

Le lien entre écart des prix des produits agricoles et  
asymétrie de la transmission:  
un essai

Matthieu Stigler

mars 2008 (corrections et révisions été 2008)

Mémoire de Licence en Économie Politique,  
mention Économie Publique et de l'Environnement  
Faculté des Sciences Économiques et Sociales,  
Université de Genève

Sous la direction de Prof. Yves Flückiger et Prof. Jaya Krishnakumar



**UNIVERSITÉ  
DE GENÈVE**

## Résumé

Ce travail est consacré à la question de la divergence des prix à la production et à la consommation des produits agricoles sur les marchés suisses. Constatant ce phénomène en Suisse, la question est brièvement abordée au niveau international. L'importance de la question ainsi que les enjeux soulevés sont exposés tant pour les politiques agricoles que pour les politiques de commerce international. Dans un premier temps, une approche descriptive est mise en oeuvre pour tenter de déceler les facteurs explicatifs de cet écart grandissant. Si certains facteurs semblent avoir eu une influence, aucun ne semble suffisamment significatif pour expliquer la divergence des prix observée. Partant de ce constat, une étude empirique de la transmission des prix est menée en utilisant les derniers développements de l'analyse économétrique des séries temporelles. Les résultats confirment l'écart grandissant entre les prix à la production et à la consommation et montrent la faiblesse de leur relation. Des effets d'asymétrie de la transmission sont observés dans quatre des cinq marchés étudiés.

## Zusammenfassung

Diese Arbeit befasst sich mit der Divergenz zwischen Produzenten- und Konsumentenpreisen der Agrarprodukte auf dem Schweizer Markt. Das Bestehen dieses Phänomens wird zunächst für die Schweiz dargestellt und anschliessend auf seine internationale Bedeutung untersucht. Die Relevanz der Frage sowie ihre Konsequenzen für die nationale Agrarpolitik und die internationale Handelspolitik werden erörtert. Zunächst wird eine deskriptive Analyse durchgeführt, um die dieser zunehmenden Divergenz zugrundeliegenden Faktoren zu eruieren. Obwohl manche Elemente sich als relevant erweisen, erreicht keines von ihnen hinreichende Signifikanz, um die beobachtete Divergenz der Preise zu erklären. Von dieser Feststellung ausgehend, wird eine empirische Studie der Preisübertragung durchgeführt, wobei die neuesten Methoden der ökonometrischen Zeitreihenanalyse angewendet werden. Die Ergebnisse bestätigen den sich vergrösserten Abstand zwischen Produzenten- und Konsumentenpreisen und verdeutlichen den geringen Zusammenhang zwischen diesen. Die Übertragung weist asymmetrische Effekte auf vier von fünf untersuchten Märkten auf.

## Remerciements

Je tiens à remercier M. David Netto pour ses conseils pour l'analyse économétrique, M. Paul Chaze pour son aide pour l'ajustement saisonnier des données, M. Erdin de l'USP, MM. Andreas Berger et Michel Yawo Afangbedji de l'OFAG pour la mise à disposition des séries de prix à la production, ainsi que M. Stefan Röthlisberger de l'OFS pour la mise à disposition et les renseignements sur les séries de prix à la consommation, et finalement M. Kissling de Prométerre et Egenschwiller de l'USP pour leurs précieuses discussions et informations. Une spéciale dédicace pour Gaëlle.

# Table des matières

<b>1</b>	<b>Introduction</b>	<b>4</b>
1.1	Contexte international . . . . .	5
1.2	Intérêt et enjeu de la question . . . . .	7
<b>2</b>	<b>Discussion des causes</b>	<b>11</b>
2.1	L'augmentation des coûts externes . . . . .	16
2.2	La complexification des produits . . . . .	17
2.3	L'explication par le pouvoir de marché . . . . .	18
<b>3</b>	<b>La transmission des prix</b>	<b>20</b>
3.1	Aspects économiques . . . . .	21
3.2	Aspects économétriques . . . . .	26
3.3	Revue des résultats empiriques de la littérature . . . . .	34
<b>4</b>	<b>Analyse empirique</b>	<b>35</b>
4.1	Démarche . . . . .	35
4.2	Fruits . . . . .	38
4.3	Marché de la viande . . . . .	44
4.4	Conclusion de l'analyse empirique . . . . .	50
<b>5</b>	<b>Conclusion</b>	<b>51</b>
	<b>Bibliographie</b>	<b>54</b>
	<b>Annexe A</b>	<b>59</b>
	<b>Annexe B</b>	<b>59</b>
	setarTest . . . . .	60
	TAR_simul . . . . .	63
	TVAR . . . . .	64
	TVAR_LRtest . . . . .	66
	TVAR_simul . . . . .	68
	TVECM . . . . .	70
	TVECM_SeoTest . . . . .	72
	TVECM_SeoTest . . . . .	74

# 1 Introduction

Dans son rapport annuel de 2002, l'Union Suisse des Paysans (USP) publiait un graphique montrant l'évolution des indices des prix à la consommation et à la production en Suisse. Utiliser l'image d'une paire de ciseaux pour le décrire paraît assez justifié : les indices semblent vouloir s'écarter toujours plus l'un de l'autre, ne montrant aucune relation commune apparente. En se basant sur les données plus récentes du rapport 2006 de l'Office Fédéral de l'Agriculture (OFAG 2007), on constate que depuis les années 1990-1992 les denrées alimentaires et boissons coûtent 10% de plus, tandis que le prix moyen des produits agricoles a diminué de 25%. Sur chaque franc dépensé par le consommateur, la part qui revient au paysan est toujours plus faible, tandis que la marge brute<sup>1</sup> du secteur de transformation-distribution augmente toujours plus. Quatre ans plus tard, l'USP abordait de nouveau la question en montrant que la tendance constatée en 2002 s'accroissait encore, comme le montre la figure 1. On remarquera que l'augmentation des prix à la consommation, de l'ordre de 30% est plus forte que celle donnée par l'OFAG.

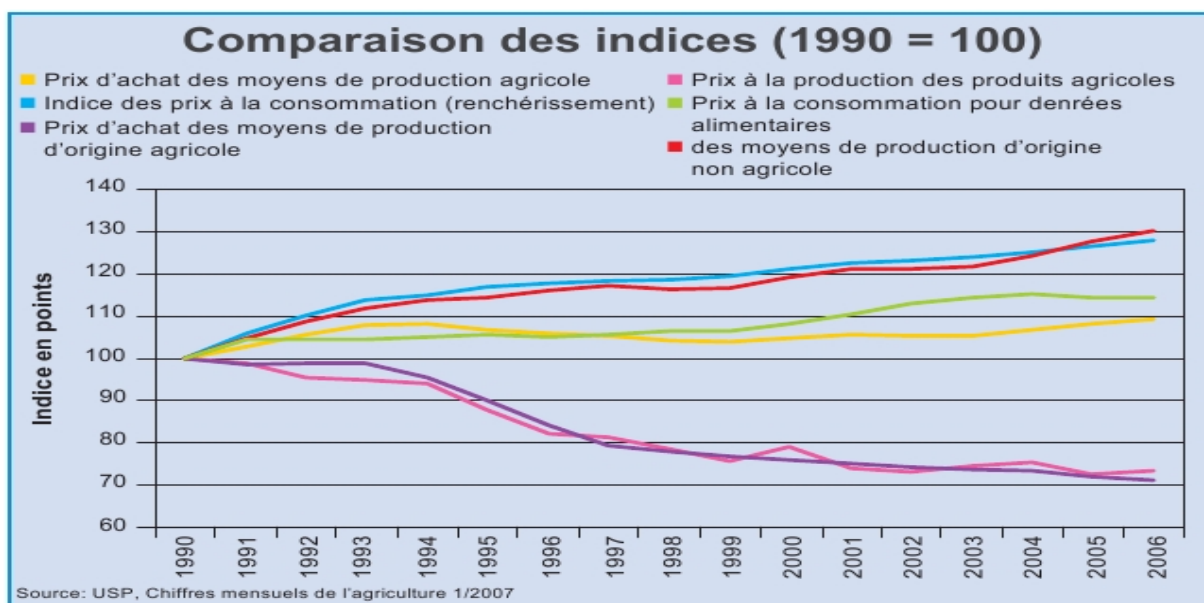


FIG. 1 – Évolution des indices de prix à la production et à la consommation

La pertinence même de la comparaison de ces deux indices peut être mise en cause. Tandis que les prix à la production concernent des produits agricoles, ceux à la consommation sont définis pour des produits alimentaires. Ces prix sont en fait des indices de

<sup>1</sup>Dans ce travail, la marge brute est définie comme la différence entre prix à la consommation et à la production. Sans précision, le terme de marge renvoie à celui de marge brute.

prix, agrégats dont la composition a subi des modifications sur la période prise en considération. Le panier du ménage a été révisé trois fois et les pondérations sont depuis 2001 recalculées chaque année. De plus, les produits peuvent eux-même avoir changé, leur qualité augmenté. Il est très certainement possible de trouver de nombreux facteurs particuliers au contexte suisse qui relativisent la pertinence de la comparaison. Ce serait cependant passer à côté du fait que ce phénomène n'est pas propre à la Suisse, mais a été décrit dans de nombreux pays.

## 1.1 Contexte international

Dans une étude portant sur la comparaison entre les prix mondiaux et les prix de détail au niveau national de plusieurs produits<sup>2</sup> sur plusieurs pays<sup>3</sup> durant 1970-1994, Morisset (1997) constate que l'écart entre ces prix s'est continuellement creusé. Il prend comme exemple le cas du café, dont le prix à l'achat aux Etats-Unis a augmenté de 240% alors que le prix mondial a diminué de 18%. Plus intéressant encore, il constate que l'évolution de cet écart varie peu selon les pays ou selon les produits, et que tous ces écarts suivent plutôt une même tendance. Dans une seconde étude Morisset (1998) compare les écarts entre prix mondiaux et prix nationaux de gros, et entre ces prix de gros et les prix de détail. Il arrive à la même conclusion : tant les marges entre le prix mondial et le prix du pays que les marges à l'intérieur du pays ont augmenté, et ce toujours sans grande différence selon les pays ou les produits considérés. De nombreuses autres études relèvent des cas d'augmentation de l'écart des prix, dont quelques exemples sont résumés dans le tableau 1.

De nouveau, les mêmes réserves peuvent être émises quant au bien-fondé de la comparaison de produits différents. Pourtant, le tableau inclut également des produits très simples qui demandent peu de transformation comme par exemple le chou-fleur ou la pomme de terre et pour lesquels une comparaison directe peut paraître plus adéquate. Le constat pour ces produits est identique : alors que les prix à la production sont restés stables, les prix à la consommation ont augmenté de 35% ou 57%. On constate donc que le phénomène d'évolution divergente des prix et d'augmentation de la marge brute observé en Suisse s'applique également dans d'autres pays, et qu'il touche également des produits peu transformés.

Ce constat amène à poser la question centrale de ce travail, à savoir de comprendre les causes et facteurs explicatifs de cette divergence des prix et de l'écart résultant. Il est possible de regrouper les explications en trois groupes, autour du point central de savoir si l'augmentation de la marge brute correspond à une augmentation du profit ou à une augmentation des coûts des entreprises du secteur de transformation-production. La première explication montre que prendre en compte uniquement le prix du produit

---

<sup>2</sup>Banane, café, sucre, boeuf, pétrole, blé

<sup>3</sup>Allemagne, Canada, France, Italie, Japon, USA

TAB. 1 – Augmentation de l'écart des prix.

Produit	Pays	Période	Prix	
			Producteur	Consommateur
Indice agricole /alimentaire <sup>1</sup>	US	1986-1998	-35.7%	2.8%
Indice agricole /alimentaire <sup>2</sup>	UK	1991-2000	-9.6%	+15%
Pommes de terre <sup>2</sup>	UK	1991-2000	Stable	+57%
Choux-fleur <sup>2</sup>	UK	1990-2000	Stable	+35%
Porc/Côtelette de porc <sup>3</sup>	Canada	1976-1998	Stable	+100%
Blé/Pain <sup>3</sup>	Canada	1975-1999	Stable	+200%
Indice agricole /alimentaire <sup>4</sup>	France	1990-1998	-11%	+11%
Blé/Produits céréaliers <sup>4</sup>	France	1993-1995	-4.5%	+2.2%
Viande bovine <sup>4</sup>	France	1990-1996	-17%	8%

1 : Murphy (2006). 2 : Tulip (2004, p. 9). 3 : Recalculé d'après graphique de Qualman (2001, p. 26). 4 : Berthelot (2001).

agricole n'est pas suffisant et qu'il faut également s'intéresser au prix des autres produits qui interviennent dans le processus de transformation-distribution. Les coûts liés à la main-d'oeuvre, au stockage, à la réfrigération, au transport, et les prix des autres ingrédients sont tous des éléments importants qui déterminent conjointement le prix du produit final. La présence alors de variations du prix à la consommation inexpliquées par les variations du prix à la production reflète le fait que d'autres variations extérieures sont déterminantes et dès lors à intégrer dans l'analyse. Une deuxième explication se base sur le pouvoir de marché des entreprises de transformation-distribution. Elle rappelle le fait que, pris dans son ensemble, le secteur intermédiaire est, de par sa nature, en position de force tant par rapport aux consommateurs que par rapport aux producteurs. Il suffit d'un seul moulin pour plusieurs fournisseurs de blé et d'un seul magasin pour plusieurs acheteurs. À cela s'ajoute le constat que la concentration dans ce secteur s'est passablement renforcée au cours des dernières années, ce qui peut conférer un pouvoir de marché aux entreprises. C'est précisément grâce à ce pouvoir de marché qu'elles sont capables d'imposer un prix plus élevé pour les consommateurs et un prix plus faible pour les producteurs. En suivant cette théorie, l'augmentation de la marge correspond alors à une augmentation du profit, si l'on situe l'analyse dans le cadre néo-classique de la maximisation du profit par la firme. La troisième explication, déjà évoquée auparavant, est celle qui explique l'écart des prix par un changement du produit final, toujours plus transformé et élaboré. Ces changements de qualité peuvent ne pas être reflétés dans les indices de prix utilisés pour le calcul, ce qui donne alors une fausse impression d'augmentation du prix. Lors de son enquête sur le marché de la distribution au Royaume-Uni, la commission de la concurrence a relevé que l'augmentation du prix de la viande de boeuf était partiellement due au changement d'habitude de consommation, les acheteurs préférant des morceaux toujours plus nobles

de l'animal.

## 1.2 Intérêt et enjeu de la question

Avant d'entrer dans une discussion détaillée des différentes explications, il paraît opportun d'examiner l'importance de la question de l'écart des prix et de ses conséquences en terme de politique agricole. La politique agricole des pays de l'OCDE a connu en effet une importante mutation au début des années 1990 suite entre autres au problème de surproduction<sup>4</sup> induit par les incitations des politiques de soutien de l'offre. La régulation politique du marché par l'intervention et le soutien des prix a cédé le pas à l'objectif<sup>5</sup> d'auto-régulation du marché par le mécanisme des prix, avec comme objectif une réduction de la surproduction et une diminution des prix, devant désormais se rapprocher des prix mondiaux. Cette rhétorique d'alignement au marché a été également influencée par les politiques de dérégulation et libéralisation insufflées par l'OMC. Ainsi, l'accord de Marrakech affiche dans son préambule :

*Rappelant que l'objectif à long terme [...]est d'établir un système de commerce des produits agricoles qui soit équitable et **axé sur le marché**.*

Des termes comme « signaux de marché », « mécanismes de marché », « aligné au marché » ou encore « répondant aux exigences du marché » dans le cas de la Suisse<sup>6</sup> reviennent dans quasiment toutes les déclarations d'intention ou lois sur l'agriculture des pays de l'OCDE. Ces termes sont à prendre en tant qu'antithèse du terme de « distorsions de marché », utilisé pour décrire l'effet des différentes politiques d'intervention sur le commerce international. Tel est en effet le second objectif que se fixe le même accord de Marrakech :

*« Rappelant en outre que l'objectif à long terme susmentionné est d'arriver [...] à des réductions progressives substantielles du soutien et de la protection de l'agriculture, qui permettraient de remédier aux restrictions et distorsions touchant les marchés agricoles mondiaux et de les prévenir »*

Comme ces deux objectifs jouent un rôle prépondérant dans les politiques agricoles, il me paraît important de les expliciter. Pour être bref, on considère que les prix fonctionnent comme signaux pour les différents agents, dans notre cas surtout pour les producteurs, les

---

<sup>4</sup>Il me paraît important de préciser que le concept de surproduction est défini par rapport à la demande solvable et non par rapport aux besoins effectifs. Si la différence est minime en Suisse, elle peut être bien plus importante dans les pays du tiers-monde, voir Tulip (2004), Qualman (2001)

<sup>5</sup>Que l'absence d'intervention de l'état sur les marchés agricoles soit effective ou non importe peu ici, l'important étant que cela corresponde à l'objectif fixé par les politiques agricoles.

<sup>6</sup>Loi fédérale sur l'agriculture (Lagr), Art. 1

renseignant soit sur l'état du marché, soit sur l'évolution de la demande. C'est là la loi classique de l'offre et de la demande, où une augmentation du prix signifie augmentation des besoins et vice-versa. En l'occurrence, laisser le marché fixer les prix doit permettre de réduire les incitations à la surproduction en diminuant les prix jugés trop élevés, diminution qui profiterait aux consommateurs, les producteurs étant compensés de ces baisses de prix par des paiements directs. Quant aux distorsions du marché, il s'agit là de la protection à la frontière par les taxes douanières, des subventions à l'exportation et pour finir du soutien de la production nationale. L'enjeu de ce travail n'est pas de discuter longuement de l'ampleur de la distorsion de chacun de ces politiques, aussi je me contenterai d'apporter quelques réserves au terme de distorsions du marché. Si cette notion, paraît à priori évidente et intuitive, elle recèle néanmoins certains problèmes théoriques. Utilisée telle qu'elle l'est dans le discours des politiques de commerce international, cette notion signifie que des produits sont mis sur le marché mondial à des coûts moindres que sur le marché national, ce qui leur confère une compétitivité artificielle face à des produits normalement moins chers et fausse ainsi les conditions normales du marché. On a souvent en tête l'exemple des subventions à l'exportation des Etats-Unis sur le coton, qui ont permis au coton US de concurrencer les produits d'Afrique de l'Ouest, alors que ses coûts de production sont bien plus élevés. La pertinence et la clarté de la définition de distorsion du marché dépend elle même de la pertinence de la définition de marché « normal » ou de compétitivité « naturelle », qui sont délicates. On peut répondre à cette question par une discussion technique sur la structure des coûts de production, en tâchant de discerner ceux qui relèvent d'avantages naturels ou non. C'est oublier que le prix de tous les intrants est, d'une manière plus ou moins prononcée, influencé par le cadre institutionnel. Ainsi, s'il est largement admis que les subventions à la production affectent les conditions de marché et augmentent artificiellement la compétitivité, des éléments comme la fiscalité du travail, comme la répartition des charges sociales entre employeurs et employé, la question de la qualité des infrastructures, de la qualité des institutions de recherche agricole, voire le soutien indirect de la demande par une politique d'aide sociale aux plus démunis posent tous problème quant à la définition de leur aspect naturel ou non dans la structure des coûts. On ne peut nier cependant qu'ils jouent un rôle important dans la fonction de production et donc de la compétitivité d'un secteur. En suivant l'argumentation de Berthelot (2001), on peut alors douter de la classification par l'OMC des politiques publiques dans l'agriculture en un système de boîte selon leur degré de distorsion, tant que ces boîtes n'incluent pas l'ensemble des institutions.

En acceptant la pertinence, ou du moins l'utilité, de la notion de distorsion, il convient cependant de poser la question si les politiques agricoles sont les seules à devoir comparaître au banc des accusés. On l'avait évoqué, une des explications possibles de l'écart des prix peut être trouvée dans le pouvoir de marché de quelques grosses entreprises. Sur le plan international, force est de constater que la concentration est très forte, avec quelques entreprises gigantesques qui détiennent des parts de marchés importantes et contrôlent



souvent plusieurs étapes de la transformation-distribution. Les exemples sont légion, je citerai seulement quelques cas frappants<sup>7</sup>. En 1986, Dahl estimait que les cinq premières compagnies de négoce de produits agricoles contrôlaient 85-90% des échanges internationaux. Trois compagnies aux Etats-Unis détiennent 65% des exportations de germes de soja, 81% de celles de maïs. Deux compagnies se partagent 50% du marché mondial de la banane, tandis qu'une seule compagnie contrôle l'exportation de bananes du Surinam et du Belize. Pour les secteurs de la transformation, le secteur du thé est détenu à 85% par trois compagnies, tandis qu'une entreprise comme Nestlé achète 80% du lait péruvien. Derrière ces chiffres forts se cache le fait que sans forcément avoir des parts de marché énormes dans tel pays, ces entreprises sont présentes dans la plupart des pays. Cargill, par exemple, est actif dans 160 pays (Murphy 2002). De plus, une forte tendance à l'intégration verticale se dessine, renforçant par là leur influence possible sur les marchés. Cargill est également le troisième producteur de boeuf aux USA, et est très actif dans les services de transport, en plus de ses activités dans l'acier ou les graines et fertilisants (Murphy 2006). Il faut prendre garde au fait que concentration et baisse de la concurrence ne sont pas forcément liées, il est des cas où l'augmentation de la concentration ravive au contraire la concurrence. Néanmoins, une telle concentration renforce le potentiel de pouvoir de marché et de fixation des prix, réduisant alors la compétitivité des marchés. C'est là également une distorsion importante, qui est cependant beaucoup moins abordée dans les négociations au sein de l'OMC. On voit ici toute l'importance de discerner si l'écart grandissant des prix est dû à une augmentation d'autres coûts ou au pouvoir de marché des entreprises. Il en va même de la crédibilité des politiques de libéralisation, la question se posant si les entreprises agro-alimentaires et de distribution ne sont pas celles qui ont le plus profité de la libéralisation des marchés. Telle est en tout cas l'inquiétude exprimée dans une publication de l'OCDE<sup>8</sup>

*« Il est à craindre non seulement que les structures oligopolistiques de distribution et transformation conduisent à des abus de pouvoir sur le marché, mais aussi que les transformateurs et les distributeurs se taillent la part du lion de toute réforme »*

C'est alors toute la question des transferts de valeur qui est à poser. Corollaire de l'augmentation de l'écart des prix, la part du producteur dans la valeur finale du produit diminue. Selon Berthelot (2001), pour la viande de porc aux Etats-Unis, cette part est passée de 45% en 1980 à 35% en 1997, et pour la viande de boeuf de 62% à 49% sur la même période. Il est possible que ces baisses dans la valeur finale soient économiquement justifiées, qu'on les explique par la hausse des coûts annexes ou la complexification du produit. Toutefois, s'il s'avère que le pouvoir de marché des entreprises agro-alimentaires est la cause, il devient justifié de parler de transferts de valeur du secteur de l'agriculture

<sup>7</sup>Tirés de AAI(2005, p. 13) et Tulip et Michael (2004, p. 27

<sup>8</sup>Cité par Berthelot (2001)

à celui de la transformation-distribution. Étendu au niveau international, ce sont alors des transferts des pays du Sud à ceux du Nord, la plupart des compagnies actives dans la transformation étant basées en Amérique du Nord-Europe-Japon, et ce malgré le fait que les consommateurs du Nord soient défavorisés par des prix trop haut. À partir d'un modèle très simplifié, Morriset (1997) a calculé que si l'écart des prix entre 1991-1994 était resté égal à l'écart moyen sur la période 1970-1994, les recettes d'exportation des pays exportateurs auraient augmenté de 40 milliards de \$, les gains pour les producteurs montant à 30 milliards de \$, et ce pour les seules quatre années 1991-1994. Une simulation semblable a été effectuée par la CNUCED (2005, p. 135) sous le scénario d'un prix des produits exportés des Pays les Moins Avancés (PMA) semblable à celui des 1980. Selon ces calculs, les PMA auraient eu un gain en 2001 de 1.2 milliard ( 12%) de \$ supplémentaires. Ce chiffre, énorme, reflète la baisse de prix très forte des produits agricoles dans les années 1990. Les principales raisons évoquées par la FAO (2005) pour cette baisse de prix concernent une surproduction due à une augmentation plus rapide de l'offre que de la demande solvable, des subventions à l'exportation des Etats-Unis et de l'Europe. On pourrait ajouter avec Vorley (2003) que le pouvoir de marché des agro-industries peut également avoir influencé ces prix à la baisse. Ces baisses de prix n'ont pas été unilatéralement condamnées du fait de la position d'importateurs nets de denrées alimentaires de plusieurs pays en voie de développement, qui devaient alors en profiter grâce à une baisse des prix à la consommation. De nouveau, la question de la transmission des prix est ici essentielle pour apprécier l'argument.

