années (voir figure 3.6). Ici, il est même possible de conclure au rejet de l'hypothèse d'absence de cointégration quels que soient le seuil et la statistique de test envisagés (cf. tableau 3.15).

Échantillon		Statistiques et seuils			Date de rupture	
Début	Fin	Test	Valeur	Seuil à 5%		Seuil à 1%
1972 :01	2000 :04	ADF	-5.771	-4.95	-5.47	1988 :09
		$Z(\alpha)$	-58.897	-47.04	-57.17	
		$Z(\tau)$	-5.611	-4.95	-5.47	
1975 :01	2000 :04	ADF	-5.432	-4.95	-5.47	1988 :09
		$Z(\alpha)$	-52.876	-47.04	-57.17	
		$Z(\tau)$	-5.319	-4.95	-5.47	

TAB. 3.15 – Tests de de Gregory et Hansen sur différentes périodes.

L'estimation de la relation de long terme par moindres carrés ordinaires donne le résultat suivant :

$$\begin{aligned} \ln PGPO_t = & -0.174 + 2.697 \times 1(t > 1988 :09) + 1.009 \ln PPPO_t \\ & -0.546 \ln PPPO_t \times 1(t > 1988 :09) + \hat{\varepsilon}_t \end{aligned} \quad (3.3)$$

Ainsi, il apparaît que l'élasticité de transmission du prix à la production vers le prix de gros est pratiquement égale à 1 avant le changement structurel (la valeur estimée est égale à 1.009). Cette élasticité diminue de moitié après le changement structurel. Une variation de 1% du prix à la production était donc complètement répercutée sur le prix de gros avant 1988 :09. Après, cette variation n'entraînait qu'une variation de 0.463% du prix de gros.

Pour affiner l'analyse, nous avons estimé la relation de long terme sur les deux sous-périodes définies par la date de changement structurel. Deux types d'estimations sont ainsi présentés dans le tableau 3.16 : une estimation par moindres carrés ordinaires et une estimation par la méthode FM-OLS. Cette dernière permet, en effet, de corriger les biais d'endogénéité affectant l'estimateur des moindres carrés ordinaires. Remarquons, alors, que les conclusions énoncées ci-dessus s'appliquent ici aussi. Nous constatons toujours l'existence d'une plus forte transmission des variations du prix à la production vers le prix de gros avant le changement structurel qu'après. Plus précisément, cette transmission est intégrale avant le changement structurel (élasticité égale à 1.022) et diminue significativement après (élasticité égale à 0.326).

TAB. 3.16 – Paramètres de la relation de long terme suivant deux méthodes (MCO et FM-OLS) et par sous-périodes

Échantillon Début-Fin	Méthode	Paramètres associés	
		Constante	$\ln PPPO$
1975 :01 1988 :09	MCO	-0.174 (0.052)	1.009 (0.012)
	FM-OLS	-0.230 (0.308)	1.022 (0.070)
1988 :10 2000 :04	MCO	2.523 (0.121)	0.463 (0.027)
	FM-OLS	3.135 (0.382)	0.326 (0.080)

Note : les écarts-types des paramètres estimés sont donnés entre parenthèses. N'étant pas directement interprétables, ceux correspondant aux estimation par moindres carrés ordinaires sont donnés pour information.

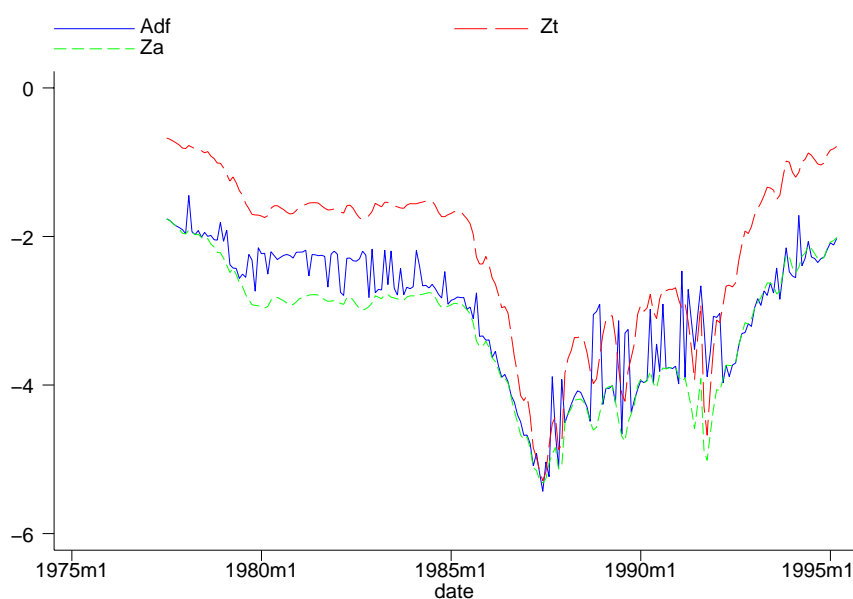


FIG. 3.5 – Détection d'un changement structurel - Période 1975 :01-2000 :04.

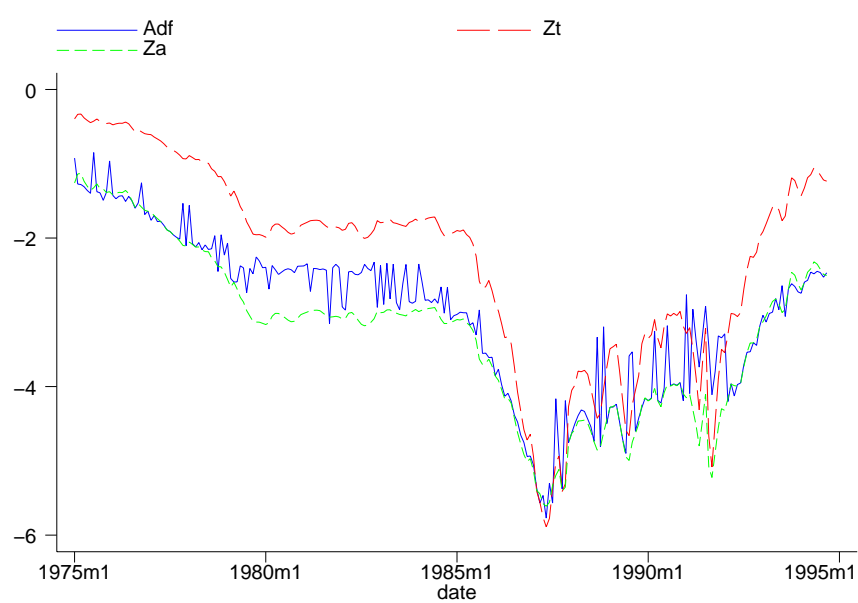


FIG. 3.6 – Détection d'un changement structurel - Période 1972 :01-2000 :04.

3.4.3 Causalité entre prix de gros et prix à la production

Les estimations effectuées ci-dessus ont mis en évidence l'existence d'une relation de long terme entre prix de gros et prix à la production avec un changement structurel dans les valeurs des paramètres à la fin de l'année 1988. Lors de l'estimation de cette relation nous avons supposé que le prix à la production "causait" le prix de gros, en ce sens que ce sont les variations exogènes du prix à la production qui expliqueraient les variations observées du prix de gros. L'objet des estimations qui suivent est de vérifier si les données observées ne permettent pas de rejeter cette hypothèse.

La démarche est donc la suivante :

1. Estimation du modèle à correction d'erreur :

$$\begin{cases} \Delta \ln PGPO_t &= \gamma_1 ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^2 \delta_{1,j} \Delta \ln PGPO_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \phi_{1,j} \Delta \ln PPPO_{t-1} + \varepsilon_{1,t} \\ \Delta \ln PPPO_t &= \gamma_2 ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^2 \delta_{2,j} \Delta \ln PGPO_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \phi_{2,j} \Delta \ln PPPO_{t-1} + \varepsilon_{2,t} \end{cases}$$

où le nombre de retards égal à deux a été choisi ci-dessus à partir de l'estimation de modèles vectoriels autorégressifs définis sur les variables prises en niveau, et

$$ECT_{t-1} = \ln PGPO_{t-1} - \alpha - \beta \ln PPPO_{t-1}$$

α et β étant les valeurs estimées des paramètres de la relation de long terme par FM-OLS donnés dans le tableau 3.16 ci-dessus et variant selon que la date $t - 1$ est antérieure ou postérieure à 1988 :09.

2. Etude la la causalité au sens de Granger du prix de gros par le prix à la production. Il s'agit alors de tester l'hypothèse nulle : $\gamma_2 = 0$, $\delta_{2,1} = 0$ et $\delta_{2,2} = 0$ à partir de estimations obtenues du modèle à correction d'erreur défini ci-dessus (voir Enders, 1998).

Les résultats de l'estimation du modèle à correction d'erreur sont donnés dans le tableau 3.17. Le niveau de signification empirique associé à la valeur de la statistique de Fisher permettant de tester l'hypothèse nulle énoncée

Variables	$\Delta \ln PGPO_t$	$\Delta \ln PPPO_t$
ECT_{t-1}	-0.142 (-2.956)	-0.116 (-1.957)
$\Delta \ln PGPO_{t-1}$	0.007 (0.066)	0.132 (1.025)
$\Delta \ln PGPO_{t-2}$	-0.151 (-1.512)	-0.074 (-0.583)
$\Delta \ln PPPO_{t-1}$	0.150 (1.747)	0.074 (0.708)
$\Delta \ln PPPO_{t-2}$	0.175 (2.046)	0.080 (0.756)
R^2 ajusté	0.070	0.033
Exogénéité faible	$F(3, 297) = 1.743$ (0.156)	

TAB. 3.17 – Résultats de l'estimation du modèle à correction d'erreur et test de causalité

ci-dessus étant égal à 15.6%, permet de conclure en la non rejection de cette hypothèse. Autrement dit, le prix à la production "cause" le prix de gros sur la période étudiée.

3.4.4 En résumé

L'étude de la relation de long terme entre le prix de gros et le prix à la production de la viande porcine permet d'obtenir les conclusions suivantes :

- Le prix à la production "cause" le prix de gros.
- Une telle relation existe mais n'est pas stable sur la période. Un changement structurel est ainsi intervenu à la fin de l'année 1988 (voir figure 3.7).
- Avant la fin de 1988, la transmission d'un choc intervenu sur le prix à la production au prix de gros est instantanément intégrale. Cette transmission est moins instantanée sur la période suivante.

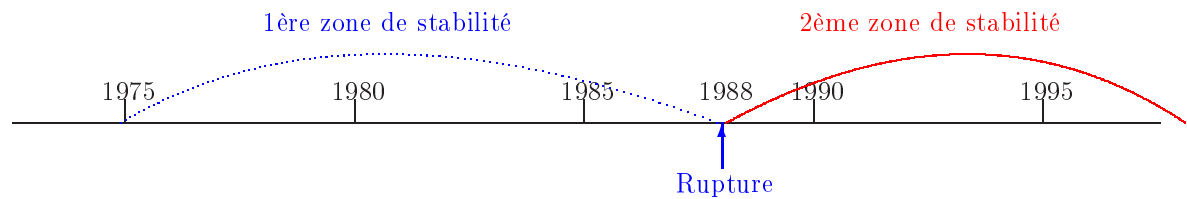


FIG. 3.7 – Résumé des périodes de stabilité pour la relation PGPO - PPPO

3.5 Relation entre prix au détail, prix à la production et salaire : caractérisation et stabilité

3.5.1 Caractérisation et stabilité

Tout comme dans l'analyse précédente, nous avons mis en oeuvre des tests visant à étudier la stabilité de la relation liant la série en logarithme d'indices de prix au détail ($\ln PDPO$) aux séries en logarithme des indices de prix à la production ($\ln PPPO$) et des salaires ($\ln WW$). La relation dont nous testerons la stabilité sur la période [1975, 2000] est donc la suivante :

$$\ln PDPO_t = \beta_0 + \beta_1 \ln PPPO_t + \beta_2 \ln WW_t + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

Le premier des tests présentés sur la figure 3.8, le test *backward ADF* indique la claire rupture de la relation (3.4) en deux endroits : 1985 et milieu 1989. Cette double rupture n'est pas captée par le test *forward ADF* qui plus globalement nous donne une large zone de rupture(s) possible(s) entre 1981 et 1993. Dans cette zone, la statistique de test reste en effet toujours sous la courbe du seuil critique à 1% du test, indiquant ainsi la possibilité d'une rupture en chacun des points. On peut toutefois noter que les valeurs les plus basses de cette statistique se trouvent en 1985 et milieu 1989.

La double rupture se retrouve également dans les tests de Gregory et Hansen (dernier graphe de la figure 3.8).

TAB. 3.18 – Tests de la relation de cointegration (Gregory et Hansen)

Echantillon		Statistique et seuils			Date rupture
Debut	Fin	Test	Valeur	Seuil 5%	
1975	1990	ADF	-7.052	-5.500	1985
		$Z(\alpha)$	-53.301	-58.330	
		$Z(\tau)$	-5.388	-5.99	
1985	2000	ADF	-4.827	-5.500	1990
		$Z(\alpha)$	-41.533	-58.330	
		$Z(\tau)$	-4.735	-5.99	
1972	2000	ADF	-6.975	-5.500	1990
		$Z(\alpha)$	-71.756	-58.330	
		$Z(\tau)$	-6.211	-5.99	

Note : Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types

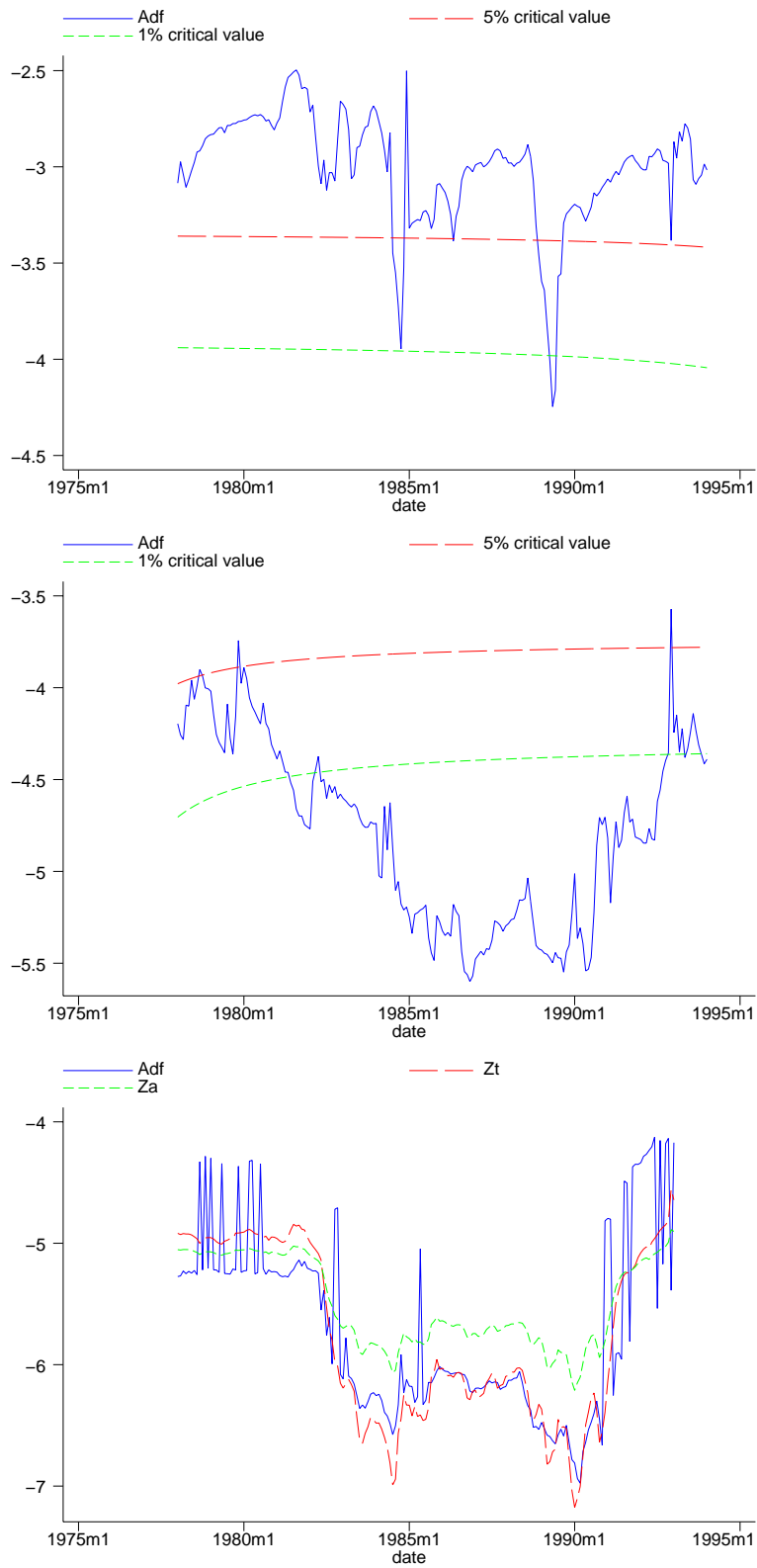


FIG. 3.8 – Tests *Backward ADF*, *Forward ADF* et de Gregory et Hansen - Période 1972 :01-2000 :04.

