

Oenométrie IX, Montpellier, 31 mai - 1 juin 2002

VINS DE BORDEAUX : OU SONT LES MARCHES ?

Florine Livat*

VINS DE BORDEAUX : OU SONT LES MARCHES ?

Résumé

Dans quelle mesure les vins de Bordeaux se font-ils concurrence ? Cette étude de l'amont du marché, basée sur des séries de prix mensuels par AOC, vise à identifier les différents marchés.

Une analyse en terme de cointégration des prix de biens *a priori* reliés peut permettre de définir l'étendue d'un marché, et d'identifier les biens substituables et les biens complémentaires. Cette approche présente plusieurs avantages par rapport à l'approche structurelle. Deux marchés sont identifiés ; l'un d'eux serait indépendant de l'AOC Bordeaux rouge, contrairement à une idée largement répandue chez les professionnels de la filière.

BORDEAUX WINES : WHERE ARE THE MARKETS ?

Abstract

Bordeaux wines are they themselves in competition ? The aim of this study of exchanges between producers and wine merchants, on the basis of monthly prices by AOC, is to identify the extent of the market.

A cointegrating analysis of prices of *a priori* related goods can allow defining the extent of a market, and shows complementary and substitutable goods. This approach offers several advantages compared with the structural one. Two markets are identified; one of them seems independent of the red Bordeaux AOC, in contrast with the professionals' idea.

*- OMI, Laboratoire d'Economie Régionale, Université de Reims Champagne-Ardenne

- Bureau F. Lillet / Les Grands Crus, courtiers en vins (CIFRE)

florine@bureau-lgc.fr

Les Grands Crus, 33 cours Xavier Arnoz, 33000 Bordeaux

L'auteur reste responsable des erreurs et omissions du texte, et remercie la société Bureau F. Lillet pour son soutien financier.

La théorie économique standard postule qu'un marché est composé de vendeurs et d'acheteurs d'une marchandise homogène. Or, dans la réalité, cette hypothèse est fréquemment violée, et elle l'est *a priori* pour le marché des vins de Bordeaux : de l'avis des professionnels, les caractéristiques intrinsèques du produit sont telles que le vin de chaque appellation, voire de chaque château producteur, constitue un segment de marché spécifique ; la différenciation horizontale serait telle qu'aucune relation de substitution ne serait envisageable entre Appellations d'Origine Contrôlée (AOC) du bordelais, il n'y aurait donc finalement plus de différenciation. De plus, le Comité Interprofessionnel des Vins de Bordeaux (CIVB), assure l'absence de différenciation verticale entre les vins. Il est pourtant vraisemblable que les deux dimensions de la différenciation soient présentes sur ce marché. Ainsi, le fait qu'une concurrence monopolistique - engendrée par la différenciation (Chamberlin, 1950, p. 60) - s'exerce sur le marché des vins de Bordeaux est généralement admis par les économistes. Mais dans quelle mesure les vins de Bordeaux sont-ils en concurrence ?

Notre étude porte sur l'amont du marché, sur les échanges de vin en vrac qui existent entre producteurs et négociants, et entre négociants, durant la décennie 90, et repose sur des données mensuelles (décembre 1991 à août 2001).

Un marché suppose la confrontation d'une offre et d'une demande, dans le but de procéder à des échanges sur la base d'un système de prix. Deux dimensions permettent de le définir (Steiner, 1985, p. 575) :

- la structure (les conditions générales dans lesquelles ont lieu les échanges) ;
- l'étendue (groupes spécifiques d'acheteurs, de vendeurs, de produits).

Il s'agit ici d'un problème de segmentation du marché des vins de Bordeaux ; non pas de segmentation dans une optique marketing de formation et de sélection de groupes de consommateurs, mais de définition de « sous-marchés » pertinents : quelle est l'étendue, en termes de produits, du ou des marchés, dans le cas des vins de Bordeaux ? Pour Cartwright et al. (1989, p. 79), « *a market encompasses the significant actual and potential demanders and suppliers in a geographic area that constrain the price and non price strategy of commodities highly substitutable in consumption and/or in production* ». L'étendue du marché correspond

donc aux biens qui se font concurrence, idée dont on trouve les prémisses chez Nightingale (1978, p. 36), ou chez Stigler et Sherwin (1985, p. 555).

Notre approche est basée sur les mouvements des prix relatifs, approche traditionnellement adoptée par les économistes (Stigler et Sherwin, 1985 ; Horowitz, 1981)¹ : le prix est la variable stratégique de la problématique de la définition des marchés². Nous nous intéresserons plus particulièrement aux mouvements communs aux prix étudiés.

Après une présentation du marché étudié et des données disponibles, une deuxième partie précise la méthodologie. Une troisième partie présente les résultats.

I - LE MARCHE DES VINS DE BORDEAUX

1) L'organisation du marché : la Place

Le marché des vins de Bordeaux s'organise essentiellement autour du négoce girondin, des marchands de vin basés dans la région de Bordeaux. Le mode de commercialisation des vins de Bordeaux est bien spécifique : à partir de la propriété, des châteaux, la grande majorité des vins est vendue à des négociants du département de la Gironde avant d'être diffusée aux différents circuits de distribution (cafés-hôtels-restaurants, cavistes, grossistes, particuliers, grande distribution, export...). Ce marché, dit de place, est donc un marché interne au département, une sorte d'entonnoir, où s'échangent des vins entre producteurs et négociants, et entre négociants, par le biais des courtiers. Ce marché existe depuis plus de 400 ans et traite plus de 80 % des transactions (Boidron et Lemay, 2000, p. 125).

2) Les produits échangés

A la fin de la vendange, un stock de vin est constitué, et ce volume offert présente une certaine rigidité : le vin est millésimé, produit en quantité limitée à un moment précis dans le temps et non reproductible. On se situe donc dans le cadre « marshallien » de la courte /

¹ Une autre piste de définition des marchés est proposée par les « *Merger Guidelines* » (1982, révisées en 1984) du Département américain de la Justice. Harris et Simons (1989) en ont dérivé le critère de la perte critique. Bien que la définition contenue dans les « *Merger Guidelines* » soit inadaptée pour certains (Stigler et Sherwin, 1985, p. 582), elle fait référence à des phénomènes de substitution entre les biens.

² Selon Stigler et Sherwin, « *markets are where prices are established* » (1985, p. 555). Selon ces mêmes auteurs, la connaissance des mouvements physiques de marchandises ne permet pas de conclure quoi que ce soit quant à la délimitation du marché (1985, pp. 580-582).

moyenne période³. Néanmoins, à chaque période, des échanges de vin - en vrac et en bouteille - ont lieu, sur la base de la confrontation de l'offre et de la demande.