Après avoir discuté en détail les implications de l'augmentation de l'écart des prix sur la notion de distorsion et par là sur les politiques de libéralisations internationales, un petit retour s'impose sur la notion d'alignement au marché utilisée dans le cadre des politiques agricoles nationales. Ce retour sera bref, car ce qui a été dit avant vaut également ici. Une des hypothèses implicites, voire même une condition *sine qua non*, pour que les prix puissent orienter les décisions individuelles est que ces prix soient fixés indépendamment des acteurs. Arriver à la conclusion que l'augmentation de l'écart des prix provient d'un comportement de pouvoir de marché du secteur intermédiaire oblige à remettre en question l'orientation aux signaux des prix comme objectif premier des politiques agricoles.

La distinction des causes de l'écart des prix n'a pas seulement une implication pratique pour les politiques agricoles mais également théorique dans la manière de modéliser les différents secteurs. En économie, il est très souvent fait mention *du* prix d'un produit et non *des* prix du produit. De même, l'outil largement utilisé qu'est la statique comparative met sur un même plan producteurs et consommateurs, en négligeant le secteur intermédiaire, ce que je vais appeler par la suite l'hypothèse de « neutralité ». Ces deux hypothèses sont parfaitement acceptables du moment que prix à la production et à la consommation sont fortement liés et suivent une évolution parallèle. Dans ce cas parler d'un seul prix est justifié, et la présence du secteur intermédiaire est simplement intégrée dans l'analyse par l'ajout de coûts de transaction. Si par contre la marge brute du secteur

de transformation-distribution augmente toujours, l'hypothèse de neutralité du secteur intermédiaire n'est plus légitime, ce qui implique son rejet et l'inclusion du secteur de transformation-distribution dans l'analyse. Pourtant, le schéma classique de comparaison directe producteur-consommateur est encore la règle, l'inclusion des intermédiaires étant l'exception, confinée à quelques cas particuliers.

Il serait intéressant d'étudier combien de lois et préceptes de l'économie se basent implicitement sur l'hypothèse de neutralité, et à quel point leur conclusions seraient changées si l'on admettait le cadre plus réaliste de l'inclusion du secteur intermédiaire. Tel est en tout cas l'avis de Morisset (1997), qui lance l'appel : « *Economists should also attempt to integrate intermediaries* » en découvrant que le thème n'est presque pas abordé et qu'il n'a pas eu sa place dans les revues prestigieuses<sup>9</sup>. Plus forte est la conclusion de Peltzman (2000), qui, constatant que la transmission des prix est asymétrique<sup>10</sup> dans plus de deux tiers des produits qu'il examine, affirme « *The theory is wrong* ». Il serait également intéressant de voir de quelle manière est intégré le secteur intermédiaire dans les théories d'équilibre général, et plus particulièrement dans les modèles d'équilibre général calculable, qui ont tellement d'influence dans les discussions politiques. Il faudrait étudier notamment les conséquences du relâchement de l'hypothèse de « neutralité » du secteur intermédiaire et de transmission symétrique des prix, et voir à quel point l'incorporation de marchés non compétitifs dans le modèle résout ce problème.

Pour résumer, cette section a cherché à montrer que la discussion sur les causes de l'écart de la transmission des prix était d'une grande importance tant pour les politiques agricoles que pour la théorie économique, et qu'arriver à la conclusion que cet écart était dû au pouvoir de marchés des entreprises intermédiaires était à même de remettre en cause la pertinence des politiques agricoles actuelles. Ceci nous amène à discuter dans la prochaine section des causes de cet écart.

## 2 Discussion des causes

La discussion des causes de la divergence de prix est en fait une question plutôt triviale. Il ne s'agit pas de trouver des causes cachées à des phénomènes inconnus pour lesquels aucune données ne sont disponibles. Les données existent, récoltées de manière exhaustive et complète. Déterminer les causes reviendrait à un problème comptable de lecture des données et d'imputation des frais selon les différentes activités du secteur intermédiaire. Seulement des informations aussi précieuses ne sont simplement pas disponibles, protégées par le secret d'entreprise. C'est donc un long et fastidieux travail d'estimation et d'évaluation quoi doit être fait. Parfois cependant, à l'occasion d'enquêtes des commissions de

---

<sup>9</sup> Journal of Development Economics, Journal of International Economics et les documents de travail de la NBER

<sup>10</sup>Pour une définition et le lien entre asymétrie et écart des prix, voir la section 3.

concurrence, les entreprises sont tenues de rendre leur données accessibles aux enquêteurs, qui pourront effectuer un travail très intéressant en se basant sur les données directes. Même si les chiffres ne sont pas publiés, ces enquêtes sont très utiles, car elles permettent d'établir des faits qui resteraient sinon supputation, et elles permettent également de confronter les méthodes utilisées par les économistes aux résultats déterminés directement. Le cas de la Commission de la Concurrence du Royaume-Uni sera présenté par la suite.

Le niveau d'analyse retenu dans ce travail comprend l'agrégation des différentes étapes du secteur de transformation-distribution en un seul groupe. Ce secteur recouvre des réalités très différentes, des petits abattoirs aux géant de la transformation, des épiceries aux supermarchés. Il peut paraître alors surprenant de le considérer comme un tout par une généralisation grossière. En plus de la difficulté d'accès aux prix aux différents échelons et aux structures de coûts des produits, l'approche « par échelons » suppose une connaissance fine de chaque chaîne de produits étudiés, ce qui ne permet plus une comparaison de plusieurs produits différents. De plus, les limites entre les échelons ne sont pas très nettes, ou tendent à diminuer avec l'intégration verticale des entreprises. Des acteurs sont présents tout au long de la chaîne, tandis que certains produits sont transformés et préparés chez le producteur et livrés tout prêts aux supermarchés. Avec l'intégration verticale, une même entreprise est présente à plusieurs phases de la transformation-distribution, ce qui réduit le nombre de transactions et donc baisse les coûts afférents. Conséquence de la diminution des transactions, les prix ne sont plus « révélés » sur les marchés intermédiaires, ce qui diminue d'autant les informations disponibles pour les agents actifs dans le domaine comme pour le chercheur. Pour exemple, l'entreprise Dole a intégré toutes les étapes du secteur de l'ananas depuis la production en Inde jusqu'à la livraison en Islande, ne laissant aucune occasion de révéler les prix (Murphy 2002). L'argument des gains d'efficacité de l'intégration est souvent donné pour justifier l'intégration verticale (Taylor 2002), cependant en vérifier la validité implique de connaître les prix aux différents échelons, prix qui ne sont plus connus. Pour ces raisons, une approche globale de type « boîte noire » est suivie dans ce travail. Des termes comme secteur intermédiaire, secteur de la transformation-distribution, entreprises agro-alimentaires sont ainsi utilisés en équivalence pour désigner un ensemble flou d'entreprises. Le lecteur intéressé par une étude détaillée des échelons, approche appelée communément analyse des chaînes de marchés, est prié de se référer à Dorin (1998). Un problème en sus de l'intégration verticale, qui concerne cette fois tant l'approche globale que détaillée des marchés, est la présence des contrats de vente-achat. Il s'agit de contrats dans lesquels peuvent être fixés prix, quantité, qualité et délais de livraison. Ces contrats ne sont pas déterminés par le marché (comme le sont les contrats à terme) mais par la négociation des parties. Les prix sur les marchés ne concernent alors qu'une partie seulement des quantités réellement échangées, ce qui peut expliquer en partie la faiblesse de la relation entre les prix.

Adopter une approche de boîte noire pour décrire le secteur de transformation-distribution a comme conséquence l'agrégation également des différents produits du panier alimentaire.

Dans la recherche des causes de l'écart des indices consommation-production, on peut se demander si l'analyse ne doit pas plutôt être faite au niveau du produit plutôt qu'au niveau du panier alimentaire du ménage. Même si cette approche peut être souhaitable, elle est difficile pour deux raisons. La première, déjà évoquée plus haut, concerne le besoin en connaissances spécifiques et techniques de chaque chaîne de produit. La deuxième difficulté vient du fait que les données par catégorie sont disponibles pour les indices à la consommation, mais pas pour ceux à la production ; dès lors, la comparaison devient très difficile. Cependant, on peut se demander si le constat de hausse des prix à la consommation s'applique à toutes les catégories ou si cette hausse révèle de fortes disparités.

La lecture de la figure 2 montre un comportement très semblable pour l'ensemble des catégories sur la période 1982-1990, puis des évolutions différentes. Comme constat général, on remarque que la hausse des prix de la catégories des produits alimentaires (sans les boissons) est plus faible que l'inflation générale, quand bien même certaines catégories ont vu leur prix croître encore plus fort (Poissons et Fruits). Détail intéressant, si l'on prend comme départ l'année 1992 comme dans la première figure, à l'exception de la catégorie lait<sup>11</sup>, pas un seul produit n'a vu son prix diminuer, alors que l'indice des prix à la production avait lui baissé de 10%. Il est donc pleinement justifié de parler d'écart des prix lorsque l'on se base sur les données de l'OFS, en nuancant cependant pour le cas des produits laitiers.

A part les travaux de Morisset (1997, 1998), peu d'études s'intéressent à l'augmentation de l'écart des prix en comparaison à l'abondante littérature sur la transmission des prix. Il est vrai que Morisset calcule également une transmission asymétrique, mais il s'agit ici d'une asymétrie persistante, alors que les études sur la transmission asymétrique portent sur l'asymétrie temporaire, ou du moins ne posent pas en tant qu'objet de recherche l'étude de l'écart des prix. Dans sa seconde étude, Morisset (1998) observe un écart toujours plus grand des prix et calcule si cet écart est le fait d'une transmission vers l'aval asymétrique. Les résultats montrent une asymétrie dans la transmission spatiale et horizontale. Hormis les barrières aux commerce qui n'expliquent que la transmission spatiale, il cite trois causes applicable à la transmission verticale : la présence de facteurs fixes dans les coûts de transformation-distribution, des gains de productivité différents entre les secteurs et le pouvoir de marché du secteur intermédiaire. La première et la troisième correspondent aux explications développées plus loin, tandis que la deuxième est nouvelle. Parmi les coûts fixes possibles, il cite les coûts de transport, de distribution et de transformation. Il remarque qu'avec le progrès technologique, les coûts de transport et de distribution ont eu tendance à diminuer. Seuls les coûts de transformation lui paraissent pouvoir avoir augmenté, du fait de l'augmentation du coût du travail et la complexification des produits. Il relève cependant qu'expliquer l'écart par l'augmentation des coûts du travail suppose une augmentation énorme de ces coûts, bien plus forte que l'augmentation avérée. Il en

---

<sup>11</sup>Qui comprend le fromage et beurre également

vient pour finir à accréditer la thèse du pouvoir de marché, en remarquant une corrélation positive entre le profit des plus grosses entreprises agro-alimentaires et l'écart de prix.

L'approche que suit Morisset peu paraître peu méthodique. Il n'établit pas de modèle explicatif des prix, mais examine une à une les causes possibles en calculant de simples corrélations pour ensuite trancher entre les explications. C'est pourtant une approche pertinente, parce que modéliser le secteur intermédiaire sans avoir connaissance de la

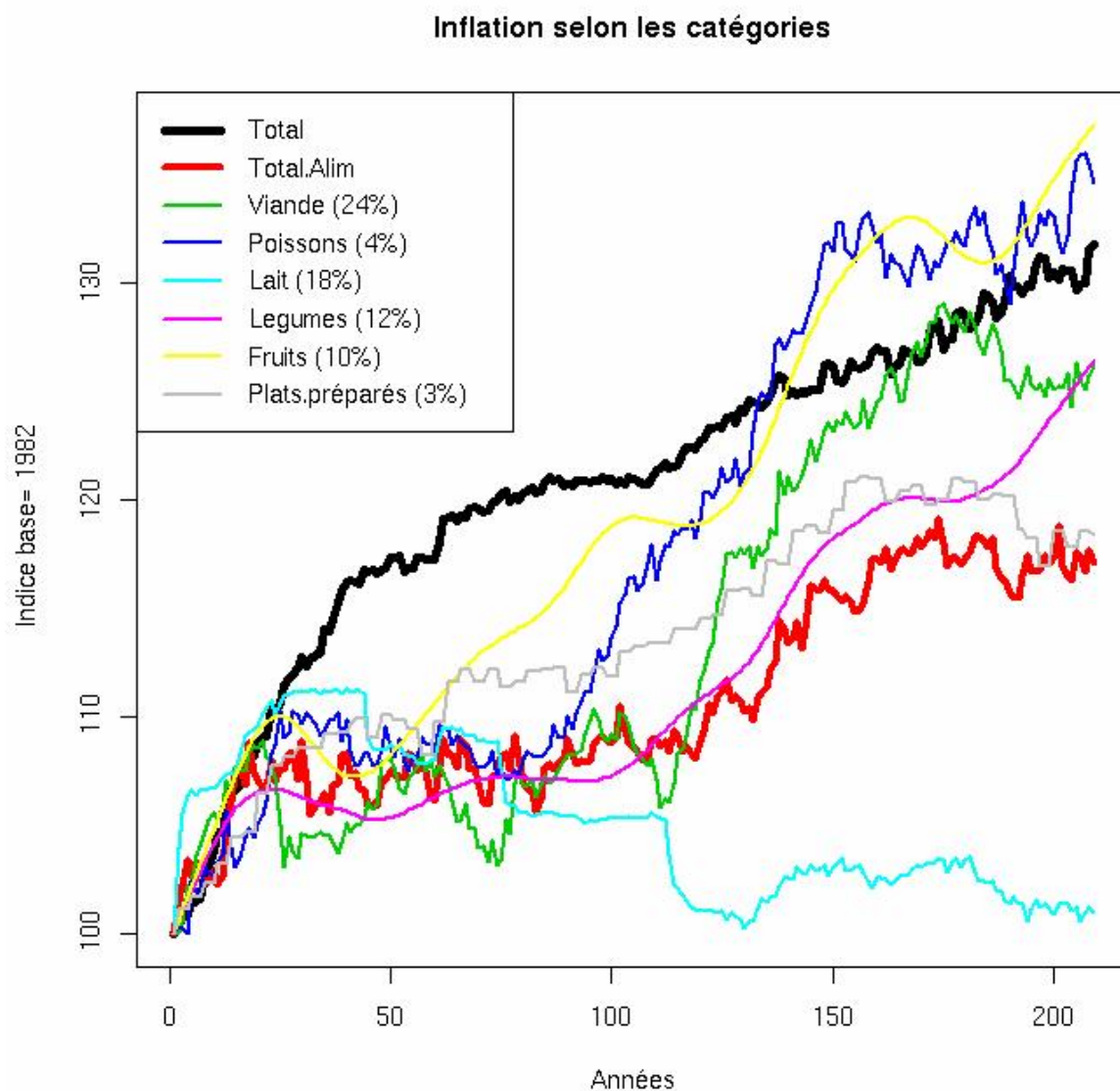


FIG. 2 – Inflation selon les différentes catégories

structure des coûts et des différents prix est une tâche d'une grande complexité. Pour mener à bien la tâche, pareil modèle devrait mobiliser une théorie de la formation des prix, une théorie de la transmission des prix, des techniques de production et des gains de productivité associés, et finalement de l'inflation, le tout en admettant de la concurrence imparfaite mais non calculable. De plus, pour prendre en compte l'ensemble des facteurs, le besoin en chiffres est important, chiffres qui ne sont pas toujours disponibles. Dans ce cas, une méthode bien plus économe en données est l'étude de la transmission des prix et de son aspect symétrique ou non. En soi, cette méthode n'est pas capable de discerner quelles sont les causes potentielles d'asymétrie mais permet d'apporter quelques éléments de réponse intéressants. Pour l'instant, je suivrai ici l'approche de Morisset en discutant sur une base simple les causes potentielles de l'écart des prix, approche frustrante dans le sens où toutes les causes méritent une discussion détaillée qui sera faite ici sommairement.

Avant de passer à la discussion des causes, il reste un problème théorique à soulever, celui de la relation entre les facteurs de production du secteur intermédiaire et de leur possible substituabilité. La réponse est positive si l'on considère la substituabilité entre facteurs agricoles. Les fabricants sont désormais autorisés à inclure jusqu'à 5% de matières différentes dans le chocolat. Le beurre et le crème peuvent être élaborés à partir de lait frais ou de lait en poudre. La composition de certaines saucisses peut varier. La réponse est plus ambiguë quant à la substituabilité du facteur agricole par un autre facteur, autrement dit la possibilité, tout en obtenant le même produit final, de remplacer des intrants agricoles par d'autres intrants. Gardner (1975), et d'autres auteurs par la suite, penchent pour une substituabilité du facteur agricole, en prenant le cas où une amélioration des techniques de récolte ou de traitement permettent de réduire le volume des déchets et donc d'utiliser pour le même produit final moins du produit agricole. Si la possibilité de substitution paraît forte au niveau de la production agricole, elle paraît cependant plus limitée au niveau de la transformation-distribution du produit, d'autant plus qu'elle est propre à changer les qualités du produit final. On remarquera finalement que la question est de moindre importance dans un contexte de baisses des prix à la production comme c'était le cas des dernières années. Avec des hausses persistantes par contre, une substituabilité pourrait expliquer un changement de l'écart des prix, à la baisse toutefois.

Un second problème théorique, celui de la question de l'inflation, mérite d'être développé. La question de considérer les prix nominaux ou réels est effectivement très importante, le choix pouvant à mon avis radicalement changer les résultats. Le choix de l'indice d'inflation est délicat, car l'inflation à la consommation est plutôt plus forte que l'inflation des moyens de production. Appliquer les deux taux aurait comme conséquence un adoucissement de la divergence des prix. Adopter une telle approche ne ferait cependant que reporter le problème plus loin, la question de la différence entre les taux d'inflation devant être expliquée. De plus, les taux d'inflations sont déterminés par les augmentations de prix de l'alimentation (à 10%) ou des matières agricoles, d'où un problème de surdétermination ou de raisonnement circulaire. Prendre les valeurs nominales en considération semble alors

plus sage, d'autant plus qu'une comparaison du taux d'inflation des produits alimentaires et du taux général peut apporter des informations utiles.

## 2.1 L'augmentation des coûts externes

Dans l'impossibilité d'avoir accès aux données détaillées de chaque échelon du secteur de transformation-distribution, l'analyse menée ici est plutôt générale, en suivant la démarche de Morisset (1998). Parmi les coûts externes pouvant expliquer l'écart des prix figurent :

**Frais de mise sur le marché (marketing) :** On pourrait ajouter les frais de publicité pour les produits alimentaires. Sans étude sur ce sujet, il faut noter cependant qu'une part de ces coûts est assumée par la Confédération, en vertu de l'article 12 L'Agr sur la promotion des ventes. En 2006, ces dépenses s'élevaient à 57 millions (OFAG 2007).

**Augmentation des coûts du travail** L'augmentation des coûts du travail peut être également invoquée comme cause de la divergence des prix. Il est vrai que sur la période 1993-2007, les salaires nominaux de l'industrie alimentaires, du commerce de gros et de détail ont fortement augmenté, de l'ordre de 17%. La hausse réelle s'élève par contre à 2-5% (OFS 2007), comme toutes les comparaisons sont faites ici en grandeurs nominales, le premier chiffre est plus représentatif. Cette hausse de 17% est assez forte, mais comparable à la hausse du salaire nominal des employés agricoles, qui atteint les 20% sur la même période (OFS 2006). Ces chiffres ne sont que partiellement comparables du fait de la particularité du travail agricole, où la main d'oeuvre familiale compte pour plus des deux tiers du total des emplois (OFS 2006). En comparant seulement les emplois salariés, il est clair que la hausse des salaires nominaux a plus pénalisé les secteurs de la transformation-distribution que de l'agriculture.

**Coûts de transport** De la même manière que les coûts du travail, les coûts de transport affectent les deux secteurs, mais certainement de manière plus marquée pour le secteur de la transformation-distribution, malgré la mécanisation de l'agriculture. L'augmentation nominale du prix des carburants depuis 1993 est de l'ordre de 35%, avec un fort pic en 2006-2007. L'introduction de la Redevance pour les Poids Lourds est par contre un élément qui ne touche que la marge de transformation-distribution et peut faire partie des éléments qui expliquent le creusement de l'écart.

**Normes de production** L'augmentation des exigences en terme de normes de production et de sécurité alimentaire est une explication très plausible. Malheureusement, étudier la validité de cette explication exige de retracer l'historique des normes légales pour les 10



dernières années pour la plupart des produits du panier du ménage, ce qui sort du cadre de ce travail.

**Prix des autres débouchés** Aux hausses du coût des autres entrants, il faut ajouter la baisse du prix des autres débouchés. Pour les produits carnés, les carcasses d'animaux ont pu être revendues pour la transformer en farine animale, décriée lors de la crise de la vache folle. Interdite depuis, la fin de ce débouché a à la fois diminué les recettes tirées de la vente qu'augmenté les coûts d'élimination des abats. L'utilisation des peaux des animaux ou des laines figurent également parmi les débouchés. Les exportations sont d'autres débouchés importants dont la hausse peut créer une augmentation du prix, qui sera cependant très certainement répercutée dans les prix à la production.

Outre le fait que certains des coûts qui ont augmenté concernent également l'agriculture, l'explication par la hausse des coûts soulève le problème que l'agriculture a également été confrontée à une forte hausse des coûts de ses moyens de production mais malgré tout vu une diminution de ses prix. Depuis 1990, le prix d'achat des moyens de production agricoles a augmenté de 9% (alors que les produits alimentaires avaient augmenté de 15%). Cette augmentation de 9% reflète deux réalités très différentes : le prix des moyens de production d'origine agricole, a connu une baisse substantielle de 25%, tandis que le prix des moyens de production d'origine non agricole a augmenté de 30% (USP 2007). Autrement dit, le secteur agricole dans son ensemble a connu de fortes hausses de coûts qu'il a réussi à maîtriser en diminuant ses propres coûts, qui sont également ses propres recettes.

A cela s'ajoutent les contrats de livraison des produits livrés tout prêts, déjà emballés, pour lesquels le supermarché n'a plus qu'à étiqueter et mettre au rayon. Toutes les augmentations de coûts susmentionnées concernant l'étape de transformation-acheminement sont dans ce cas caduques.

## 2.2 La complexification des produits

Une explication proche, qui explique la divergence des prix par la complexification des produits, est liée au changement des habitudes alimentaires. Deux grands traits de ce changement sont ici esquissés : les plats préparés et les aliments labellisés (bio..).