Compte tenu des niveaux de significativité élevés atteints par les statistiques de test nous nous trouvons donc très probablement en présence de deux ruptures de la relation (3.4). Le test de Gregory et Hansen appliqué sur des périodes plus réduites (1975-1990 et 1985-2000) confirme ce résultat (voir table 3.18). Remarquons néanmoins que les dates de rupture détectées par les différents tests (test *backward ADF* et tests à la Gregory et Hansen) sont légèrement décalées². La situation peut donc être résumée par le graphique ci-dessous :

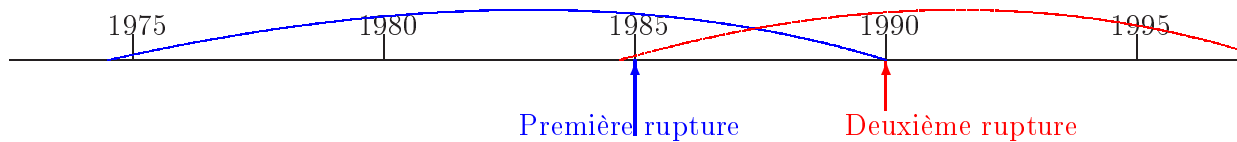


FIG. 3.9 – Résumé des périodes de stabilité

Les estimations de la relation (3.4) par la méthode FM-OLS dans les différents intervalles sont reportées dans le tableau ci-dessous.

Échantillon Début-Fin	Paramètres associés à		
	Constante	$\ln PPPO$	$\ln WWT$
1975 :01 1985 :12	0.249 (0.303)	0.612 (0.125)	0.327 (0.0074)
1986 :01 1990 :12	- 0.159 (0.333)	0.280 (0.063)	0.775 (0.102)
1991 :01 2000 :04	2.030 (0.397)	0.176 (0.028)	0.398 (0.066)

Il est à noter que :

²Ceci s'explique par le fait que la procédure de test *backward* consiste en des tests successifs pour toutes les dates de ruptures possibles en réduisant l'échantillon à partir de la date de fin. Les ruptures sont donc détectées par cette procédure après leur apparition, c'est-à-dire avant la date de la rupture.

1. Sur les deux premières sous-périodes (1975-1985 et 1986-1990) la somme des coefficients des deux variables explicatives de la relation (3.4) est pratiquement égale à un (0.939 sur la période 1975 :01 - 1985 :12, et 1.055 sur la période 1986 :01 - 1990 :12). Si la relation de long terme est interprétée comme la fonction de coût unitaire résultant d'une technologie de type Cobb-Douglas à deux facteurs de production, il s'agirait donc d'une technologie à rendements d'échelle constants sur les deux périodes. De plus, les parts relatives des facteurs dans le coût de production changeraient d'amplitude entre les deux sous-périodes, le facteur travail devenant prépondérant dans la deuxième période.
2. La transmission d'une variation du taux de salaire est plus faible (respectivement, plus forte) que celle d'une variation du prix à la production sur la première période (respectivement, sur la deuxième période). En effet, l'élasticité de transmission d'une variation du taux de salaire au prix de détail est égale à 0.327 (respectivement, 0.775) alors que celle correspondant au prix à la production est égale à 0.612 (respectivement, 0.280) sur la période 1975 :01 - 1985 :12 (respectivement, 1986 :01 - 1990 :12).
3. Les valeurs des coefficients chutent sur la période 1991 :01 - 2000 :04, celui associé au taux de salaire étant toujours supérieur à celui associé au prix de gros comme sur la sous période précédente. Leur somme (0.574) est largement inférieure à un.

Ces résultats sont à comparer avec ceux obtenus par Rouchet (2002). Sur la période 1970 :01 - 2000 :04, celui-ci utilisant l'approche à la Johansen avec quatre retards, met en évidence l'existence d'une relation de long terme donnée en annexe G.2. Deux commentaires s'ensuivent :

1. Notons premièrement que le coefficient associé au prix à la production n'est pas significativement différent de zéro. Seules les variations du taux de salaire semble ainsi expliquer celles du prix au détail.
2. De plus, la somme des deux coefficients (0.685) est largement inférieure à un. L'interprétation donnée par Rouchet d'un tel résultat est la suivante : *"la somme des coûts est d'autant plus différente de l'unité que la part des importations est forte. C'est probablement l'omission du prix à l'importation, et la non-représentativité du prix à la production nationale dans l'ensemble des approvisionnements du marché français,*

qui conduisent à cette sous-estimation et constitue ainsi la faiblesse du modèle estimé".

A la différence des résultats de Rouchet, nous mettons donc en évidence une incidence du prix à la production sur le prix de détail sur toute la période que nous avons étudiée, la transmission instantanée de choc intervenu sur le prix à la production au prix au détail décroissant dans le temps. Par contre, son interprétation en termes d'omission du prix à l'importation dans les variables définissant le coût de production de la viande porcine, pourrait être plausible sur la dernière sous-période que nous avons considérée, 1991 :01 - 2000 :04. La somme des coefficients estimés sur cette période est, en effet, largement inférieure à un. Mais rien ne préjuge que la technologie sur cette sous période soit toujours à rendements constants.

3.5.2 Une analyse approfondie sur la période 1975-1985

Les deux études réalisées ci-dessus : étude de la relation entre prix de gros et prix à la production, et étude de la relation entre prix au détail et prix à la production, ont fait apparaître deux périodes (voir graphique ci-dessous) :

- Début 1975 - fin 1985. Les deux relations étudiées y sont stables et l'évolution du prix de gros reflète parfaitement celle du prix à la production. Il est donc possible d'envisager une étude similaire à celle réalisée pour la viande bovine avec comme objectif de caractériser la nature de la relation de long terme entre prix au détail, prix à la production et taux de salaire et les causalités entre ces variables sur cette période.
- Début 1986 - fin 1999. Il ne s'agit plus d'une période de stabilité dans la relation entre prix de gros et prix à la production. En outre, la connaissance de l'évolution de ce dernier prix ne suffit plus pour pouvoir résumer parfaitement celle du prix de gros sur la sous période fin 1988-2000. De même, cette période est caractérisée par une instabilité dans la relation liant le prix au détail au prix à la production. Il semble donc être illusoire de reproduire sur cette période le même type d'analyse que celle réalisée pour la viande bovine. De même, une analyse des relations entre les trois séries de prix et le taux de salaire risque de générer des résultats dont l'interprétation va être difficile du fait des

constatations tirées des deux études précédentes quant à cette période.

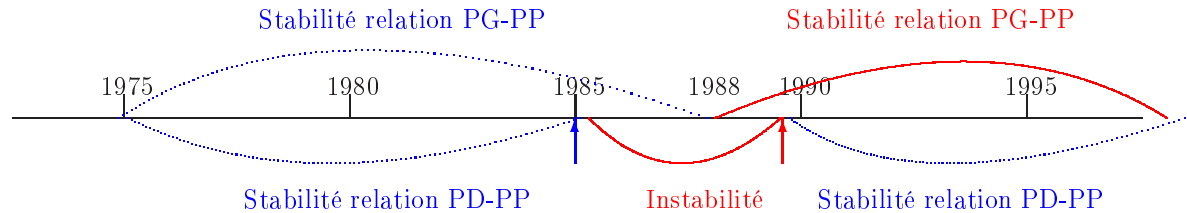


FIG. 3.10 – Périodes de stabilité et d'instabilité des relations entre séries

En conclusion, nous ne présentons ci-dessous qu'une analyse des relations entre prix au détail, prix à la production et taux de salaire sur la période 1975-1985. Cette analyse reproduit donc pour la viande porcine celle réalisée pour la viande de boeuf. Il s'agit donc d'étudier l'existence d'une relation de cointégration entre les trois séries : prix au détail, prix à la production et taux de salaire. Comme souligné ci-dessus, la série des prix de gros n'est pas considérée puisque ses variations dans le temps reflètent parfaitement celles de la série des prix à la production (l'élasticité de transmission du prix à la production au prix de gros est égale à un et le prix à la production "cause" bien le prix de gros).

Nous utilisons donc l'approche à la Johansen. Dans une première étape, il s'agit donc de déterminer le nombre de retards à insérer dans le modèle à correction d'erreur utilisé pour tester l'existence d'une relation de cointégration. Cette détermination repose sur l'estimation d'un modèle vectoriel autorégressif défini sur les trois séries non différenciées. Les critères d'information indiquent alors un choix de 4 retards. Dans une deuxième étape, il s'agit maintenant de tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration ou d'existence d'au moins une ou deux relations de cointégration entre les trois séries. Le tableau 3.19 donne les résultats des tests de rang et de valeur propre maximale pour une modélisation où les séries n'ont pas de tendance et la relation inclut une constante. A la lecture de ce tableau, il est possible de conclure quant à l'existence d'une relation de cointégration entre les trois séries. L'hypothèse nulle quant à l'inexistence de relations de cointégration entre les trois séries est, en effet, rejetée au seuil de 5%, quelque soit le test considéré, alors que l'hypothèse quant à l'existence d'au moins une relation

n'est, elle, pas rejetée.

TAB. 3.19 – Tests de rang et de valeur propre maximale sur l'existence de relations de cointégration

Test	Hypothèse nulle	Statistique	Seuil à 5%	Seuil à 1%
Test de rang	Aucune	37.960	34.91	41.07
	Au moins une	15.299	19.96	24.60
	Au moins deux	3.654	9.24	12.97
Valeur propre maximale	Aucune	22.661	22.00	26.81
	Au moins une	11.644	15.67	20.20
	Au moins deux	3.654	9.24	12.97

Dans une troisième étape, nous estimons conjointement la relation de cointégration et le modèle vectoriel à correction d'erreur. Les résultats quant à la relation de cointégration sont donnés dans le tableau 3.20. Remarquons alors que les deux élasticités de transmission sont significativement différentes de zéro. De plus une hausse de 1% du prix à la production est plus amplement répercutée (le prix au détail croît alors de 0.747%) qu'une hausse de 1% du taux de salaire (le prix au détail ne croît alors que de 0.251%). Un résultat proche a déjà été donné dans le tableau 3.16 où cette relation a été estimée par FM-OLS. Remarquons, ici aussi, que la somme des deux élasticités est pratiquement égale à un ($0.747 + 0.251 = 0.998$). L'hypothèse nulle quant à l'égalité de la somme des deux élasticités peut être aisément testée. La statistique du rapport des vraisemblances prend la valeur de 0.0008 qui, sachant que la statistique est distribuée selon une loi de χ^2 à un degré de liberté, correspond à un niveau de signification empirique égal à 98%. L'hypothèse n'est clairement pas rejetée.

TAB. 3.20 – Relation de cointégration et modèle vectoriel à correction d'erreur

$$ECT_t = \ln PDPO_t - 0.747 \ln PPPO_t - 0.251 \ln W_t + 0.123$$

$$\quad \quad \quad (-8.579) \quad \quad \quad (-5.159) \quad \quad \quad (0.530)$$

Intéressons nous maintenant à la dynamique de court terme des trois séries autour de la relation de cointégration donnée ci-dessus. Les résultats

de l'estimation du modèle à correction d'erreur sont reportés dans le tableau 3.21.

TAB. 3.21 – Modèle vectoriel à correction d'erreur

Variables	$\Delta \ln PDPO_t$	$\Delta \ln PPPO_t$	$\Delta \ln W_t$
ECT_{t-1}	-0.122 (-2.870)	0.165 (1.411)	0.012 (1.060)
$\Delta \ln PDPO_{t-1}$	0.442 (4.450)	0.095 (0.350)	-0.009 (-0.327)
$\Delta \ln PDPO_{t-2}$	0.062 (0.574)	-0.481 (-1.624)	-0.007 (-0.233)
$\Delta \ln PDPO_{t-3}$	-0.113 (-1.045)	-0.008 (-0.026)	0.007 (0.237)
$\Delta \ln PDPO_{t-4}$	-0.071 (-0.903)	-0.217 (-1.002)	-0.010 (-0.463)
$\Delta \ln PPPO_{t-1}$	0.185 (4.304)	0.233 (1.975)	0.006 (0.528)
$\Delta \ln PPPO_{t-2}$	-0.115 (-2.531)	0.182 (1.465)	0.012 (0.987)
$\Delta \ln PPPO_{t-3}$	0.016 (0.341)	0.012 (0.093)	0.005 (0.426)
$\Delta \ln PPPO_{t-4}$	0.005 (0.109)	0.108 (0.856)	0.024 (1.950)
$\Delta \ln W_{t-1}$	0.276 (0.808)	0.255 (0.273)	-0.150 (-1.676)
$\Delta \ln W_{t-2}$	0.323 (2.207)	0.152 (0.379)	0.001 (0.020)
$\Delta \ln W_{t-3}$	0.112 (0.778)	-0.821 (-2.080)	0.900 (23.847)
$\Delta \ln W_{t-4}$	0.464 (1.366)	0.082 (0.088)	0.117 (1.318)
R^2 ajusté	0.603	0.156	0.872

À la lecture de ce tableau, il apparaît que :

1. la dynamique à court terme du taux de salaire ne dépend ni du terme de correction d'erreur ECT_{t-1} , ni des variations passées du prix au détail

et du prix à la production. Elle ne dépend que de ses propres variations passées.

2. la dynamique à court terme du prix à la production, elle aussi, ne dépend pas du terme de correction d'erreur. Elle ne dépend pas non plus des variations passées du prix au détail. Seules les propres variations passées du prix à la production et celles du taux de salaire influent sur la dynamique à court terme du prix à la production.
3. la dynamique à court terme du prix au détail dépend du terme de correction d'erreur, de ses propres variations passées et de celles du prix à la production et du taux de salaire.

Ces résultats indiquent que les causalités entre les trois séries jouent dans le sens suivant :

- le taux de salaire "cause" à la fois le prix à la production et le prix au détail, et
- le prix à la production "cause" le prix au détail.

En d'autres termes, comme nous pouvions nous y attendre, le taux de salaire apparaît comme étant la variable exogène du modèle au sens que les fluctuations exogènes qui agissent sur ce dernier se répercutent à la fois sur le prix à la production et le prix au détail. Quant au prix à la production, il apparaît être exogène lorsque sont considérées les dynamiques à court terme des deux prix, car ce sont ses fluctuations exogènes qui se répercutent sur le prix au détail.

Chapitre 4

Transmission des prix dans le secteur laitier

4.1 Synthèse de l'étude.

1. L'objet de cette étude est la transmission des prix dans la filière laitière en France. Il s'agit de vérifier si cette transmission a bien lieu de l'amont de la filière (la production) vers l'aval de celle-ci (la consommation). Pour cela, nous allons analyser quelle est la nature des relations qui lient les prix observés aux trois stades de la filière : prix à la production, prix industriels et prix au détail. Nous allons aussi nous intéresser aux conséquences qu'ont pu avoir sur la transmission des prix le long de cette filière, les événements qui ont affecté celle-ci comme la mise en place du système des quotas en 1984.

Cette étude mobilise des séries de prix et de taux de salaire que nous avons extraites de la Base de Données Macroéconomiques de l'*INSEE* (voir section 4.2).

2. Dans une première étape, nous procédons à une analyse descriptive de l'allure générale des séries de prix et du taux de salaire (section 4.2.1). Cette analyse met en évidence la forte saisonnalité qui caractérise l'évolution dans le temps du prix à la production du lait. Or, il est connu que la présence de phénomènes saisonniers dans une série peut perturber les propriétés des tests statistiques quant à la stationnarité de

celle-ci. C'est pourquoi, avant d'entreprendre une analyse détaillée de la stationnarité des différentes séries, nous avons choisi de dessaisonnaliser la série des prix à la production via l'utilisation d'un modèle de régression à saisonnalité déterministe (section 4.2.2).

L'analyse descriptive nous conduit alors aux considérations suivantes :

- les deux séries de prix : prix à la production ajusté des variations saisonnières et prix industriels, semblent suivre des évolutions concomitantes,
- ces deux mêmes séries et la série des prix au détail suivent elles-aussi des évolutions concomitantes jusqu'à la fin des années 80, et
- ces évolutions deviennent divergentes sur la période suivante.

Ces constatations aurait pu nous conduire, après étude des propriétés des séries (section 4.3), à mener notre étude en deux étapes :

- (a) Étude de la relation de long terme entre prix industriel et prix à la production ajusté des variations saisonnières, puis,
- (b) Étude de la relation de long terme entre prix au détail, prix à la production ajusté et taux de salaire,

comme nous l'avons fait dans le cas de la filière bovine.

3. L'étude de la relation de long terme entre prix industriel et prix à la production ajusté a permis de montrer que (section 4.4) :
 - (a) les deux séries de prix sont cointégrées,
 - (b) le prix industriel "cause" le prix à la production,
 - (c) l'élasticité de transmission du prix industriel au prix à la production est égale à un.

Les relations entre les deux niveaux de la filière peuvent donc être résumées par la seule connaissance de l'évolution du prix industriel. Ce résultat pourrait faire écho au mode de négociation des prix entre les producteurs et les industriels laitiers.

Notons que nous avons mis en évidence une causalité allant dans le sens inverse dans le cas de la filière bovine, mais ici aussi avec transmission parfaite.