Nous cherchons à identifier quelles AOC se font concurrence. Or, sur le marché des vins de Bordeaux, on comprend aisément que le produit soit substituable par la demande et qu'il puisse exister certaines relations de complémentarité. Mais différentes possibilités de substitution s'offrent également au producteur. En effet, si on raisonne au niveau des AOC, le passage de l'une à l'autre est possible, dans une certaine mesure toutefois : d'une part, le non-respect du cahier des charges fixé par l'INAO peut être sanctionné par la rétrogradation du vin dans une AOC plus générale (passer d'une AOC communale à une AOC sous-régionale ou régionale, par exemple), voire par le déclassement du vin en vin de table ; d'autre part, le producteur peut, de lui-même, décider d'attribuer une AOC plus générale à son vin. Ainsi, il est fréquent que des producteurs d'une AOC du groupe Côtes fassent bénéficier leur vin de l'AOC Bordeaux lorsque les prix de cette dernière sont favorablement orientés. Les négociants peuvent également pratiquer de la sorte. On constate aussi depuis quelques années que des cépages destinés à la production de Bordeaux blanc sont arrachés au profit de cépages destinés à produire un vin de l'AOC Bordeaux rouge, mais dans ce cas on sort du cadre de la courte-moyenne période.

Ainsi, parce que les producteurs ne disposent que d'une marge de manœuvre réduite pour modifier l'AOC de leur vin, il est vraisemblable que les mouvements de demande soient à l'origine de la plupart des relations concurrentielles entre les vins : les caractéristiques de la demande joueraient un rôle central dans la dynamique de ce marché.

3) Le marché du vrac

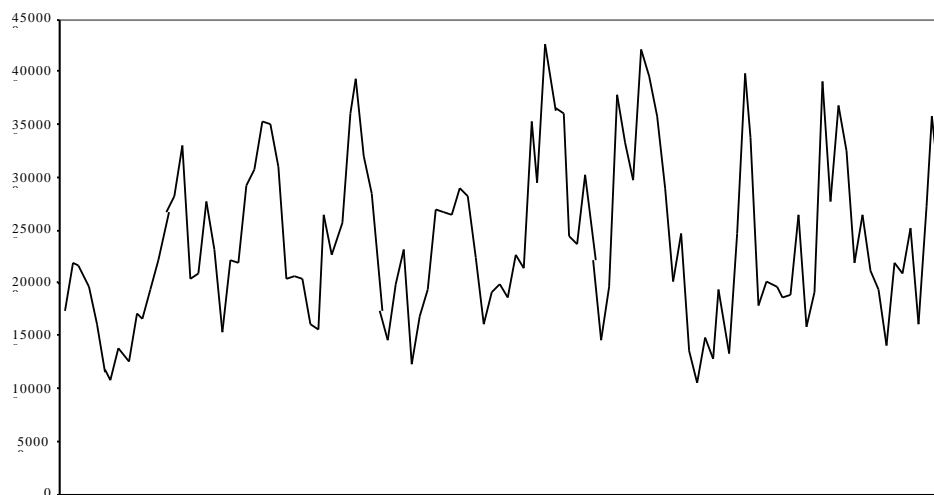
Le commerce des vins de Bordeaux se divise globalement en transactions de bouteilles et en transactions de tonneaux de 900 litres (transactions de vrac). Le marché du vrac constitue une partie essentielle du marché des vins de Bordeaux. La part moyenne mensuelle du vrac dans le volume total échangé est régulièrement supérieure à 50%, sauf pour les années 1998 et 1999 où elle s'établit respectivement à 44,5 et 45,7%. Notons que ces chiffres sous-estiment

³ En ce qui concerne les courtes périodes «(l)'offre [...] n'a pas le temps de s'adapter pleinement à la demande ; mais les producteurs doivent, du mieux qu'ils peuvent, adapter l'offre à la demande avec les instruments de production qui sont déjà à leur disposition ». En longues périodes, « tous les placements de capitaux et tous les efforts nécessaires à l'installation matérielle et à l'organisation d'une entreprise [...] ont le temps d'être adaptés aux revenus que l'on s'attend à en retirer » (Marshall, 1906, pp. 68-69).

la part de vrac dans la production totale du fait de possibilité de revente, entre négociants, de vins en bouteille, ce qui est moins courant pour le vrac.

Depuis le début des années 1990, les volumes de vrac commercialisés évoluent de la sorte :

GRAPHIQUE 1 : Volumes échangés
Hectolitres, vrac tous millésimes



déc mars juin sept déc mars juin sept déc mars juin sept déc mars juin sept déc mars juin sept déc mars

On peut remarquer une forte saisonnalité du volume des transactions avec un pic sur la première moitié de l'année, ce qui correspond à l'arrivée sur le marché du dernier millésime, et par conséquent une volatilité importante.

4) Evolution des prix

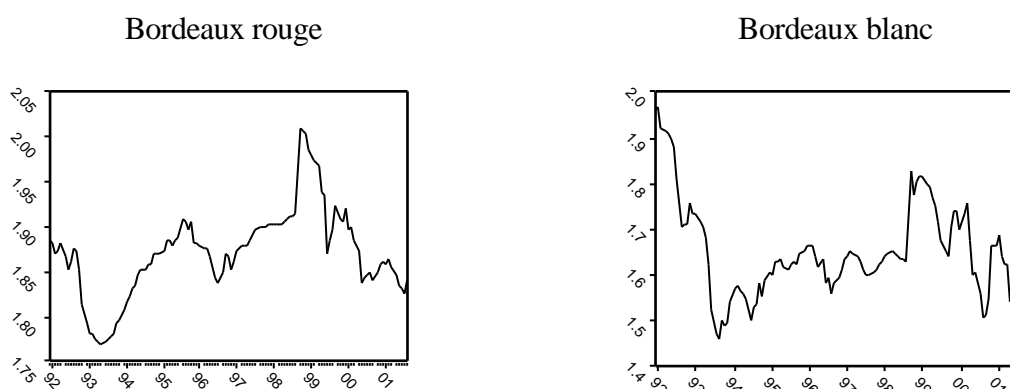
Les séries disponibles sont fournies par le Comité Interprofessionnel des Vins de Bordeaux (CIVB) sur la base du document mensuel « Transactions enregistrées par le CIVB », l'un des rôles des structures interprofessionnelles étant l'enregistrement des transactions à l'aide d'un bordereau mentionnant l'appellation, le volume et le prix. Il s'agit ici des prix du vin en vrac, pour l'ensemble des appellations générales du bordelais, tous millésimes confondus, de décembre 1991 à août 2001. Les séries de prix sont divisées par l'indice mensuel des prix à la consommation, tous ménages, hors tabac (base 100 en 1998). Tous sont transformés en logarithmes.