Signe des changement du temps, de l'affaiblissement de l'image de la femme au foyer qui prépare les repas, la part des aliments préparés augmente. Plats prêts à cuire, salades déjà lavées sont autant de produits dont les prix ont augmenté alors que le produit agricole reste le même. Dans le cas Suisse pourtant, cette augmentation est peu marqué et peu susceptible de causer la forte divergence des prix constatée. La part des aliments préparés dans le panier du ménage est restée stable, de l'ordre de 2.7%, sur la période 2000-2007, période à partir de laquelle des relevés annuels sont faits. Le prix de ces aliments a suivi une augmentation très proche de l'augmentation générale des aliments, fluctuant autour

de 3-5%. Les aliments préparés peuvent donc expliquer une partie de l'augmentation des prix à la consommation qui n'a pas de contrepartie dans les prix à la production.

La manière de consommer les aliments peut jouer un rôle non négligeable. Pour prendre l'exemple de la viande, les acheteurs semblent toujours plus préférer les morceaux nobles, viandes séchées et steaks. Conséquence, les morceaux comme les boyaux, foie et autres sont beaucoup moins demandés, diminuant les recettes tirées d'un animal. Le prix indiqué dans les statistiques est cependant un prix moyen calculé selon les quantités consommées de chaque morceau. Ainsi, sans aucun changement des prix des différents morceaux, si les pondérations des indices sont réévaluées périodiquement, l'augmentation de la part des morceaux nobles créera une augmentation de l'indice. Cette augmentation reflète seulement les changements d'habitude, et les recettes du commerçant diminuent en cas d'invendus. Sous le scénario où cependant le prix des différents morceaux change de telle sorte qu'il laisse les recettes de la vente inchangées, l'augmentation du prix moyen sera encore plus forte, sans qu'un quelconque bénéfice supplémentaire n'en ait été tiré.

Les aliments labellisés, tels les produits bio, « du pays », du commerce équitable, ont connu une forte augmentation qui place les Suisses parmi les plus grands acheteurs au niveau mondial. Tous ces produits sont vendus à un prix plus élevé, et comptent donc parmi les changements alimentaires qui augmentent les prix à la consommation. A la différence cependant de l'exemple donné plus haut pour la viande, l'augmentation des prix par la consommation de produits labellisés a sa contrepartie dans les prix à la production. Si l'acheteur paye plus, le paysan reçoit également plus<sup>12</sup>

### 2.3 L'explication par le pouvoir de marché

Un des résultats les plus importants de l'analyse néoclassique des marchés réside dans le fait que si des entreprises détiennent un pouvoir de marché, elles sont capable de fixer un prix plus élevé que le prix d'équilibre à la vente et un prix moins élevé que le prix d'achat. L'argument que le pouvoir de marché des entreprises peut être responsable de la divergence des prix est dès lors vite établi théoriquement.

Quant à vérifier sa validité empirique, la chose est beaucoup plus compliquée, dans l'impossibilité d'isoler les autres facteurs cités plus haut et d'obtenir les données des entreprises. La multiplicité des produits et la stratégie de fixation des prix de détail selon un panier de biens plutôt que produit par produit implique que même si des éléments tendent à montrer qu'une marge trop importante est prise sur un produit, l'entreprise répondra que cette marge trop importante compense une marge trop faible pour un autre produit du même panier, voire permet d'améliorer des services généraux bénéfiques au client. Tel était en tout cas l'argument donné par les entreprises incriminées dans l'enquête de la commission de la concurrence du Royaume Uni (COMCO-GB 2000). Accepter cet argument

---

<sup>12</sup>Si le paysan reçoit effectivement plus, il n'est cependant pas avéré cette augmentation soit aussi forte que celle du prix de détail.

implique alors de mener une analyse exhaustive sur un très grand nombre de produits, analyse que seule une commission de concurrence peut mener, par les moyens qu'elle peut mettre en oeuvre et les données qu'elle peut obtenir. Cette partie ne discutera pas de comment déterminer si le pouvoir de marché est coupable d'une divergence de prix, mais se contentera d'exposer les résultats des enquêtes de la COMCO-GB.

Dans le cas du Royaume-Uni, l'enquête a montré qu'effectivement certaines entreprises de distribution détenaient un pouvoir de marché et en abusaient. Le prix obtenu par les entreprises était en relation inverse avec leur puissance de marché. Plus l'entreprise était grande, plus elle était capable de faire baisser ses prix d'achats et d'agir en "fixeur" de prix. Concernant la transmission des prix, les différentes études mandatées par la commission établirent que celle-ci avait été rapide et symétrique, les prix de détail ayant également diminué sous la forte concurrence. De nombreux agriculteurs et transformateurs se plaignirent de se voir imposer des prestations difficiles, pratiques qui consistent en fait à un transfert du risque du distributeur au transformateur-agriculteur. Certaines de ses plaintes s'avérèrent exactes, et ce sur la base des déclarations des entreprises. Lors de mévente des produits, de nombreuses entreprises ont avoué avoir exigé des producteurs qu'ils les reprennent ou en assument les frais d'élimination. D'avoir demandé des rabais de quantité puis exigé ces rabais sans pour autant acheter la quantité prévue. D'avoir écoulé une partie des produits acquis avec rabais à un prix normal. D'avoir exigé d'un producteur qu'il fasse préparer, transformer ou emballer ses produits auprès d'un certain fournisseur, et reçu des commissions. Ou encore d'avoir exigé d'un transformateur qu'il assume une partie des frais de promotion de son produit, voire faire la promotion sans consulter le transformateur puis lui ensuite demander d'en supporter les coûts. Ces pratiques étaient en général liées au pouvoir de marché des entreprises, plus ce pouvoir était fort, plus les entreprises étaient capables d'exiger de telles pratiques. Dobson (2003) relève que ces pratiques sont répandues en Europe et cite le cas de l'Espagne où les producteurs assument une grande partie du risque, doivent reprendre les invendus, participer aux frais de promotion et sont payés dans les 120 jours, sans aucune considération des cycles saisonniers.

Il est intéressant de noter que, du côté des consommateurs, la Commission conclut que la concurrence était forte. Hormis la stratégie de certains supermarchés de varier les prix selon les régions, variations injustifiées eu égard aux coûts, le commerce de détail n'avait pas exigé des prix trop élevés. Il est donc important de bien faire la différence entre les marchés des producteurs et des consommateurs, où les types de concurrence peuvent être différents avec pourtant les mêmes entreprises présentes sur les marchés. Cette différence peut venir évidemment du fait que le commerce de détail est capable de s'approvisionner sur les marchés étrangers à meilleur prix, tandis que les producteurs sont plus captifs, étant donné que leur prix est plus élevé qu'à l'étranger. Le regroupement des entreprises de distribution parfois concurrentes autour de centrales d'achats joue également un grand rôle et renforce la différence entre concurrence à la vente et à l'achat. Au niveau européen, les dix plus grands groupes totalisent 30% des ventes, tandis que les dix premiers

groupes/centrales d'achat comptent pour 50% des achats alimentaires (Dobson 2003). Pour la France, les parts vont de 76% à 86% pour les cinq plus grands groupes et les cinq plus grands groupes/centrales d'achat. Dans le cas français, la concentration du commerce de détail figure parmi les causes d'augmentation des prix à la consommation citées par un groupe d'expert (Canivet 2005).

Concernant l'écart des prix agricoles, la COMCO-GB s'est seulement penchée sur les marchés de la viande après la crise de la vache folle. Elle a effectivement constaté que l'écart avait augmenté, et les causes qu'elle nomme recourent les différentes explications développées plus-haut, à l'exception du pouvoir de marché. Il y d'un côté la forte baisse du débouché des exportations suite au refus des pays avoisinants d'importer de la viande anglaise, qui étaient vendus plus cher sur les marchés extérieurs, et également celle des produits annexes à la viande. L'augmentation des charges dues aux normes alimentaires plus sévères. Et enfin les changements d'habitudes de consommation.

En résumé, l'augmentation de l'écart des prix demeure encore un mystère. Certains coûts, comme les charges salariales ou le prix des carburants ont effectivement fortement augmenté, mais l'agriculture a aussi dû les supporter, vraisemblablement dans une moindre part cependant. Plus difficile à percevoir, l'augmentation des normes de qualité pourrait avoir eu un impact. Ces explications pèchent cependant par le fait que l'agriculture a également subi de fortes hausses du prix de ses moyens de production, sans voir ses prix augmenter pour autant. L'explication par la complexification des produits semble être trop peu importante, du fait que les produits alimentaires préparés comptent pour moins de 3% dans le panier du ménage et que leur prix n'a que peu augmenté. Finalement, l'explication par le pouvoir de marché n'a pu être établie empiriquement pour la Suisse, mais des exemple en Europe montrent que le pouvoir de marché des entreprises leur a effectivement permis de baisser les prix à l'achat. Ces baisses de prix à la production ont cependant été accompagnées de baisses des prix à la consommation, sous une forte concurrence sur le marché de la vente de détail. Dans le cas suisse, cette concurrence semble être moins forte, vu la très forte concentration du marché suisse avec deux entreprises qui contrôlent environ 80% du marché. Cet élément pousse à creuser plus la piste du pouvoir de marché comme cause de la divergence des prix, mais sous un autre angle.

### 3 La transmission des prix

Contrairement au thème de l'écart des prix, qui semble peu discuté parmi les économistes<sup>13</sup>, le sujet de l'asymétrie dans la transmission des prix est très largement abordé dans la littérature, surtout au niveau économétrique. L'idée de ce travail est de tenter de lier ces deux discussions, en tirant des résultats des tests sur la transmission des prix des conclusions

---

<sup>13</sup>Une petite dizaine d'articles citent Morisset (1998), qui semble être un des auteurs qui ait le plus discuté de l'écart des prix.

quant à l'écart des prix. Cette section définit les différents types d'asymétrie, discute du lien entre transmission et écart des prix et présente les résultats théoriques et empiriques.

## 3.1 Aspects économiques

### 3.1.1 Notion de transmission asymétrique

L'asymétrie de la transmission des prix est un concept large qui recouvre plusieurs aspects différents, qui sont ici brièvement présentés. Par transmission des prix on entend l'étude de la manière dont les variations de prix sont répercutées tout au long de la chaîne de transformation-distribution d'un produit. Lorsque la comparaison porte sur le prix mondial d'un produit par rapport au prix national, la littérature parle de transmission spatiale, tandis que si les prix à la production et à la consommation sont étudiés, il s'agit de transmission verticale. Si la relation étudiée va du producteur au consommateur, je parlerai de transmission vers l'aval<sup>14</sup>, et vers l'amont pour la direction contraire. Pour les définitions qui suivent, celles-ci s'appliquent indifféremment au type de transmission étudié, mais les exemples porteront sur la transmission verticale.

**Définition de l'asymétrie.** Une transmission entre prix à la production et la consommation (vers l'aval) est dite asymétrique lorsque les hausses ne sont pas répercutées de la même manière que les baisses. Si les hausses sont mieux répercutées que les baisses, l'asymétrie est dite positive. A contrario, si les baisses sont mieux répercutées, l'asymétrie est dite négative.

On remarquera que le terme « positif » n'est en rien un jugement de valeur (von Cramon-Taubadel 2004). Pour compléter cette définition, il faut préciser ce que « mieux transmis » signifie. Il peut s'agir de l'étendue de la transmission des changements, c'est-à-dire de quelle part d'une variation d'un prix est transmise à l'autre prix, et il peut s'agir également du délai de transmission, c'est-à-dire combien de temps il faut pour que la variation soit complètement transmise. La figure 3 montre une combinaison des deux types d'asymétries. La baisse du prix du produit agricole  $p^m$  est moins répercutée que la hausse, et, au contraire de la hausse qui est répercutée en une période, la baisse l'est en deux périodes (asymétrie temporelle). Concernant l'asymétrie temporelle, une distinction entre asymétrie temporaire et persistante peut être faite. Cette distinction me semble cruciale même si elle n'est pas faite à ma connaissance dans la littérature. Une asymétrie temporaire implique que les variations d'un prix seront transmises asymétriquement durant les premières périodes selon qu'il s'agisse d'une hausse ou d'une baisse, mais que ces différences s'effaceront sur plusieurs périodes. L'écart entre les prix restera alors inchangé. Avec une asymétrie persistante par contre, l'ampleur de la variation d'un prix sera, même

---

<sup>14</sup>Cette typologie est délicate dans le sens où elle considère la fin de la chaîne comme le bas de la chaîne, contrairement à l'idée que donne la caractérisation des secteurs primaires, secondaires, tertiaires.

après plusieurs périodes, différente pour une hausse ou une baisse, avec comme conséquence que l'écart entre les prix sera différé. Cet écart sera augmenté dans le cas d'une asymétrie positive et diminué si elle est négative.

### c): Speed and Magnitude

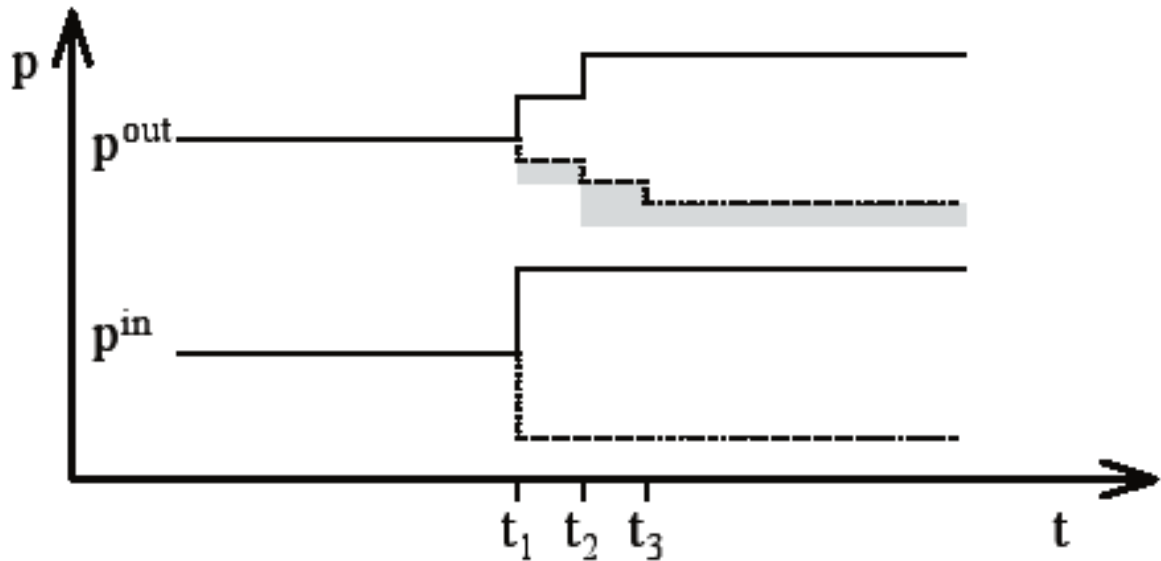


FIG. 3 – Types d'asymétrie (tiré de Meyer et von Cramon-Taubadel 2004)

Si une asymétrie persistante implique un changement de l'écart des prix, ce changement est-il forcément induit par une transmission asymétrique ? Autrement dit, y-a-t-il d'autres processus de transmission des prix qui mènent à un changement de l'écart des prix ? La question est délicate car elle suppose une détermination de la direction de la causalité entre les prix, alors que justement constater un écart entre les prix revient à admettre une certaine faiblesse de cette causalité. La littérature empirique s'est plutôt intéressée à la direction production-consommation (vers l'aval), piste que je vais suivre ici dans un premier temps. En se basant sur la relation production-consommation uniquement, la question se pose de savoir de quelle manière une augmentation extérieure sera répercutée sur les prix à la consommation. Deux mécanismes sont imaginables : soit le prix à la production n'a pas changé durant la période et l'augmentation du prix à la consommation n'a pas de contrepartie visible dans le prix à la production, soit le prix à la production a également augmenté et l'augmentation du prix à la consommation contient les impacts cumulés des deux hausses. Le second mécanisme est susceptible d'induire une asymétrie si une future baisse du prix du producteur n'est pas accompagnée de la même baisse de l'élément

extérieur. La conclusion est ici que changement de l'écart des prix et asymétrie de la transmission producteur-consommateur ne sont pas forcément liés. Si on inclut par contre la relation consommation-production, une augmentation du prix d'un élément extérieur sans augmentation simultanée du prix à la production induira une asymétrie. Aussi peut-on, je crois, conclure qu'en considérant la transmission des prix dans les deux directions, une augmentation de l'écart des prix implique forcément une transmission asymétrique dans au moins une des relations. Ceci justifie le fait qu'une grande partie de l'analyse empirique ultérieure sera basée sur l'étude de la transmission des prix. Surtout, suivant ce raisonnement, la comparaison des asymétries aval ou amont pourra permettre d'interpréter les origines de l'écart des prix.

Définie comme sans influence à long terme sur l'écart des prix, l'asymétrie temporaire mérite-t-elle d'être étudiée en soi ? Il paraît important de rappeler ici que les dynamiques de court terme jouent un rôle considérable pour les marchés agricoles, du fait des fortes variations de prix caractéristiques de ces marchés. Même si la transmission est achevée sur le long terme, ce sont d'importants transferts, ou manques à gagner, qui peuvent en résulter. Von Cramon-Taubadel (1998) a estimé ceux-ci à 50 millions de DM qui ont pu échapper chaque année aux producteurs ou consommateurs allemands. La question est également importante pour la théorie économique, dont la plupart des modèles supposent une transmission symétrique comme on l'a déjà évoqué dans la première section. Il est important de noter que si une transmission symétrique peut paraître souhaitable, une transmission totale et immédiate, dans le sens où l'entier de la variation est répercuté, n'est pas forcément désirable. Le secteur agricole se caractérise par une forte volatilité des prix, qui peut être atténuée par les entreprises de transformation-distribution.

### 3.1.2 Les causes possibles de transmission asymétrique

La discussion sur l'asymétrie potentielle dans la transmission des prix peut être mise en relation avec l'un des grands débats en macroéconomie, la question de la rigidité des prix. La rigidité des prix est le fait que certains prix connaissent de très faibles variations sur de longues périodes, qui peuvent s'accompagner de comportement différent à la hausse ou à la baisse, la rigidité à la baisse des salaires nominaux en étant l'exemple le plus cité. Selon Kovenock et Widdows (1997), deux explications majeures ont été avancées pour expliquer la rigidité des prix : les coûts de menu et le pouvoir de marché. Comme ces deux explications ont été reprises dans le cadre de la discussion sur les transmissions asymétriques de prix, elles sont développées ici conjointement.

**Pouvoir de marché de l'entreprise** Le pouvoir de marché des entreprises est un des facteurs les plus souvent cités pour expliquer l'asymétrie positive des prix du fait de la prépondérance de fortes concentrations dans les secteurs de la distribution d'entreprises et peut-être également du fait de la quasi trivialité de l'argument. Le raisonnement est

effectivement assez simple : grâce à sa capacité de déterminer les prix, l'entreprise peut retarder la transmission de baisses de prix des intrants, et par contre de répercuter immédiatement toute hausse des extrants pour augmenter son profit, ce qui cause ainsi une asymétrie positive vers l'aval.

De l'asymétrie positive peut être également rencontrée dans un oligopole, comme l'avancent Damania et Yang (1998)<sup>15</sup>. Dans le cas d'une entente sur les prix, la peur de sanctions, voire de rupture de l'accord, suite au non-respect de l'entente sur un prix minimum en baissant en premier les prix peut conduire les entreprises à renoncer à baisser les prix. Les augmentations du prix, par contre, ne vont pas à l'encontre de l'accord, voire sont même encouragées, ce qui amène à une asymétrie positive, les hausses étant mieux répercutées.

Cependant, dans le cas d'un marché relativement concentré avec des entreprises qui disposent de pouvoir de marché, il est possible d'obtenir de l'asymétrie négative, du moment que les entreprises sont en concurrence (Ward 1982). En effet, il y a une forte incitation dans un marché concurrentiel à être le premier à diminuer ses prix et le dernier à les augmenter. L'entreprise aura donc tendance à répercuter mieux et plus vite les baisses que les hausses, ce qui amène à de l'asymétrie négative. Ce résultat opposé provient du fait qu'une forte concentration du marché ne conduit pas forcément à une baisse de la concurrence, mais peut parfois, lors de rachats d'entreprises, même l'augmenter.

La non-détermination du type d'asymétrie impliqué par la concentration n'est pas propre à la discussion sur la transmission des prix mais concerne également la rigidité des prix. Carlton (1986<sup>15</sup>) a trouvé une forte corrélation entre la concentration du marché et la période de rigidité. Dixon (1983<sup>15</sup>) a également trouvé un lien entre la durée de l'ajustement et la concentration, alors que Domberger (1980<sup>15</sup>) a remarqué le contraire. À partir du constat que peu d'études microéconomiques expliquent une asymétrie dans la rigidité<sup>16</sup>, Kovenock et Widdows (1998<sup>15</sup>) utilisent un modèle de duopole avec un prix en dessous du prix de collusion et une entreprise en position de leader, dans lequel l'ajustement des prix ne se fait qu'en période de hausse de la demande, les chocs à la baisse de la demande étant répercutés beaucoup plus lentement.

La conclusion quant à l'impact du pouvoir de marché sur la transmission des prix est donc plutôt ambiguë, le cas d'asymétrie positive comme négative étant possible. Il est certes clair que le manque de concurrence risque de mener à une asymétrie positive et une forte concurrence négative, mais le lien entre concentration et concurrence n'est pas établi clairement.

La relation entre concentration et asymétrie n'est de plus pas univoque, car Gardner (1975) a montré un modèle de concurrence avec de l'asymétrie. Son modèle comporte trois biens, le produit agricole et le produit industriel qui entrent tous deux dans la fabrication

---

<sup>15</sup> Cités in Meyer et Von Cramon Taubadel (2004)

<sup>16</sup> Avis également exprimé par Neumark et Sharpe (1992)



du produit alimentaire<sup>17</sup>. L'élasticité du prix du produit alimentaire par rapport au prix du produit agricole est plus forte en cas de variation de la demande que de l'offre. En d'autres termes, une variation du prix agricole due à un changement de l'offre sera moins bien transmise qu'en cas de changement de la demande. Il suffit alors de changements positifs de la demande et négatifs de l'offre pour avoir une transmission asymétrique positive dans un cadre de concurrence parfaite. De plus, Gardner montre que la part du producteur dans le produit final fluctue toujours selon que les variations proviennent de changements de la demande, de l'offre du produit agricole ou de l'offre du produit industriel. Azzam (1999) a également montré un cas d'asymétrie dans des marchés compétitifs, où l'asymétrie dépend de la forme de la courbe de demande.

**Coûts d'ajustement** Peltzman (2000) avance l'idée qu'une diminution des moyens de production peut être plus aisée qu'une hausse, hausse qui occasionnerait des coûts pour la recherche de nouveaux fournisseurs ou employés. L'asymétrie négative issue du raisonnement peut devenir positive si un coût est lié à la baisse des moyens de production (coûts de rupture des contrats, perte de l'avantage dû aux achats en gros).

**Coûts de menu** Les coûts de menu concernent les charges supportées par l'entreprise pour modifier ses prix. Il peut s'agir d'étiquettes à changer, de catalogues à rééditer ou de listes de prix à modifier. En présence de tels coûts, des petites variations de prix ne seront pas répercutées, mais les variations à la hausse seront plus vite répercutées que celles à la baisse, avec comme conséquence une asymétrie positive. Une formalisation théorique est disponible chez Azzam (1999).