4. Le deuxième type d'étude a donc porté sur la relation entre prix au détail, **prix industriel** et taux de salaire. L'étude de cette relation (section 4.5) a pour double objectif :
 - (a) de caractériser l'existence d'une relation de long terme entre ces séries de prix, et
 - (b) d'étudier la stabilité dans le temps de cette relation.

Tout comme dans les deux études précédentes (filiale de la viande bovine et filiale de la viande porcine), deux types de tests ont été mis en oeuvre pour détecter de possibles changements structurels. Leurs résultats nous ont amené au découpage suivant de la période étudiée :

- (a) deux sous-périodes : [1983 :01-1989 :12] et [1991 :01-2000 :01], qui sont caractérisées par l'existence d'une relation de cointégration stable entre les trois séries de prix.
- (b) une période intermédiaire correspondrait à une période d'ajustement entre les deux régimes caractérisant les deux sous-périodes évoquées ci-dessus.

Remarquons, alors, que la première période est caractérisée par la mise en place au niveau de la communauté européenne du système des quotas en 1984 qui a pour objectif la maîtrise de la production de lait dans les pays concernés. Or, dès le début de l'année 1986, il apparaît que la production de lait est toujours excédentaire. Les campagnes qui suivent, sont caractérisées par des modifications du système de calcul des pénalités qu'encourent les producteurs qui dépasseraient leur quota

de production. Les principaux ajustements ont lieu au cours des campagnes 1987/1988 et 1990/1991, le système se stabilisant en 1993.

Si l'on considère maintenant les valeurs estimées des coefficients de la relation de cointégration sur les deux périodes de stabilité, on constate alors que, si une interprétation de cette relation de long terme est adoptée en supposant qu'elle est représentative d'une technologie de production de type Cobb-Douglas,

- la première période est caractérisée par une technologie à rendements d'échelle constants où les deux facteurs de production (lait industriel et travail) ont des parts identiques dans le coût de production, et que
- par contre, la deuxième période est caractérisée par des parts dans le coût des deux facteurs ayant décliné fortement.

Ces résultats peuvent aussi être comparés avec ceux obtenus par Rouchet (2002). Celui-ci met en évidence une relation de long terme différente de celle présentée ci-dessus. En effet, il étudie les liens entre prix au détail, *prix à la production* et taux de salaire. Néanmoins, les valeurs estimées des coefficients dans cette relation de long terme peuvent conduire à une interprétation proche de celle que nous avons donnée ci-dessus en terme de technologie de type Cobb-Douglas. En effet, la somme de ces coefficients est égale à un. La technologie de production serait donc bien résumée en considérant deux seuls facteurs de production : la matière première, le lait, et le facteur travail. Mais, à la différence de ce que nous avons obtenu, la matière première apparaît être le facteur prépondérant dans le coût sur la période étudiée par Rouchet. Sa part est, en effet, supérieure à 50% puisqu'elle est pratiquement égale à 84%.

4.2 Les données

4.2.1 Séries utilisées

Les données utilisées dans cette étude sont issues de la Base des Données Macroéconomiques de l'INSEE et proviennent du rapport de Jean Rouchet [2002]. Il s'agit, d'une part, des relevés mensuels des trois indices suivants :

- indices des prix à la consommation du lait et crèmes
- indices des prix de consommations intermédiaires
- indices des prix agricoles à la production du lait de vache

et d'autre part des relevés trimestriels du *coût salarial total pour l'employeur*, construit comme la somme des *charges salariales de l'employeur* et du *salaires brut*.

Ces dernières séries trimestrielles ont été interpolées afin d'obtenir un indice mensuel compatible avec les séries précédentes.

Les données sur les indices des prix de consommations intermédiaires sont de deux natures, et nous disposons soit des indices de "prix de gros alimentaires", soit des indices de "prix de vente des industries agricoles et alimentaires" (IAA), soit des deux séries. Les transformations que subissent les produits dans ces deux filières sont sensiblement différents. La branche "commerce de gros" effectue des transformations minimales (conditionnement, stockage, transport,...), tandis que les IAA transforment plus profondément le produit (surgelés, plats, etc). Pour le secteur laitier, nous avons choisi d'utiliser l'indice des prix de vente industriels des Industries Agro-Alimentaires (lait liquide) disponible sur la période [1983,2000], la série des prix de gros étant définie ici pour un ensemble plus large de produits que le lait liquide (les produits laitiers).

Définition	Base	100	Source
Indice des prix ensemble des ménages, Métropole + DOM (Lait et crèmes) <i>Série PDLA</i>	base	100	INSEE, BDM=063742437
Indice des prix de vente industriels des IAA (Lait liquide) <i>Série PILA</i>	base	100	INSEE, BDM=060773530
Indice des prix agricoles à la production (Lait de vache) <i>Série PPLA</i>	base	100	INSEE, BDM=048731483
Indice du coût salarial total (hors cotisations sociales fictives) <i>Série WW</i>	base	100 en	"Séries longues" INSEE

TAB. 4.1 – Détail des séries utilisées

Compte tenu du domaine d'observation disponible pour la série PILA, la période d'étude retenue ici sera [1983,2000].

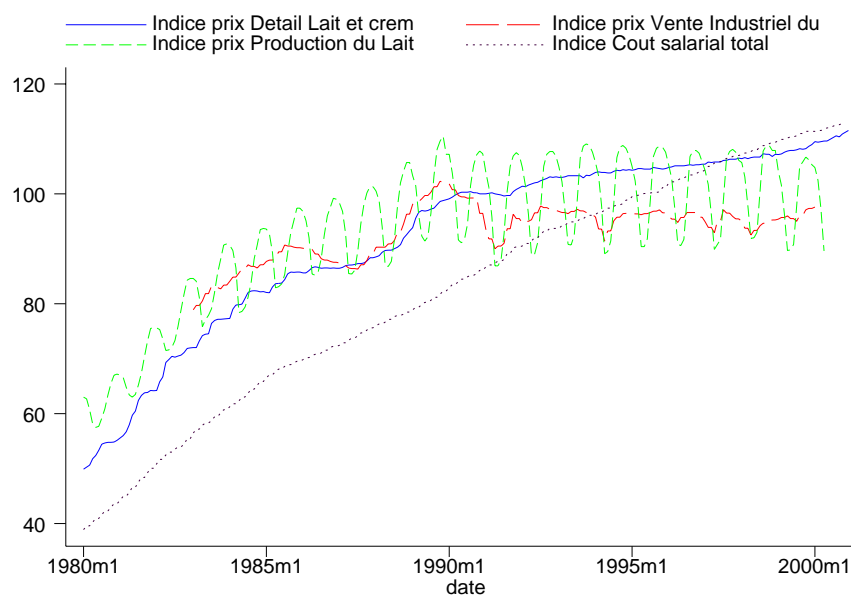


FIG. 4.1 – "Indices des salaires et des prix au détail (pdla), industriels (pila) et à la production (ppla) du lait depuis 1980"

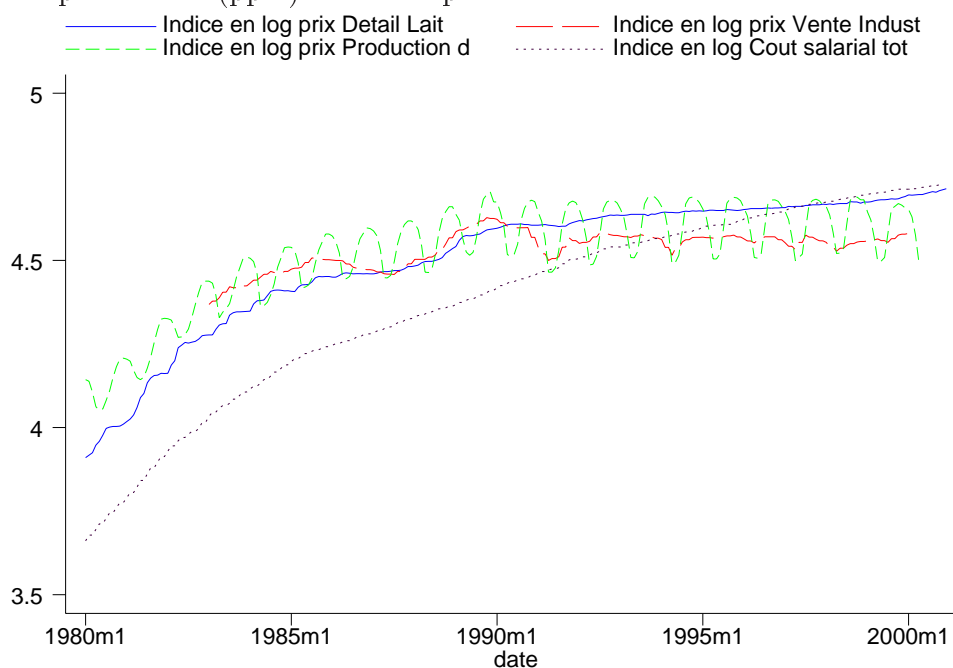


FIG. 4.2 – "Indices *en log* des salaires et des prix au détail (pdla), industriels (ppla) et à la production (ppla) des produits laitiers depuis 1980"

4.2.2 Traitement de la saisonnalité pour la série *LNPPPLA*

Avant tout traitement de la série *LNPPPLA*, il est possible de constater à la simple lecture de la figure (4.2) que cette série présente une forte saisonnalité. Les prix semblent suivre chaque année une évolution similaire : ils sont élevés en début d'année, puis ils décroissent jusqu'à l'été et connaissent une période de croissance en fin d'année. La question à se poser alors, est la suivante : cette saisonnalité a-t-elle évolué dans le temps ? En effet, si la réponse à cette question est négative, la série peut être aisément désaisonnalisée et l'étude des propriétés de la série désaisonnalisée envisagée en utilisant les tests de non stationarité utilisés jusqu'à maintenant. Si la réponse est positive, l'étude de la stationarité de la série originale doit intégrer cette composante saisonnière et tenir compte de l'existence de racines unitaires saisonnières (voir Chapitre 3 dans Harris et Sollis, 2003).

Un éclairage quant à la question précédente peut être donné par les deux figures suivantes :

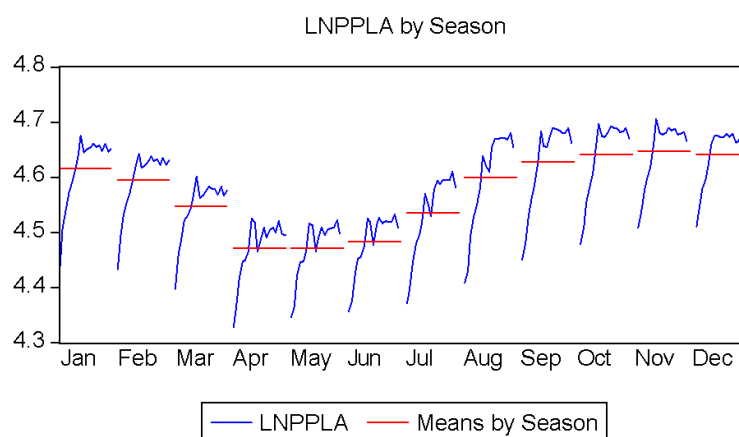


FIG. 4.3 – Série *lnpppla* en moyenne par mois

- Le premier graphique (cf. figure 4.3) donne les moyennes des observations calculées pour les différents mois de l'année. La saisonnalité

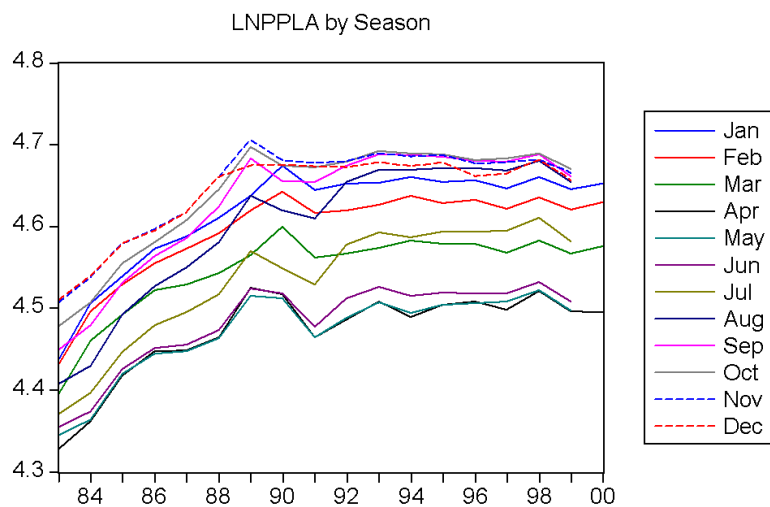


FIG. 4.4 – Série $lnpppla$ mois par mois sur la période [1983,2000]

apparaît alors de façon évidente. De plus, la comparaison des évolutions des observations à l'intérieur de ces mois ne met pas en évidence de changements importants dans l'ordre de celles-ci. La valeur observée du prix à la production au mois de Mai est toujours plus petite que celle observée au mois de Novembre, par exemple.

- Le deuxième graphique (cf. figure 4.4) confirme cette observation. Ce graphique donne les évolutions dans le temps des valeurs observées du prix à la production pour les différents mois de l'année. Bien que peu de différences existent entre les valeurs observées certains mois (Avril, Mai et Juin, par exemple), des différences importantes existent entre les valeurs observées au cours d'une année. De plus, les profils des évolutions des différents mois sont similaires dans le temps.

En conclusion, une réponse négative semble devoir être donnée quant à une évolution de la saisonnalité de la série $LNPPPLA$ sur les années considérées. Il est alors possible de désaisonnaliser cette série en estimant dans une première étape le modèle linéaire suivant :

$$LNPPLA_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \sum_{j=1, j \neq 7}^{12} \beta_j^s \delta_{j,t} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

où $\delta_{j,t} = 1$ si le mois correspondant à la t -ième observation correspond au j -ième mois de l'année, $= 0$ sinon. La série désaisonnalisée qui sera utilisée dans la suite de l'étude et qui est notée $LNPADJ$, est alors obtenue de la sorte :

$$LNPADJ_t = LNPPLA_t - \sum_{j=1, j \neq 7}^{12} \hat{\beta}_j^s \delta_{j,t}$$

où les $\hat{\beta}_j^s$ représentent les valeurs estimées des paramètres obtenues lors de la première étape.

Les résultats de l'estimation de l'équation (4.1) sont donnés dans le tableau (4.2). La lecture de ceux-ci appelle les commentaires suivants :

1. Les valeurs estimées des paramètres associés aux variables muettes décrivant les effets des mois de l'année sont significatives et possèdent bien les signes attendus, le mois de Juillet étant pris comme référence.
2. Les variables de tendance (t et t^2) capturent bien l'évolution globale de la série observée dans le temps : forte croissance au début de la période étudiée qui va en s'atténuant jusqu'à se stabiliser.
3. La valeur de la statistique de Durbin-Watson largement inférieure à 2 permet de soupçonner l'existence d'une dynamique dans les données qui n'est pas capturée par le modèle à saisonnalité et tendance déterministes.

Une représentation de l'évolution de la série désaisonnalisée des prix à la production en comparaison avec celle de la série originale de ces prix est donnée dans la figure (4.5). De même, l'évolution de cette série désaisonnalisée comparée avec celle des prix industriels et au détail est donnée dans la figure (4.6). Remarquons alors les évolutions concomitantes de la série désaisonnalisée de prix à la production et de celle des prix industriels.