Ces données font l'objet de critiques⁴ et comportent de nombreux manquants⁵. On écarte le Bordeaux rosé et les crémants qui par hypothèse constituent deux segments spécifiques du marché et dont les volumes échangés sont très faibles. Au final, sur la base des parts de marché de chacune des 57 AOC du bordelais, on retient les prix des 6 appellations suivantes, ce qui assure la représentation de chaque type de vin (hormis les liquoreux) :

- Bordeaux rouge : variable LBDXRG
- Bordeaux blanc : variable LBDXBC
- Bordeaux supérieur rouge : variable LBDXSUP
- Premières Côtes de Blaye, rouge : variable LPCBY
- Médoc, rouge : variable LMDC
- Saint-Emilion, rouge : variable LSE

Les échanges de ces AOC représentent environ 75%, en moyenne, des transactions de vrac.

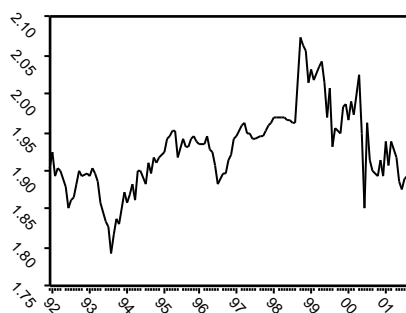
*GRAPHIQUES 2 : Evolution des prix
(logarithme des prix réels en francs)*



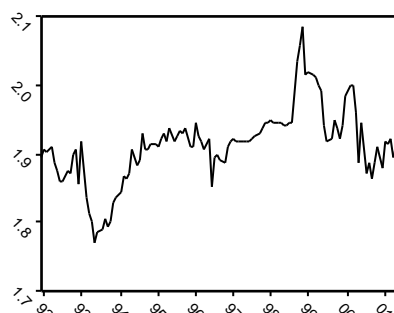
⁴ Ces bordereaux peuvent être conservés plusieurs mois par l'acheteur avant d'être enregistrés auprès du CIVB, principalement pour des raisons relatives au versement des cotisations professionnelles. Ainsi, pour Lasserre (1996, p. 29), « d'une part, le prix calculé pour un mois donné ne tient pas compte de l'ensemble des transactions effectivement réalisées au cours de ce mois, mais d'autre part, il tient compte de transactions réalisées il y a plusieurs mois, période où le marché était sans doute différemment orienté ». De plus, « l'exhaustivité voulue du mode de calcul implique la prise en compte de certaines transactions qui, de l'avis des courtiers, ne reflètent pas la tendance du marché. C'est le cas pour les entreprises de négoce qui détiennent des domaines de production et se retrouvent acheteurs et vendeurs d'une même opération. De toute évidence, les prix retenus pour valoriser ce type de transaction participent de considérations relevant de gestion interne et peuvent donc s'écarter très sensiblement du prix moyen constaté sur le marché ».

⁵ Pour le CIVB, le prix est jugé non significatif lorsque le nombre de contrats est très faible. De plus, il est supposé qu'il n'y a pas de prix lorsque aucune transaction n'a été enregistrée au cours du mois pour l'appellation concernée.

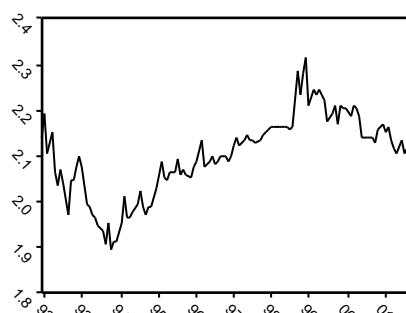
Bordeaux supérieur



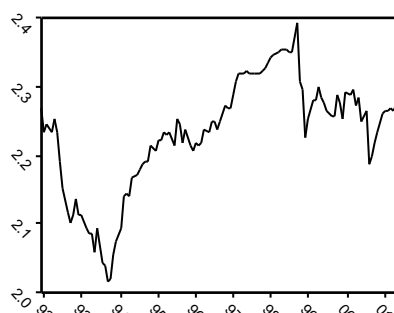
Premières Côtes de Blaye



Médoc



Saint-Emilion



Au vu des graphiques, on considère que les séries ne sont pas animées d'un trend linéaire.

4) Statistiques descriptives

Les statistiques descriptives des séries de prix sur l'échantillon sont données par E-Views :

TABLEAU 1 - Statistiques descriptives

	LBDXBC	LBDXRG	LBDXSUP	LMDC	LPCBY	LSE
Moyenne	1,651583	1,870689	1,927749	2,101443	1,912858	2,232733
Médiane	1,634888	1,872728	1,929032	2,110042	1,917270	2,250043
Maximum	1,965483	2,009665	2,072124	2,312050	2,085291	2,392747
Minimum	1,459148	1,768396	1,793685	1,892782	1,769896	2,016659
Std. Dev.	0,105673	0,048609	0,052414	0,088800	0,054032	0,082366
Skewness	0,869315	0,266709	0,304447	-0,281107	0,070531	-0,733037
Kurtosis	3,780292	3,919883	3,370582	2,654115	4,221224	3,017222
Jarque-Bera	17,70448	5,512252	2,476903	2,124140	7,367521	10,47963
ADF niveau *	-3,458769	-1,990196	-1,836396	-1,272704	-2,168927	-1,333234
ADF **	-4,787682	-4,148244	-5,350132	-5,967228	-4,892660	-4,756758
Observations	117	117	117	117	117	117

* les tests sont spécifiés sans trend, avec constante, pour 4 retards. Les valeurs critiques sont les suivantes :

- à 1 % (MacKinnon) : -3,4895
- à 5 % : -2,8872
- à 10 % : -2,5803

** les hypothèses quant au type de processus générateur des données (formulées en terme de différence première) sont les mêmes que pour le test sur les variables en niveau. Les valeurs critiques sont les suivantes :

- à 1 % (MacKinnon) : -3,49
- à 5 % : -2,8874
- à 10 % : -2,5804

Le prix réel du bordeaux blanc présente la plus forte volatilité. Les prix les plus bas sont ceux de l'AOC Bordeaux blanc, tandis que les plus élevés sont ceux de l'AOC Saint-Emilion. Les tests de racine unitaire montrent que les variables sont intégrées d'ordre 1, à l'exception des prix de l'AOC Bordeaux blanc qui paraissent stationnaires. Pour cette variable, reformuler le test pour 6 retards conduit à accepter l'hypothèse nulle de présence d'une racine unitaire dans la chronique. Les coefficients de corrélation simple sont calculés sur les variables en niveau :