L'explication par les coûts de menu a gagné en popularité depuis les études de Lévy (1997) et Dutta (1999) qui ont cherché à les mesurer. Ces auteurs ont calculé les charges liées à différentes étapes de changement de prix : l'impression de nouvelles étiquettes, la réception des ces étiquettes et leur préparation, le changement des étiquettes en soi, la vérification et les rabais accordés au consommateur en cas d'erreur. Les coûts d'un changement de prix sont estimés entre 0.33\$ et 0.39\$ dans chaque magasin, ce qui est plutôt peu mais, calculés sur tous les produits pour une année, ces coûts sont égaux à un cinquième de la marge nette de chaque magasin. En plus du coût pour remplacer les étiquettes s'ajoute un simple délai pour cette opération (Gonzales 2003). Si cette explication a rencontré tant de succès, cela est également dû au fait que des techniques économétriques permettent d'incorporer ces coûts, comme on le verra plus tard,

**Nature du bien** Pour Ward (1982), le fait que des produits agricoles soient périssables peut amener à une transmission asymétrique négative. Dû à la rapide déperdition, les

---

<sup>17</sup>Le modèle est basé sur l'idée de substituable du facteur agricole par le facteur industriel, ce qui va dans le sens contraire du raisonnement établi plus haut.

biens ne peuvent être gardés longtemps et dès lors toute hausse du prix risque de laisser des invendus qui se détériorent trop vite et doivent être éliminés.

**Anticipations du prix** Les anticipations des responsables chargés de fixer les prix de l'entreprise jouent également un rôle. La transmission dépend de si ceux-ci anticipent que la variation est permanente ou non. Dans le cas des politiques agricoles de soutien de l'offre, il peut être logique d'anticiper une intervention publique pour remonter le niveau des prix et donc de ne pas transmettre, ou seulement avec un décalage, la diminution du prix, d'où une asymétrie positive (Kinnucan et Forker 1987). Peltzman (2000) relate deux enquêtes basées sur des questionnaires adressés aux gestionnaires. À la question s'ils transmettaient symétriquement les prix, les responsables interrogés ont répondu que les hausses de prix étaient moins vite répercutée et ce de peur de perdre de concurrents. Dans une autre enquête, les résultats indiquent plutôt une asymétrie positive, ce qui montre que aussi bien théoriquement que pratiquement les deux directions sont envisageables.

**Présence de stocks** Finalement, la présence de stocks des produits agricoles tant au niveau de la ferme que des entreprises de transformation peut entraîner des décalages dans la transmission des prix, voire de l'asymétrie. Balke et al. (1998, cité in von Cramon-Taubadel 1998) ont avancé l'idée que la gestion des stocks selon des règles FIFO pouvait entraîner de l'asymétrie.

## 3.2 Aspects économétriques

La modélisation de séries temporelles requiert une attention particulière, du fait qu'en la présence d'autocorrélation<sup>18</sup>, l'estimateur des moindres carrés ordinaires n'est plus convergent et la distribution des tests d'hypothèses différente. On doit à Granger et Newbold (1973) d'avoir montré que des séries générées aléatoirement et indépendamment l'une de l'autre apparaissent pourtant significativement liées (notamment avec un coefficient de corrélation  $R^2$  proche de 1 et une statistique de Student trop souvent rejetée) si elles sont fortement autocorrélées, phénomène connu depuis sous le nom de régression fallacieuse. La validité de l'estimateur classique peut cependant être préservée si la structure d'autocorrélation des variables considérées n'est pas trop forte et a tendance à s'effacer avec le temps, auquel cas elle est dite stationnaire. Une variable est stationnaire si son comportement à travers le temps n'évolue pas, qu'elle ne connaisse donc pas de tendance à la hausse ou à la baisse significative et prolongée. La notion de stationnarité forte étant restrictive et peu utilisée en pratique (le lecteur peut se référer à Hamilton 1994), seule la définition de stationnarité faible est exposée ici et utilisée tout au long de ce travail.

---

<sup>18</sup>L'autocorrélation décrit la relation qu'à une variable non pas par rapport à une autre variable mais par rapport à ses propres retards

### 3.2.1 Notion de stationnarité

#### Définition stationnarité faible

Une variable  $x_t$  est stationnaire si

- |    |                     |                                       |                        |
|----|---------------------|---------------------------------------|------------------------|
| 1) | $E[x_t]$            | $= \mu < \infty$                      | Esperance fixe         |
| 2) | $Var[x_t]$          | $= \gamma_0 < \infty$                 | Variance fixe          |
| 3) | $cov(x_t, x_{t-j})$ | $= \gamma_j \quad j = 1, 2, 3, \dots$ | Ne depend pas du temps |

La notion statistique de stationnarité peut trouver une application intéressante dans l'étude des prix agricoles. Il a souvent été fait mention dans ce travail de hausses ou de baisse de prix sur une période donnée, alors qu'en fait les prix sont sujets à de perpétuelles variations, alternant périodes de hausses et périodes de baisses. Conclure à partir de la différence entre les seules dates extrêmes d'une période, ou à partir d'une simple observation visuelle, à une hausse ou une baisse globale est alors trop réducteur. C'est ici que la notion de stationnarité s'avère utile, car elle peut être interprétée comme un indicateur de la significativité d'une hausse ou d'une baisse d'une variable. En se basant sur la propriété d'espérance fixe d'une série temporelle stationnaire, il me paraît possible d'avancer que si une série de prix est stationnaire, alors on peut considérer qu'elle n'a pas eu de hausse ou de baisse significative et prolongée. Il me paraît également possible, quoique dans une moindre mesure<sup>19</sup>, d'interpréter la non-stationnarité comme la présence d'une hausse ou baisse prolongée.

Même si une variable est non-stationnaire, ce qui est à vérifier avec des test dits de racine unitaire, il peut être possible de la rendre stationnaire en la différenciant, c'est-à-dire en considérant la variable  $\Delta X_t = x_t - x_{t-1}$ . Une fois les variables stationnaires, il est possible d'utiliser l'estimateur classique des moindres carrés, en ajoutant toutefois les retards des variables pour prendre en compte l'autocorrélation présente. En prenant le cas d'une régression avec les prix à la consommation  $p^{out}$  et les prix à la production  $p^{in}$  comme variables, on obtient alors le modèle autorégressif à retards distribués (ARDL) :

$$\Delta p_t^{out} = \beta_1 + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta p_{t-i}^{in} + \sum_{i=1}^q \delta_i \Delta p_{t-i}^{out} + \epsilon_t \quad (1)$$

Pour étudier également l'effet des prix à la consommation sur les prix à la production, il est possible d'étudier le système en entier, en rajoutant une équation pour la seconde variable et en conservant les mêmes retards, ce qui devient un modèle dit de vecteur autorégressif (VAR).

$$\begin{pmatrix} \Delta p_t^{in} \\ \Delta p_t^{out} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_1^{in} \\ \beta_1^{out} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11,1} & \gamma_{12,1} \\ \gamma_{21,1} & \gamma_{22,1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-1}^{in} \\ \Delta p_{t-1}^{out} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} \gamma_{11,p} & \gamma_{12,p} \\ \gamma_{21,p} & \gamma_{22,p} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-p}^{in} \\ \Delta p_{t-p}^{out} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_t^{in} \\ \epsilon_t^{out} \end{pmatrix} \quad (2)$$

---

<sup>19</sup>La non-stationnarité n'implique pas forcément une espérance variable

L'estimation du système peut toujours être faite avec un estimateur des moindres carrés, qui donne les mêmes résultats que si l'estimation est faite équation par équation. Comme dans le cas d'une seule équation, l'estimateur des moindres carrés est également l'estimateur du maximum de vraisemblance (Hamilton 1994). L'ajout des retards des variables pose des problèmes quant au choix du nombre de retards à inclure ainsi qu'à l'interprétation des paramètres obtenus. Il est à noter que le nombre de retards est le même pour toutes les variables, et qu'il n'est dès lors pas possible d'inclure des retards différents pour chaque variable, quand bien même les résultats de l'estimation équation par équation montrent des différences. Il est cependant possible de prendre en compte des retards différents des variables par le biais de restrictions linéaires sur la matrice des paramètres, ce qui nécessite alors l'emploi d'un estimateur des moindres carrés généralisés (Lütkepohl 2007, p 196). Une fois accepté le fait que le nombre de retards sera identique, se pose cependant la question du choix de leur nombre. La démarche adoptée dans ce travail est de se baser sur un critère d'information comme le critère d'Akaike (AIC) ou celui de Schwarz (BIC), qui peuvent conduire à des choix différents, le BIC étant en général plus restrictif. Le nombre de retards peut être en soi une information intéressante, dans le sens qu'il renseigne sur la durée des effets d'une variable sur une autre ou, plus largement, sur le temps du processus de transformation et distribution du produit. Le second problème soulevé par la présence de retards des variables tient à leur interprétation. Si l'on s'attend à priori à ce que le signe de chaque variable soit globalement positif, rien n'empêche que certains retards montrent des signes négatifs, et rien non plus n'indique à priori le signe des retards d'une variable régressée sur elle-même. Peut-être une connaissance approfondie des dynamiques et mécanismes d'un marché agricole en particulier permet-elle de comprendre et mieux interpréter les coefficients, ce qui n'est malheureusement pas possible dans le cadre de ce travail, où de nombreux marchés sont étudiés en même temps.

### 3.2.2 Analyse de causalité

Le modèle VAR permet également d'étudier les dynamiques temporelles entre les prix à la production et à la consommation, par une analyse dite de causalité au sens de Granger. Granger (1969) définit la causalité d'une variable  $y$  par une variable  $x$  par le fait que l'inclusion des retards de la variable  $x$  augmente la capacité de prédiction (en termes plus précis, diminue l'erreur de prédiction) de la variable  $y$ . La notion de causalité au sens de Granger est alors surtout une question de temporalité, l'idée étant qu'une cause doit précéder son effet. Maddala et Kim (1998) proposent à juste titre de remplacer le terme Analyse de causalité par celui de précédence, plus justifié parce que la notion de causalité au sens de Granger ne correspond pas forcément à l'idée répandue de causalité. Les prévisions météorologiques, bien qu'elles (espérons-le) précèdent - et donc causent au sens de Granger - le temps, n'ont aucune influence sur le temps et ne le causent nullement. Si l'exemple de Maddala peut paraître trivial, il a le mérite cependant d'illustrer

le problème d'omission de variables importantes. Dans le contexte qui nous occupe, et en l'absence de toute théorie de la formation des prix sur les marchés agricoles et alimentaires et sur leurs interrelations, cette remarque devra être prise en considération, raison pour laquelle j'utiliserai plutôt le terme de précédence. Il est important de rajouter que dans un système bivarié, il est tout à fait possible que les deux variables se précèdent l'une l'autre, cas que Granger qualifie de feedback.

### 3.2.3 Cointégration

Dans le cas de variables non-stationnaires, le modèle VAR peut être complexifié dans le cas où il existe une combinaison linéaire de ces variables qui soit stationnaire, situation dans laquelle les variables seront dites cointégrées (Engle et Granger 1987).

#### Définition Cointégration

Deux variables sont dites cointégrées si

- 1) Les deux variables sont non-stationnaires du même ordre <sup>20</sup>
- 2) Il existe une relation linéaire  $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2)$  telle que  $z = \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2$  est stationnaire

Le vecteur  $(\alpha_1, \alpha_2)$  est appelé vecteur cointégrant. Défini à une constante près, il peut être normalisé pour obtenir  $\alpha = (1, -\beta)$  de manière à obtenir  $y_t = \beta x_t + z_t$  où  $z_t$  est stationnaire. L'approche retenue ici pour estimer le vecteur cointégrant et tester si ledit vecteur rend effectivement les variables stationnaires est celle de Engle et Granger (1989), qui estiment le vecteur par OLS (dont l'estimateur est même super-convergent<sup>21</sup>) puis appliquent des tests de racine unitaire sur les résidus pour déterminer s'ils sont stationnaires.

L'intérêt de la notion de cointégration est qu'elle peut être interprétée comme la présence d'une relation d'équilibre de long terme entre les variables, dans le sens où leur relation commune reste stable (linéaire). Appliqué au domaine de l'analyse de la transmission des prix, le fait que les prix soient cointégrés implique qu'ils ne s'éloignent pas durablement l'un de l'autre. On pourrait donc en tirer la conclusion que la marge est constante et ainsi faire un premier lien avec la discussion sur l'écart des prix.

Cette approche soulève cependant un problème, celui du nombre de relations cointégrantes. Avec  $k$  variables, il en existe au plus  $k-1$ . Ceci implique que dans le cas de deux variables, s'il existe une relation linéaire cointégrante, toute autre relation linéaire sera non stationnaire. On en arrive au fait que si le test de cointégration estime un vecteur cointégrant normalisé  $(1, -a)$ , le vecteur  $(1, -1)$ , qui représente la marge, est lui non stationnaire. Formellement, il n'est donc pas possible d'établir un lien entre variables de prix cointégrées et écart des prix. Ou alors, si ce lien existe, il est inverse, la présence d'un vecteur cointégré autre que le vecteur  $(1, -1)$  impliquant l'écart des prix.

---

<sup>20</sup>L'ordre d'intégration d'une variable correspond au nombre fois qu'il faut la différencier pour qu'elle soit stationnaire. La plupart des variables sont d'ordre 1

<sup>21</sup>Au lieu de converger au taux de  $\sqrt{T}$  comme dans le cas classique, il converge au taux de  $T$

Cette objection n'est pertinente cependant que si les vecteurs sont statistiquement significativement différents. Il est possible de faire des tests d'inférence sur les paramètres estimés, en testant si le vecteur cointégrant est différent de (1,-1), comme le fait von Cramon-Taubadel (1997). Une autre solution est de considérer l'éventuelle relation de cointégration comme connue, en l'occurrence (1,-1), comme cela est fait dans la littérature sur la parité de pouvoir d'achat (Lo et Zivot 2001). Si la cointégration n'implique pas forcément la stationnarité de la marge, l'inverse est par contre vrai : la marge entre des variables non cointégrées sera forcément non stationnaire, c'est-à-dire que l'écart des prix aura changé. De cette manière-là, un lien peut être fait avec la discussion sur l'écart des prix, qui permet déjà de tester si l'augmentation de l'écart est avérée ou non.

### 3.2.4 Modèle à correction d'erreur

Dans le cas où des variables sont cointégrées, Granger et Engle (1987) ont montré qu'elles peuvent être représentées sous la forme d'un modèle à correction d'erreur (VECM), soit un VAR qui intègre en plus la relation cointégrante, dénotée par ECT.

$$\begin{pmatrix} \Delta p_t^{in} \\ \Delta p_t^{out} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta^{in} \\ \beta^{out} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha^{in} \\ \alpha^{out} \end{pmatrix} ECT_{t-1} + \begin{pmatrix} \gamma_{11}^{t-1} & \gamma_{12}^{t-1} \\ \gamma_{21}^{t-1} & \gamma_{22}^{t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-1}^{in} \\ \Delta p_{t-1}^{out} \end{pmatrix} \\ + \dots + \begin{pmatrix} \gamma_{11}^{t-p} & \gamma_{12}^{t-p} \\ \gamma_{21}^{t-p} & \gamma_{22}^{t-p} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-p}^{in} \\ \Delta p_{t-p}^{out} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_t^{in} \\ \epsilon_t^{out} \end{pmatrix} \quad (3)$$

Le variable ECT, appelée terme de correction d'erreur, représente les écarts passagers par rapport à la relation d'équilibre de long-terme (la relation cointégrante  $z$ ). Si la relation d'équilibre était  $p_t^{out} = \beta p_t^{in} + \epsilon_t$  avec  $\epsilon_t$  stationnaire, ECT vaut  $p_t^{out} - \beta p_t^{in}$ . Les paramètres  $\alpha_i$  expriment ainsi la vitesse de réajustement de chaque variable suite à un déséquilibre de la relation de long terme. Pour qu'il y ait correction à l'équilibre, on s'attend à ce que ce paramètre soit négatif pour  $p^{out}$  et positif pour  $p^{in}$ , car :

- Un ECT positif correspond à une augmentation de la marge : soit  $p^{out}$  a augmenté, soit  $p^{in}$  a diminué. Pour retourner à l'équilibre, il faudra alors que  $p^{out}$  diminue (signe négatif de  $\alpha_1$ ) ou/et que  $p^{in}$  augmente (signe positif de  $\alpha_2$ )
- Si ECT est négatif, la marge a diminué. Le signe négatif de  $\alpha_1$  conduira à augmenter  $p^{out}$  et celui positif de  $\alpha_2$  à diminuer  $p^{in}$ .

### 3.2.5 Phénomènes d'asymétrie

Les modèles exposés ici ne permettent pas de détecter des phénomènes d'asymétrie dans la transmission tel que discutés dans le chapitre précédent. Un des modèles les plus simples consiste à séparer les phases d'augmentation et de diminution de l'ECT pour déterminer un premier type d'asymétrie, tel que propose Von Cramon-Taubadel (1998) à la suite de Granger et Lee (1989), en n'examinant cependant que la relation  $p^{in} \rightarrow p^{out}$

$$\Delta p_t^{out} = \beta + \alpha^+ ECT_{t-1}^+ + \alpha^- ECT_{t-1}^- + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta p_{t-i}^{in} + \sum_{i=1}^q \delta_i \Delta p_{t-i}^{out} + \epsilon_t \quad (4)$$

Les termes de correction d'erreur sont segmentés avec la variable dichotomique  $I$  :

$$I = \begin{cases} 1 & \text{si } ECT_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{si } ECT_{t-1} < 0 \end{cases}$$

$$ECT^+ = ECT I \text{ et } ECT^- = ECT(1 - I)$$

Il devient alors possible de tester l'asymétrie des coefficients d'ajustement à l'équilibre par :  $\alpha^+ = \alpha^-$  Il est de plus possible de segmenter non seulement l'ECT, mais également tous les retards de la variable explicative, ce qui donne :

$$\Delta p_t^{out} = \beta + \alpha^+ ECT_{t-1}^+ + \alpha^- ECT_{t-1}^- + \sum_{i=0}^p \gamma_i^+ \Delta p_{t-i}^{in+} + \sum_{i=0}^l \gamma_i^- \Delta p_{t-i}^{in-} + \sum_{i=1}^q \delta_i \Delta p_{t-i}^{out} + \epsilon_t \quad (5)$$

Frei et Manera (2005) inventorient un grand nombre de types d'asymétrie testables dans cette dernière formulation :

$\beta_2^+ = \beta_2^-$	Asymétrie de long terme
$\gamma_1^+ = \gamma_1^-$	Asymétrie de court terme simultanée
$\gamma_i^+ = \gamma_i^-$	Asymétrie de court terme antérieure
$\sum_{i=0}^p \gamma_i^+ = \sum_{i=0}^l \gamma_i^-$	Asymétrie de court terme cumulée
$p = l$	Asymétrie temporelle

Les quatre premiers tests se réfèrent à l'asymétrie dans l'ampleur, tandis que le cinquième se réfère à l'asymétrie temporelle, soit au nombre de périodes où l'effet d'une variation se fait encore sentir (donc n'est pas complètement résorbé). Quant à la distinction entre asymétrie temporaire et persistante, il est important de noter que la cointégration implique la constance de la relation entre les variables et donc une asymétrie temporaire seulement.

### 3.2.6 Modèles de cointégration à seuil

Dans la formulation précédente, il y a l'idée implicite que les ajustements à l'équilibre se font de manière continue et instantanée, même pour des variations très petites. Il est pourtant peu probable que les prix à la consommation soient ajustés à chaque changement du prix à la production, mais plutôt qu'il faille que cette variation ait une certaine ampleur pour être répercutée. En s'appuyant sur cette constatation, Balke et Fomby (1997) ont proposé d'introduire des effets de seuil dans la relation de cointégration. C'est-à-dire que, au lieu d'examiner si la relation de long terme  $z_t$  (issue de  $y_t = \beta x_t + z_t$ ) est stationnaire, on cherchera à déterminer si elle ne suit pas un processus autorégressif à seuil (TAR) :

$$z_t = \begin{cases} \mu^+ + \rho^+ z_{t-1} & \text{si } z_{t-1} \geq \theta_1 \\ \mu^* + \rho^* z_{t-1} & \text{si } \theta_1 \leq z_{t-1} \leq \theta_2 \\ \mu^- + \rho^- z_{t-1} & \text{si } \theta_2 \leq z_{t-1} \end{cases}$$

Selon cette formulation, la relation de long terme  $z_t$  suit un comportement différent selon qu'elle soit en deçà du seuil  $\theta_1$ , entre les deux seuils ou au-dessus du seuil  $\theta_2$ . La zone entre les deux seuils peut être interprétée comme la zone où les écarts par rapport à l'équilibre de long-terme sont faibles et peu, voire pas du tout, "corrigés". Passé ces seuils, on s'attend à ce que les forces de rappel entrent en jeu et s'ajustent de sorte à revenir vers la relation de long terme. Il se peut donc que la variable soit globalement stationnaire (et ait donc la propriété de retour à la moyenne), mais non-stationnaire dans la bande intérieure ( $\rho^{inter} = 1$ ). Cette idée correspond très bien à la prise en compte de coûts de transaction qui ont comme effet que l'ajustement ne se fait qu'une fois que les variations des prix sont plus importantes que les coûts. Appliqué au monde agricole, le modèle correspond également à la description d'un modèle d'intervention sur les prix où ces interventions toutefois ne sont déclenchées qu'une fois un seuil dépassé (Meyer 2002). Les types d'asymétrie dans ce modèle sont de deux sortes :

- $\theta_1 = \theta_2$  Asymétrie des seuils à partir desquels une réaction de correction a lieu
- $\rho^+ = \rho^-$  Asymétrie dans la force de la réaction

L'inférence sur les paramètres de seuil est compliquée, car leur distribution n'est pas, comme pour les paramètres d'une régression linéaire, asymptotiquement normale, et en plus diffère selon la présence ou non d'autres paramètres. Quant aux paramètres  $\rho$ , leur distribution est classique tant qu'ils sont inférieurs à 1 en valeur absolue.

La formulation de Balke et Fomby (1998) se concentre uniquement sur la relation de long-terme sans chercher à le relier à un modèle à correction d'erreur et peut être de ce fait considéré comme un modèle univarié. De même que dans le cas d'asymétrie simple décrit plus haut, l'extension multivariée a été faite en englobant seulement l'ECT (Seo 2006) ou toutes les variables (Lo et Zivot 2002). En notant  $\vec{p}_t = (p_t^{out}, p_t^{in})'$  le vecteur des prix :

$$\Delta \vec{p}_t = \begin{cases} B^+ + A^+ ECT_{t-1} + \Gamma_1^+ \Delta \vec{p}_{t-1} + \dots + \Gamma_p^+ \Delta \vec{p}_{t-p} + Et^+ & \text{si } z_{t-1} \geq \theta_1 \\ B^* + A^* ECT_{t-1} + \Gamma_1^* \Delta \vec{p}_{t-1} + \dots + \Gamma_p^* \Delta \vec{p}_{t-p} + \epsilon_t^* & \text{si } \theta_1 \leq z_{t-1} \leq \theta_2 \\ B^- + A^{out} ECT_{t-1} + \Gamma_1^- \Delta \vec{p}_{t-1} + \dots + \Gamma_p^- \Delta \vec{p}_{t-p} + \epsilon_t^- & \text{si } \theta_2 \leq z_{t-1} \end{cases}$$

Un modèle plus simple est donné par :

$$\Delta \vec{p}_t = B + A^+ ECT_{t-1}^1 + A^- ECT_{t-1}^- + \Gamma_1 \Delta \vec{p}_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta \vec{p}_{t-p} + \epsilon_t$$

Il est à remarquer que si, comme dans l'exemple montré plus haut, les résidus sont supposés être spécifiques à chaque régime, l'estimation est faite régime par régime, tandis qu'au cas où l'on suppose ces résidus communs, l'estimation est faite en incluant chaque régime par une variable dichotomique.