TAB. 4.2 – Résultats de l'estimation de l'équation (4.1)

Variable	Coefficient	t-Student	Prob.
Constante	4.376922	609.1519	0.0000
t	0.002868	26.53814	0.0000
t^2	-0.000010	-20.63949	0.0000
JAN	0.085792	13.34130	0.0000
FEV	0.063859	9.763328	0.0000
MAR	0.014776	2.039593	0.0427
AVR	-0.061524	-8.013728	0.0000
MAI	-0.061815	-8.325972	0.0000
JUN	-0.050818	-7.544241	0.0000
AUG	0.064077	6.908275	0.0000
SEP	0.091675	12.19136	0.0000
OCT	0.103618	15.56696	0.0000
NOV	0.109579	17.58194	0.0000
DEC	0.102122	17.05447	0.0000
R^2	0.949787	DW	0.334537

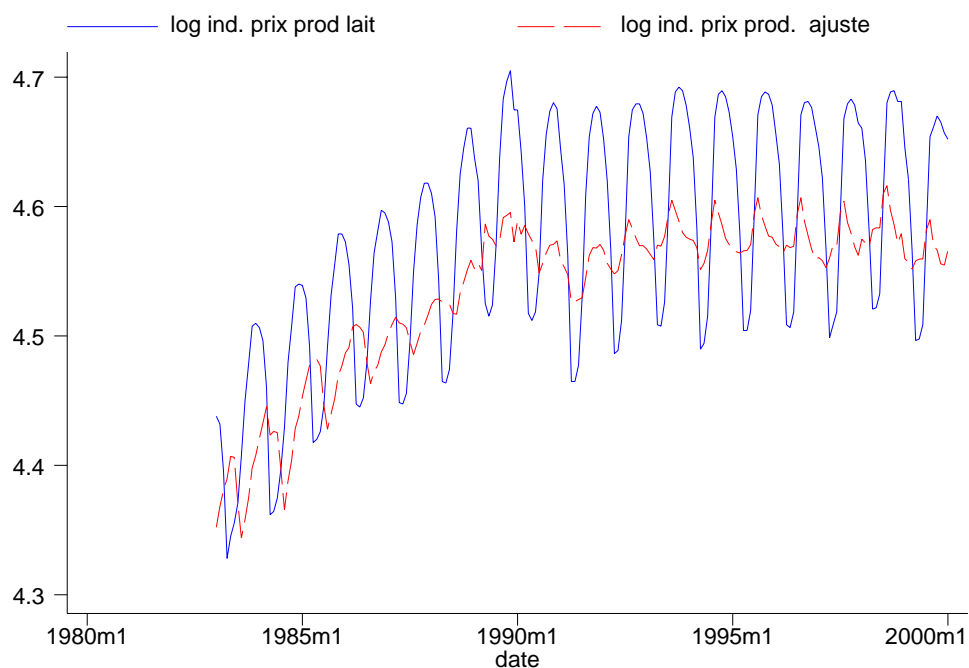


FIG. 4.5 – Evolution de la série désaisonnalisée des prix à la production ($lnpadj$) en comparaison avec celle de la série originale de ces prix ($lnppla$)

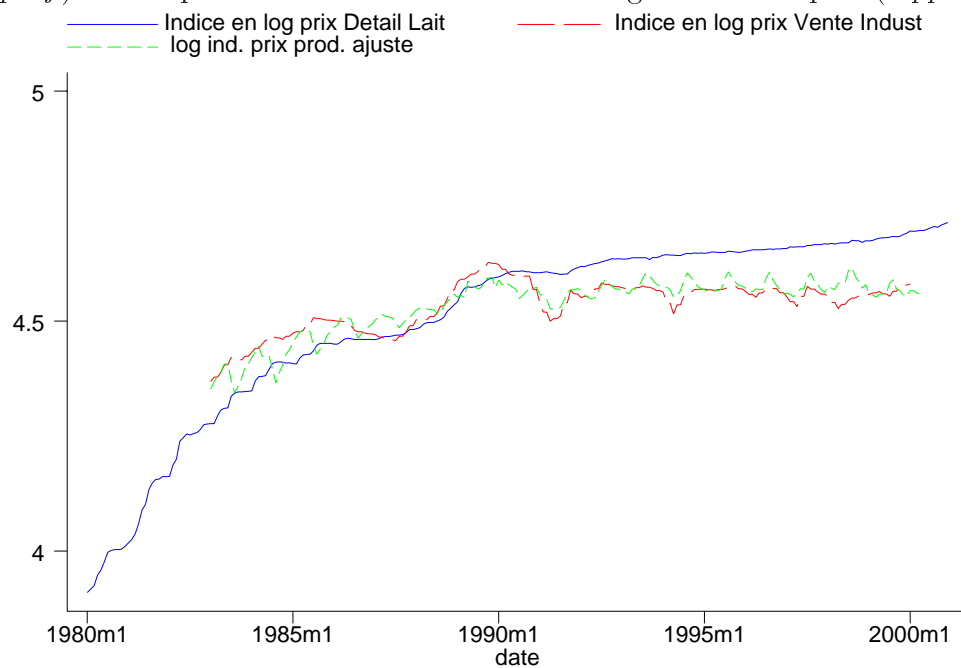


FIG. 4.6 – Evolution de la série désaisonnalisée des prix à la production ($lnpadj$) et des séries des prix industriels ($lnpila$) et au détail ($lnpdla$)

4.3 Propriétés des séries : Tests de racine unitaire

La non-stationnarité de ces séries est testée au travers des tests de racine unitaire. Le test de Dickey-Fuller augmenté et ceux de Phillips-Perron (voir annexe B) sont appliqués sur les séries en indices *brutes* puis "*en log*". Les valeurs de ces statistiques pour différentes hypothèses de retard dans la relation estimée sont à comparer avec les valeurs de la statistique correspondante aux seuils 1% et 5%. Pour les tests de Dickey-Fuller et de Phillips-Perron l'hypothèse nulle suppose l'existence d'une racine unitaire.

4.3.1 Dickey-Fuller sur séries brutes

TAB. 4.3 – Tests de Dickey Fuller augmente avec trend, sur les series de prix au **détail** (*pdla*), sur l'intervalle [1970m1, 2000m12]

	Lags	Obs	Dickey-Fuller	Phillips-Perron(τ)	Phillips-Perron(ρ)
pdla	0	372	1.2128063	1.2128063	1.2384574
pdla	1	372	.42121106	.88694867	1.0549573
pdla	2	372	.31807	.72732143	.93613882
pdla	3	372	.43336282	.65149802	.87139114
pdla	4	372	.18537354	.58682284	.81141522
pdla	5	372	.29108024	.54402049	.7691465

**Valeurs critiques des statistiques de
Dickey-Fuller augmenté, de Phillips-Perron $Z(\tau)$
et $Z(\rho)$**

Seuils :	1%	5%	10%
ADF et $Z(\tau)$	-3.986	-3.426	-3.130
Phillips-Perron $Z(\rho)$	-28.622	-21.389	-18.044

TAB. 4.4 – Tests de Dickey Fuller augmente avec trend, sur les series de prix de **vente industriels** (*pila*), sur l'intervalle [1983m1, 2000m12]

	Lags	Obs	Dickey-Fuller	Phillips-Perron(τ)	Phillips-Perron(ρ)
pila	0	204	-2.3845086	-2.3845086	-6.9691686
pila	1	203	-2.3035426	-2.3944706	-7.1277297
pila	2	202	-3.1291499	-2.4980711	-8.5557688
pila	3	201	-3.3217203	-2.570817	-9.4650834
pila	4	200	-2.2067724	-2.605295	-9.886816
pila	5	199	-2.2127562	-2.6329081	-10.222443

TAB. 4.5 – Tests de Dickey Fuller augmente avec trend, sur les series de prix à la **production** (*ppla*), sur l'intervalle [1980m1, 2000m4]

	Lags	Obs	Dickey-Fuller	Phillips-Perron(τ)	Phillips-Perron(ρ)
ppla	0	244	-2.9469379	-2.9469379	-18.492303
ppla	1	244	-7.4705467	-3.8849608	-31.332587
ppla	2	244	-6.0064077	-4.3656917	-39.272247
ppla	3	244	-4.6226929	-4.5403471	-42.38526
ppla	4	244	-3.2569574	-4.4602808	-40.943059
ppla	5	244	-3.1024157	-4.2053408	-36.521419

4.3.2 Dickey-Fuller sur séries en log

Nous avons reproduit les tests précédents sur les séries en log.

TAB. 4.6 – Tests de Dickey Fuller augmente avec trend, sur les series de prix au **détail** (*lnpdla*), sur l'intervalle [1970m1, 2000m12]

	Lags	Obs	Dickey-Fuller	Phillips-Perron(τ)	Phillips-Perron(ρ)
lnpdla	0	372	.1233365	.1233365	.09825172
lnpdla	1	372	-.16766993	.00359428	.00364913
lnpdla	2	372	-.1023487	-.03618958	-.03381334
lnpdla	3	372	-.00851023	-.04069723	-.03826566
lnpdla	4	372	-.02670364	-.03731876	-.03492461
lnpdla	5	372	.08531711	-.02414272	-.02212485

TAB. 4.7 – Tests de Dickey Fuller augmente avec trend, sur les series de prix de **vente industriels** (*lnpila*), sur l'intervalle [1983m1, 2000m12]

	Lags	Obs	Dickey-Fuller	Phillips-Perron(τ)	Phillips-Perron(ρ)
lnpila	0	204	-2.556322	-2.556322	-7.349024
lnpila	1	203	-2.4346158	-2.5616893	-7.4884409
lnpila	2	202	-3.1724024	-2.6351382	-8.8569635
lnpila	3	201	-3.3403998	-2.6935119	-9.7313288
lnpila	4	200	-2.2302295	-2.7218395	-10.132295
lnpila	5	199	-2.2606095	-2.7448238	-10.450905

On notera que les tests de Dickey-Fuller et de Phillips-Perron sur les séries à la production (*ppla* et *lnppla*), qui comportent une composante saisonnière, présentent parfois des résultats divergents. Nous avons donc appliqué ces même tests sur les séries désaisonnalisées (*padj* et *lnpadj*) utilisées dans la suite de l'analyse. Pour chacune des autres séries proposées et pour les différentes valeurs des retards (lags) nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse d'une racine unitaire.

TAB. 4.8 – Tests de Dickey Fuller augmente avec trend, sur les series de prix à la **production** (*lnppla*), sur l'intervalle [1980m1, 2000m4]

	Lags	Obs	Dickey-Fuller	Phillips-Perron(τ)	Phillips-Perron(ρ)
lnppla	0	244	-2.722187	-2.722187	-15.3624
lnppla	1	244	-6.4170999	-3.5365505	-25.56148
lnppla	2	244	-5.1576367	-3.9520991	-31.78686
lnppla	3	244	-3.9680193	-4.0963435	-34.109189
lnppla	4	244	-2.9951949	-4.0187317	-32.849304
lnppla	5	244	-2.8406537	-3.7907509	-29.287714

L'hypothèse minimale pour l'existence de relations de cointégration est donc vérifiée par ces séries.

4.3.3 Dickey-Fuller sur séries désaisonnalisées

TAB. 4.9 – Tests de Dickey Fuller augmente avec trend, sur les series de prix à la **production** désaisonnalisées, (*padj*), sur l'intervalle [1983m1, 2000m12]

	Lags	Obs	Dickey-Fuller	Phillips-Perron(τ)	Phillips-Perron(ρ)
padj	0	207	-2.6708951	-2.6708951	-12.297666
padj	1	206	-3.256253	-2.9306576	-15.273705
padj	2	205	-2.9724243	-3.01168	-16.252348
padj	3	204	-2.6519869	-2.9949703	-16.048514
padj	4	203	-2.1632598	-2.9195112	-15.140979
padj	5	202	-1.8940515	-2.8033839	-13.785273

TAB. 4.10 – Tests de Dickey Fuller augmente avec trend, sur les series de prix à la **production** désaisonnalisées et en log (*lnpadj*), sur l'intervalle [1983m1, 2000m12]

	Lags	Obs	Dickey-Fuller	Phillips-Perron(τ)	Phillips-Perron(ρ)
lnpadj	0	207	-2.736959	-2.736959	-12.217776
lnpadj	1	206	-3.2771999	-2.984694	-15.178547
lnpadj	2	205	-2.9576618	-3.0616012	-16.137695
lnpadj	3	204	-2.6503681	-3.0462129	-15.94417
lnpadj	4	203	-2.1616929	-2.9775817	-15.090853
lnpadj	5	202	-1.9033934	-2.8677706	-13.757757

Les tests montrent que sur les séries désaisonnalisées *padj* et *lnpadj*, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse d'une racine unitaire.

4.3.4 Tests de stationnarité (KPSS)

Les résultats précédents quant à la non stationnarité des différentes séries de prix, en niveau ou en logarithme, peuvent être confrontés au test KPSS

(avec constante et tendance) dont l'hypothèse nulle suppose la stationnarité des résidus et donc l'absence de racine unitaire (voir annexe B).

TAB. 4.11 – Test de KPSS, pour les indices au détail (*pdla*), industriels (*pila*) et à la production (*ppla*) et à la production désaisonnalisées (*padj*)

	pdla	pila	ppla	padj
Retards				
kpss0	7.6450844	2.7865139	6.2278195	3.6141852
kpss1	6.0006369	2.2008468	4.940509	2.87858
kpss2	2.8985338	1.0789758	2.4615079	1.4443535
kpss3	1.9411183	.7322932	1.7117229	1.0029054
kpss4	1.4648427	.5613566	1.3481523	.78426346
kpss5	1.1785724	.45947207	1.1336045	.65256931
kpss6	.98723824	.39189852	.98998867	.56350385
kpss7	.85025503	.34381933	.88400507	.49846943
kpss8	.74732878	.30790355	.79918444	.44833523
kpss9	.66716269	.28008911	.72684936	.40785485
kpss10	.60296617	.2579682	.66292287	.3740825
kpss11	.55040989	.2400359	.60588998	.34523214
kpss12	.55040989	.2400359	.60588998	.34523214
kpss12	.50660459	.22527804	.55548505	.32042817

Valeurs critiques de la statistique de KPSS

Seuils :	1%	5%	10%
KPSS	0.216	0.146	0.119

TAB. 4.12 – Test de KPSS, pour les indices **en log** au détail (*lnpdla*), industriels (*lnpila*) et à la production (*lnppla*) à la production désaisonnalisées(*lnpadj*)

	lnpdla	lnpila	lnppla	lnpadj
Retards				
kpss0	9.1740438	2.8327812	8.0942251	3.6457486
kpss1	7.2046077	2.2383734	6.3845253	2.9029597
kpss2	3.4844459	1.0984688	3.1268653	1.4555363
kpss3	2.3356529	.74601367	2.1274776	1.0098606
kpss4	1.7639744	.57217195	1.6337264	.78897558
kpss5	1.4202209	.46850843	1.3378106	.65584226
kpss6	1.1903811	.39971873	1.139132	.56574555
kpss7	1.0257788	.35074485	.9949692	.49995757
kpss8	.90205881	.31413883	.88417874	.44929958
kpss9	.80566135	.28577559	.79524592	.40850237
kpss10	.72843495	.26321055	.72165818	.37456615
kpss11	.66518483	.24491049	.65960833	.3456563
kpss12	.66518483	.24491049	.65960833	.3456563
kpss12	.61244371	.22984379	.60677631	.32084139

4.4 Relation entre prix industriel et prix à la production

L'analyse descriptive et graphique réalisée ci-dessus suggère que les deux séries de prix : prix à la production ajusté des variations mensuelles (*padj*) et prix industriel (*pila*), suivent des évolutions concomitantes. L'objet de cette section est de voir si l'analyse statistique confirme cette observation et s'il est possible dans l'analyse des relations aux différents niveaux de la filière laitière, d'utiliser l'une des deux séries pour résumer les relations entre les prix aux deux premiers stades de la filière : production et transformation industrielle. Pour cela, nous allons avoir recours à l'approche de Johansen.

4.4.1 Détermination du nombre de retards dans le modèle à correction d'erreur.

La première étape dans la mise en oeuvre de l'approche à la Johansen consiste en la détermination du nombre de retards, noté p , qui sera utilisé ultérieurement lors de l'estimation du modèle à correction d'erreur représentant la dynamique à court terme des deux séries autour d'une possible relation de long terme. Pour cela, un modèle vectoriel autorégressif défini sur les deux séries de prix non différenciées est estimé pour différentes valeurs quant au nombre de retards (10 au maximum). Les critères d'information de type Akaike, Schwartz et Hannan-Quinn sont alors utilisés pour choisir le modèle le plus parcimonieux possible. Les valeurs obtenues sont reportées sur la figure 4.7.

Les trois critères d'information exhibent dans le cas du lait des comportements moins tranchés que pour les autres produits étudiés. Ainsi, l'utilisation du critère d'Akaike conduirait au choix de 10 retards alors que l'on conclurait au choix de 5 retards en utilisant le critère de Schwarz et entre 5 et 9 retards dans le cas du critère de Hannan et Quinn. Or, il est connu que, d'une part, l'utilisation du critère d'Akaike conduit à surestimer l'ordre du modèle vectoriel autorégressif étudié ($\hat{p}(AIC) \geq \hat{p}(HQ) \geq \hat{p}(SC)$, quand T est grand) et que, d'autre part, seul le critère de Schwarz fournit un choix du nombre de retards "fortement" convergent quand le nombre de périodes

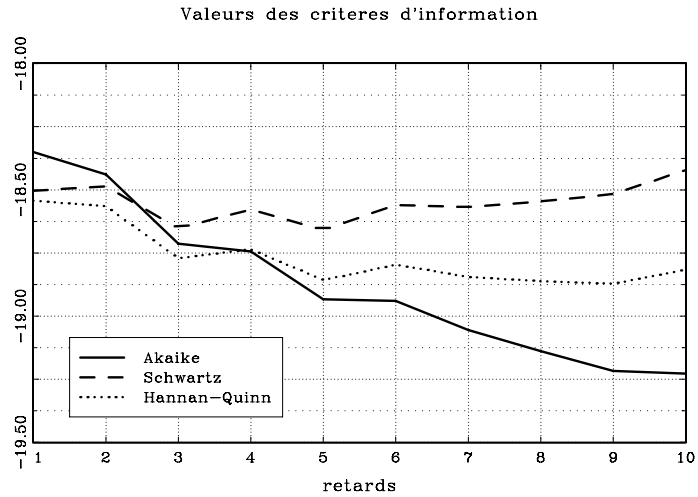


FIG. 4.7 – "Valeurs des critères d'information"

tend vers l'infini, le critère de Hannan et Quinn étant seulement convergent (voir Lütkepohl, 1993, section 4.3). Ces deux arguments joints à un argument de choix parcimonieux nous conduisent à choisir le nombre de retards dans le modèle vectoriel autorégressif étudié en utilisant le critère de Schwarz, à savoir 5 retards.

4.4.2 Existence d'une relation de cointégration.

La mise en oeuvre des tests quant à l'existence d'une relation de cointégration entre les deux séries de prix : test basé sur la trace et test basé sur la valeur propre maximale, nous permet de conclure au seuil de 5% en l'existence d'une telle relation (voir table 4.13). Néanmoins, ce résultat n'est plus valide lorsque ces tests sont réalisés pour un seuil de 1%.