TABLEAU 2 - Coefficients de corrélation simple : variables en niveau

	LBDXBC	LBDXRG	LBDXSUP	LMDC	LPCBY	LSE
LBDXBC	1,000	0,853	0,833	0,878	0,821	0,466
LBDXRG	0,853	1,000	0,870	0,877	0,897	0,445
LBDXSUP	0,833	0,870	1,000	0,846	0,810	0,521
LMDC	0,878	0,877	0,846	1,000	0,813	0,377
LPCBY	0,821	0,897	0,810	0,813	1,000	0,603
LSE	0,466	0,445	0,521	0,377	0,603	1,000

et, à l'instar de Stigler et Sherwin (1985, voir ci-après), sur les variables en différence première (s'agissant des logarithmes, ces coefficients de corrélation expriment le lien existant entre les taux de variation des prix) :

TABLEAU 3 - Coefficients de corrélation simple : variables en différence première

	DLBDXBC	DLBDXRG	DLBDXSUP	DLMDC	DLPCBY	DLSE
DLBDXBC	1,000	0,265	0,097	0,216	0,429	0,072
DLBDXRG	0,265	1,000	0,248	0,141	0,446	-0,077
DLBDXSUP	0,097	0,248	1,000	-0,028	-0,106	0,275
DLMDC	0,216	0,141	-0,028	1,000	0,034	-0,116
DLPCBY	0,429	0,446	-0,106	0,034	1,000	0,083
DLSE	0,072	-0,077	0,275	-0,116	0,083	1,000

Les coefficients de corrélation simple sur les variables en niveau sont tous très élevés, constat à nuancer cependant en ce qui concerne les corrélations avec le prix de l'appellation Saint-Emilion. Lorsqu'ils sont calculés sur les variables en différence première, il apparaît deux groupes de variables : d'une part les prix des appellations Bordeaux blanc, Bordeaux rouge, Bordeaux supérieur, Médoc et Premières Côtes de Blaye, d'autre part les prix des appellations Saint-Emilion et Bordeaux supérieur. Ces deux dernières appellations semblent bien constituer un groupe spécifique, tandis que dans le premier groupe les prix des AOC ne présentent pas toujours des corrélations élevées.

II - DEFINIR LES MARCHES

1) Corrélation et causalité

Une méthode simple de définition des marchés, basée sur les mouvements de prix relatifs, est proposée par Stigler et Sherwin (1985). Leur test permet de quantifier la sensibilité des prix d'un produit aux mouvements de prix d'un autre produit grâce au coefficient de corrélation simple entre les prix de ces deux produits. Ainsi, deux produits appartiennent au même marché (i.e. sont des substituts proches en production et/ou en consommation) si leurs prix relatifs maintiennent un ratio stable : plus grande est une corrélation positive de deux prix, plus grande est la possibilité que les deux produits soient dans le même marché. Cette technique produisant facilement des corrélations élevées, Stigler et Sherwin l'appliquent aux différences premières des logarithmes de prix.

Néanmoins, une approche en terme de coefficient de corrélation souffre de nombreuses limites (Glassman, 1980 ; Horowitz, 1981)⁶. Une alternative généralement proposée est la détermination d'élasticités-prix directes et croisées. Le degré d'interaction des marchés est ainsi précisé à partir du degré de substituabilité-complémentarité entre les biens⁷. Mais ce type d'approche implique l'estimation des fonctions d'offre et de demande structurelles (Bishop, 1952), ce qui entraîne des problèmes techniques bien connus, et pose la question de la transitivité.

Cartwright et al. (1989) s'intéressent quant à eux au test de causalité au sens de Granger pour définir les marchés :

- une causalité instantanée statistiquement significative indique que les mouvements de prix d'un produit sont corrélés avec les mouvements de prix d'un autre produit. Dans ce cas,

⁶ Notons par exemple que pour Tirole (1988, in Cartwright et al.), une corrélation élevée des prix est au mieux une condition nécessaire, mais pas suffisante, pour que les produits considérés appartiennent au même marché. De plus, pour Kimmel (1987, in Cartwright et al.), il peut exister deux marchés même si les corrélations des prix des deux produits sont très élevées, et inversement, il peut n'exister qu'un marché lorsque la corrélation est faible voire négative. Plus généralement, le coefficient de corrélation n'offre qu'une information statique ignorant toute dynamique dans la détermination des prix et l'efficacité des marchés. De plus, la corrélation de deux prix ne met en évidence aucune relation de causalité, le danger étant d'en inférer une malgré tout (Horowitz, 1981). Enfin, la détermination d'un niveau de corrélation « suffisamment grand » pour conclure à l'existence d'un segment de marché est arbitraire. On peut également souligner le risque de corrélation fortuite, due à une covariance entre les deux séries de prix, significativement non nulle, mais n'impliquant aucune relation économique (Bourbonnais, 1998, p. 14).

⁷ Les relations de substitution-complémentarité dans la fonction de demande de boissons alcoolisées peuvent être étudiées grâce au modèle « *Almost Ideal Demand System* » de Deaton et Muellbauer (1980). Pour des applications, voir Gaburro et Casali (1997), Karagiannis (1998), Ben Kaabia et Gil (2000), MacAviney (1997 ; 1998 ; 2000), Seyte et Terraza (2000).

les deux produits en question sont supposés appartenir au même marché. De plus, étant donné que la causalité instantanée indique des mouvements de prix contemporains, le mécanisme de marché est dit efficient⁸ ;

- dans le cas de causalité avec feedback, on peut conclure que les deux produits considérés appartiennent au même marché, mais qu'étant donné le décalage temporel dans la transmission de l'information, le marché est dit inefficent ;
- la causalité unidirectionnelle ne permet pas de conclure que les deux produits considérés appartiennent au même marché.

Cependant, l'étude de la causalité, à la fois comme étape préalable à la modélisation VAR et comme méthode de délimitation des marchés, est influencée par la possibilité de cointégration des séries de prix considérées :

- selon le deuxième théorème de Toda et Phillips (1993, p. 1376), si le système est $I(1)$ mais sans cointégration, les tests de causalité basés sur des VAR en niveau peuvent être utilisés, mais il faut re-calculer les valeurs critiques ; les tests basés sur des VAR en différence sont également valables, et dans ces tests le α usuel a des valeurs critiques adaptées.

- s'il y a de la cointégration au sein de y_t , les conséquences pour les tests de causalité sont fonction du degré de cointégration.

Si le nombre de relations de cointégration est égal au nombre de variables étudiées (endogènes), les tests de causalité usuels peuvent être menés sur la base du modèle VAR.

Si y_t est cointégré, mais pas « suffisamment » par rapport aux variables dont on souhaite tester l'effet causal, on est dans un cas qui permet une représentation VECM⁹. La distribution asymptotique de la statistique du test de Wald est alors complexe puisqu'elle suit un mélange d'un χ^2 et d'une distribution non standard. La forme précise de la distribution dépend du rang réel d'une sous-matrice de la matrice cointégrante α .