Pour l'estimation des paramètres, les moindres carrés conditionnels (CLS) sont utilisés. L'approche est dite conditionnelle car, pour un seuil et une relation cointégrante donnée, le modèle est linéaire et l'estimation faite par les moindres carrés. On cherchera alors le vecteur  $(\beta, \theta_1, \theta_2)$  (dans le cas d'un modèle bivarié avec deux seuils) qui minimise le critère classique de la somme des résidus au carré. Comme la fonction objectif est hautement irrégulière, la seule méthode d'optimisation possible consiste en une recherche exhaustive sur une grille de valeur possibles. Pour le paramètre  $\beta$ , les valeurs potentielles sont construites autour de la valeur de  $\beta$  obtenue par l'estimation linéaire, de la même manière que Hansen et Seo (2002). Pour les paramètres  $\theta_i$ , la recherche est restreinte aux valeurs observées, en excluant toutefois les  $0.1T$  et  $(1 - 0.1)T$  valeurs, pour obtenir un nombre minimal d'observations dans chaque régime. Si l'optimisation pour les trois paramètres est menée simultanément, la recherche implique le calcul d'environ  $200 * 180 * 90 = 3$  millions (grille pour  $\beta, \theta_1$  et  $\theta_2$ ) de possibilités, ce qui représente un temps de calcul énorme. Heureusement, Hansen (1999) propose une solution bien plus avantageuse qui consiste à conditionner la recherche de  $\theta_2$  à la valeur obtenue par une recherche bidimensionnelle de  $\theta_1$  et  $\beta$  et éventuellement de réitérer la recherche conditionnellement à la nouvelle valeur  $\theta_2$  pour déterminer  $\theta_1$ , ce qui implique seulement  $200 * 180 + 2 * 90 = 36200$  opérations. Même si l'estimation par les CLS reste lourde et fastidieuse, elle a l'avantage d'obtenir des estimateurs convergents au taux de  $T$  pour les paramètres de seuils et même de  $\sqrt{T^3}$  pour le paramètre de cointégration (Seo 2007).

Les tests d'hypothèses sur la présence d'effets de seuil sont rendus compliqués par la présence de paramètres non-identifiés dans l'hypothèse nulle. En effet, si l'on souhaite tester l'hypothèse nulle de modèle linéaire avec comme alternative un modèle avec un seuil, le paramètre de seuil n'est pas présent dans l'hypothèse nulle, ce qui a pour effet de modifier la distribution du test. La solution utilisée en général (Hansen 1999, Seo 2006) est d'appliquer la statistique de test sur l'ensemble des valeurs du paramètre non identifié, ainsi que de calculer la distribution par des méthodes de rééchantillonnage.

Il a été fait mention pour l'instant seulement d'effets de seuil pour les systèmes cointégrés. Cependant, si les variables sont stationnaires (ou non stationnaires et non cointégrées), il est également possible d'introduire ces effets pour un système VAR classique

$$\Delta \vec{p}_t = \begin{cases} B^+ + \Gamma_1^+ \Delta \vec{p}_{t-1} + \dots + \Gamma_p^+ \Delta \vec{p}_{t-p} + Et^+ & \text{si } z_{t-1} \geq \theta_1 \\ B^* + \Gamma_1^* \Delta \vec{p}_{t-1} + \dots + \Gamma_p^* \Delta \vec{p}_{t-p} + \epsilon_t^* & \text{si } \theta_1 \leq z_{t-1} \leq \theta_2 \\ B^- + \Gamma_1^- \Delta \vec{p}_{t-1} + \dots + \Gamma_p^- \Delta \vec{p}_{t-p} + \epsilon_t^- & \text{si } \theta_2 \leq z_{t-1} \end{cases}$$

Les mêmes remarques discutées pour les modèles TVECM quant à l'estimation par les CLS ainsi que pour les problèmes de paramètre non identifiés dans les procédures de test s'appliquent ici.

### 3.2.7 Saisonnalité

Les données utilisées sont empreintes de saisonnalité<sup>22</sup>, typique de l'agriculture qui dépend des saisons. Cette saisonnalité pose un problème théorique, problème malheureusement peu soulevé dans les différentes études. La saisonnalité peut impliquer de la non-stationnarité qui, à l'instar de la distinction entre stationnarité selon une tendance ou stationnarité en différence, peut provenir d'une saisonnalité déterministe ou stochastique (Maddala 1998). La différence fondamentale entre ces deux types de saisonnalité tient à leur modélisation : la saisonnalité déterministe peut être intégrée par des variables dichotomiques, tandis que la saisonnalité stochastique nécessite une différenciation selon la fréquence des données ainsi que des nouveaux concepts comme la cointégration saisonnière. Une solution particulièrement simple a été choisie ici : les données ont été "ajustées" de leur saisonnalité par l'application d'un filtre, en l'occurrence le filtre X11 Arima.

## 3.3 Revue des résultats empiriques de la littérature

Dans le domaine de l'agriculture, de nombreuses études sur les produits alimentaires ont été menées, dont on trouvera un compte-rendu dans Meyer et von Cramon-Taubadel (2004) ou Frey et Manera (2005). L'étude la plus importante est peut-être celle de Peltzman (2002) qui a porté sur plus de 200 produits. De l'asymétrie a été remarquée dans plus de deux-tiers des produits étudiés, ce qui fait dire à Peltzman qu'au contraire d'être un cas particulier, l'asymétrie est bien la règle générale de comportement des marchés. Le grand nombre de produits testés rend possible une comparaison entre le degré d'asymétrie trouvé sur chaque marché avec des variables censées refléter les coûts de menu ou le degré de concentration. Les résultats sont peu clairs et apportent peu d'information, l'impact des coûts de menu est statistiquement insignifiant, tandis que l'influence de la concentration est inverse selon l'indice choisi. Avec l'indice de Herfindahl-Hirschmann (HHI), qui reflète l'importance des parts de marché des entreprises, plus la concentration est forte et plus l'asymétrie est faible. Avec le nombre d'entreprises sur le marché, la relation est inverse : moins il y a d'entreprises et plus l'asymétrie est forte. Le nombre de fournisseurs par contre a un impact positif sur l'asymétrie : plus les fournisseurs sont nombreux et plus l'asymétrie augmente. Ceci pourrait être interprété comme un élément en faveur de l'hypothèse du pouvoir de marché à condition d'admettre une relation positive entre pouvoir d'achat potentiel des distributeurs et fragmentation du marché de la transformation.

Neumark et Sharpe (1992) ont également cherché à mesurer les effets de la concentration sur l'asymétrie, mais dans le domaine des taux d'intérêt. En se basant sur une étude en données de panel, ils remarquent que la variable associée au degré de concentration mesuré par l'indice HHI est fortement significative. En utilisant un modèle proche d'un VECM, ils remarquent une influence importante de la concentration sur le degré d'ajuste-

---

<sup>22</sup>de comportement différent selon les saisons

ment, et également une asymétrie positive, dans le sens où les ajustements qui mènent à une baisse de la marge sont plus rigides que ceux à la hausse. Dans leur conclusion, les auteurs font remarquer que les marchés des taux d'intérêts sont souvent présentés comme les plus proches du modèle de concurrence parfaite, de par l'homogénéité du produit, un accès facile et peu coûteux à l'information, et de faibles coûts d'ajustement. Ils s'interrogent alors sur l'asymétrie potentielle des autres marchés moins "walrassiens", si un des marchés les plus proches connaît déjà un tel lien entre concentration et asymétrie de la transmission.

En revenant aux produits agricoles, basés sur un modèle VECM avec un seuil prédéterminé de zéro, von Cramon Taubadel (1998), et Cutts et Kirsten (2006) constatent tant de l'asymétrie dans l'ajustement de long terme que de court terme. Si l'asymétrie est positive chez von Cramon Taubadel, Cutts et Kirsten relèvent également de l'asymétrie négative dans le cas du lait frais (et positive dans le cas du lait à longue conservation), ce qui va dans le sens de la théorie de Ward (1982, cité in von Cramon-Taubadel 2002). Gonzales et al (2003) ont dans la même idée comparé la transmission des prix des poissons de pêche et d'élevage, s'attendant à trouver plus d'asymétrie pour les poissons de pêche, du fait de la relative inélasticité de l'offre. Leurs résultats ne permettent pas d'appuyer cette hypothèse.

Dans une étude portant sur 17 produits légumineux, Ward (1982) observe des transmissions symétriques ou asymétriques négatives, qu'il attribue au caractère périssable des produits et à la concurrence qui règne sur les marchés.

Pour le marché suisse, la seule étude publiée à ce jour<sup>23</sup> est celle de Abdulai (2002). Celui-ci s'est intéressé au marché de la viande de porc sur la période 1988 et 1997. En partant d'une démarche proche de Balke et Fomby où il étudie si la relation de long terme suit un processus autorégressif avec un seuil, il constate que les écarts de l'équilibre de long terme sont ajustés plus rapidement pour des hausses que pour des baisses, et que les diminutions de la marge sont plus vite corrigées que les augmentations. Il constate en outre que les prix de détail réagissent significativement aux variations des prix à la production, tandis que l'inverse n'est pas vrai : les prix à la production ne subissent pas l'influence des prix à la consommation.

## 4 Analyse empirique

### 4.1 Démarche

Le choix sur le logiciel pour l'analyse statistique s'est porté sur le logiciel R, d'une part à cause de son statut de logiciel libre et d'autre part grâce à la disponibilité de nombreuses fonctions pour l'analyse des séries temporelles<sup>24</sup>. Cependant, comme pour la plupart des

---

<sup>23</sup>et à ma connaissance

<sup>24</sup>Les paquets *urca*, *vars* et *strucchange* ont été particulièrement utilisés

logiciels actuellement, il n'existe pas de librairies pour R contenant des fonctions pour la cointégration à seuil, ce qui a demandé un intense travail de programmation, travail fastidieux mais utile car il sera inclus dans le paquet `tsDyn`<sup>25</sup> sous licence libre dans la prochaine version 0.7. Même si les fonctions ont été attentivement implémentées, vérifiées et testées, il n'est cependant pas exclu qu'elles contiennent des erreurs et que l'analyse soit partiellement fautive. Le code écrit pour les diverses fonctions comptant plus de 3000 lignes, l'annexe B montre seulement les fichiers d'aide, qui donnent un bon aperçu des diverses fonctionnalités.

Les données utilisées ont été fournies par l'Office Fédéral de la Statistique (OFS), l'Office fédéral de l'agriculture (OFAG) et l'Union Suisse des Paysans (USP). La construction des séries de prix a été particulièrement délicate pour les prix à la consommation, du fait que l'OFS ne calcule pas des prix moyens mais des indices de prix moyens, ce qui ne pose pas de problème tant qu'un prix de base est connu, ce qui permet alors de convertir les indices de prix en séries de prix. Malheureusement, aucun prix, pas même celui utilisé pour la période de base, n'est diffusé, ce qui oblige à l'approximer avec d'autres données disponibles, qui sont également tirées de l'OFS.

Le choix des marchés étudiés a été fait selon le taux de production indigène. Le taux de production indigène représente la part de la production suisse dans la consommation totale, le reste correspondant aux importations. Ce critère est retenu pour éviter au maximum l'influence des variations extérieures dues aux importations. Le nombre de données disponibles a été également déterminant dans le choix des produits, ce qui a poussé à éliminer le marché du lait, des produits laitiers par extension et des légumes. Les produits étudiés sont finalement pour les fruits, les pommes et les poires, qui ont des taux de production de respectivement 91.1% et 63.9%, l'ensemble des fruits en tant que catégorie, et pour la viande, celle de porc et de veau (95.7% et 95.5% en 2005 selon USP (2007)). L'annexe A donne des précisions quant aux séries de prix utilisées pour les produits de produits, leur source, la période couverte et la part de la production indigène. Suivant les remarques émises plus haut, la saisonnalité a été traitée à priori par l'application de filtre de désaisonnalisation.

L'approche développée ici est la suivante : des tests de racine unitaire (avec donc la non stationnarité comme hypothèse nulle) sont utilisés pour déterminer la stationnarité des variables, principalement le test de Elliott, Rothenberg et Schmidt (1996) (ERS), et pour certaines séries les tests augmentés de Dickey-Fuller (1981) (ADF) et de Philips Perron (1998) (PP). De plus, pour prendre en compte des éventuels changements structurels, le test de Zivot et Andrews (ZA) (1992) est utilisé. Pour confirmer les résultats obtenus, le test de Kwiatkowski et al (1992) (KPSS), qui a comme hypothèse nulle la stationnarité, est également appliqué. Il est important de noter que cette procédure donne des résultats contradictoires, que ce soit selon les tests, selon les différentes versions d'un même test ou

---

<sup>25</sup>Disponible dans le répertoire usuel des paquets R <http://stat.ethz.ch/CRAN/>

même selon le nombre de retards de la variable pris en compte. Le choix du nombre de retards pris en compte a été basé sur le critère de la significativité des paramètres.

Dans le cas où les variables sont non-stationnaires, les tests de cointégration "directe" de Philips Ouliaris (1990) et Johansen (1988) sont menés. Si les tests indiquent que les variables sont cointégrées, le test de Hansen et Seo (2002), ( $H_0$  : cointégration linéaire et  $H_1$  : cointégration à seuil) est utilisé pour déterminer la présence d'effets de seuil dans la cointégration. Si par contre il ne semble pas y avoir de cointégration, un test avec comme hypothèse nulle l'absence de cointégration et comme alternative la cointégration à seuil est à mener. Le test de Seo (2006) plutôt que celui de Enders et Granger (1998) est utilisé, car Seo prend en compte la non-identification du paramètre de seuil sous l'hypothèse nulle et propose une méthode de rééchantillonnage pour déterminer les valeurs critiques au lieu d'utiliser les valeurs critiques de Enders et Granger obtenues par une simulation Monte-Carlo. La formulation du test est cependant différente. Tandis que Enders et Granger (1998) cherchent à déterminer si les résidus de la relation de long-terme suivent un processus non-stationnaire ou stationnaire à seuil, Seo (2006) regarde si, dans un VECM avec le terme d'erreur séparé selon deux seuils, les coefficients d'ajustement sont significativement différents de zéro.

Si tant la cointégration linéaire que la cointégration à seuil sont rejetées, le test de Hansen (1998) est utilisé, ainsi que son extension multivariée proposée par Lo et Zivot (2001), tests qui permettent de détecter la présence d'effets de seuils dans des modèles VAR en niveau ou en différence. La choix de la variable de seuil est effectué selon les critères AIC et BIC, généralement en prenant la marge comme variable indicatrice, en faisant l'analogie avec les modèles de cointégration à seuil.

Une fois le type de modèle déterminé grâce aux différents tests de cointégration, l'interprétation des paramètres, des tests de causalité et des tests sur le type d'asymétrie sont menés.

### Résumé des étapes de l'étude empirique

1. **Tests de stationnarité** sur  $p^{in}$ ,  $p^{out}$  et marge : Les hausses/baisses sont-elles significatives ?
2. **Tests de cointégration** : Existe-t-il une relation de long-terme ?
3. **Type de modèle** : Détermination du type de modèle : univarié/multivarié, VAR/VECM
4. **Tests d'asymétrie** : Y'a-t-il des effets d'asymétrie ? Dans quel sens ?
5. **Tests de causalité** :  $p^{in}$  cause-t-il  $p^{out}$  au sens de Granger, ou réciproquement ?

## 4.2 Fruits

Pour cette catégorie, l'ensemble des fruits ainsi que les pommes et les poires ont été pris en considération, du fait que ces deux derniers produits ont le plus fort taux de consommation indigène, de respectivement. Dans chaque cas, la marge semble avoir sensiblement augmenté sur la période.

### 4.2.1 Pommes

Les tests de stationnarité indiquent des résultats variés. Le marché des pommes présente un cas atypique où les prix à la production sont stationnaires, tandis que ceux à la consommation ne le sont pas. Partant, il est déjà possible d'affirmer que la marge pour les pommes est non stationnaire (ce qui est d'ailleurs confirmé avec les tests usuels) et donc d'affirmer que l'écart entre les prix pour les pommes a statistiquement augmenté, ce qui confirme l'impression donnée par la figure 4. Le fait que les séries de prix ne soient pas du même ordre d'intégration empêche l'utilisation d'un modèle VAR ou VECM. L'analyse faite est alors inspirée de Balke et Fomby (1997), à la différence que la recherche n'est pas faite sur la relation cointégrante mais sur la marge.

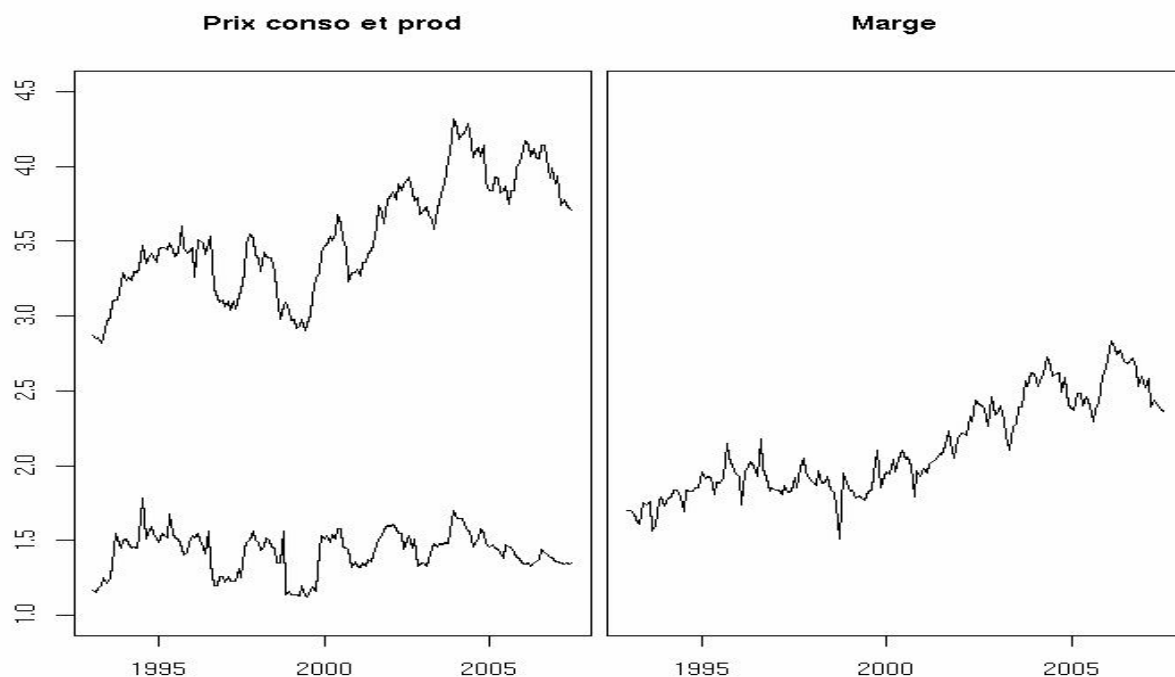


FIG. 4 – Pommes

Le test de Hansen (1999) rejette à 9% l'hypothèse de linéarité contre l'alternative d'un seul seuil mais ne rejette pas la même hypothèse nulle envers l'alternative de deux seuils. Le critère d'Akaike (AIC) montre une préférence pour le modèle à seuil, tandis que celui de Schwarz (BIC), connu pour être plus "conservateur", appuie avec une très faible différence le modèle à seuil.

Avec un seul retard, le modèle estimé est :

	Modèle linéaire	Modèle à seuil	
Intercept	0.5136970	1.4030	0.0522
$X_{t-1}$	0.7561902	0.1991	0.9752
n observations		88%	12%
seuil		1.7800	
AIC	-825.4547	-831.869	
BIC	-819.1251	-819.2098	
Ljung-Box	< 0.01%	< 0.01%	
Jarque-Bera	< 0.01%	0.48%	

Il est important de souligner que l'approche selon Balke et Fomby (1998) retenue ici n'est pas absolument rigoureuse<sup>26</sup>, dans le sens que le test utilisé n'est pas un test de racine unitaire et donc que l'hypothèse est faite ici que la non-stationnarité est effective également avec la présence d'effets de seuil. Il est dès lors très délicat de faire de l'inférence sur les paramètres, et les résultats doivent être interprétés avec prudence. La prudence s'impose d'autant plus que le test d'absence d'autocorrélation de Ljung-Box est fortement rejeté. Par contre, on peut remarquer que la non-normalité des résidus, présente dans le modèle linéaire, disparaît dans le modèle à seuil.

Les résultats sont intéressants, car ils montrent un régime principal (avec 88% d'observations), lorsque la marge est plus petite que 1.78, dans lequel les données semblent suivre une marche aléatoire (sans dérive), alors que dans le premier régime les données semblent suivre un processus autorégressif stationnaire, qui peut être considéré dans une certaine mesure comme un processus de "contrôle" pour éviter de trop diminuer la marge. On peut donc déceler de l'asymétrie dans ce comportement dans le sens que seulement la contraction de la marge est "contrôlée", et non pas son expansion.

### Pommes : résumé

---

<sup>26</sup>Pour une approche plus rigoureuse, voir Caner et Hansen (2001)

**1 Stationnarité**

- $p^{in}$  : stationnaire
- $p^{out}$  : non-stationnaire
- marge : non-stationnaire

**3 Modèle : Analyse univariée de la marge****4 Asymétrie : Force de rappel à l'équilibre seulement lors de contraction de la marge.**

#### 4.2.2 Poires

Les tests de racine unitaire indiquent que les prix à la production et à la consommation ainsi que la marge sont stationnaires, tandis que le test de KPSS indique que les prix à la consommation sont stationnaires en tendance, de même que la marge. Un regard sur la figure 5 corrobore ce résultat, dans le sens où les prix à la consommation et la marge semblent effectivement augmenter légèrement, contrairement aux prix à la production. En appliquant un modèle VAR en niveaux, le marché des poires montre un cas étonnant où aucune variable ne précède l'autre (ne causent l'autre au sens de Granger), tandis que chacune exerce une influence instantanée sur l'autre. Cela exclut donc l'utilisation d'un modèle VAR mais également une simple régression, du fait de l'endogénéité<sup>27</sup> présente. Il me semble opportun alors également de se concentrer uniquement sur la marge, en étudiant la présence d'asymétries possibles. Contrairement au marché des pommes, la démarche est cette fois plus justifiée, du fait de la stationnarité de la série. Le critère d'Akaike sélectionne un modèle avec trois retards, bien que le second retard ne soit pas significativement différent de zéro. Utiliser trois retards pose cependant un problème, car dans le modèle avec un ou deux seuils les observations dans le régime supérieur ne paraissent pas être stationnaires<sup>28</sup>, tandis que le modèle linéaire l'est. Si cette information en soit est très intéressante, car elle montre l'absence de correction au-dessus d'un certain seuil, elle rend cependant le test d'hypothèse pour sélectionner un modèle à un seuil ou deux seuil inapplicable<sup>29</sup>. Pour cette raison, un modèle avec un seul retard est choisi, modèle pour lequel aucun régime ne semble être non-stationnaire.

Le test de Hansen (1999) rejette l'hypothèse nulle de linéarité en faveur d'un modèle à un seuil à 1% et en faveur d'un modèle à deux seuils à 9%. Appliqué pour déterminer le nombre de seuils, le test ne rejette pas l'hypothèse nulle d'un modèle avec un seul seuil. Les critères d'Akaike et de Schwarz indiquent également le modèle avec un seuil.