Pour confirmer le résultat précédent, nous avons aussi mis en oeuvre la première étape de l'approche de Engle et Granger. Celle-ci consiste en l'es-

TAB. 4.13 – Résultats des tests quant à l'existence d'une relation de cointégration.

Test :	Hypothèse nulle	Valeur de la statistique	Seuil à 5%	Seuil à 1%
basé sur la trace	Aucune	23.617	19.96	24.60
	Au moins une	7.568	9.24	12.97
basé sur la valeur propre maximale	Aucune	16.048	15.67	20.20
	Au moins une	7.568	9.24	12.97

timination par la méthode des moindres carrés ordinaires de la relation entre les deux prix, soit :

$$LNPIA_t = 0.987 + 0.782 \times LNPADJ_t + \widehat{\mu}_t$$

Un test quant à la stationnarité de la série des résidus estimés $\widehat{\mu}_t$ est alors effectué. Les résultats du test de KPSS où l'hypothèse nulle est la stationnarité de la série des $\widehat{\mu}_t$ sont donnés dans le tableau 4.14. Ils indiquent clairement que cette série est stationnaire et donc qu'il existe une relation de cointégration entre les deux séries de prix.

TAB. 4.14 – Résultats du test KPSS.

Modèle :	Valeur de la statistique	Seuil à 10%	Seuil à 5%	Seuil à 1%
avec constante	0.099	0.347	0.463	0.739
avec constante et tendance	0.077	0.119	0.146	0.216

4.4.3 Estimation du modèle à correction d'erreur

Comme souligné dans l'annexe C, l'approche à la Johansen permet d'estimer simultanément la relation de cointégration, ou relation de long terme, et les équations décrivant les dynamiques de court terme des deux prix autour de cette relation. Les résultats de l'estimation de la relation de long terme, ou

$$LNPILA_{t-1} - \beta LNPPADJ_{t-1} - \text{constante} = ECT_{t-1}$$

sont donnés dans le tableau 4.15. Remarquons alors que le coefficient associé au logarithme du prix à la production ajusté, soit 0.941, est très proche de 1. La comparaison de la log-vraisemblance du modèle où la valeur de ce coefficient est contrainte d'être égale à 1, à celle du modèle où cette valeur est libre de toute contrainte, ne nous permet pas de conclure en la rejection de l'hypothèse nulle $\beta = 1$. Si la causalité entre les deux prix est supposée aller du prix à la production vers le prix industriel, ce résultat peut être interprété en termes d'élasticité de transmission de la sorte : une hausse de 1% du prix à la production entraîne une hausse de 1% du prix industriel du lait. Les résultats quant à la partie dynamique de court terme du modèle à correction d'erreur vont nous permettre de confirmer ou d'infirmer cette hypothèse quant aux causalités entre les deux prix.

TAB. 4.15 – Relation de cointégration.

Relations estimées :		
Variables :	Non contrainte	Contrainte
$LNPILA_t$	1.000	1.000
$LNPPADJ_t$	-0.941 (-9.313)	-1.000
Constante	-0.262 (-0.570)	0.006 (0.944)
Statistique de Test ($\sim \chi^2(1)$) :		
Valeur :	0.155	(0.694)

Intéressons nous donc maintenant à la dynamique de court terme des deux séries de prix autour de la relation de cointégration présentée ci-dessus. Les résultats de l'estimation sont donnés dans le tableau 4.16 où le terme ECT_{t-1} qui est défini comme suit :

$$ECT_{t-1} = LNPILA_{t-1} - LNPPLADJ_{t-1} - 0.006$$

représente la déviation observée à court terme à la relation de cointégration à la date $t - 1$.

A la lecture de ce tableau, apparaît le résultat suivant : la variation de court terme du prix industriel $\Delta lnpila$, ne dépend ni de la déviation ECT_{t-1} , ni des variations passées du prix à la production $\Delta LNPADJ_{t-j}$, $j = 1, \dots, 4$. Elle ne dépend que de ses variations passées. Par contre, la dynamique du prix à la production dépend non seulement de la déviation ECT_{t-1} et de ses variations dans le passé, soit $\Delta LNPADJ_{t-j}$, $j = 1, \dots, 4$, mais aussi de celles du prix industriel, soit $\Delta LNPILA_{t-j}$, $j = 1, \dots, 4$. Il est alors possible de conclure que le prix à la production "ne cause pas au sens de Granger" le prix industriel. En d'autres termes, le prix industriel apparaît comme étant le "prix directeur" dans la relation entre prix à la production du lait et prix industriel du lait. Plus précisément, ce sont les fluctuations "exogènes" qui agissent sur le prix industriel, qui sont répercutées sur le prix à la production.

La causalité jouant dans le sens suivant : du prix industriel vers le prix à la production, nous avons ré-estimée la relation de long terme. Les résultats sont donnés dans le tableau 4.17. Ici aussi, l'élasticité de transmission n'est pas significativement différente de 1. Une hausse relative de 1% du prix industriel entraîne donc une hausse relative de 1% du prix à la production.

4.4.4 En résumé

L'étude de la relation entre prix à la production et prix industriel du lait a mis en évidence les résultats suivants :

1. Il existe une relation de cointégration (ou relation de long terme) entre prix à la production et prix industriel.

TAB. 4.16 – Résultats de l'estimation du modèle à correction d'erreur.

Variables :	$\Delta LNPILA_t$	$\Delta LNPADJ_t$
ECT_{t-1}	-0.012 (-0.652)	0.115 (3.769)
$\Delta LNPILA_{t-1}$	0.016 (0.233)	0.149 (1.363)
$\Delta LNPILA_{t-2}$	0.692 (10.383)	0.268 (2.457)
$\Delta LNPILA_{t-3}$	0.098 (1.447)	-0.189 (-1.711)
$\Delta LNPILA_{t-4}$	-0.399 (-5.859)	-0.348 (-3.122)
$\Delta LNPADJ_{t-1}$	0.003 (0.074)	0.287766 (4.093)
$\Delta LNPADJ_{t-2}$	0.035 (0.787)	-0.047 (-0.642)
$\Delta LNPADJ_{t-3}$	-0.056 (-1.267)	-0.051 (-0.711)
$\Delta LNPADJ_{t-4}$	0.011 (0.256)	-0.082606 (-1.170)
R^2 ajusté	0.365	0.192

2. Le prix industriel apparaît être le "prix directeur" dans cette relation.
3. La transmission du prix industriel au prix à la production est complète en ce sens qu'une hausse relative de 1% du prix industriel entraîne donc une hausse relative de 1% du prix à la production.

TAB. 4.17 – Relation de cointégration.

Variables :	Relations estimées :	
	Non contrainte	Contrainte
$LNPPLADJ_t$	1.000	1.000
$LNPILA_t$	-1.062 (-8.634)	-1.000
Constante	0.277 (0.498)	0.006 (0.944)
	Statistique de Test ($\sim \chi^2(1)$) :	
Valeur :	0.155	(0.694)

4.5 De l'industriel au détaillant

4.5.1 Existence d'une relation de long terme avec changement structurel.

L'analyse de la relation entre prix industriel et prix à la production du lait réalisée ci-dessus a mis en évidence le fait que le seul suivi des évolutions de la série des prix industriels permet de résumer les évolutions jointes des deux séries de prix. La seule connaissance de l'évolution des prix industriels permet donc de résumer ce qui se passe au premier stade de la filière lait. Nous allons maintenant nous focaliser dans la section qui suit sur l'analyse des relations entre prix au détail, prix industriel et taux de salaire. Celle-ci consiste à voir dans une première étape s'il existe une relation de long terme entre les trois séries de prix étudiées, du type :

$$LNPDLA_t = \beta_0 + \beta_1 LNPILA_t + \beta_2 LNWWT_t + \mu_t \quad (4.2)$$

à partir de données mensuelles sur la période : Janvier 1983 - Janvier 2000, et si celle-ci a connu un changement dans le temps quant aux valeurs de ses paramètres. Pour cela, nous avons eu recours au test de Gregory et Hansen présenté dans l'annexe E¹.

¹Pour mémoire, l'approche à la Engle et Granger donne comme relation estimée :

Le troisième graphique de la figure 4.8 résume les résultats du test de Gregory et Hansen. Les valeurs minimales des trois statistiques indiquent clairement l'existence d'une relation de cointégration entre les trois séries de prix avec un changement en Avril- Mai 1989².

Nous avons alors eu recours à deux autres tests : "backward ADF" et "forward ADF", pour voir s'ils détectaient un changement structurel dans le temps similaire à celui mis en évidence par le test de Gregory et Hansen. Les deux premiers graphiques de la figure 5 donnent les valeurs obtenues des statistiques ADF pour les deux tests et les valeurs critiques correspondants aux seuils de 1% et 5%. La lecture de ces graphiques amène aux commentaires suivants :

1. Le test de type "backward ADF" met en évidence un possible changement à la même date que le test à la Gregory et Hansen (voir la valeur de la statistique qui est plus petite que le seuil à 5% sur le premier graphique de la figure 5). Ainsi, il met en évidence l'existence d'une relation de cointégration entre les trois séries de prix sur la période allant de Mai 1989 à Janvier 2000.
2. Ce même test met aussi en évidence un autre changement structurel à une date plus éloignée dans le temps : septembre 1988 (voir la première valeur de la statistique qui passe en dessous du seuil à 1% sur le premier graphique de la figure 4.8). La période d'existence et de stabilité de la relation de cointégration (de septembre 1988 à Janvier 2000) ainsi détectée recouvre celle évoquée ci-dessus.

$$LNPDLA_t = 0.091 + 0.556 LNPILA_t + 0.439 LNWWT_t + \hat{\mu}_t$$

Les tests KPSS appliqués à la série $\hat{\mu}_t$ concluent en la rejection de l'hypothèse de stationnarité de celle-ci. Les trois séries n'apparaissent donc pas être cointégrées.

Remarquons alors qu'un des arguments habituellement avancés pour justifier un tel résultat, est, justement, l'existence d'un possible changement dans le temps des valeurs des coefficients dans le relation de cointégration.

²Pour rappel, les valeurs critiques des trois statistiques au seuil de 5% sont -5.500 pour ADF, -5.833 pour $Z(\alpha)$ et -5.990 pour $Z(\tau)$.

3. Le test de type "forward ADF" ne permet pas de conclure de façon aussi tranché. Il indiquerait l'existence d'une relation de cointégration entre les trois séries de prix sur la période allant du mois de Janvier 1983 au mois de Juillet 1990, la statistique de test frôlant la valeur critique au seuil de 5% (voir le deuxième graphique de la figure 5)

Cet ensemble de résultats semble ainsi indiquer l'existence de périodes sur lesquelles la relation de cointégration existe et est stable, et d'une période pendant laquelle est survenu un changement structurel dans cette relation.

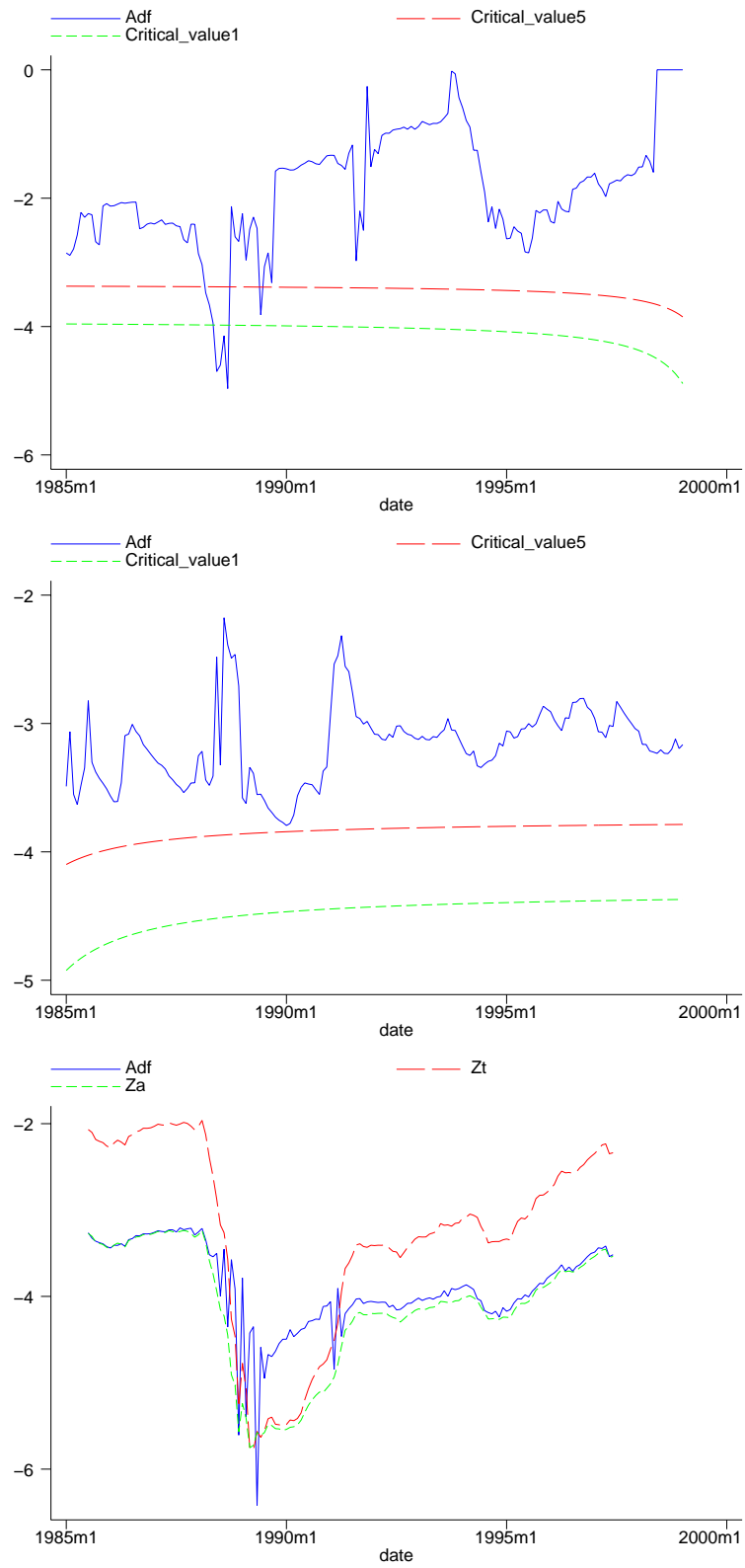


FIG. 4.8 – Test backward ADF, forward ADF et de Gregory et Hansen

4.5.2 Stabilité de la relation de cointégration.

Dans une deuxième étape, nous avons eu recours au test de Hansen qui suppose qu'il existe une relation de cointégration entre les trois séries de prix et qui a pour objet de détecter un possible changement structurel dans les paramètres de cette relation. Comme souligné lors des études précédentes, il s'agit là d'un test complémentaire au test de Gregory et Hansen.

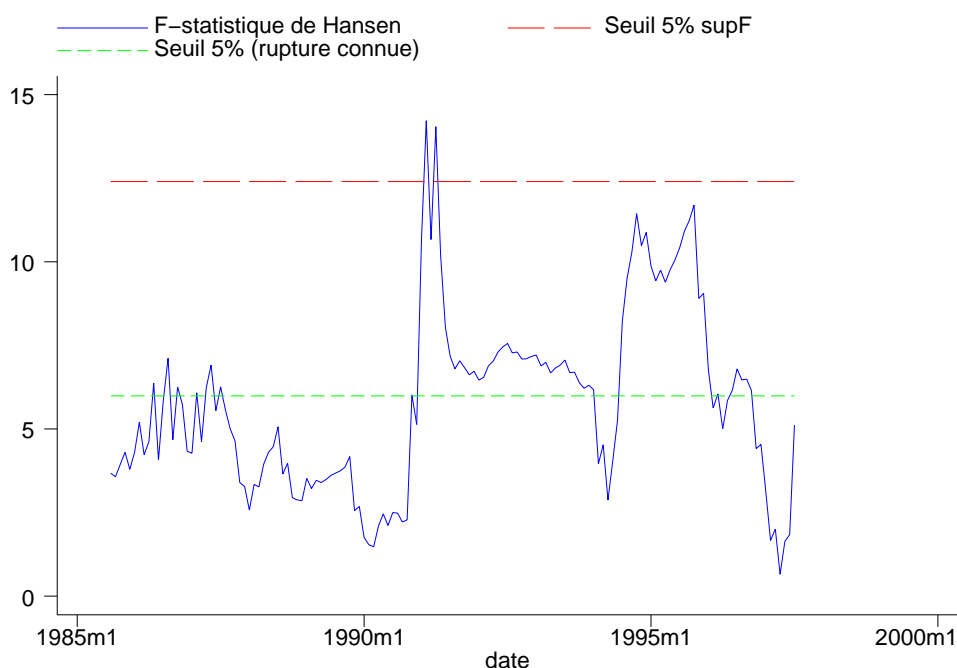


FIG. 4.9 – "F-Test de Hansen sur l'intervalle [1983-2000]"

Les résultats du test de Hansen sont reportés sur la figure 4.9. La valeur maximale de la statistique est significative au seuil de 5% et indique un changement structurel au mois de Février 1991. Il s'agit là d'une date plus tardive que celle mise en évidence en utilisant le test de Gregory et Hansen.