Toda et Phillips concluent que l'utilisation empirique des tests de causalité à la Granger basés sur des modèles VAR(k) ne doit pas être encouragée en cas de possibilité de

⁸ Pour une présentation de la théorie des marchés efficients, voir Fama (1970) : un marché sur lequel les prix reflètent toujours pleinement l'information disponible est dit efficient. Pour une discussion de la théorie des marchés efficients, voir Grossman et Stiglitz (1980) : les prix reflètent l'information possédée par les individus informés, mais seulement partiellement, l'information n'est qu'imparfaitement rendue publique ; le fait que le système de prix soit plus ou moins informatif dépend du nombre d'individus informés.

⁹ Le rang de la matrice cointégrante est compris strictement entre 0 et n le nombre de variables dépendantes.

cointégration partielle des séries modélisées, c'est-à-dire lorsque le nombre de relations de cointégration est inférieur au nombre de variables étudiées. Il est préférable de mener les tests de causalité sur des modèles vectoriels avec mécanisme correcteur d'erreur. Cependant, des difficultés subsistent puisque ces tests ne suivent pas toujours un χ^2 standard. Au final, pour Toda et Phillips, les tests de causalité basés sur des VECM, permettant de prendre en compte la cointégration des séries, marchent raisonnablement bien pour de petits systèmes, de trois ou quatre variables, et pour des échantillons relativement larges.

Nous retenons ici l'idée de Stigler et Sherwin (1985) selon laquelle des prix présentant un rapport stable indiquent un même marché. Néanmoins, une méthode alternative au coefficient de corrélation s'impose, prenant en compte les propriétés statistiques des séries.

2) Etendue des marchés et tendance commune des prix

Il est vraisemblable que la variation exogène d'un ou de plusieurs prix engendre une modification de la demande. Ainsi, dans le cas de deux biens normaux A et B, une augmentation du prix de A entraîne un report de toute ou partie de la demande vers le bien B et consécutivement une augmentation de son prix si A et B sont des substituts - les prix sont alors animés de mouvements communs¹⁰ et l'élasticité-prix croisée brute est positive - (dans le cas de biens particuliers tels que les biens de luxe, la demande est croissante du prix)¹¹, une diminution de la demande de bien B et une baisse de son prix si A et B sont des compléments ; si les deux marchés sont indépendants, le marché du bien B n'est pas affecté par le choc sur le prix de A.

Nous formulons l'hypothèse que le processus de décision d'achat du consommateur est séquentiel : lors de la première étape, le choix est fonction de l'adéquation des préférences et des perceptions du produit ; le consommateur sélectionne donc un ensemble d'AOC selon ses préférences. Lors de la seconde, il est fonction du prix.

¹⁰ Il est néanmoins possible que des biens non substituables *a priori* - non reliés (« *unrelated* ») - voient leurs prix animés de tendances communes (Pindyck et Rotemberg, 1990), même après prise en compte de l'effet des variables macroéconomiques.

¹¹ Nous formulons donc l'hypothèse implicite que les vins de Bordeaux en vrac, destinés à être mis en bouteille, mais plus généralement les vins dits « génériques », ne présentent pas les caractéristiques d'un bien de luxe.

En dehors d'un choc structurel transformant deux substituts en compléments (ou l'inverse), ces phénomènes de substitution et de complémentarité engendrent des mouvements communs aux séries de prix. Par ailleurs, pour Stigler et Sherwin, « *two products are in the same market (are close substitutes in production or consumption or both) when their relative prices maintain a stable ratio* » (1985, p. 566)¹².

La cointégration de séries fait bien référence à l'existence de tendances communes¹³. Etudier les tendances communes des prix des marchandises stockables permet habituellement de vérifier l'hypothèse d'efficience des marchés¹⁴ (MacDonald et Taylor, 1998) et de savoir s'il existe des mouvements communs résiduels ou excessifs après prise en compte de l'effet de variables macro-économiques, actuelles et anticipées, sur l'offre, la demande et le comportement de stockage, et donc finalement sur les prix, de biens *a priori* sans rapport (Pindyck et Rotemberg, 1990)¹⁵. Ces deux approches sont étroitement reliées¹⁶ (Mathis et Reichlin, 1991).

Dans le cas de biens reliés *a priori*, destinés à la même utilisation, achetés et vendus par des agents présentant les mêmes caractéristiques essentielles (acheter et vendre du vin dans le cas qui nous intéresse), on peut assimiler les biens dont les prix appartiennent à un même vecteur cointégrant à l'étendue d'un marché (Legris et Tavéra, 1998).

En ce qui concerne les vins de Bordeaux en vrac, comme pour tout bien stockable, l'offre et la demande sont influencées par des variables macro-économiques et par les anticipations que les agents font à leur sujet. Mais l'explication de la tendance commune des

¹² Ces auteurs notent néanmoins que la relation entre deux prix sur un marché ne sera pas strictement constante au cours du temps, des perturbations pouvant provenir - coûts de transports mis à part - de la qualité des biens, des différences de taille des lots échangés, du moment même de l'échange, et d'erreurs dans le relevé des prix. Ainsi, même les marchés très efficaces ne présentent pas de corrélation parfaite entre les prix.

¹³ « *The series y_t and x_t are drifting together in time. In such a case we will be saying that the series y_t and x_t are cointegrated* », Charemza et Deadman (1997, p. 124).

¹⁴ « *prices in an efficient speculative market cannot be cointegrated. If they are, then this implies there must be a market inefficiency since there must be Granger-causality running in at least one direction : i.e. one price can be used to forecast the other price, even after taking account of lagged values of the forecast price* » (MacDonald et Taylor, 1988, p. 235). Pour une étude de l'efficience des marchés des vins, voir Seyte et Terraza (1998).

¹⁵ Selon ces auteurs, « *the co-movement is well in excess of anything that can be explained by the common effects of inflation, or changes in aggregate demand, interest rates, and exchange rates* » (1990, p. 1173). Plusieurs explications sont avancées :

- les mouvements communs de prix résultent de contraintes de liquidité (la baisse du prix d'une marchandise appauvrit les spéculateurs) ;
- les acteurs des marchés de marchandises stockables réagissent « en tandem » à des facteurs non-économiques (bulles, psychologie du marché..., des comportements non pris en compte par l'hypothèse d'anticipations rationnelles dans le comportement de stockage) ;
- les prix exhibent une considérable « *high-frequency mean-reverting noise* ».