---

<sup>27</sup>Les interactions de la variable expliquée à la variable explicative

<sup>28</sup>Une des racines du polynôme caractéristique des coefficients autorégressifs est située à l'intérieur du cercle unité complexe

<sup>29</sup>Le test de Hansen (1999) est fait sous l'hypothèse de stationnarité. Si les observations dans un régime ne sont pas stationnaires, le rééchantillonnage des données peut provoquer des séries explosives et totalement fausser la distribution



	Modèle linéaire	Modèle à seuil	
Intercept	0.5136970	0.2936192	3.9184925
$X_{t-1}$	0.7561902	0.8704564	-0.5977612
n observations		89%	11%
seuil		2.53	
AIC	-552.9788	-563.6912	
BIC	-546.6492	-551.032	
Ljung-Box	0.03%	0.19%	
Jarque-Bera	< 0.01%	< 0.01%	

On remarque que contrairement au cas du marché des pommes, si la normalité des résidus n'est dans les deux cas pas avérée, l'absence d'autocorrélation des résidus est cette fois-ci effective dans le modèle à seuil. Si le régime "normal", c'est-à-dire celui en dessous du seuil de 2.53 et qui compte près de 90% des observations, semble peu différent par rapport au modèle linéaire, celui en dessus du seuil a un comportement très différent. Dans le régime supérieur, la valeur de -0.6 du coefficient autorégressif montre une forte force de rappel, qui a pour effet de ramener très vite les hausses de la marge à un niveau inférieur

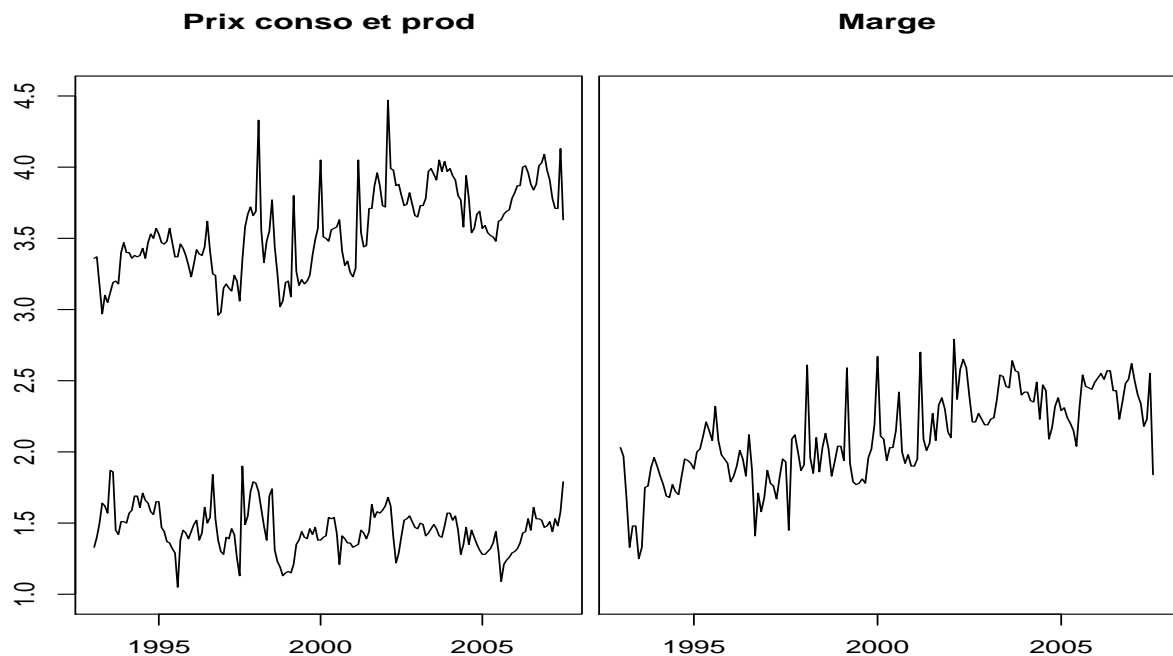


FIG. 5 – Poires

au seuil de 2.53. Le marché des poires est donc caractérisé par une forme d'asymétrie négative, asymétrie qui intervient cependant suite à de très fortes et brusques hausses.

#### Poires : résumé

##### 1 Stationnarité

- $p^{in}$  : stationnaire
- $p^{out}$  : stationnaire
- marge : stationnaire

##### 3 Modèle : Analyse univariée de la marge

##### 4 Asymétrie : Asymétrie négative

#### 4.2.3 Catégorie tous fruits

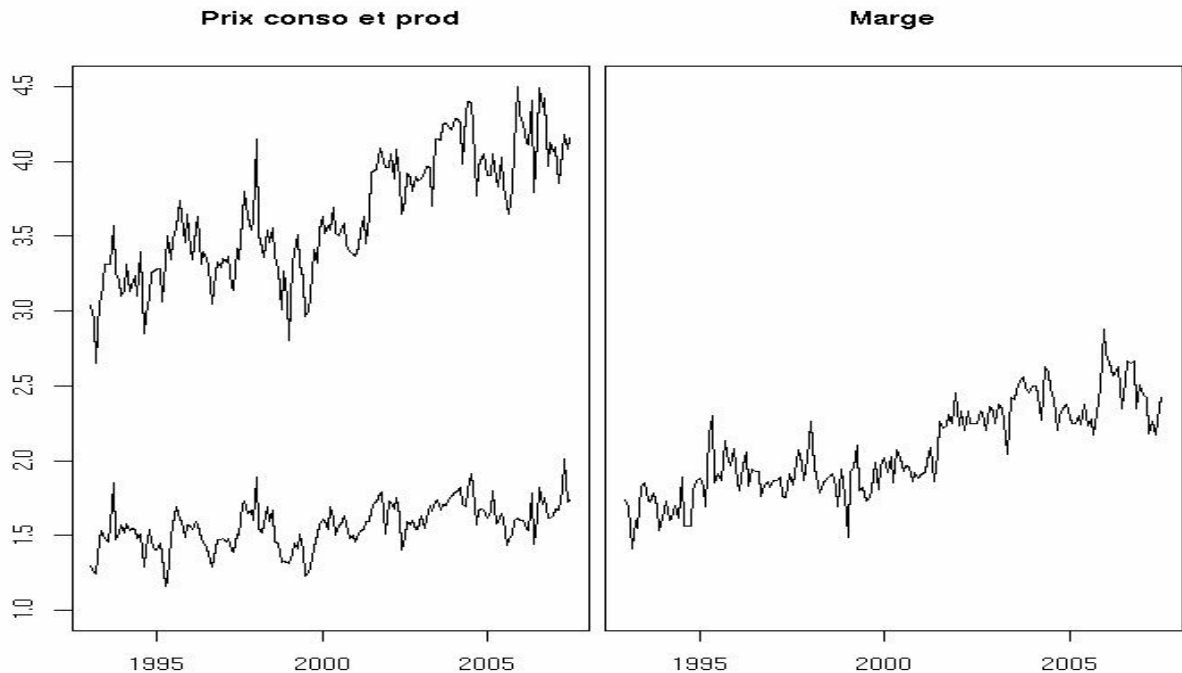


FIG. 6 – catégorie tous fruits réunis

La catégorie qui regroupe l'entier des fruits a aussi été examinée. Les tests de racine unitaire montrent que les deux séries ainsi que la marge sont stationnaires, alors que les tests de stationnarité indiquent une potentielle stationnarité en tendance des prix à la consommation et de la marge. Le choix du nombre de retards illustre parfaitement les

problèmes cités plus haut quant à l'inclusion de retards de variables. Les critères d'Akaike et de Schwarz donnent des résultats différents, le premier sélectionnant quatre retards et le deuxième un seul retard. Cet écart est dû au fait que les deuxième et troisième retards ne sont pas significativement différents de zéro. Pareille problématique pourrait être résolue si les résultats des tests étaient les mêmes dans les deux cas, ce qui n'est pas le cas. En prenant un seul retard, la causalité au sens de Granger de la production à la consommation n'est étrangement pas retenue, tandis qu'elle l'est dans le modèle avec quatre retards. La causalité de la consommation à la production est par contre observée dans les deux configurations. Le test de linéarité de Hansen (1999) indique nettement (à 0.01% et 0.04% pour l'alternative de respectivement 1 et 2 seuils) un effet de seuil dans le modèle avec un retard, mais rejette l'effet de seuil si quatre retards sont inclus. En se rappelant que le modèle avec quatre retards contient deux retards non significatifs, le choix est porté sur un modèle avec un seul retard, pour lequel le test de linéarité est rejeté. Le même test ne rejette pas l'hypothèse nulle de modèle avec un seul seuil. Le modèle à un seuil avec un intercept commun à tous les régimes est préféré à celui avec un intercept propre à chaque régime par un test d'hypothèse qui montre que les intercepts ne sont pas différents entre les régimes, ainsi que par les critères AIC et BIC.

### Modèle linéaire VAR

$$\begin{pmatrix} p_t^{out} \\ p_t^{in} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.521(0.152) \\ 0.425(0.080) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.938(0.057) & -0.185(0.157) \\ 0.101(0.030) & 0.494(0.083) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_{t-1}^{out-} \\ p_{t-1}^{in-} \end{pmatrix} \quad (6)$$

### Modèle asymétrique TVAR à deux régimes

$$\begin{pmatrix} p_t^{out} \\ p_t^{in} \end{pmatrix} = \begin{cases} \begin{pmatrix} 0.946(0.227) \\ 0.442(0.123) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.525(0.128) & 0.443(0.253) \\ 0.018(0.069) & 0.669(0.138) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_{t-1}^{out-} \\ p_{t-1}^{in-} \end{pmatrix} & \text{si marge} < 2.17 \\ \begin{pmatrix} 0.946(0.227) \\ 0.442(0.123) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.899(0.112) & -0.334(0.227) \\ 0.144(0.061) & 0.381(0.123) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_{t-1}^{out+} \\ p_{t-1}^{in+} \end{pmatrix} & \text{si marge} > 2.17 \end{cases} \quad (7)$$

	Modèle linéaire	Modèle à seuil
AIC	-1474.711	-1483.234
BIC	-1455.757	-1451.644
seuil		2.17
n observations		58% 42%
Portmanteau	0.03%	0.06%
Jarque-Bera	< 0.01%	< 0.01%

Les tests d'hypothèse et les critères d'information incitent à la prudence. En effet, si le critère d'Akaike (AIC) est favorable au modèle à seuil, celui de Schwarz (BIC) préfère plutôt un modèle linéaire. Dans les deux cas, l'hypothèse de normalité est rejetée, ainsi que celle d'absence d'autocorrélation, ce qui est dû au fait que le quatrième retard n'est pas inclus. Il faut donc prendre avec précaution les valeurs des tests par la suite.

Dans le modèle linéaire on remarque un étonnant coefficient négatif  $p_{t-1}^{in}$ , ce qui n'a pas de sens du point de vue économique. Statistiquement cependant, ce coefficient n'est pas différent de zéro (à 20%), ce qui a pour conséquence que le système est caractérisé par une absence de précédence de  $p_{t-1}^{in}$  sur  $p_t^{out}$ , comportement plutôt contraire à l'attente, surtout que  $p_{t-1}^{out}$  précède  $p_t^{in}$  (à 0.8%). La non significativité de  $p_{t-1}^{in}$  a également comme conséquence que le prix à la consommation  $p_t^{out}$  n'est expliqué plus que par l'intercept et  $p_{t-1}^{out}$ , qui est de plus proche de 1<sup>30</sup>, donc d'un comportement non-stationnaire. Avec le modèle à seuil, ce phénomène est à nuancer selon les régimes. On retrouve dans le régime supérieur un coefficient de  $p_{t-1}^{in}$  négatif mais pas significativement différent de zéro, et une valeur de  $p_{t-1}^{out}$  proche de 1. Dans le régime inférieur cependant, on retrouve une valeur positive et significative de  $p_{t-1}^{in}$ , ainsi qu'une valeur bien plus faible de  $p_{t-1}^{out}$ <sup>31</sup>. Il est alors possible d'interpréter le modèle à seuil de la manière suivante : en dessous du seuil de 2.17, la relation entre les prix à la production et ceux à la consommation est "normale", dans le sens où  $p_{t-1}^{in}$  influence  $p_t^{out}$ . Passé ce seuil cependant, d'autres mécanismes entrent en jeu,  $p_{t-1}^{in}$  n'est plus significatif, et les augmentations des prix à la consommation ne sont plus causées par les hausses des prix à la production, mais suivent une logique propre et peuvent dès lors être considérées comme "inexpliquées".

Quant aux prix à la production, les coefficients sont égaux entre les régimes à la probabilité de 11% et 12%, légèrement supérieur au seuil communément accepté de 10%. On peut donc esquisser la tendance que dans le régime inférieur, l'influence de  $p_{t-1}^{out}$  est très faible, voire nulle, et que passé un certain seuil cette influence se fait légèrement plus présente, sans pour autant augmenter.

#### Fruits : résumé

##### 1 Stationnarité

- $p^{in}$  : stationnaire
- $p^{out}$  : stationnaire
- marge : stationnaire

##### 3 Modèle : TVAR à deux régimes

##### 4 Asymétrie : Effet ambigü

### 4.3 Marché de la viande

#### 4.3.1 Viande de porc

La viande de porc est le seul produit pour lequel une étude ait été menée en Suisse, à savoir celle de Abdulai (2002). Ses résultats montrent que les prix à la consommation et à la production sont non-stationnaires, et que les tests classiques (Engle et Granger (1989) et Johansen (1988)) n'indiquent pas de cointégration. En utilisant la méthodologie

<sup>30</sup>L'intervalle de confiance à 95% de  $p_{t-1}^{out}$  est : [0.82; 1.05]

<sup>31</sup> $P(p_{t-1}^{out-} = p_{t-1}^{out+}) = 1.1\%$

de Enders et Granger (1998), il trouve que les prix sont en fait cointégrés avec un seuil, et qu'il y a présence d'asymétrie positive dans le modèle à correction d'erreur, les hausses étant mieux répercutées que les baisses.

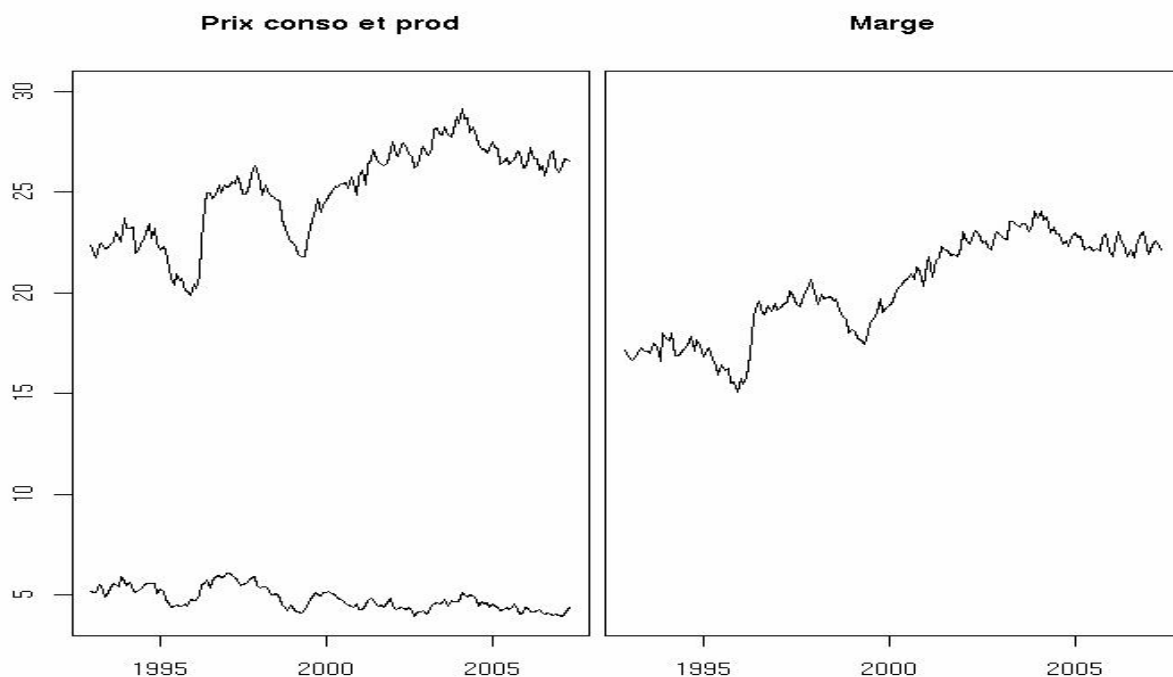


FIG. 7 – Viande de porc

Mes résultats rejoignent en partie ceux de Abdulai (2002). Les tests de racine unitaire indiquent la non-stationnarité des prix à la production et à la consommation, ainsi que de la marge. Les tests de Philips-Ouliaris et Johansen n'indiquent pas non plus de cointégration, ce qui est également le cas dans l'étude d'Abdulai.

Le test de Seo (2006) avec la marge comme relation cointégrante ne rejette pas l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Ces résultats sont étonnants comparés à ceux de Abdulai (2002) mais semblent très dépendants des données utilisées. En effet, l'ensemble des résultats obtenus, que ce soit pour la relation de long-terme ou pour les coefficients d'ajustement du VECM, sont fort différents. Cette divergence est peut-être due au fait que la période couverte n'est pas la même. Tandis que Abdulai étudie la période 1988-1997, les données utilisées ici vont de 1992 à 2007. Pourtant, appliqué sur la période commune 1992-1997, les résultats diffèrent encore, bien que dans une moindre mesure.

Le fait que le test de Seo ne rejette pas l'absence de cointégration est peut-être dû à deux autres facteurs. Le premier concerne le vecteur cointégrant. Le test de Seo s'applique

seulement pour un vecteur cointégrant pré-spécifié, et il est possible qu'il existe un vecteur cointégrant différent de la marge, ce qui ne peut être testé. Le deuxième facteur concerne la présence d'un changement structurel de la relation de long-terme en mai 2000, changement confirmé par divers types de tests (Zeileis et al. 2002) utilisés<sup>32</sup>. L'origine de cette rupture n'est pas connue,<sup>33</sup> et il est malheureusement possible qu'elle soit issue du raccordement de données pour les prix à la consommation. La question se pose alors si en prenant en compte cette rupture, il y a tout de même cointégration. La réponse, donnée par le test de Gregory et Hansen (1996), est positive. Le test rejette à 10% l'hypothèse nulle d'absence de cointégration en faveur d'une cointégration avec changement d'intercept et présence d'une tendance déterministe. Il est intéressant de constater que la période de rupture identifiée par le test de Gregory et Hansen est la même que celle identifiée par les autres tests, à savoir mai 2000. Une fois cette rupture structurelle admise, se pose cependant la question de la manière de modéliser cette rupture et du fait de l'inclure dans la relation de long-terme ou également dans les variables courantes, question laissée malheureusement sans réponse par Gregory et Hansen (1996). Le choix ici est fait de l'inclure seulement dans la relation de long-terme, ce qui rend l'utilisation du test de Seo (2006) impossible, son test demandant un vecteur cointégrant pré-spécifié et non pas estimé. L'effet de seuil ne sera pas alors testé formellement mais plutôt supposé en se basant seulement sur un test d'égalité des coefficients de correction d'erreur.

### Modèle linéaire VECM

$$\begin{pmatrix} \Delta p_t^{out} \\ \Delta p_t^{in} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.041(0.029) \\ -0.005(0.014) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0.127(0.042) \\ -0.002(0.021) \end{pmatrix} ECT_{-1} + \begin{pmatrix} -0.141(0.080) & 1.296(0.182) \\ -0.008(0.040) & 0.008(0.091) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-1}^{out} \\ \Delta p_{t-1}^{in} \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} 0.039(0.064) & 0.370(0.199) \\ 0.021(0.032) & -0.155(0.099) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-2}^{out} \\ \Delta p_{t-2}^{in} \end{pmatrix} \quad (8)$$

Dans le modèle linéaire, le coefficient de correction d'erreur de  $p^{out}$  est négatif, conformément à la discussion menée plus haut. Bien que négatif, le coefficient de  $p^{in}$  n'est pas significativement différent de zéro, ce qui peut être interprété comme une absence de causalité de long terme (Enders 2005), dans le sens que les prix à la production ne réagissent pas aux variations de la marge et sont donc déterminés extérieurement, tandis que les prix à la consommation eux réagissent aux écarts.

<sup>32</sup>Même s'ils rejettent tous avec une forte probabilité l'hypothèse nulle d'absence de changement structurel, ces résultats doivent être pris tout au plus à titre indicatif, car la distribution des tests est faite sous l'hypothèse de variables stationnaires.

<sup>33</sup>Le bulletin du marché de la viande publié par la section Observation du marché de l'OFAG ne couvre malheureusement pas cette période

### Modèle asymétrique TVECM à un régime et deux ECT différents

$$\begin{pmatrix} \Delta p_t^{out} \\ \Delta p_t^{in} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.293(0.078) \\ -0.048(0.039) \end{pmatrix} ECT_{-1}^{<th} + \begin{pmatrix} -0.112(0.041) \\ -0.006(0.021) \end{pmatrix} ECT_{-1}^{>th} + \begin{pmatrix} 0.181(0.049) \\ 0.008(0.025) \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} -0.135(0.080) & 1.331(0.179) \\ -0.004(0.040) & 3.9e-04(0.091) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-1}^{out} \\ \Delta p_{t-1}^{in} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.032(0.064) & 0.395(0.199) \\ 0.020(0.032) & -0.157(0.101) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-2}^{out} \\ \Delta p_{t-2}^{in} \end{pmatrix} \quad (9)$$

Le modèle de cointégration à seuil, comme le modèle linéaire d'ailleurs, paraît correctement spécifié, la probabilité d'absence d'autocorrélation et de normalité des résidus étant assez forte. On remarquera que les deux critères d'informations préfèrent le modèle linéaire, ce qui doit pousser à la prudence dans l'interprétation du modèle à seuil. Le seuil estimé est de 0.97, en dessous duquel se trouvent 52% observations.

	Modèle linéaire	Modèle à seuil
AIC	-909.1454	-871.4454
BIC	-907.196	-856.9293
Vecteur cointégrant	2.46	<i>a</i>
seuil		0.97
n observations		52% 48%
Portmanteau	0.2143%	0.06%
Jarque-Bera	0.9422%	0.9266%

On observe le même schéma que dans le modèle linéaire par rapport aux prix à la production, qui ne réagissent pas aux écarts de long terme, la valeur de 1.33 n'étant pas significative. Les prix à la consommation par contre sont influencés par ceux à la production (les coefficients de correction d'erreur sont significatifs à 1%). On peut remarquer que le coefficient de correction d'erreur en dessous du seuil de 0.97 est plus fort que celui pour les écarts en dessus, ce qui est confirmé par un test de Wald, qui rejette à 1% l'hypothèse nulle que les deux coefficients sont égaux. Il y a donc un effet asymétrique, dans le sens où les prix à la consommation réagissent plus fortement aux baisses de la marge qu'aux hausses, ce qui correspond à une asymétrie positive.