En conclusion des différents tests réalisés dans cette section, nous proposons de découper la période étudiée comme indiqué ci-dessous :

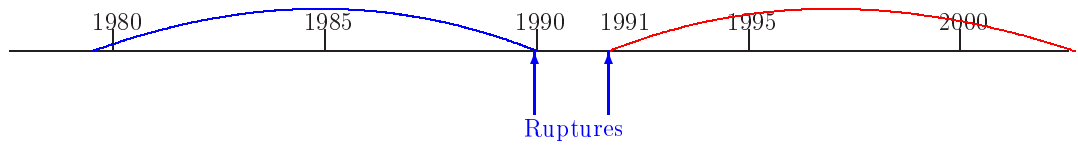


FIG. 4.10 – Périodes de stabilité entre les séries étudiées

En effet, les deux sous-périodes : [1983 :01-1989 :12] et [1991 :01-2000 :01], sont caractérisées par l'existence d'une relation de cointégration stable entre les trois séries de prix. La période intermédiaire correspondrait à une période d'ajustement entre les deux régimes caractérisant les deux sous-périodes. Remarquons, alors, que la première période est caractérisée par la mise en place au niveau de la communauté européenne du système des quotas en 1984 qui a pour objectif la maîtrise de la production de lait dans les pays concernés. Or, dès le début de l'année 1986, il apparaît que la production de lait est toujours excédentaire. Les campagnes qui suivent, sont caractérisées par des modifications du système de calcul des pénalités qu'encourent les producteurs qui dépasseraient leur quota de production. Les principaux ajustements ont lieu au cours des campagnes 1987/1988 et 1990/1991, le système se stabilisant en 1993 [Voir Salmon.].

Les estimations de la relation (4.2) par la méthode FM-OLS pour les deux intervalles sont données dans le tableau présenté ci-dessous. Elles font apparaître des changements substantiels dans les valeurs des paramètres. Deux interprétations peuvent en être déduites :

1. Ainsi, si nous adoptons une interprétation de la relation de long terme supposant une technologie sous jacente de type Cobb-Douglas, la première période est caractérisée par une technologie à rendements d'échelle constants où les deux facteurs de production (lait industriel et travail) ont des parts identiques dans le coût de production. Par contre, la deuxième période est caractérisée par des parts dans le coût des deux facteurs ayant décru fortement. Une interprétation possible d'un tel résultat est donnée par Rouchet (2002), voir annexe G.3, qui suggère que, lorsque la somme des deux coefficients des facteurs de production n'est pas égale à un, cela signifie que le modèle est incomplet en ce sens que

- Il n'incorpore pas tous les facteurs influençant le coût.
 - Il ne tient pas compte de la faible représentativité du coût salarial.
 - Il ne tient pas compte de possibles politiques de contrôle de prix.
2. L'élasticité de transmission du prix industriel (ou du taux de salaire) vers le prix au détail a décru fortement de la première période à la deuxième période.

Échantillon Début-Fin	Paramètres associés à		
	Constante	$\ln PILA$	$\ln WWT$
1983 :01 – 1989 :12	0.124 (0.091)	0.498 (0.034)	0.492 (0.020)
1991 :01 – 2000 :01	2.796 (0.249)	0.139 (0.056)	0.264 (0.013)

Ces résultats peuvent aussi être comparés avec ceux obtenus par Rouchet (2002) qui sont résumés dans l'annexe G.3. Rouchet met en évidence une relation de long terme différente de celle présentée ci-dessus. En effet, il étudie les liens entre prix au détail, *prix à la production* et taux de salaire. Néanmoins, les valeurs estimées des coefficients dans cette relation de long terme peuvent conduire à une interprétation proche de celle que nous avons donnée ci-dessus en terme de technologie de type Cobb-Douglas. En effet, la somme de ces coefficients est égale à un. La technologie de production serait donc bien résumée en considérant deux seuls facteurs de production : la matière première, le lait, et le facteur travail. Mais, à la différence de ce que nous avons obtenu, la matière première apparaît être le facteur prépondérant dans le coût sur la période étudiée par Rouchet. Sa part est, en effet, supérieure à 50% puisqu'elle est pratiquement égale à 84%.

4.5.3 Causalité entre prix industriel et prix au détail

Nous allons maintenant conclure l'étude de la transmission des prix dans la filière de la viande bovine par l'analyse de la causalité entre les deux séries de prix intervenants dans la relation de cointégration ayant connu un changement structurel en 1990, mise en évidence ci-dessus. Pour cela, nous

allons estimer les deux équations suivantes qui décrivent la dynamique à court terme des deux séries de prix³

$$\begin{aligned}\Delta \ln PDLA_t &= \alpha_1 ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_{1,j} \Delta \ln PDLA_{t-j} + \sum_{j=1}^p \psi_{1,j} \Delta \ln PILA_{t-j} \\ &\quad + \sum_{j=1}^p \delta_{1,j} \Delta \ln WW_{t-j} \\ \Delta \ln PILA_t &= \alpha_2 ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_{2,j} \Delta \ln PDLA_{t-j} + \sum_{j=1}^p \psi_{2,j} \Delta \ln PILA_{t-j} \\ &\quad + \sum_{j=1}^p \delta_{2,j} \Delta \ln WW_{t-j}\end{aligned}$$

où le terme de correction ECT_{t-1} est défini comme suit :

$$ECT_{t-1} = \begin{cases} \ln PDLA_{t-1} - 0.124 - 0.498 \ln PILA_{t-1} - 0.492 \ln WW_{t-1} & \text{si } t \leq 1989 :12 \\ \ln PDLA_{t-1} - 2.796 - 0.139 \ln PILA_{t-1} - 0.264 \ln WW_{t-1} & \text{si } t > 1989 :12 \end{cases}$$

Tout comme précédemment, le nombre de retards est sélectionné via l'estimation d'un modèle vectoriel autorégressif défini sur les trois séries en niveau pour différentes valeurs de p . Les critères d'information nous conduisent à prendre $p = 10$ retards.

Les résultats de l'estimation des deux équations sont résumés dans le tableau (4.18).

A la lecture de ce tableau, il apparaît que le prix industriel "cause" le prix au détail dans la filière lait. Ce jugement est basé sur les valeurs des

³Le modèle à correction d'erreur supposant l'existence de la seule relation de cointégration mise en évidence ci-dessus comprend une équation de plus ; celle-ci décrit la dynamique à court terme du taux de salaire. Or il est connu que comme les trois équations contiennent les mêmes régresseurs, estimer simultanément les trois équations par moindres carrés ordinaires est équivalent à estimer chaque équation séparément par moindres carrés ordinaires (voir Baltagi, 1999).

TAB. 4.18 – Quelques éléments de diagnostic quant à la causalité entre prix à la production et prix au détail dans la filière lait

Variable expliquée :	$\Delta \ln PDB_t$	$\Delta \ln PPB_t$
Variables explicatives :		
$ECT_{t-1}^{\mathbf{a}}$	-4.376***	-0.679
$\Delta \ln PDB_{t-j}^{\mathbf{b}}, j = 1, \dots, 8$	6.146***	0.659
$\Delta \ln PPB_{t-j}^{\mathbf{b}}, j = 1, \dots, 8$	1.891**	19.934***
$\Delta \ln WW_{t-j}^{\mathbf{b}}, j = 1, \dots, 8$	1.580	2.255**

Notes :

a. Valeur de la statistique de Student**b.** Valeur de la statistique de Fisher utilisée pour tester de la nullité jointe des paramètres considérés

***, ** et * dénotent une statistique significative au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

statistiques de Fisher permettant de tester de la significativité jointe des paramètres associés aux variations passées des prix. Ici, on peut remarquer que tous les termes retardés propres au prix de détail ne sont pas conjointement significatifs dans la régression du prix industriel. Le prix au détail "ne cause donc pas au sens de Granger" le prix industriel. Par contre, les valeurs retardées de ce dernier interviennent de façon significative dans la régression du prix au détail. Le prix industriel "cause au sens de Granger" le prix au détail. De plus, le terme de correction n'est significatif que dans la régression du prix au détail. Cette observation vient alors renforcer notre conclusion quant à la causalité du prix industriel vers le prix au détail. Le prix industriel apparaît ainsi être "fortement exogène" par rapport au prix de détail (voir Enders, 1995).

Bibliographie

- [1] Baltagi, B.H. (1999), *Econometrics*, 2nd Edition, Springer-Verlag, Berlin.
- [2] Combris, P. (1997) "La consommation des produits animaux en France : tendances et perspective d'évolution" *INRA, Productions Animales*, 10, pages 267-274.
- [3] Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons, New-York.
- [4] Engle, R.F., et C.W.J. Granger (1987) "Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, pages 251-276.
- [5] Hansen, B.(1992) "*Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes*" *Journal of Business and Economic Statistics* , 10, 321-335.
- [6] Gilligan, T.W., and S. Sarkar (1998), "Statistical Causality and Strategic Behavior in Industrial Markets", *Journal of Economics and Management Strategy*, 7 : 183-208.
- [7] Gonzalo, J., and C.W.J. Granger (1995), "Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13 : 27-35.
- [8] Gregory A. et Hansen B.(1996) "*Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts*" *Journal of Econometrics* , 70, 99-126.
- [9] Harris, R., et R. Sollis (2003), *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, John Wiley and Sons, Chichester.
- [10] Iriart, J. (2003), "Le prix du lait touché par la baisse des cours du beurre et de la poudre", *Revue Française Laitière*, n° 263, 14-18.
- [11] Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59, pages 1551-1580.

- [12] Johansen, S., et K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pages 169-210.
- [13] Kuiper, W.E., and M.T.G. Meulenberg (2002), "Vertical Price Leadership : A Cointegration Analysis", *Agribusiness*, 18 : 317-331.
- [14] Lardic, S. et V. Mignon (2002), *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*, Economica, Paris.
- [15] Lee, E., and R. Staelin (1997), "Vertical Strategic Interaction : Implications for Channel Pricing Strategy", *Marketing Science*, 16 : 185-207.
- [16] Lütkepohl, H. (1993), *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Berlin.
- [17] Lütkepohl, H., and H.E. Reimers (1992), "Granger Causality in Cointegrated VAR Processes", *Economic Letters*, 40 : 263-268.
- [18] Maddala, G. S., et In-Moo Kim (1998), *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge : Cambridge University Press.
- [19] Mainsant, P., et G. de Fontguyon (1994), "Les divergences de prix dans les filières viandes de 1985 à 1991", Laboratoire d'Économie Industrielle Agro-Alimentaire, INRA-ESR, Ivry-sur Seine.
- [20] Osterwald-Lenum, M. (1992), "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pages 461-472.
- [21] Rouchet, J. (2002), "Evolution des prix agricoles et alimentaires", *INSEE*, Direction des Statistiques, Département Industrie et Agriculture, Etude No E2002/08, Paris.
- [22] Salmon, N. *Les Quotas laitiers*, Université de Rennes I
<http://cerfia.eco.univ-rennes1.fr/cerfia/Dossiers/Sect/lait/0quotas.pdf>

Annexe A

Stationnarité et cointégration : définitions.

Stationnarité :

Une série temporelle stationnaire a pour caractéristique de retourner à sa moyenne quand elle s'en est écartée sous l'effet de chocs. Par contre, une série non-stationnaire ne connaît aucune force de rappel lorsqu'elle s'est éloignée de sa moyenne. De plus sa variance est croissante dans le temps. Une telle série sera dite non stationnaire d'ordre de différenciation égal à un si la série différenciée, c.-à-d., construite en ôtant à l'observation à la date t celle de la date précédente, est stationnaire. Une série non-stationnaire d'ordre de différenciation égal à un est dite posséder une tendance stochastique.

Cointégration :

Deux séries temporelles non stationnaires d'ordre de différenciation égal à un seront dites cointégrées s'il existe une combinaison linéaire de celles-ci qui est stationnaire. En référence à la littérature en macroéconomie, cette combinaison linéaire est aussi appelée relation d'équilibre de long terme entre les deux séries. Elle exprime le fait que les évolutions dans le temps des deux séries ne sont pas indépendantes. En effet, leurs tendances stochastiques sont liées.

Annexe B

Racine unité et stationnarité : tests.

B.1 Détection d'une racine unité.

Les tests de détection de la présence d'une racine unité sont basés sur l'estimation du modèle autorégressif suivant :

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{B.1})$$

où y_t représente la série temporelle étudiée et ε_t est indépendamment distribué comme un bruit blanc. Ce modèle inclut les deux cas :

- si $\rho = 1$, alors $\Delta y_t = \varepsilon_t$, ou, autrement dit, la série est stationnaire lorsqu'elle est différenciée à l'ordre un. Cette série présente donc une racine unité ou, autrement dit, est intégrée à l'ordre un.
- si $|\rho| < 1$, alors la série étudiée est stationnaire.

Ainsi, l'hypothèse que la série est intégrée à l'ordre un, peut être formulée comme l'hypothèse nulle selon laquelle $\rho = 1$. Supposer que la série est soit stationnaire, soit intégrée à l'ordre un revient à supposer que $-1 < \rho \leq 1$. Le test quant à la présence d'une racine unité consistera alors en un test unilatéral de l'hypothèse nulle $\rho = 1$ contre l'hypothèse alternative $\rho < 1$.

Les tests vont reposer sur l'estimation par la méthode des moindres carrés

ordinaires de l'équation (B.1) :

1. Un premier test repose sur la statistique construite à partir de l'erreur commise sur ρ par rapport à la valeur 1 lors de l'estimation, erreur qui est multiplié par la taille de la série T , soit :

$$T \times (\hat{\rho} - 1)$$

où $\hat{\rho}$ est l'estimateur des moindres carrés ordinaires de ρ dont l'expression est la suivante :

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=1}^T y_t y_{t-1}}{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}$$

Cette statistique de test possède une distribution asymptotique non standard. Ses quantiles ont été tabulés par simulation. [Voir Dickey et Fuller, 1979 et 1981.]

2. Un deuxième test consiste à utiliser la statistique de Student sur laquelle repose habituellement le test de l'hypothèse nulle $\rho = 1$. L'expression de cette statistique est donnée par

$$t = \frac{\hat{\rho} - 1}{s \div \sqrt{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}}$$

où s représente l'écart-type estimée de la régression, c'est à dire :

$$s \equiv \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{\rho} y_{t-1})^2}$$

La loi asymptotique associée à la statistique t n'est pas la loi usuelle de Student. Il s'agit d'un loi non standard dont les quantiles ont été tabulés par simulation. [Voir Dickey et Fuller, 1979 et 1981.]

La démarche présentée ci-dessus a été étendue aux cas où l'équation (B.1) contient une constante et une tendance. [Voir la troisième chapitre de Maddala et Kim, 1998.]

La démarche précédente suppose que le terme d'erreur ε_t est identiquement et indépendamment distribué comme un bruit blanc. Les deux remarques suivantes présentent les démarches à adopter lorsqu'on lève cette hypothèse :

1. Pour s'assurer que le terme d'erreur dans le modèle estimé est bien un bruit blanc, il est usuel d'estimer non plus l'équation (B.1) mais une version différenciée et augmentée de celle-ci, soit :

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + \eta_t \quad (\text{B.2})$$

Tester l'hypothèse nulle de racine unité revient alors à tester la nullité du coefficient ϕ que l'on peut montrer être égal à $\rho - 1$. On teste ainsi l'hypothèse nulle $\phi = 0$ contre l'hypothèse alternative $\phi < 0$. La mise en oeuvre d'un test est alors similaire à celle présentée ci-dessus. Dans le cas de la deuxième statistique de test, on parle alors de test de **Dickey-Fuller augmenté**. Néanmoins, il convient de remarquer que l'application des tests nécessite au préalable de choisir le nombre de retards p à introduire de sorte à blanchir les résidus. Plusieurs méthodes sont disponibles pour choisir ce nombre dont

- (a) Estimer l'équation (B.2) pour plusieurs valeurs de p et retenir le modèle qui minimise les critères d'information (Akaike, Schwartz, ...).
 - (b) Se fixer une valeur maximale p_{\max} et éliminer les retards non significatifs.
2. Lorsque les erreurs ne sont plus indépendamment distribuées, les statistiques de tests présentées ci-dessus doivent être corrigées. [Voir Phillips, 1987, et Phillips et Perron, 1988.] Ainsi, par exemple, la statistique $T \times (\hat{\rho} - 1)$ doit être modifiée en

$$Z_\rho = T \times (\hat{\rho} - 1) - \lambda \left[T^{-2} \sum_{t=2}^T y_{t-1}^2 \right]^{-1}$$

où $\lambda = (\sigma - \sigma_\varepsilon)/2$ est donc un terme qui tient compte de la différence entre la variance de long terme et celle de court terme du terme d'erreur ε . De même, une statistique modifiée, notée Z_t , incorporera une modification du même type dans l'écriture de la statistique t vue ci-dessus.

Les statistiques de tests proposées par Phillips et par Phillips et Perron reposent sur l'utilisation d'estimateurs convergents des deux variances σ et σ_ε . [Les expressions exactes de ces statistiques sont données dans Maddala et Kim, 1998, page 80.] Ces auteurs ont aussi tabulés les quantiles des distributions de ces statistiques.