¹⁶ « *Si les marchés sont efficaces et les anticipations rationnelles, ces mouvements communs de prix doivent être exclusivement expliqués par ceux des indicateurs macroéconomiques* » (Mathis et Reichlin, 1991, p. 123).

prix réside avant tout dans des phénomènes de substitution des biens, puisque ceux-ci sont *a priori* reliés. Ici, à l'instar de Legris et Tavéra (1998) nous faisons donc l'hypothèse que des prix liés par une relation de cointégration, selon le signe de cette relation, impliquent un même marché.

a) La méthode

Le calcul d'élasticités-prix croisées peut reposer sur l'estimation OLS d'un modèle économétrique structurel - fonction d'offre et fonction de demande telles qu'elles sont présentées par Bishop (1952) - dont les variables sont exprimées en logarithmes : la lecture des coefficients estimés donne directement la valeur des élasticités¹⁷. Néanmoins, l'estimation du modèle structurel est particulièrement délicate : outre l'existence du problème de l'identification, il est difficile d'intégrer dans une fonction de demande l'ensemble des prix des biens, conformément à la théorie économique standard. L'étude des relations de cointégration entre les prix par la méthode de Johansen présente alors deux avantages :

- la détermination du nombre de relations à estimer, ce qui évite de s'interroger sur l'ensemble des relations de substitution possibles, dans l'offre comme dans la demande, et permet d'identifier le nombre de marchés (Legris et Tavéra, 1998) ;
- la différenciation d'une dynamique de court terme et d'une dynamique de long terme dans le cas de l'estimation d'un modèle VECM complet.

Soit une économie composée de n biens. Parmi ceux-ci, $(I-1)$ biens appartiennent au même marché que i , $i = 1, \dots, I$, que l'on souhaite définir, permet de caractériser l'étendue du marché de i en termes de produits. En ce qui concerne le bien i , si avant le commencement de chaque campagne de commercialisation on a $S_{it} = \bar{S}_i$, en t , l'équilibre de court terme (à chaque période de marché) est donné par le modèle structurel suivant :

$$(1) \quad D_{it} = f_i(P_{it}, P_{1t}, \dots, P_{kt}, P_{it}) \quad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T$$

la fonction de demande du bien i ,

$$(2) \quad S_{it} = g_i(P_{it}, P_{k-xt}, \dots, P_{1t}) \quad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad x = -1, \dots, k-1$$

la fonction d'offre du bien i ,

¹⁷ Cette méthode est appliquée, dans le cadre d'une analyse cointégrante, par Bahmani-Oskooee et Niroomand (1998), aux fonctions d'importations et d'exportations de plusieurs pays : les estimations des vecteurs cointégrants permettent de lire - après normalisation par rapport au logarithme des importations dans le premier cas et par rapport au logarithme des exportations dans le deuxième cas - les élasticités.

$$(3) \quad S_{it} = D_{it} \quad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T$$

la condition d'équilibre,

avec D_{it} , S_{it} , P_{it} , respectivement la demande, l'offre et le prix du bien i en t , α_{it} un déplaceur exogène de demande, et $k \leq I$. Cette formulation permet de prendre en compte le fait que les substituts ne sont pas forcément les mêmes dans l'offre et dans la demande. Il en résulte au niveau des prix une dynamique de court terme engendrée par des chocs aléatoires, et probablement une dynamique de long terme si les biens considérés sont substituables et/ou complémentaires. Ainsi, en cas de non-stationnarité et de cointégration partielle de P_t le vecteur des prix de l'ensemble des n biens, on peut modéliser ces prix sous la forme d'un modèle vectoriel avec mécanisme correcteur d'erreur, conformément au théorème de la représentation de Granger (Engle et Granger, 1987) :

$$(4) \quad \Delta P_t = \alpha + \beta P_{t-1} + \epsilon_t \quad t = 1, \dots, T$$

α contient les relations de long terme existant entre les variables du vecteur P_t et peut s'écrire $\alpha = \beta' \gamma$. La méthode de Johansen permet la détermination du rang de β , donc du nombre de relations de cointégration, et de faire des tests de restriction sur ses éléments (Johansen et Juselius, 1990, 1992), afin de préciser la significativité et l'intensité des relations de substitution et/ou de complémentarité.

Les coefficients de la relation de long terme expriment la relation existant entre les prix, dans la même façon que ce qui est proposé par Stigler et Sherwin (1985) (Legris et Tavéra (1998) s'intéressent au marché des métaux et assimilent les paramètres estimés à des élasticités-prix croisées de la demande de long terme). Après identification des vecteurs, nous ré-estimons donc les relations de long terme, les coefficients estimés exprimant directement le ratio existant entre la variable explicative considérée et la variable dépendante.

b) La question du chevauchement des vecteurs cointégrants :

un bien peut-il appartenir à plusieurs marchés ?

Un problème écarté par Legris et Tavéra est celui du « chevauchement » des vecteurs cointégrants, ces auteurs postulant implicitement l'existence de deux marchés « hermétiques ». Or, lorsque le rang de β , est supérieur à 1, une variable peut appartenir à plusieurs relations de cointégration. Face au problème qui nous intéresse, surgit alors un problème de transitivité.

Une explication de ce phénomène peut, dans le cas présent, résider dans la qualité des données dont on a déjà soulevé les limites. Mais d'autres raisons peuvent être avancées :

- l'AOC n'est pas un élément suffisant de différenciation : en ce qui concerne les vins en vrac - des vins génériques et non pas des crus classés -, il est possible qu'à l'intérieur d'une même AOC, d'autres caractéristiques du produit permettent de scinder les vins en groupes de concurrents ; l'agrégation sur les produits conduit alors à une perte d'information.
- une autre explication peut se trouver du côté des caractéristiques des consommateurs, au niveau de leur « éducation » à la culture du vin, ou au niveau de l'hétérogénéité des goûts : si certains peuvent substituer l'AOC A à B, d'autres vont substituer l'AOC C à B suite à une augmentation du prix de B. La définition du marché pourrait avoir son pendant au niveau de la perception du consommateur. On retrouve ici la notion de différenciation horizontale, un produit correspondant à un groupe de consommateurs aux préférences ou aux perceptions similaires.

Au niveau des marchés, la substitution ne serait pas forcément une notion transitive, conséquence directe du degré d'agrégation des données sur les produits.

c) Nécessité d'un a priori

Une relation de cointégration étant une relation purement statistique, habituellement un modèle structurel est sous-jacent à la relation de long terme. Par ailleurs, un *a priori* structurel est nécessaire à toute interprétation économique d'un vecteur cointégrant (Wickens, 1996)¹⁸. Dans le cas présent, à l'instar de Ginsburgh et Jeanfils (1995), la restriction aux seules variables de prix exclut d'emblée toute hypothèse théorique sous-jacente à la relation de long terme. Legris et Tavéra (1998) considèrent implicitement que le marché des métaux est segmenté en un marché des métaux précieux et un autre des métaux non précieux, mais cette distinction tient uniquement à la nature des produits étudiés et paraît difficile dans le cas présent. Ici, deux pistes peuvent nous permettre de nous doter d'*a priori* : d'une part l'opinion largement répandue chez les professionnels de la filière et dans certaines études (Lasserre, 1996) selon laquelle l'appellation Bordeaux rouge tire l'ensemble des autres AOC -

¹⁸ On notera également que Johansen et Juselius (1992) eux-mêmes testent des hypothèses économiques bien précises (hypothèse de parité de pouvoir d'achat, par exemple).

opinion qu'il convient plutôt de vérifier - ; d'autre part l'étude des coefficients de corrélation simple présentés plus haut.