### Viande de porc : résumé

#### 1 Stationnarité

- $p^{in}$  : non-stationnaire
- $p^{out}$  : non-stationnaire
- marge : non-stationnaire

2 **Cointégration** : pas de cointégration linéaire ni à seuil, mais cointégration si prise ne compte de seuil

3 **Modèle** : TVECM à deux régimes

4 **Asymétrie** : Asymétrie positive

5 **Causalité** : Prix à la production causent prix à la consommation

### 4.3.2 Viande de veau

Les tests de racine unitaire indiquent que les prix à la consommation et ceux à la production sont non-stationnaires, de même que la marge. Appliqué sur un modèle VAR à trois retards, le test de causalité de Granger indique une précedence des prix à la production sur ceux à la consommation, mais pas pour la relation inverse. Les tests de cointégration de Philips-Ouliaris ne rejettent pas l'hypothèse nulle d'absence de cointégration (1990), tandis que celui de Johansen (1988) ne rejette pas l'hypothèse d'aucune relation cointégrante. Utilisé avec la marge comme relation cointégrante, le test de Seo (2006) ne rejette pas non plus l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Il est troublant cependant de trouver les

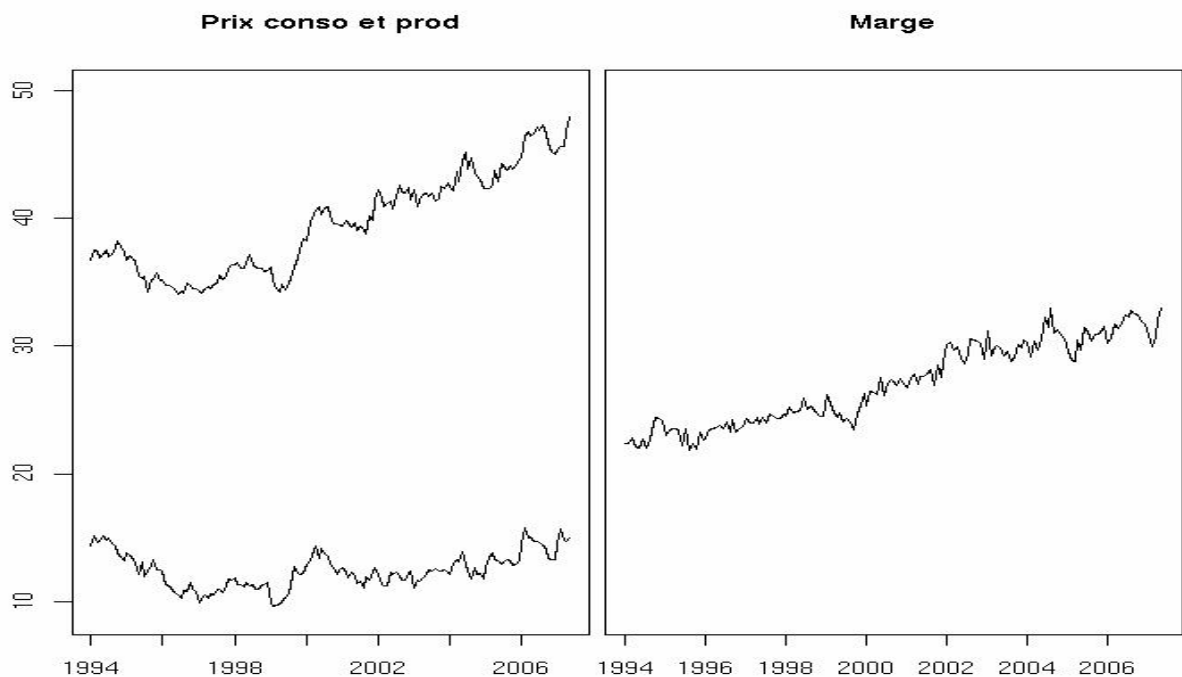


FIG. 8 – Viande de veau

mêmes caractéristiques pour la viande de veau que pour celle de porc, à savoir la présence d'un changement de structure. Les divers tests utilisés indiquent tous une rupture dans les années 2000-2001, et le test de Gregory et Hansen (1996) rejette l'hypothèse nulle d'absence de cointégration à 1% en faveur de présence de cointégration dans un modèle avec une tendance et une rupture de la tendance, et à 5% dans un modèle avec rupture et de la tendance et du coefficient de pente.

L'estimation d'un modèle TVECM ne donne cependant aucun résultat probant, les coefficients de correction d'erreur sont pour le modèle linéaire comme pour le modèle à



seuil très proches de zéro, voire de signe positif. Ces éléments poussent alors à étudier un modèle TVAR en différences. Le test de Hansen (1999) donne des résultats mitigés. Si l'hypothèse nulle de modèle linéaire est rejetée à 8% en faveur d'un modèle à deux seuil, elle ne l'est qu'à 12% en faveur d'un seuil, alors que l'hypothèse nulle de modèle à un seul seuil n'est pas rejetée contre l'alternative de deux seuils. Les critères d'Akaike et Schwarz sont également contradictoires.

### Modèle linéaire VECM

$$\begin{pmatrix} \Delta p_t^{out} \\ \Delta p_t^{in} \end{pmatrix} = + \begin{pmatrix} -0.263(0.077) & 0.596(0.074) \\ 0.047(0.082) & -0.082(0.079) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-1}^{out} \\ \Delta p_{t-1}^{in} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0.028(0.081) & 0.170(0.088) \\ 0.004(0.086) & -0.009(0.094) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-2}^{out} \\ \Delta p_{t-2}^{in} \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} 0.213(0.067) & 0.278(0.089) \\ -0.099(0.071) & -0.143(0.095) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-3}^{out} \\ \Delta p_{t-3}^{in} \end{pmatrix} \quad (10)$$

### Modèle asymétrique TVAR à trois régimes

$$\begin{pmatrix} \Delta p_t^{out} \\ \Delta p_t^{in} \end{pmatrix} = \begin{cases} \begin{pmatrix} -0.595(0.193) & 0.848(0.125) \\ 0.514(0.219) & 0.207(0.142) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-1}^{out} \\ \Delta p_{t-1}^{in} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.107(0.127) & 0.632(0.184) \\ 0.199(0.144) & -0.089(0.209) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-2}^{out} \\ \Delta p_{t-2}^{in} \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} 0.368(0.107) & 0.222(0.167) \\ 0.070(0.121) & 0.073(0.189) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-3}^{out} \\ \Delta p_{t-3}^{in} \end{pmatrix} & \text{si marge} < -0.56 \\ \begin{pmatrix} -0.047(0.108) & 0.317(0.115) \\ -0.129(0.123) & -0.129(0.130) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-1}^{out} \\ \Delta p_{t-1}^{in} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0.413(0.120) & 0.130(0.119) \\ 0.046(0.136) & -0.032(0.135) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-2}^{out} \\ \Delta p_{t-2}^{in} \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} 0.052(0.092) & 0.454(0.108) \\ -0.149(0.105) & -0.153(0.123) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-3}^{out} \\ \Delta p_{t-3}^{in} \end{pmatrix} & \text{si } -0.56 < \text{marge} < 1.74 \\ \begin{pmatrix} -0.337(0.173) & 0.576(0.159) \\ 0.121(0.196) & -0.175(0.181) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-1}^{out} \\ \Delta p_{t-1}^{in} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.690(0.327) & 0.183(0.208) \\ -0.371(0.372) & -0.134(0.237) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-2}^{out} \\ \Delta p_{t-2}^{in} \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} 0.711(0.214) & -0.432(0.285) \\ -0.208(0.243) & 0.012(0.324) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{t-3}^{out} \\ \Delta p_{t-3}^{in} \end{pmatrix} & \text{si marge} > 1.74 \end{cases} \quad (11)$$

	Modèle linéaire	Modèle à seuil
AIC	-412.3644	-427.5148
BIC	-406.6894	-311.3775
seuil		-0.56   1.74
n observations		32%   56%   12%
Portmanteau	0.85%	0.84%
Jarque-Bera	0.64%	0.88%

La variable de transition prise en considération pour ce système TVAR est la marge, et deux seuils ont été estimés. On prendra ici comme seul indicateur de transmission des prix la somme des coefficients de  $p^{in}$  sur  $p^{out}$ , dans la première zone - lorsque la marge diminue de plus de 0.57 Fr- la somme de ces coefficients vaut environ 1.6, dans la deuxième zone de 0.7, et de 0.5 dans le régime supérieur, si l'on ne prend en compte que les coefficients significatifs. On peut interpréter ces différences d'impacts cumulés comme la présence

d'asymétrie positive, dans le sens que les prix sont bien mieux transmis dans des périodes de baisse de la marge que dans des périodes de hausse. Un test de Wald sur l'égalité des impacts cumulés entre le régime 1 et 2 est rejeté à 3%, et entre les régimes 1 et 3 à 1%, ce qui confirme statistiquement les résultats énoncés.

#### Viande de veau : résumé

##### 1 Stationnarité

- $p^{in}$  : non-stationnaire
- $p^{out}$  : non-stationnaire
- marge : non-stationnaire

2 **Cointégration** : pas de cointégration linéaire ni à seuil, mais cointégration si prise ne compte de seuil

3 **Modèle** : TVAR à trois régimes, variable de transition : marge

4 **Asymétrie** : Asymétrie positive

## 4.4 Conclusion de l'analyse empirique

Alors que la plupart des études passées en revue arrivaient à la conclusion que les prix agricoles n'étaient pas stationnaires, les résultats obtenus pour les marchés observés en Suisse diffèrent. Dans un cas, une variable est stationnaire et l'autre non, dans un autre les deux variables sont stationnaires mais sans relation au sens de Granger. Ces deux situations ont nécessité l'emploi de modèles différents, qui ont dû également être programmés par mes soins, ce qui a nécessité un long travail supplémentaire. Les modèles univariés utilisés se concentrent sur la marge plutôt que sur le système entier. Sans être évidente, la présence d'effets de seuil est décelée dans ces modèles, qui conduisent à de l'asymétrie positive pour les pommes et négatives pour les poires.

Pour les autres marchés considérés, la viande de porc, la viande de veau et les fruits en général, les prix ne sont pas stationnaires et ne sont pas cointégrés. Le test de Seo (2006) ne montre aucun cas de cointégration à seuil pour la marge, ce qui peut être dû dans le cas de la viande de porc à la présence d'une rupture structurelle. Une fois cette rupture prise en compte, les variables semblent cointégrées avec un effet de seuil qui conduit à une transmission asymétrique positive. Pour la viande de veau, le même phénomène semble en jeu, les variables ne sont pas cointégrées mais on peut détecter une rupture structurelle, qui dans ce cas cependant ne conduit pas à un système VECM clair. Le modèle VAR utilisé montre que les prix à la production sont beaucoup mieux transmis dans les périodes de baisse que de hausse de la marge, ce qui implique que les hausses de prix sont mieux transmises que les baisses, cas d'asymétrie positive. La catégorie tous fruits montre un effet de seuil moins facile à interpréter, où à partir d'une certaine valeur de la marge les prix à la consommation se rapprochent d'un comportement de variable non-stationnaire.

Il est intéressant de noter que dans tous les marchés considérés des effets de seuil se font remarquer, qui conduisent dans trois cas sur cinq à de l'asymétrie positive, une fois négative

et un cas plus difficilement interprétable. L'hypothèse de transmission asymétrique des prix est donc partiellement confirmée, même si dans l'ensemble des cas les résultats ne sont pas univoques.

## 5 Conclusion

Ce travail s'est intéressé à la question de l'écart des prix des produits agricoles en Suisse. Deux explications principales ont été avancées, l'écart peut être due à l'augmentation du prix de facteurs externes entrant dans la distribution du produit ou à l'augmentation de la marge du secteur de transformation-distribution. Distinguer ces deux causes de l'écart des prix revêt une grande importance pour la Politique Agricole suisse, pour l'appréciation du bien-fondé des politiques de désengagement des marchés agricoles entamées à la fin des années 1990, et dans un cadre plus général sur l'efficacité des politiques de libéralisation internationales. La question est également importante au niveau de la théorie économique, où le fait de ne considérer qu'un prix d'un produit suppose implicitement l'hypothèse d'évolution parallèle des prix à la consommation et à la production.

Malgré sa grande importance, la question de la divergence des prix a suscité peu d'intérêt dans la littérature économique, hormis l'étude de Morisset (1998). Sans disposer des données plus précises des entreprises du secteur de transformation-distribution et en l'absence de réelle méthodologie développée dans la littérature, l'approche adoptée dans ce travail suit celle de Morisset, en passant en revue les différents facteurs qui peuvent avoir influé sur l'écart des prix. Si certains facteurs peuvent avoir une influence sur l'augmentation des prix à la consommation, peu semblent suffisamment importants pour expliquer à eux seuls cette augmentation, d'autant plus que ces mêmes facteurs ont également été contraignants pour l'agriculture. L'explication par le pouvoir de marché, qui avance que malgré une forte concurrence au niveau du marché de la revente le secteur de transformation-distribution peut exercer une position d'oligopsonie face aux agriculteurs et se permettre de transmettre les prix asymétriquement, reste plausible, à fortiori en prenant en compte la structure très concentrée du marché de la distribution en Suisse.

Dans l'impossibilité de juger et distinguer entre les causes, ce travail fait le lien dans un second temps entre le thème de l'écart des prix et celui de l'asymétrie de la transmission des prix, domaine beaucoup plus débattu. Le rapprochement entre ces deux domaines permet d'intégrer à l'analyse de l'écart des prix les outils statistiques développés ces dix dernières années de l'économétrie des séries temporelles. La stationnarité est interprétée comme un indicateur de significativité de la hausse ou de la baisse d'un prix. Sur les cinq produits étudiés, la marge brute apparaît comme non-stationnaire dans quatre cas, voire également dans le cinquième avec la possible stationnarité en tendance. Il est donc dès lors possible d'avancer que l'augmentation de l'écart des prix sur ces marchés est statistiquement avérée. Avec le concept de cointégration, il est possible de déterminer

si, malgré l'augmentation de la marge brute, il existe cependant une relation de long-terme commune aux prix à la consommation et à la production. Sur les cinq produits étudiés, seuls deux ont des variables intégrées d'ordre 1, ce qui permet une analyse de cointégration. La cointégration y est rejetée, indiquant par là de une absence de relation commune. L'analyse de la transmission des prix permet finalement de saisir la dynamique de l'écart des prix, en montrant que les hausses de la marge sont dues à une asymétrie dans la transmission, mesurée par le concept de cointégration à seuil et celui d'effets de seuils. L'asymétrie observée est positive dans trois cas sur cinq : les hausses sont mieux répercutées que les baisses.

L'utilisation des récents développements de l'économétrie des séries temporelles à seuil, si elle permet de prendre connaissance d'effets d'asymétrie dans la transmission des prix sur les marchés agricoles suisses, n'en a pas moins nécessité un intense et long travail de programmation (aucun logiciel actuellement n'offre les fonctionnalités programmées ici), temps qui n'a pu être investi dans une étude plus qualitative des marchés agricoles, en intégrant les aspects historiques et structurels de l'évolution des politiques agricoles et du marché de la distribution. Le lecteur attentif remarquera également que, malgré que la discussion des causes de l'écart des prix ait été longuement discutée dans la première et deuxième partie de ce travail, il n'en a pas été fait mention dans l'analyse empirique. Cela est dû au fait que la faiblesse observée du lien entre les prix dans tous les produits n'a pas permis de mener plus loin l'analyse prévue initialement, qui se proposait de tester l'hypothèse du pouvoir de marché comme variable explicative de l'écart des prix. Il était en effet prévu de comparer les différents marchés et surtout de mesurer l'impact sur la transmission des prix de la hausse de la concurrence suite à l'arrivée de Aldi et Lidl, ce qui n'a malheureusement pas pu être fait face au manque de relation entre les liens ainsi qu'au peu de temps encore écoulé (les résultats statistiques préliminaires étaient insignifiants). Les cas atypiques rencontrés (variables avec ordre différent d'intégration, variables sans causalité au sens de Granger) ont également nécessité des efforts supplémentaires pour la programmation de modèles adéquats, ce qui a empêché de développer des modèles alternatifs pour la modélisation de l'impact de Aldi et Lidl.

C'est donc sur l'impression plutôt frustrante d'avoir soulevé plus de questions qu'apporté de réponses que conclut ce travail. La question des causes de l'écart des prix reste ouverte, et, espérons-le, ouvre la voie à de futures recherches. Une approche transdisciplinaire qui prenne en compte les particularités et spécificités techniques de chaque marché ainsi qu'une analyse à chaque échelon de la chaîne de transformation-distribution plutôt que dans son tout paraissent nécessaires pour saisir les dynamiques encore mal comprises des marchés agricoles suisses. Il serait également très intéressant d'étendre l'analyse sur plus de produits et surtout sur la période actuelle (qui n'a malheureusement pu être prise ne compte du fait de l'indisponibilité des données qui s'arrêtent à mai 2007), où une tendance claire à la hausse des prix agricoles semble se dessiner, alors que jusqu'ici les baisses dominaient. De plus, avec le temps, les effets de l'arrivée d'Aldi et Lidl deviendront per-

ceptibles et mesurables, et -qui sait- également leur impact sur l'écart des prix. Quelles que soient les pistes de recherche suivies, la crise alimentaire actuelle ainsi que les tensions sur le marché du lait en Europe montrent que la question de l'écart des prix doit être encore creusée, pour pouvoir répondre à la question finale, évoquée plus haut, de savoir si les réformes agricoles ont plus profité à l'industrie intermédiaire ou au monde agricole et aux consommateurs, les résultats de ce travail inclinant plutôt vers le premier groupe.

## Références

- AAI. *Power hungry. Six reasons to regulate global food corporations*. Action Aid International, South Africa.
- Abdulai, A. (2002). Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the swiss pork market. *Applied Economics*, 34, 679–687.
- Azzam, A. M. (1999). Asymmetry and rigidity in farm-retail price transmission. *American Journal of Agricultural Economics*, 81(3), 525–533.
- Balke, N., Brown, S., and Yücel, M. (1998). Crude oil and gasoline prices : An asymmetric relationship? *Federal Reserve Bank of Dallas, Economic Review*,, pages 2–11.
- Berthelot, J. (2001). *L’agriculture, talon d’Achille de la mondialisation : clés pour un accord agricole solidaire à l’OMC*. L’Harmattan, Paris.
- Caner, M. and Hansen, B. E. (2001). Threshold autoregression with a unit root. *Econometrica*, 69(6), 1555–1596.
- Canivet, G. (2005). *Restaurer la concurrence par les prix : les produits de grande consommation et les relations entre industrie et commerce / rapport au Ministre de l’économie, des finances et de l’industrie ; groupe de travail présidé par Guy Canivet*. La Documentation Française, Paris.
- Carlton, D. (1986). The rigidity of prices. *American Economic Review*, 76(4), 637–658.
- CNUCED (2005). *Rapport 2004 sur les pays les moins avancés*. CNUCED.
- COMCO-GB (2000). *Supermarkets : A Report on the Supply of Groceries from Multiple Stores in the United Kingdom*. Competition Commission. TSO : London.
- Cutts, M. and Kirsten, J. (2006). Asymmetric price transmission and market concentration : an investigation into four south african agro-food industries. *South African Journal of Economics*, 74(2), 323–333.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057–1072.
- Dixon, R. (1983). Industry structure and the speed of price adjustment. *Journal of Industrial Economics*, 32(1), 25–37.
- Dobson (2003). The patterns and implications of increasing concentration in european food retailing. *Journal of Agricultural Economics*, 54(1), 111–125.
- Domberger, S. (1980). Price dynamics and industrial structure in the u.k. : An input-output analysis. *The Manchester School of Economic and Social Studies*, 48(3), 284–306.
- Dorin, B. (2003). *De la fève ivoirienne de cacao à la plaquette française de chocolat - Transmission des prix, partage de la valeur et politique Nord/Sud*. Centre de coopération internationale en recherche agronomique pour le développement, Montpellier.

- Dutta, S., Bergen, M., Levy, D., and Venable, R. (1999). Menu costs, posted prices, and multiproduct retailers. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 31(4), 683–703.
- Elliott, G., Rothenberg, T., and Stock, J. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4), 813–836.
- Enders, W. and Granger, C. (1998). Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. *Journal of Business and Economic Statistics*, 16(3), 304–311.
- Engle, R. F. and Granger, C. (1987). Co-integration and error correction : representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.
- Frey, G. and Manera, M. (2005). *Econometric Models of Asymmetric Price Transmission*. Fondazione Eni Enrico Mattei.
- Gonzales, F., Guillotreau, P., LeGrel, L., and M., S. (2003). Asymmetry of price transmission within the french value chain of seafood products. *INRA, intra working paper edition*.
- Granger, C. and Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, 111–120.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438.
- Granger, C. W. J. and Lee, T. H. (1989). Investigation of production, sales and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models. *Journal of Applied Econometrics*, 4, 145–159.
- Gregory, A. and Hansen, B. (1996). Test for cointegration in models with regime and trend shifts. *Oxford bulletin of economic and statistics*, 58(3), 555–560.
- Hamilton, J. (1994). *Time series analysis*. Princeton University Press.
- Hansen, B. (1999). Testing for linearity. *Journal of economic Surveys*, 13(5), 551–576.
- Hansen, B. (2002). Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. *Journal of Econometrics*, 110, 293 – 318.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–254.
- Kinnucan, H. W. and Forker, O. D. (1987). Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. *American Journal of Agricultural Economics*, 69(2), 285–292.
- Kovenock, D. and Widdows, K. (1998). Price leadership and asymmetric price rigidity. *European Journal of Political Economy*, 14, 167–187.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., and Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root : How sure are we that economic time series have a unit root ? *Journal of Econometrics*, 54, 159–178.

- Levy, D., Bergen, M., Dutta, S., and Venable, R. (1997). The magnitude of menu costs : Direct evidence from large u. s. supermarket chains. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(3), 791–825.
- Lo, M. C. and Zivot, E. (2001). Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price. *macroeconomic Dynamics*, 5, 533–576.
- Luoma, A., Luoto, J., and Taipale, M. (2004). Threshold cointegration and asymmetric price transmission in finnish beef and pork markets. *Pellervo Economic Research Institute Working Papers*, 70.
- Maddala, G. S. and Kim, I.-M. (1998). *Unit roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press.
- Meyer, J. (2004). Measuring market integration in the presence of transaction costs—a threshold vector error correction approach. *Agricultural Economics*, 31(2-3), 327–334.
- Meyer, J. and von Cramon-Taubadel, S. (2004). Asymmetric price transmission : A survey. *Journal of Agricultural Economics*, 55(3), 581–611.
- Michael, G. (2006). Comparaison internationale des facteurs déterminant les prix et les coûts dans le commerce de détail. Technical report, Basel Economics.
- Morisset (1998). Unfair trade ? the increasing gap between world and domestic prices in commodity markets during the past 25 years. *World Bank Economic Review*, 12(3), 503–526.
- Morisset, J. (1997). Unfair trade : Empirical evidence from commodity markets over the past 25 years. *Policy Working Paper 1815. Policy Research Department*,. World Bank, Washington, D.C. Processed.
- Murphy, S. (2002). *Managing the Invisible Hand Markets, Farmers and International Trade*. Institute for Agriculture and Trade Policy.
- Murphy, S. (2006). *Concentrated Market Power and Agricultural Trade*. Number 1. EcoFair Trade Dialogue Discussion Paper. <http://www.tradeobservatory.org/library.cfm?refid=89014>.
- Neumark, D. and Sharpe, S. (1992). Market structure and the nature of price rigidity : Evidence from the market for consumer deposits. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 657–680.
- OFAG (2005). *Rapport agricole 2004*. Office Fédéral de l’agriculture, Berne.
- OFAG (2007). *Rapport agricole 2006*. Office Fédéral de l’agriculture, Berne.
- OFS (2006). *Le secteur primaire Résultats des comptes économiques 1990–2005 et estimation de l’agriculture 2006*. Office Fédéral de la statistique, Neuchatel.
- OFS (2007). Site internet, section salaires.



- Peltzman, S. (2000). Prices rise faster than they fall. *The Journal of Political Economy*, 108, 466–502.
- Phillips, P. and Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58(1), 165–193.
- Phillips, P. and Perron, P. (1998). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- Qualman, D. (2001). *The Farm Crisis and Corporate Power*. Canadian Centre for Policy Alternatives.
- Seo, B. (2007). Estimation of non linear error-correction models. Working Paper. Consulté en janvier 2008.
- Seo, M. (2006). Bootstrap testing for the null of no cointegration in a threshold vector error correction model. *Journal of Econometrics*, 127(1), 129–150.
- Taylor, C. R. (2002). *Market Structure Issues in the Livestock Industry*. Testimony to the United States Senate Committee on Agriculture, Nutrition and Forestry. <http://www.auburn.edu/taylocr/presentations/testimony.htm>.
- Tulip, K. and Michaels, L. (2004). *A Rough Guide to the UK Farming Crisis*. Corporate Watch.
- USP (2003). *Rapport annuel 2002*. Union Suisse des Paysans, Brugg.
- USP (2005). *Rapport annuel 2004*. Union Suisse des Paysans, Brugg.
- USP (2006). *Statistiques et évaluations concernant l'agriculture et l'alimentation*. Union Suisse des paysans, Brugg.
- USP (2007). *Rapport annuel 2006*. Union Suisse des Paysans, Brugg.
- v. Cramon-Taubadel, S. (1998). Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation : An application to the german pork market. *European Review of Agricultural Economics*, 25, 1–18.
- Vorley, B. (2003). *Food Inc. Corporate Concentration from Farm to Consumer*. International Institute for environment and Development.
- Vorley, B. (2004). *Global Food Chains Constraints and Opportunities for Smallholders*. Prepared for the OECD DAC POVNET Agriculture and Pro-Poor Growth Task Team Helsinki Workshop.
- Ward, R. (1982). Asymmetry in retail, wholesale and shipping point pricing for fresh vegetables. *American Journal of Agricultural Economics*, 64(2), 205–212.
- Zeileis, A., Leisch, F., Hornik, K., and Kleiber, C. (2002). Strucchange : An r package for testing for structural change in linear regression models. *Journal of Statistical Software*, 7(2), 1–38.