B.2 Test de stationnarité.

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (1992) (ci-après, **KPSS**) ont proposé le principal test fondé sur une hypothèse nulle de stationnarité. Le calcul de la statistique de test est relativement simple :

1. La série étudiée y_t est régressée sur une constante (modèle sans dérive) ou sur une constante et un trend (modèle avec dérive). Soit $\hat{\varepsilon}_t$ le résidu estimé.
2. Les sommes partielles suivantes sont alors construites :

$$\hat{S}_t = \sum_{\tau=1}^t \hat{\varepsilon}_\tau.$$

3. Une estimation de la variance de long terme de ε est alors réalisée. Notons cette estimation $\hat{\sigma}^2$.
4. La statistique de test est donnée par

$$KPSS = \frac{1}{\hat{\sigma}^2} \frac{\sum_{t=1}^T \hat{S}_t}{T^2}$$

L'idée du test est, en effet, la suivante. Si y_t est stationnaire, la somme partielle \hat{S}_t sera intégrée d'ordre 1 et de moyenne nulle. Ainsi, $\sum_{t=1}^T \hat{S}_t$ sera d'ordre T^2 . Dans le cas contraire, cette somme explosera plus rapidement. La stationnarité de y_t sera donc rejetée pour des valeurs importantes de la statistique $KPSS$. Les valeurs critiques ont été tabulées par KPSS (1992).

Annexe C

Etude de la cointégration : l'approche de Johansen

L'objet de cette annexe est de présenter les points essentiels de la méthodologie d'étude de la cointégration entre plusieurs séries temporelles présentée dans les travaux suivants : Johansen et Juselius (1990) et Johansen (1991).

1. Le point de départ de l'approche de Johansen est l'écriture de la dynamique du vecteur des séries étudiées sous la forme d'un modèle vectoriel autorégressif (ou **VAR**), soit :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_k y_{t-k} + u_t, \quad t = 1, \dots, T$$

où y_t est un vecteur constitué des n variables étudiées. Celles-ci sont toutes intégrées à l'ordre un. u_t est un vecteur de n bruit blanc de moyenne nulle et de matrice de variance-covariance notée Ω . Les matrices A_1, \dots, A_k sont des matrices de paramètres de dimension $n \times n$. Le choix du nombre de retards repose sur l'utilisation de critères d'information du type Akaike ou Schwartz.

2. Ce modèle peut être réécrit sous la forme d'un **modèle à correction d'erreur**, soit :

$$\Delta y_t = B_1 y_{t-1} + B_2 \Delta y_{t-1} + \dots + B_k \Delta y_{t-k+1} + u_t$$

où $B_1 = -I + \sum_{i=1}^k A_i$ et $B_j = -\sum_{i=j}^k A_i$, pour $j = 2, \dots, k$.

3. Remarquons que les variables $\Delta y_t, \dots, \Delta y_{t-k+1}$ sont toutes stationnaires mais que y_{t-1} , elle, ne l'est pas. Il y a donc un déséquilibre entre les ordres d'intégration des deux membres de l'équation précédente. Pour qu'ils soient tous les deux stationnaires, une condition nécessaire est que $B_1 y_{t-1}$ soit stationnaire. Supposons que la matrice B_1 soit de rang r . Elle peut alors être écrite sous la forme suivante :

$$B_1 = \alpha \beta'$$

où α et β' sont deux matrices dont les dimensions respectives sont $n \times r$ et $r \times n$. Alors la matrice $\beta' y_{t-1}$ définit les r relations de cointégration existant entre les n variables, β' étant la matrice des vecteurs de cointégration. La matrice α décrit comment varient les variables d'intérêt en réponse aux écarts (ou erreurs) $\beta' y_{t-1}$.

4. Le test quant à l'existence de r relations de cointégration repose alors sur un test quant au rang de la matrice B_1 . Trois types de résultats peuvent alors être obtenus :
- (a) Le rang de la matrice B_1 est égal à 0, ou $r = 0$. Cela signifie qu'il n'existe pas de relation de cointégration. Dans ce cas, y_t est intégré d'ordre 1 mais non cointégré. Il est alors possible d'estimer un modèle VAR sur la série différenciée Δy_t .
 - (b) Le rang de la matrice B_1 est égal à r avec $0 < r < n$. Cela signifie qu'il existe r relations de cointégration entre les éléments du vecteur y_t . Un modèle à correction d'erreur peut alors être estimé.
 - (c) Le rang de la matrice B_1 est égal à n , c'est-à-dire que la matrice B_1 est de plein rang. Alors, Y_t ne peut être un vecteur de variables intégrées à l'ordre 1 ; ces variables doivent être stationnaires. Un modèle VAR peut être estimé directement sur y_t .
5. Avant de voir comment un test quant au nombre de relations de cointégration entre les éléments du vecteur y_t peut être mis en oeuvre, une présentation de la méthode d'estimation proposée par Johansen est nécessaire.
- (a) L'objectif réside en l'estimation des matrices α et β' . Pour cela, éliminons premièrement B_2, \dots, B_k dans le modèle à correction d'erreur. Il s'agit alors de régresser Δy_t sur $\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k+1}$.

Soit v_{0t} les résidus de cette régression. De même, régressons y_{t-1} sur les mêmes variables et notons v_{1t} les résidus de cette régression. Le modèle à correction d'erreur se réduit alors à

$$v_{0t} = \alpha\beta'v_{1t} + u_t$$

Il s'agit là d'un problème de régression multivariée.

(b) Définissons maintenant :

$$\begin{bmatrix} S_{00} & S_{01} \\ S_{10} & S_{11} \end{bmatrix}$$

où S_{00} et S_{11} sont les matrices de dimension $n \times n$ des carrés de v_{0t} et v_{1t} respectivement, et S_{01} , la matrice des produits entre ces résidus. Pour une valeur de β donnée, l'estimateur du maximum de vraisemblance de α est alors défini par

$$\hat{\alpha}' = (\beta'S_{11}\beta)^{-1}\beta'S_{10}$$

La vraisemblance concentrée en β est alors donnée par l'équation suivante

$$[L(\beta)]^{-2/T} = \det(S_{00} - S_{01}\beta(\beta'S_{11}\beta)^{-1}\beta'S_{10}).$$

Maximiser la vraisemblance $L(\beta)$ par rapport à β revient ainsi à minimiser le déterminant figurant du côté droit de l'équation précédente.

(c) Il est alors possible de montrer que les colonnes de la matrice β sont les vecteurs propres associés aux valeurs propres notées λ qui sont les solutions du problème suivant (voir Maddala et Kim, 1998) :

$$\det(S_{11}^{-1}S_{10}S_{00}^{-1}S_{01} - \lambda I) = 0$$

De plus, le maximum de la log-vraisemblance est donnée par

$$-2 \log L_{\max} \propto T \sum_{i=1}^n \ln(1 - \lambda_i)$$

6. Deux tests peuvent être déduit de ce qui précède :

- (a) **Test basé sur la trace.** Il s'agit de tester l'hypothèse qu'il existe au moins r relations de cointégration. La statistique du rapport des vraisemblances s'écrit alors :

$$\lambda_{\text{trace}} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i)$$

où $\lambda_{r+1}, \dots, \lambda_n$ sont les plus petites valeurs propres obtenues en résolvant le déterminant présenté ci-dessus.

- (b) **Test basé sur la valeur propre la plus grande.** Il s'agit maintenant de tester l'hypothèse nulle qu'il existe r relations de cointégration contre l'hypothèse alternative qu'il en existe $r + 1$. La statistique basée sur le rapport des vraisemblances s'écrit :

$$\lambda_{\text{max}} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$$

Ces deux statistiques possèdent des lois asymptotiques aux expressions assez compliquées. Leurs quantiles ont été établis par simulation par Osterwald-Lenum (1992).

Annexe D

Étude de la cointégration : l'approche à la Engle et Granger

Considérons un vecteur constitué de n variables intégrées d'ordre 1. L'approche à la Engle et Granger (1987) suppose qu'il n'existe qu'une relation de cointégration entre ces variables du type :

$$y_{1t} = \beta' y_{2t} + u_{1t} \quad (\text{D.1})$$

où y_{1t} est l'une des variables et y_{2t} est le vecteur des $n - 1$ variables restantes supposées ne pas être cointégrées, c'est à dire que $\Delta y_{2t} = u_{2t}$ qui est un vecteur stationnaire. Cette approche se concentre donc sur l'estimation d'un seul vecteur de cointégration, soit β , dont la dimension¹ est $(n - 1) \times 1$.

L'approche à la Engle-Granger est ainsi une méthode d'estimation en deux étapes :

1. Estimation des paramètres β dans l'équation (1) par moindres carrés ordinaires et test de cointégration basé sur les résidus estimés de cette équation.
2. Estimation par moindres carrés ordinaires du modèle à correction d'erreur décrivant la dynamique à court terme des variables du vecteur y_t .

La mise en oeuvre de cette approche suscite les deux remarques suivantes :

¹Cette approche est aisément justifiable lorsque le vecteur y_t est bivarié.

1. Le test de cointégration peut consister en un test quant à la non stationnarité des résidus du type test de Dickey et Fuller augmenté. Cependant, l'utilisation des résidus estimés, c'est à dire de

$$\hat{u}_t = y_{1t} - \hat{\beta}y_{2t}$$

dans l'implémentation de ce test modifie la loi asymptotique de la statistique de Dickey et Fuller. Ses quantiles ont été tabulés par simulation par McKinnon (1991).

2. Il est possible de montrer que l'estimateur des moindres carrés ordinaires de β , soit

$$\hat{\beta} = (Y_2'Y_2)^{-1}Y_2'y_1,$$

est convergent et que sa vitesse de convergence est plus élevée que celle habituellement obtenu, dans un modèle linéaire ($1/T$ au lieu de $1/\sqrt{T}$). Mais la possible endogénéité des régresseurs (le vecteur y_{2t}) et l'existence de corrélations sérielles entre les termes d'erreur u_{1t} et u_{2t} introduisent des paramètres de nuisance dans la loi asymptotique de cet estimateur qui rendent les tests usuels (test de signification sur un paramètre, test de contraintes linéaires sur les paramètres, ...) inutilisables. Néanmoins, un estimateur modifié peut être construit en vue d'éliminer ces paramètres de nuisance. Cet estimateur, noté **FM-OLS**, a été proposé par Phillips et Hansen (1990). Il repose sur une estimation de la matrice de covariance de long terme dont l'expression est la suivante

$$\Omega = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{s=1}^T E(u_t u_s')$$

où $u_t' = (u_{1t}', u_{2t}')$. Cette matrice peut être estimée en s'inspirant des travaux de Newey et West (1987)².

La matrice Ω peut être partitionnée comme suit :

$$\Omega = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{21}' \\ \omega_{21} & \Omega_{22} \end{bmatrix}$$

²Voir Maddala et Kim, 1998, page 78 et suivantes.

et l'estimateur FM-OLS est alors défini par

$$\tilde{\beta} = (Y_2'Y_2)^{-1}(Y_2'\hat{y}_1^+ - T\hat{\delta}^+)$$

où

- la correction : $\hat{y}_{1t}^+ = y_{1t} - \hat{\omega}_{12}\hat{\Omega}_{22}\Delta y_{2t}$, permet de tenir compte des problèmes d'endogénéité, et
- le terme $\hat{\delta}^+$ permet d'éliminer les paramètres de nuisances provenant des corrélations sérielles. Ce terme est ainsi défini : $\hat{\delta}^+ = \sum_{t=1}^T \hat{u}_{1t}^+ \hat{u}_{21}$ où $\hat{u}_{1t}^+ = u_{1t} - \hat{\omega}_{12}\hat{\Omega}_{22}\Delta y_{2t}$.

Annexe E

Tests de détection de changements structurels

Les séries chronologiques étudiées peuvent être soumises à des changements structurels. Pour prendre en compte et tester les changements de régime éventuel dans les séries, nous utilisons les travaux de Hansen (1992) et de Gregory et Hansen (1996). Ces deux approches supposent :

- soit qu'il y a cointégration (Hansen, 1992) - on teste l'hypothèse de cointégration *versus* non cointégration via changement dans les paramètres de la relation-,
- soit qu'il n'y a pas cointégration (Gregory et Hansen, 1996) - on teste alors cette hypothèse contre celle de l'existence d'une relation de cointégration avec changement de régime.

E.1 Tests de Hansen (1992)

Les tests de Hansen sont des tests de type multiplicateur de Lagrange (LM tests) mais dans un contexte de modèles de cointégration. L'hypothèse nulle considérée est ici qu'il y a cointégration. Plus précisément soit l'équation de cointégration :

$$y_t = A \cdot x_t + u_t \quad (\text{E.1})$$

On peut modifier cette équation en autorisant la matrice A à dépendre du

temps

$$y_t = A_t \cdot x_t + u_t \quad (\text{E.2})$$

S'il y a un changement structurel à la date τ , alors

$$\begin{aligned} A_t &= A_1, & t \leq \tau \\ A_t &= A_2, & t > \tau \end{aligned}$$

L'hypothèse nulle de cointégration s'écrit alors $H_0 : \{A_1 = A_2\}$ contre $H_1 : \{A_1 \neq A_2\}$, quelle que soit la nature de cette différence. Un premier test de H_0 contre H_1 suppose la date de la rupture τ comme connue. On peut alors montrer que ce test est équivalent au test usuel de Fisher de stabilité des paramètres d'un modèle de régression linéaire. Ce test est étendu au cas où la date de rupture est inconnue en calculant la statistique de test, notée F_τ , pour chacune des dates τ possibles¹. Une rupture est alors mise en évidence pour la date correspondant au $\sup F_\tau$ lorsque cette dernière statistique est significative.

E.2 Tests de Gregory et Hansen (1996)

A la différence du test précédent, l'hypothèse nulle est ici qu'il n'y a pas cointégration contre l'hypothèse de l'existence d'une relation de cointégration avec changement dans les paramètres. Trois types de changement structurel sont envisagés :

- Le premier porte sur la constante dans le modèle :

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 I(t > \tau) + A \cdot x_t + u_t$$

- Le deuxième porte aussi sur la constante mais un trend est ajouté au modèle précédent qui devient :

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 I(t > \tau) + \gamma t + A \cdot x_t + u_t$$

- Le troisième porte à la fois sur la constante et sur les paramètres associés aux régresseurs, soit :

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 I(t > \tau) + A_0 \cdot x_t + A_1 \cdot x_t \times I(t > \tau) + u_t$$

¹Le calcul de cette statistique fait appel aux valeurs estimées des deux jeux de paramètres A_1 et A_2 par la technique FM-OLS (voir annexe C).

Pour chacun des modèles présentés ci-dessus, l'hypothèse nulle de non-cointégration est que le résidu u_t est intégré d'ordre un, soit $H_0 : \{u_t \sim I(1)\}$. Pour une date de rupture connue τ , plusieurs tests sont possibles : test de Dickey-Fuller augmenté (statistique notée $ADF(\tau)$), ou les tests proposés par Phillips et Perron où les statistiques de test notées $Z_t(\tau)$ et $Z_a(\tau)$ sont basées sur une estimation de l'autocorrélation des résidus estimés notée $\hat{\rho}^*(\tau)$ (voir annexe B). Ces tests peuvent être étendu au cas où la date de rupture est inconnue en calculant les différentes statistiques de test énoncés ci-dessus pour chacune des dates τ possibles. Une rupture est alors mise en évidence pour la date correspondant à $Stat^* = \inf_{\tau} Stat(\tau)$ pour $Stat = Z_t, Z_a$ ou ADF , lorsque cette statistique est significativement différente de zéro. Les quantiles de $Stat^* = \inf_{\tau} Stat(\tau)$ pour $Stat = Z_t, Z_a$ ou ADF ont été calculés par simulation par Gregory et Hansen (1996).

Annexe F

Une interprétation de la relation de long terme.

Dans ses travaux sur la transmission des prix le long des filières de l'agro-alimentaire, Rouchet (2002) estime des relations de long terme dont l'expression est donnée par :

$$\ln PD_t = \beta_0 + \beta_1 \ln PP_t + \beta_2 \ln WW_t \quad (\text{F.1})$$

et, en utilisant l'approche à la Johansen, teste l'égalité suivante $\beta_1 + \beta_2 = 1$. Il donne à cette égalité une interprétation en termes de parts des facteurs de production dans le coût. On peut montrer que cette interprétation est basée sur l'hypothèse suivante quant à la technologie de production dans le secteur de la viande bovine : cette technologie de production peut être approximée par une fonction de type Cobb-Douglas, soit :

$$Y = AM^\alpha L^\beta \quad (\text{F.2})$$

où Y représente la quantité totale de viande bovine produite à partir de **deux seuls** facteurs de production : la matière première, notée M , et le travail, noté L . α et β sont deux paramètres dont les valeurs caractérisant les substitutions possibles entre les **deux** facteurs de production. Sous l'hypothèse que les "transformateurs" minimisent leur coût de production, la fonction de coût qui est associée à la technologie (F.2), est donnée par :

$$\ln C = \text{constante} + \ln Y + \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \ln p + \frac{\beta}{\alpha + \beta} \ln w \quad (\text{F.3})$$

où C est le coût de production, p , le prix de la matière première, et w , le taux de salaire.