III - ANALYSE EMPIRIQUE

1) Détermination du nombre de relations de long terme : test de Johansen

On effectue le test de Johansen de détermination du rang de k pour $k = 3$ dans (4). Comme nous l'avons vu, les séries ne sont pas animées d'un trend linéaire, ce qui conduit à l'introduction d'une constante comme exogène dans la relation de long terme (Johansen et Juselius, 1990, p. 181).

TABLEAU 4 - Test de Johansen :

détermination du nombre de vecteurs cointégrants

Sample: 1991:12 2001:08				
Included observations: 114				
Test assumption: No deterministic trend in the data				
Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.327603	132.5287	102.14	111.01	None **
0.268084	87.28137	76.07	84.45	At most 1 **
0.174919	51.70320	53.12	60.16	At most 2
0.133404	29.78397	34.91	41.07	At most 3
0.069696	13.46119	19.96	24.60	At most 4
0.044802	5.225402	9.24	12.97	At most 5

(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

On admet l'existence de deux relations de cointégration (à 5 %), ou d'équilibre, entre les six variables de prix retenues. L'existence de deux relations de long terme n'est pas sans rappeler les deux groupes de variables identifiés lors du calcul des différents coefficients de corrélation. Compte tenu de la nécessité de se doter d'un a priori, nous admettons que les relations de long terme concernent d'une part les prix des appellations Saint-Emilion et Bordeaux supérieur, d'autre part les prix des appellations Bordeaux blanc, Bordeaux rouge, Bordeaux supérieur, Premières Côtes de Blaye et Médoc. Si l'identification de ces relations est confirmée, il existerait un segment de marché indépendant, dans sa dynamique de long terme, de l'évolution du prix de l'appellation Bordeaux rouge.

2) Estimation des relations de long terme

Les vecteurs cointégrants, déterminés selon la méthode de Johansen, sont les suivants :

TABLEAU 5 - Vecteurs cointégrants non normalisés

LBDXBC	LBDXRG	LBDXSUP	LMDC	LPCBY	LSE	C
-0,8712	6,0502	-1,5304	0,9952	-4,1527	-0,5997	0,2565
-0,1368	-0,4902	4,9962	-1,4823	-4,0271	1,3721	-0,7388

TABLEAU 6 - Vecteurs cointégrants normalisés

LBDXBC	LBDXRG	LBDXSUP	LMDC	LPCBY	LSE	C
1,4527	-10,0886	2,5520	-1,6594	6,9244	1,0000	-0,4278
0,2791	1,0000	-10,1922	3,0238	8,2152	-2,7991	1,5072

On ne peut ni interpréter ces vecteurs, ni tester des hypothèses, sans poser un *a priori* « structurel ». Les deux relations de long terme postulées précédemment sont alors estimées grâce à la méthode du maximum de vraisemblance, ce qui permet une lecture directe du ratio existant entre les prix.

TABLEAU 7 - Estimation des relations de long terme

Estimation Maximum de vraisemblance 117 observations				
Relation 1	LSE = C(1) + C(2)*LBDXSUP R ² = 0,529			
Relation 2	LBDXRG = C(3) + C(4)*LBDXBC + C(5)*LBDXSUP + C(6)*LPCBY + C(7)*LMDC R ² = 0,832			
Paramètre	Coefficient estimé	Std. Error	t-Stat	Prob.
C(1)	0.029095	0.133854	0.217365	0.8281
C(2)	1.143108	0.069154	16.52984	0.0000
C(3)	0.219757	0.064518	3.406153	0.0008
C(4)	0.047759	0.027171	1.757703	0.0801
C(5)	0.305173	0.078396	3.892735	0.0001
C(6)	0.544468	0.048657	11.18986	0.0000
C(7)	-0.027478	0.035194	-0.780776	0.4357

On s'assure de la stationnarité des résidus à l'aide d'un test de racine unitaire (Dickey-Fuller augmenté pour 4 retards, sans trend, ni constante) :

TABLEAU 8 – Test de stationnarité des résidus des relations de long terme

Statistique ADF	Valeurs critiques
relation 1	-2,173
relation 2	-5,264
	à 1% (MacKinnon) : -2,5841
	à 5% : -1,9429

Le résidu de la relation de long terme associant les prix des appellations Saint-Emilion et Bordeaux supérieur n'est pas stationnaire selon la valeur critique de MacKinnon, mais le

devient avec un risque de 5% ¹⁹. En revanche, celui de la deuxième relation passe facilement le test (Notons néanmoins que l'ajustement de la première relation est de qualité moyenne).

Le problème de transitivité surgit du fait de l'appartenance du prix de l'AOC Bordeaux supérieur aux deux vecteurs identifiés. Au vu des estimations, et selon le critère de Stigler et Sherwin, il est probable que les AOC Bordeaux supérieur et Saint-Emilion soient dans le même marché. En ce qui concerne le deuxième marché, il apparaît que les AOC Bordeaux blanc, Bordeaux supérieur et Premières Côtes de Blaye sont des substituts à l'AOC Bordeaux rouge. Ces quatre appellations se font donc vraisemblablement concurrence et constituent l'étendue d'un marché. Plus précisément, la relation semble, au vu des estimations, particulièrement forte entre les AOC Bordeaux rouge et Premières Côtes de Blaye. Elle est en revanche bien moins intense entre les AOC Bordeaux rouge et Bordeaux blanc.

Néanmoins, ce résultat est particulièrement surprenant en ce qui concerne les AOC Bordeaux rouge et Bordeaux blanc. On peut chercher l'explication du côté de l'offre : compte tenu du fait que les prix relatifs de l'appellation Bordeaux blanc sont particulièrement bas (cf. tableau 1), de nombreux viticulteurs arrachent les cépages destinés à la production de vin blanc au profit de la plantation de cépages destinés à la production de vin rouge ; mais cette justification fait appel à la notion de longue période au sens de Marshall. Faut-il alors y voir un comportement particulièrement étonnant de la part des consommateurs ?

Pourquoi des vins seraient-ils complémentaires ?