Zivot, E. and Andrews, D. W. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251–270.

## Annexe A Sources et détail des différents produits

	Période	Type	Détail	Source	Conso indigène
Pommes	1993.1 - 2007.7	Prod	-	OFAG	
		Conso	Reconstitué à partir d'IPC	OFS	91.9%
Poires	1993.1 - 2007.7	Prod	-	OFAG	
		Conso	Reconstitué à partir d'IPC	OFS	63.9%
Fruits	1993.1 - 2007.7	Prod	-	USP	
		Conso	Reconstitué à partir d'IPC	OFS	35.8%
Viande de porc	1992.12 - 2007.7	Prod	Schweine Klassisch ohne QM franko Schlachthof	USP	
		Conso	Reconstitué à partir d'IPC	OFS	95.7%
Viande de veau	1994.12 - 2007.7	Prod	Kälber KV T3 QM (WP)	USP	
		Conso	Reconstitué à partir d'IPC	OFS	96.5%

Annexe B

## Détails de l'implémentation en R

Étant donné que l'ensemble des codes représente environ 10 fonctions qui totalisent 3300 lignes (certaines lignes de code se retrouvent cependant dans plusieurs fonctions), seuls les fichiers de documentation sont montrés ici. Ceci devrait permettre de plus de se faire une meilleure idée des fonctionnalités.

Ces fonctions seront intégrées dans le paquet tsDyn (disponible sur le site qui répertorie tous les paquets R : <http://stat.ethz.ch/CRAN/>) et constitueront sa prochaine version 0.7. Le répertoire de travail est consultable sur <http://code.google.com/p/tsdyn/source/browse>. Les documents d'aide sont provisoires et incomplets. Le nom des arguments et même des fonctions peut subir des modifications.

La programmation des fonctions a été faite en tirant parti de l'orientation objet du langage R. L'implémentation en classes a été faite en S3 en distinguant la classe générique nlVar, et les sous classes VAR, TVAR, TVECM. Pour ces classes, les méthodes génériques habituelles dans R ont été créées : print(), summary(), coefficients(), residuals(), fitted(), logLik(), AIC(), deviance(), vcov(). J'ai également rajouté la méthode toLatex(), qui permet d'exporter au format L<sup>A</sup>T<sub>E</sub>X les systèmes d'équations calculées, avec la possibilité d'afficher seulement les paramètres, ou de rajouter entre parenthèses les erreurs standards ou les p-valeurs, voire obtenir les deux en suivant la notation classique dans R.

### Liste des fonctions :

- **setarTest** Test univarié de linéarité de Hansen (1999). Utilisé pour le marché des pommes et des poires.
- **TAR\_simul** Simulation d'un modèle TAR. Utilisé pour vérifier l'estimation setar et le test setarTest
- **TVAR** Estimation d'un modèle TVAR par les moindres carrés conditionnels avec itération pour la convergence de l'algorithme. Utilisé pour le marché de la viande de veau
- **TVAR\_LRtest** Extension multivariée du test de Hansen (1999) proposée par Lo et Zivot (2002). Utilisé pour le marché de la viande de veau.
- **TVAR\_simul** Simulation d'un TVAR. Utilisé pour tester la fonction d'estimation TVAR et les tests TVAR\_LRtest et TVECM\_SeoTest.
- **TVECM** Estimation d'un modèle TVECM par une recherche sur une grille avec les moindres carrés conditionnels comme proposé par Seo (2007). Utilisé pour le marché de la viande de porc.
- **TVECM\_HanSeoTest** Test de cointégration linéaire contre cointégration à seuil de Hansen et Seo (2002). Pas utilisé finalement.
- **TVECM\_SeoTest** Test d'absence de cointégration contre une cointégration à seuil de Seo (2006). Utilisé pour le marché de la viande de veau et de porc.

---

**setarTest**

*Test of linearity*

---

## Description

Test of linearity against threshold of Hansen (1999) with bootstrap distribution

## Usage

```
setarTest(x, m, d = 1, steps = d, series, thDelay = 0:1, mL, mH,  
          mTh, thVar, nboot=10, plot=FALSE, trim=0.1, test=c("1vs", "2vs3"))
```

## Arguments

<b>x</b>	time series
<b>m, d, steps</b>	embedding dimension, time delay, forecasting steps
<b>series</b>	time series name (optional)
<b>mL</b>	autoregressive order for 'low' regime (default : m). Must be <=m
<b>mH</b>	autoregressive order for 'high' regime (default : m). Must be <=m
<b>thDelay</b>	'time delay' for the threshold variable (as multiple of embedding time delay d)
<b>mTh</b>	coefficients for the lagged time series, to obtain the threshold variable
<b>thVar</b>	external threshold variable
<b>nboot</b>	numer of bootstrap replications
<b>trim</b>	trimming parameter indicating the minimal percentage of observations in each regime
<b>plot</b>	Whether a plot with the bootstrap distribution and the Ftest should be shown
<b>test</b>	Type of test. See details

## Details

Estimation of the first threshold parameter is made with CLS, a conditional search with one iteration is made for the second threshold. The Ftest comparing the residual sum of squares (SSR) of each model is computed.

$$F_{ij} = T((S_i - S_j)/S_j)$$

where  $S_i$  is the SSR of the model with i regimes (and so i-1 thresholds).

Three test are available. The both first can be seen as linearity test, whereas the third can be seen as a specification test : once the 1vs2 or/and 1vs3 rejected the linearity and

henceforth accepted the presence of a threshold, is a model with one or two thresholds preferable?

Test **1vs2** : Linear AR versus 1 threshold TAR

Test **1vs3** : Linear AR versus 2 threshold2 TAR

Test **2vs3** : 1 threshold TAR versus 2 threshold2 TAR

The both first are computed together and available with test="1vs". The third test is available with test="2vs3".

The homoskedastik bootstrap distribution is based on resampling the residuals from H0 model, estimating the threshold parameter and then computing the Ftest, so it involves many computations and is pretty slow.

## Value

A list containing :

- The residual Sum of squares of model AR, 1 threshold TAR and 2 thresholds TAR
- The Ftest statistic for each test
- The bootstrap Pvalues and critical values for the test selected

## Author(s)

Matthieu Stigler

## References

Hansen (1999) Testing for linearity, Journal of Economic Surveys, Volume 13, Number 5, December 1999 , pp. 551-576(26) available at : <http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/papers/cv.htm>

## See Also

TVAR\_LRtest for the multivariate version. SETAR for estimation of the model.

## Examples

```
#Data used by Hansen
sun<-(sqrt(sunspot.year+1)-1)*2

#Test 1vs2 and 1vs3
setarTest(sun, m=11, thDelay=0:1, nboot=5, plot=TRUE, trim=0.1, test="1vs")
```

## Description

Simulate or bootstraps a Threshold VAR

## Usage

```
TAR_simul(data,B, sigma,n=200, lag=1, trend=TRUE, nthresh=0, thDelay=1, Thresh, t
```

## Arguments

y	univariate time series
B	vector of parameter to simulate
Thresh	The threshold value(s). Vector of length nthresh
nthresh	number of threshold (see details)
lag	Number of lags to include in each regime
type	Whether a bootstrap or simulation is to employ. See details
trend	If a trend should be included in the model
thDelay	'time delay' for the threshold variable (as multiple of embedding time delay d).
thVar	external transition variable
mTh	Currently not implemented
starting	Starting values when a simulation with given parameter matrix is made

## Details

This function offers the possibility to generate series following a TAR from two approaches : bootstrap or simulation. When the data is given, one can use a simple residual bootstrap or simulate a serie from the parameter matrix and with normal distributed residuals (with variance pre-specified). The choice "check" is just there to check the function : one should obtain the same values as the given values. Please report if different. When the parameter matrix is given, there is only the possibility to simulate series. The starting values (of length equal to the number of lags) can be given. The user should take care for the choice of the starting values and parameters values, since it is not sure that the simulated values will cross the threshold even once.

**Value**

a list with the simulated/bootstrapped data and the parameter matrix used.

**Author(s)**

Matthieu Stigler

**References**

TODO

**See Also**

TODO

**Examples**

```
##Simulation of a TAR with 1 threshold
sim<-TAR_simul(B=c(2.9,-0.4,-0.1,-1.5, 0.2,0.3),lag=2, type="simul", nthresh=1, sigma=1.
mean(iffelse(sim>2,1,0)) #approximation of values over the threshold

#check the result
selectSETAR(sim, m=2)

##Bootstrap a TAR with two threshold (three regimes)
sun<-(sqrt(sunspot.year+1)-1)*2
TAR_simul(data=sun,nthresh=2,n=500, type="boot", Thresh=c(7,9))$serie

##Check the bootstrap
cbind(TAR_simul(data=sun,nthresh=2,n=500, type="check", Thresh=c(7,9))$serie,sun$)
```

---

TVAR

*Multivariate Threshold Autoregressive model*

---

**Description**

Estimate a multivariate Threshold VAR

**Usage**

```
0lsTVAR(data, lag, demean = c( "const", "trend","none", "both"), model=c("TAR",
```



## Arguments

<code>data</code>	time series
<code>lag</code>	Number of lags to include in each regime
<code>demean</code>	
<code>model</code>	If the transition variable is taken in levels (TAR) or difference (MTAR)
<code>commonInter</code>	Whether the deterministic regressors are regime specific ( <code>commonInter=FALSE</code> ) or not.
<code>nthresh</code>	Number of thresholds
<code>thDelay</code>	'time delay' for the threshold variable (as multiple of embedding time delay $d$ ) PLEASE NOTE that the notation is currently different to univariate models in <code>tsDyn</code> . The left side variable is taken at time $t$ , and not $t+1$ as in univariate cases.
<code>mTh</code>	combination of variables with same lag order for the transition variable. Either a single value (indicating which variable to take) or a combination
<code>thVar</code>	external transition variable
<code>trim</code>	trimming parameter indicating the minimal percentage of observations in each regime
<code>ngrid</code>	number of elements of the grid, especially for <code>nthresh=3</code>
<code>gamma</code>	prespecified threshold values
<code>around</code>	The grid search is restricted to <i>ngrid</i> values around this point. Especially useful for <code>nthresh=3</code> .
<code>plot</code>	
<code>dummyToBothRegimes</code>	

Whether the dummy in the one threshold model is applied to each regime or not.

## Details

For fixed `th` and threshold variable, the model is linear, so estimation can be done directly by CLS (Conditional Least Squares). The search of the parameters values is made upon a grid of potential values. So it is pretty slow.

`nthresh=1` : estimation of one threshold model (two regimes) upon a grid of *ngrid* values (default to ALL) possible thresholds and delays values.

`nthresh=2` : estimation of two thresholds model (three regimes) Conditional on the threshold found in model where `nthresh=1`, the second threshold is searched. When both are found, a second grid search is made with 30 values around each threshold.

nthresh=3 : DOES NOT estimate a 3 thresholds model, but a 2 thresholds model with a whole grid over the thresholds parameters (so is really slow) with a given delay, is there rather to check the consistency of the method nthresh=2

## Value

Fitted model data

## Author(s)

Matthieu Stigler

## References

TODO

## See Also

TODO

## Examples

```
data(zeroyld)
```

```
data<-zeroyld
```

```
TVAR(data, lag=2, nthresh=2, thDelay=1, trim=0.1, mTh=1, plot=TRUE)
```

```
##The one threshold (two regimes) gives a value of 10.698 for the threshold and 1 for th
```

---

TVAR_LRtest	<i>Test of linearity</i>
-------------	--------------------------

---

## Description

Multivariate extension of the linearity against threshold test from Hansen (1999) with bootstrap distribution

## Usage

```
TVAR_LRtest(x, m=1, d = 1, steps = d, trend=TRUE,  
series, thDelay = 1:2, mTh=1, thVar, nboot=10, plot=FALSE,  
trim=0.1, test=c("1vs", "2vs3"))
```

## Arguments

<b>x</b>	multivariate time series
<b>m, d, steps</b>	embedding dimension, time delay, forecasting steps
<b>series</b>	time series name (optional)
<b>thDelay</b>	'time delay' for the threshold variable IN THE MULTIVARIATE IMPLEMENTATION (so 0 :1 in univariate correspond to 1 :2)
<b>mTh</b>	combination of variables with same lag order for the transition variable. Either a single value (indicating which variable to take) or a combination
<b>thVar</b>	external threshold variable
<b>nboot</b>	numer of bootstrap replications
<b>trim</b>	trimming parameter indicating the minimal percentage of observations in each regime
<b>plot</b>	Whether a plot with the bootstrap distribution and the Ftest should be shown
<b>test</b>	Type of test. See details

## Details

This test is just the multivariate extension proposed by Lo and Zivot of the linearity test of Hansen (1999). As in univariate case, estimation of the first threshold parameter is made with CLS, for the second threshold a conditional search with one iteration is made. Instead of a Ftest comparing the SSR for the univariate case, a Likelihood Ratio (LR) test comparing the covariance matrix of each model is computed.

$$LR_{ij} = T(\ln(\det \hat{\Sigma}_i) - \ln(\det \hat{\Sigma}_j))$$

where  $\hat{\Sigma}_i$  is the estimated covariance matrix of the model with i regimes (and so i-1 thresholds).

Three test are available. The both first can be seen as linearity test, whereas the third can be seen as a specification test : once the 1vs2 or/and 1vs3 rejected the linearity and henceforth accepted the presence of a threshold, is a model with one or two thresholds preferable ?

Test **1vs2** : Linear VAR versus 1 threshold TVAR

Test **1vs3** : Linear VAR versus 2 threshold2 TVAR

Test **2vs3** : 1 threshold TAR versus 2 threshold2 TAR

The both first are computed together and available with test="1vs". The third test is available with test="2vs3".

The homoskedastik bootstrap distribution is based on resampling the residuals from H0 model, estimating the threshold parameter and then computing the Ftest, so it involves many computations and is pretty slow.

## Value

A list containing :

- The values of each LR test
- The bootstrap Pvalues and critical values for the test selected

## Author(s)

Matthieu Stigler

## References

Hansen (1999) Testing for linearity, Journal of Economic Surveys, Volume 13, Number 5, December 1999 , pp. 551-576(26) available at : <http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/papers/cv.htm>

Lo and Zivot(2001) "Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price," Macroeconomic Dynamics, Cambridge University Press, vol. 5(4), pages 533-76, September.

## See Also

`setarTest` for the univariate version. `olsTVAR` for estimation of the model.

## Examples

```
data(zeroyld)
data<-zeroyld
```

```
TVAR_LRtest(data, m=2, mTh=1,thDelay=1:2, nboot=3, plot=FALSE, trim=0.1, test="1vs")
```

---

<code>TVAR_simul</code>	<i>Simulation and bootstrap of multivariate Threshold Autoregressive model</i>
-------------------------	--

---

## Description

Estimate or bootstraps a multivariate Threshold VAR

## Usage

```
TVAR_simul(y,B=NULL,Thresh, nthresh=1, type=c("boot", "simul", "check"),
sigma,n=200, lag=1, trend=TRUE, thDelay=1, thVar=NULL, mTh=1, starting=NULL)
```

## Arguments

<code>y</code>	multivariate time series
<code>B</code>	matrix of parameter to simulate
<code>Thresh</code>	The threshold value(s). Vector of length <code>nthresh</code>
<code>nthresh</code>	number of threshold (see details)
<code>lag</code>	Number of lags to include in each regime
<code>type</code>	Whether a bootstrap or simulation is to employ. See details
<code>trend</code>	If a trend should be included in the model
<code>thDelay</code>	'time delay' for the threshold variable (as multiple of embedding time delay <code>d</code> ) PLEASE NOTE that the notation is currently different to univariate models in <code>tsDyn</code> . The left side variable is taken at time <code>t</code> , and not <code>t+1</code> as in univariate cases.
<code>thVar</code>	external transition variable
<code>mTh</code>	combination of variables with same lag order for the transition variable. Either a single value (indicating which variable to take) or a combination
<code>starting</code>	Starting values when a simulation with given parameter matrix is made

## Details

This function offers the possibility to generate series following a TVAR from two approaches : bootstrap or simulation. When the data is given, one can use a simple residual bootstrap or simulate a serie with the same parameter matrix and with normal distributed residuals (with variance pre-specified). The choice "check" is just there

to check the function : one should obtain the same values as the given values. When the parameter matrix is given, there is only the possibility to simulate series. The starting values (of length equal to the number of lags) can be given. The user should take care for the choice of the starting values and parameters values, since it is not sure that the simulated values will cross the threshold even once.

## Value

a list with the simulated/bootstrapped data and the parameter matrix used.

## Author(s)

Matthieu Stigler

## References

TODO

## See Also

TODO

## Examples

```
##Simulation of a TVAR with 1 threshold
B<-rbind(c(0.11928245, 1.00880447, -0.009974585, -0.089316, 0.95425564, 0.02592617),c(0.11928245, 1.00880447, -0.009974585, -0.089316, 0.95425564, 0.02592617))
sim<-TVAR_simul(B=B,nthresh=1,n=500, type="simul",mTh=1, Thresh=5, starting=c(5.2, 5.5))

#estimate the new serie
TVAR(sim, lag=1, dummyToBothRegimes=TRUE)

##Bootstrap a TVAR with two threshold (three regimes)
data(zeroyld)
serie<-zeroyld
TVAR_simul(data=serie,nthresh=2,n=500, type="boot",mTh=1, Thresh=c(7,9))

##Check the bootstrap
cbind(TVAR_simul(data=serie,nthresh=2,n=500, type="check",mTh=1, Thresh=c(7,9)) $serie,s
```

---

<b>TVECM</b>	<i>Threshold Vector Error Correction model (VECM)</i>
--------------	---

---

## Description

Estimate a Threshold Vector Error Correction model (VECM)

## Usage

```
TVECM(data,lag=1,trend=TRUE, bn=50, ngridG=50, trim=0.05, nthresh=1,plot=TRUE, d
```

## Arguments

<b>data</b>	time series
<b>lag</b>	Number of lags to include in each regime
<b>trend</b>	If a trend should be included in the model
<b>nthresh</b>	number of threshold (see details)
<b>ngridG</b>	number of elements to search for the threshold value
<b>bn</b>	number of elements to search for the cointegrating value
<b>beta</b>	different possibilities to pre-specify an exact value, an interval or a central point for the search of the cointegrating value
<b>gamma1</b>	different possibilities to pre-specify an exact value, an interval or a central point for the search of gamma1
<b>gamma2</b>	different possibilities to pre-specify an exact value or a central point for the search of gamma2
<b>trim</b>	trimming parameter indicating the minimal percentage of observations in each regime
<b>dummyToBothRegimes</b>	
<b>rest</b>	
<b>methodMapply</b>	only for programming. Is to make the choice between a for loop or mapply implementation
<b>rest</b>	Currently not available
<b>model</b>	The choice of the model. See details
<b>plot</b>	Whether a grid with the SSR of each threshold should be printed

## Details

For fixed threshold and cointegrating vector, the model is linear, so estimation can be done directly by CLS (Conditional Least Squares). The search of the parameters values which minimize the residual sum of squares (SSR) is made upon a grid of potential values. The search on the threshold values is made upon existing ones, whereas the search for the cointegrating value is made by default from a

`nthresh=1` : estimation of one threshold model (two regimes) upon a grid of *ngrid* values (default to ALL) possible thresholds and delays values.

`nthresh=2` : estimation of two thresholds model (three regimes) Conditional on the threshold found in model where `nthresh=1`, the second threshold is searched. When both are found, a second grid search is made with 30 values around each threshold.

The model can be either with a threshold effect on all variables ("All") or only on the error correction term (ECT) (argument "only ECT"). In the second case, the value for the middle threshold is taken a null, as in Balke and Fomby (1997).

## Value

Fitted model data

## Author(s)

Matthieu Stigler

## References

TODO

## See Also

TODO

## Examples

```
data(zeroyld)
data<-zeroyld
```

```
TVECM(data, nthresh=2, lag=1, bn=20, ngridG=30, plot=TRUE, trim=0.05, model="All", trend=F
```



---

TVECM_SeoTest	<i>No cointegration vs threshold cointegration test</i>
---------------	---

---

## Description

Test the null of no cointegration against threshold cointegration with bootstrap distribution of Seo (2006)

## Usage

```
TVECM_SeoTest(data, lag, beta, trim=0.1, nboot, plot=FALSE)
```

## Arguments

<b>data</b>	time series
<b>lag</b>	Number of lags to include in each regime
<b>beta</b>	Pre-specified cointegrating value
<b>trim</b>	trimming parameter indicating the minimal percentage of observations in each regime
<b>plot</b>	Whether a grid with the SSR of each threshold should be printed

## Details

For this test, the cointegrating value has to be specified by the user.

The model used is one where the threshold effect concerns only the cointegrating vector, and only in the outer regimes.

Due to the presence of parameters unidentified under the null hypothesis, the test employed is a Sup-Wald test, that means that for each combination of the thresholds, a Wald Test is computed and the supremum of all tests is taken. For each bootstrap replication, this approach is taken, so that the test is really slow.

## Value

A list containing diverse informations :

Estimated threshold parameters and usual slope parameters.

Value of the test.

Critical and Pvalue from bootstrap distribution.

## Author(s)

Matthieu Stigler

## References

Seo, Myunghwan, 2006. "Bootstrap testing for the null of no cointegration in a threshold vector error correction model," *Journal of Econometrics*, vol. 127(1), pages 129-150, September.

## See Also

TODO

## Examples

---

TVECM_SeoTest	<i>No cointegration vs threshold cointegration test</i>
---------------	---

---

## Description

Test the null of linear cointegration against threshold cointegration with bootstrap distribution of Hansen and Seo (2006)

## Usage

```
HanSeo_TVECM(dat, lag=1, gn=300, bn=300, trim=0.05, boot=1000, UserSpecified_beta)
```

## Arguments

<b>dat</b>	Time series
<b>lag</b>	Number of lags to include in each regime
<b>gn</b>	Number of elements to search for the threshold value
<b>bn</b>	Number of elements to search for the cointegrating value
<b>trim</b>	trimming parameter indicating the minimal percentage of observations in each regime
<b>boot</b>	Number of bootstrap replications

<code>UserSpecified_beta</code>	Pre-specified cointegrating value
<code>cov</code>	Whether a Eicker-White (value 1) or standard (value 0)covariance matrix estimation
<code>p_est</code>	currently not used
<code>intercept</code>	Whether an intercept is to be included in the VECM
<code>UserSpecified_gamma</code>	Pre-specified threshold value

## Details

The estimation is made with Maximum-Likelihood.

## Value

A list containing diverse informations :  
 Estimated threshold parameters and usual slope parameters.  
 Value of the test.  
 Critical and Pvalue from bootstrap distribution.

## Author(s)

Original Matlab code of Bruce Hansen, R transcription by Matthieu Stigler

## References

Hansen, B. E. and Seo, B. (2002). Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error Correction Models, *Journal of Econometrics* 110 :293-318.

## See Also

TODO

## Examples

TODO