Les coefficients associés aux logarithmes du prix de la matière première et au taux de salaire dans la fonction de coût (F.3) possèdent alors une interprétation en termes de parts des facteurs de production dans le coût total. En effet, on peut aisément montrer que :

$$\frac{pM}{pM + wL} \equiv \frac{pM}{C} = \frac{\alpha}{\alpha + \beta}$$

et

$$\frac{wL}{pM + wL} \equiv \frac{wL}{C} = \frac{\beta}{\alpha + \beta}$$

Autrement dit, ces deux coefficients sont égaux aux parts respectives de la matière première et du travail dans le coût de production. Leur somme est alors, par définition, égale à un.

Ainsi, si l'on identifie le prix au détail PP_t au coût unitaire de production et si l'on suppose que la technologie de production de viande bovine est de type Cobb-Douglas avec deux facteurs de production (la matière première et le travail), la relation de long terme (F.1) peut être identifiée à la fonction de coût (F.3) et la somme des coefficients $\beta_1 + \beta_2$ doit être égale à un.

Annexe G

Résultats de l'étude de Rouchet (2002).

Le but de cette annexe est de donner les résultats qui ont été obtenus par J. Rouchet en ce qui concerne la transmission des prix dans deux des trois filières étudiées dans le rapport : viande bovine et lait. Ces résultats sont extraits du tableau récapitulatif donné dans le rapport de J. Rouchet à la page 26.

G.1 Viande Bovine

Les résultats pour la filière de la viande bovine sont résumés dans le tableau 1.

TAB. G.1 – Relation de long terme pour le secteur de la viande bovine estimée dans Rouchet (2002).

Modèle	Retards	Nombre de relations	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$
2	3	1	1.198 (0.154)	0.227 (0.053)	0.593 (0.031)	0.820

Note : les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types estimés des coefficients.

Ces résultats ont été obtenus à partir de données trimestrielles sur la période 1er trimestre 1970 - 1er trimestre 2000 (soit 121 observations) en employant l'approche à la Johansen décrite ci-dessus. Le modèle 2 correspond aux hypothèses selon lesquelles les séries ne présentent pas de tendance et la relation de cointégration inclut une constante, c'est à dire, est écrite comme

$$\ln PD_t = \beta_0 + \beta_1 \ln PP_t + \beta_2 \ln WW_t$$

Trois retards ont été sélectionnés dans le modèle à correction d'erreur. Finalement, les tests quant à l'existence de relations de cointégration entre le prix au détail et le prix à la production a conclu en l'existence d'au moins une relation de cointégration et au rejet quant à l'existence de deux telles relations.

La somme des coefficients estimés $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$ est plus petite que un¹. L'interprétation donnée par Rouchet est la suivante : "la somme de deux coefficients serait d'autant plus différente de l'unité que la part des importations dans le secteur étudié est forte. L'omission du prix à l'importation et la non-représentativité du prix à la production nationale dans l'ensemble des approvisionnements du marché français, conduiraient à cette sous-estimation et constitueraient ainsi la faiblesse du modèle estimé".

G.2 Viande porcine

Les résultats pour la filière porcine sont résumés dans le tableau G.2 ci dessous.

Ces résultats ont été obtenus à partir de données trimestrielles sur la période 1er trimestre 1970 - 1er trimestre 2000 (soit 121 observations) en employant l'approche à la Johansen décrite ci-dessus. Le modèle 2 correspond aux hypothèses selon lesquelles les séries ne présentent pas de tendance et la relation de cointégration inclut une constante, c'est à dire, est écrite comme

$$\ln PDPO_t = \beta_0 + \beta_1 \ln PPPO_t + \beta_2 \ln WW_t$$

¹Le rapport de Rouchet ne fournit aucun test quant à l'hypothèse nulle selon laquelle $\beta_1 + \beta_2 = 1$.

TAB. G.2 – Relation de long terme dans la filière viande porcine estimée dans Rouchet (2003).

Modèle	Retards	Nombre de relations	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$
2	4	1	1.831	0.073 (0.047)	0.611 (0.024)	0.685

Quatre retards ont été sélectionnés dans le modèle à correction d'erreur. Finalement, les tests quant à l'existence de relations de cointégration entre le prix au détail et le prix à la production a conclu en l'existence d'au moins une relation de cointégration et au rejet quant à l'existence de deux telles relations.

Remarquons qu'ici aussi, la somme des coefficients estimés $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$ est plus petite que un. Rouchet donne l'explication suivante quant à l'obtention d'un tel résultat (page 26) : "Le porc présente une configuration analogue (*à celle pour les oeufs*), mais plus interprétable : la nomenclature actuelle des prix de détail ne distingue pas la viande de porc des autres produits de la charcuterie ; de ce fait, la variable explicative et la variable explicative sont, en quelque sorte, inhomogènes, d'où un coefficient faible et une somme des coûts sous-estimée."

G.3 Filière lait.

Rouchet (2002) étudie la relation entre prix au détail, prix industriel et taux de salaire, à savoir :

$$LNPDLa_t = \beta_0 + \beta_1 LNPPLA_t + \beta_2 LNWWT_t + \mu$$

Le tableau G.3 récapitule les résultats qu'il a obtenu en utilisant l'approche à la Johansen à partir de données trimestrielles sur la période : 1er trimestre de 1970 - 1er trimestre 2000 (soit 121 observations). Le modèle

3 correspond au cas où les séries présentent une tendance linéaire et où la relation de cointégration inclut une constante, c'est-à-dire, est écrite comme ci-dessus. Un seul retard a été sélectionné dans le modèle à correction d'erreur et les tests de cointégration ont conclu quant à l'existence possible de deux relations entre les trois séries de prix.

TAB. G.3 – Relation de long terme dans la filière lait estimée dans Rouchet (2003).

Modèle	Retards	Nombre de relations	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$
3	1	2	-0.252	0.837 (0.052)	0.236 (0.032)	1.073

Annexe H

Une interprétation de la causalité au sens de Granger.

Pour de nombreux auteurs (voir, par exemple, Gilligan et Sarkar, 1998), il est usuel d'interpréter la causalité qui peut exister entre deux séries de prix à partir d'un modèle de fixation des prix le long d'une filière du type "leader-follower". Ainsi, si l'on met en évidence le fait que le prix à la production "cause" le prix de détail en ce sens que les variations du prix de détail peuvent être expliquées par celles du prix à la production, et que l'inverse n'est pas vrai, on en conclut hâtivement que le prix à la production est le prix "directeur" et que ce sont les producteurs qui sont "leaders" le long de la filière considérée. Or, à notre connaissance, nulle part dans la littérature ne figure une justification théorique quant à une telle conclusion. Tout au plus, il est possible de supposer que si un des deux cotés d'une filière agit en leader de Stackelberg en fixant ses prix tout en tenant compte de la réponse de l'autre côté de la filière, alors ce sont les choix observés du leader qui influent sur ceux des suiveurs et que l'inverse n'est pas vrai (voir Gilligan et Sarkar, 1998). La causalité apparaît alors comme une conséquence de l'hypothèse "leader-follower". Seule l'absence de causalité peut fournir un élément prouvant qu'un maillon d'une filière n'agit pas en leader de Stackelberg dans la fixation des prix le long de cette filière.

L'imposition d'un peu plus de modélisation quant aux interactions stratégiques entre les maillons d'une filière, permet même d'aboutir à des conclusions de nature différente. Ainsi, considérons la modélisation proposée récemment par Kuiper et Meulenber (2002). Supposons que la dynamique

des deux prix (production et détail) soit gouvernée par les fluctuations aléatoires d'un élément commun : par exemple, les facteurs exogènes agissant sur le coût à la production. Alors, il est possible de montrer que si le prix à la production est "faiblement exogène"¹, alors les distributeurs disposent de suffisamment de pouvoir dans la filière pour contraindre les producteurs à ne pas fixer leurs prix au delà de leurs coûts marginaux. Dans le cas contraire où le test rejette l'hypothèse nulle d'exogénéité, les données correspondraient à une situation où les producteurs agissent en fixant les prix le long de la filière.

Une des conclusions qu'il est alors possible de tirer de l'article de Kuiper et Meulenbergh, est qu'il faut être prudent lorsque l'on conclut à un leadership le long d'une filière à partir d'un simple test de causalité entre deux séries de prix.

Quelques éléments quant aux tests de causalité sont rappelés ci-dessous. Puis, une présentation du modèle de Kuiper et Meulenbergh est donnée.

H.1 Tests de causalité : quelques rappels.

Pour introduire les tests de causalité, considérons l'exemple suivant où nous cherchons à analyser la causalité entre deux séries de prix notées PP_t et PD_t . Si ses deux séries sont stationnaires, il est possible de représenter leur dynamique de court terme par l'intermédiaire d'un modèle vectoriel autorégressif de la forme :

$$\begin{bmatrix} \Pi_{11}(L) & \Pi_{12}(L) \\ \Pi_{21}(L) & \Pi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{pmatrix} PP_t \\ PD_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \quad (\text{H.1})$$

où $\Pi_{ij}(L)$ est un polynôme de retard de degré p tel que $\Pi_{ij}(L)Y_t = Y_t + \pi_1 Y_{t-1} + \dots + \pi_p Y_{t-p}$, et ε_t et η_t sont deux bruits blancs. Dans le cadre d'un tel système, un prix causera l'autre prix si ses valeurs passées expliquent la variation de ce dernier. Or, les hypothèses testables dans le cadre du système

¹Cela veut dire qu'aucune information n'est perdue lors de l'estimation des paramètres cruciaux du modèle à correction d'erreur représentant la dynamique des deux séries de prix, si l'on oublie de modéliser la dynamique de cette série. Voir Harris et Sollis, 2003, p. 134 et suivantes.

précédent porteront sur les polynômes de retards extra-diagonaux : $\Pi_{12}(L)$ et $\Pi_{21}(L)$. Ainsi, tester l'hypothèse nulle $\Pi_{12}(L) = 0$ revient à tester l'hypothèse selon laquelle le prix de détail "ne cause pas" le prix à la production. De même, tester l'hypothèse nulle $\Pi_{21}(L) = 0$ reviendra à tester la "non-causalité" du prix de détail par le prix à la production.

Lorsque les deux séries de prix ne sont plus stationnaires et lorsqu'il existe une relation de cointégration entre elles, l'étude de la causalité entre les deux prix est réalisée à partir de l'estimation du modèle à correction d'erreur qui peut être associé au modèle vectoriel autorégressif précédent, soit :

$$\begin{pmatrix} \Delta PP_t \\ \Delta PD_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{pmatrix} ECT_{t-1} + \begin{bmatrix} \Omega_{11}(L) & \Omega_{12}(L) \\ \Omega_{21}(L) & \Omega_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \Delta PP_{t-1} \\ \Delta PD_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \quad (\text{H.2})$$

où $ECT_{t-1} = PD_{t-1} - \alpha - \beta PP_{t-1}$ est l'écart à la relation de long terme réalisé à la date $t - 1$. Ici aussi, la causalité entre les deux prix pourra être étudiée en testant la nullité des polynômes de retard $\Omega_{12}(L)$ et $\Omega_{21}(L)$. Les tests de Wald usuellement utilisés dans les modélisations vectorielles autorégressives, s'appliquent aussi dans le cadre de la modélisation vectorielle à correction d'erreur donnée ci-dessus (voir Lütkepohl et Reimers, 1992).

H.2 Relations verticales : Kuiper et Meulen- berg (2002).

Kuiper et Meulenber (2002) considèrent une filière à deux niveaux : des fournisseurs et des distributeurs. Ils modélisent les décisions de long terme des membres de cette filière. Dans leur modèle, M firmes sont présentes en amont, appelées les fournisseurs, qui produisent un bien intermédiaire avec un coût marginal constant, noté b , et qu'elles vendent à N firmes en aval, appelées les distributeurs, au prix de gros p_s . Les distributeurs font face à un coût unitaire de distribution, noté c , et revendent le produit aux consommateurs au prix de détail p_r . La quantité achetée par les distributeurs, notée $q = \sum_{i=1}^N q_i$, est supposée être égale à la quantité demandée par les consommateurs. L'élasticité de la demande de ces derniers, notée δ est supposée être constante. La fonction de demande des consommateurs s'écrit donc :

$$\ln q = x + \delta \ln p_r \quad (\text{H.3})$$

Deux types d'interactions stratégiques verticales entre fournisseurs et distributeurs sont alors considérées :

- **Modèle 1.** Ce modèle s'inspire directement de la littérature "marketing" (voir Lee et Staelin, 1997). Les fournisseurs y sont supposés avoir suffisamment de poids dans la filière pour pouvoir agir en tant que leaders de Stackelberg. Sous cette hypothèse, chaque fournisseur choisit son prix de gros en tenant compte de la réponse en termes de prix de détail des distributeurs. A partir du programme de maximisation du profit du distributeur, il est possible de montrer que

$$\left(1 + \frac{k}{\delta}\right)p_r - p_s = c \quad (\text{H.4})$$

où l'élasticité conjecturale $k_i = \partial \ln q / \partial \ln q_i$ est supposée être la même pour tous les distributeurs et être égale à k . La résolution du programme de maximisation du profit du fournisseur donne alors :

$$\left(1 + \frac{k}{\delta}\right) \frac{\theta}{\delta} p_r - p_s = b \quad (\text{H.5})$$

où l'élasticité conjecturale $\theta_i = \partial \ln q / \partial \ln s_i$ est supposée être la même pour tous les fournisseurs et être égale à θ .

La résolution du système d'équations (H.4) et (H.5) donne les expressions suivantes des deux prix p_s et p_r en fonction des coûts marginaux b et c :

$$\begin{cases} p_s &= \left(\frac{\delta}{\delta+\theta}\right) \left(b - \frac{\theta}{\delta}c\right) \\ p_r &= \left(\frac{\delta}{\delta+k}\right) \left(\frac{\delta}{\delta+\theta}\right) (b + c) \end{cases} \quad (\text{H.6})$$

- **Modèle 2.** Les distributeurs sont supposés posséder suffisamment de pouvoir vis-à-vis des fournisseurs pour contraindre ces derniers à fixer leur prix sur la seule base de leur coût et non sur la base d'une réponse de la demande finale (soit, $\partial p_s / \partial q = 0$). La résolution des programmes de maximisation des profits des deux types d'agents conduit aux expressions suivantes des prix p_s et p_r en fonction des coûts marginaux b et c :

$$\begin{cases} p_s &= b \\ p_r &= b + \frac{\delta}{\delta+k}c \end{cases} \quad (\text{H.7})$$

Remarquons alors que quand les interactions stratégiques sont décrites par le modèle 1, à la fois le prix de détail et le prix de gros dépendent du coût marginal c . Par contre seul le prix de détail s'ajuste quand celui-ci varie lorsqu'est considéré le modèle 2. Kuiper and Meulenbergh tirent une conclusion générale testable de cette remarque. Celle-ci repose sur les hypothèses suivantes :

- A.1** Les deux séries de prix sont intégrées à l'ordre un, c'est-à-dire qu'elles ne sont pas stationnaires en niveau mais qu'elles le sont une fois différenciée.
- A.2** Les stratégies des firmes sont bâties pour le long terme. Ainsi, les élasticités conjecturales sont supposées être constantes dans le temps.
- A.3** Le coût marginal des distributeurs est supposé être stationnaire alors que celui des fournisseurs ne l'est pas. Autrement dit, la tendance stochastique présente dans le coût marginal des fournisseurs domine celle qui pourrait influencer sur le coût marginal des distributeurs.

Sous ces hypothèses, la relation entre le prix au détail et le prix de gros (H.1) peut être considérée comme une relation de cointégration entre les deux prix, et ceci quel que soit le type d'interactions stratégiques supposées entre les deux niveaux de la filière. Le coût marginal c peut alors être interprété en termes d'écart à court terme à la relation de cointégration. De plus, selon Gonzalo et Granger (1995), le coût marginal b peut être interprété comme un facteur commun qui préside à la dynamique stochastique du modèle.

Kuiper et Meulenberg proposent alors la stratégie de test suivante : étant donné que, quel que soit le modèle pris pour décrire les interactions stratégiques entre fournisseurs et distributeurs, le prix au détail répond à l'écart de court terme, il s'agit de tester si le prix de gros répond ou pas à cet écart. Ainsi,

- Sous l'hypothèse nulle, le prix de gros est "faiblement exogène", i.e., ne répond pas à une variation de l'écart de court terme, ce qui correspond au modèle où les distributeurs dominent la filière (modèle 2).
- Si cette hypothèse est rejetée en faveur de l'alternative où le prix de gros répond à l'écart de court terme, alors Kuiper et Meulenberg propose de conclure que les grossistes possèdent du pouvoir dans la fixation des prix comme le décrit le modèle 1 ou modèle de Stackelberg.

En conclusion, pour revenir au cadre donné dans la première section de cette annexe, le test proposé par Kuiper et Meulenberg consiste à tester l'hypothèse nulle $\gamma_1 = 0$ dans le modèle à correction d'erreur (H.2). Si le test ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle, alors la filière est telle que ce sont les distributeurs qui dominent celle-ci. Si le test rejette clairement l'hypothèse nulle, alors on peut penser que ce sont les producteurs qui fixent les prix le long de la filière.