Les AOC Bordeaux rouge et Médoc apparaissent comme des biens complémentaires, ce qui soulève la question suivante : pourquoi des vins seraient-ils complémentaires ? Si nous pensions d'emblée à la possibilité d'une relation de complémentarité entre vin rouge et vin blanc, l'analyse empirique fait apparaître ce type de relation entre deux vins rouges. Notons qu'il conviendrait d'appliquer précisément les tests de Johansen et Juselius (1991, 1992) afin de vérifier si le ratio existant entre ces prix est bien significativement différent de zéro et négatif ²⁰; mais le paradoxe de Samuelson ²¹ permet d'apporter une explication théorique au

¹⁹ On peut rappeler que les tests de racine unitaire de type ADF sont de faible puissance et que le résultat est sensible au nombre de retards retenu ainsi qu'aux composantes déterministes introduites. Pour une présentation des tests de racine unitaire et des problèmes qui y sont associés, voir Maddala et Kim (1998, pp. 45-154).

²⁰ Il semble par ailleurs nécessaire de tester l'ensemble des coefficients estimés selon la méthode de Johansen et Juselius.

²¹ On peut résumer le paradoxe de Samuelson de la sorte : je consomme du thé ou du café ; ces deux biens sont donc substituables. Je prends parfois mon thé avec de la crème, et parfois mon café avec de la crème. Mais avant

niveau micro-économique. Selon Ogaki (1990), ce constat contre-intuitif (tout comme celui de la substituabilité entre les AOC Bordeaux rouge et Bordeaux blanc) peut provenir de l'existence d'effets de substitution et de complémentarité indirects induits par un troisième bien : ce dernier peut entraîner une relation de substitution (complémentarité) entre les deux biens considérés, alors qu'ils seraient complémentaires (substituables) si l'effet du troisième bien était éliminé²². Ainsi, Les AOC Bordeaux rouge et Médoc peuvent apparaître comme compléments indirects car l'AOC Médoc serait le substitut d'un complément à l'AOC Bordeaux rouge. Néanmoins, une question subsiste : quel bien peut être substituable à un vin et complémentaire à un autre ?

Dans le cas présent, on peut aussi s'intéresser aux effets de l'agrégation, qui sont de deux nature.

- l'agrégation sur le temps : les données sont mensuelles et résultent de l'agrégation de données hebdomadaires. Selon Granger et Siklos (1995), ce type d'agrégation peut faire émerger une cointégration entre des séries dont l'une possède une racine unitaire à la fréquence zéro et l'autre à une autre fréquence (racine unitaire saisonnière). S'agissant des prix, ce phénomène nous paraît peu probable ici.

- l'agrégation sur les produits : l'AOC est constituée de différentes exploitations viticoles ayant chacune une identité propre. Une telle agrégation peut expliquer le fait que l'AOC Bordeaux supérieur apparaisse dans les deux vecteurs cointégrants. Peut-elle éclairer le problème de la complémentarité entre des vins ?

de conclure que la crème est un complément à la fois au thé et au café, je dois mentionner que je prends bien moins de crème avec mon café que je n'en prends avec mon thé. Pourtant, une réduction du prix du café va réduire ma demande de crème, ce qui est une chose étrange pour des biens qualifiés de complémentaires. Café et crème apparaissent ainsi comme des biens substituables, plutôt que complémentaires, au sens de Hicks.

²² Selon Ogaki (1990, p. 1274), « *whenever an empirical researcher obtains a strange result about the substitute-complement relationship of two goods, he or she can check whether some third good renders the two goods substitute or complements through the indirect substitution effect* ». Ainsi, dans le cas du paradoxe de Samuelson, café et crème sont des substituts indirects, car la crème est un complément d'un substitut au café, précisément le thé. De même, Ogaki (1990, p. 1275) note que Deaton a mis en évidence une relation complémentaire contre-intuitive entre les consommations de nourriture et de divertissements car les vêtements sont un substitut fort à la fois à la nourriture et aux divertissements.

CONCLUSION

Une analyse en terme de cointégration des prix de biens *a priori* reliés peut permettre de définir l'étendue d'un marché, et d'identifier les biens substituables et les biens complémentaires. Dans le cas des vins de Bordeaux, il apparaît que, contrairement à une idée largement répandue, certaines appellations constituent un marché indépendant de l'appellation Bordeaux rouge.

Néanmoins, l'application de cette méthode au marché des vins de Bordeaux en vrac montre que de nombreux problèmes restent en suspens, en particulier en ce qui concerne la transitivité. En effet, l'étude des vecteurs cointégrants pour différentes normalisations (non reportées ici), lorsque le nombre de variables cointégrées est supérieur à 2, contredit parfois la relation de transitivité. Par exemple, alors que la relation présentée plus haut fait apparaître une substituabilité entre Bordeaux rouge et Bordeaux blanc d'une part, et entre Bordeaux rouge et Bordeaux supérieur d'autre part (donc entre Bordeaux blanc et Bordeaux supérieur selon la propriété de transitivité), une normalisation du vecteur cointégrant par rapport au prix de Bordeaux supérieur montre que cette dernière AOC est complémentaire à Bordeaux blanc. Ce phénomène concernant des appellations spécifiques, la qualité des données semble insuffisante pour l'expliquer.

Il conviendrait de mener plus loin l'investigation en appliquant précisément les tests de Johansen et Juselius (1990, 1992) sur les éléments de β , mais en restant toutefois confronté à la nécessité d'un *a priori* « structurel ». Il pourrait également être judicieux d'effectuer des tests de choc structurel dans la relation de cointégration et sur les vitesses d'ajustement du mécanisme correcteur d'erreur. En effet, du point de vue de la tendance, les séries de prix présentent trois phases distinctes. Si dans le cas bivarié l'ajout d'une variable fictive permet aisément d'effectuer le test (Escribano et Granger (1998), Scorcu et Cellini (1998)), dans le cas multivarié il est nécessaire d'employer des tests spécifiques²³ assez techniques.

²³ Voir Seo (1998) pour un test sur les éléments de β et α , dans le cas où la date du choc structurel est inconnue, Quintos (1995) pour un test de constance du rang de la matrice cointégrante avec détermination endogène de la date du choc structurel.

Enfin, même si sur ces marchés particuliers de l'amont de la filière les acheteurs sont bien informés de la qualité du bien échangé²⁴, il ne faut pas déconnecter les comportements d'achat des négociants de la demande finale. Or, à ce niveau, l'asymétrie d'information est telle que le prix du vin dépend plus de sa réputation - et généralement de ses caractéristiques objectives dont l'AOC fait partie - que de ses caractéristiques intrinsèques²⁵. Ainsi, l'identification même d'un nombre restreint de marchés est à rapprocher de la perception du consommateur - donc de la réputation - plutôt que de la qualité.

BIBLIOGRAPHIE

- BAHMANI-OSKOOEE M., NIROOMAND F. (1998), « Long-run price elasticities and the Marshall-Lerner condition revisited », *Economics Letters*, 61, pp. 101-109.
- BEN KAABIA M., GIL J.M. (2000), « Analysis of the Spanish demand for wine using cointegrated system », *paper presented at the 7th international conference of the Vineyard Data Quantification Society*, Reims, France, May 11-13, actes du colloque.
- BISHOP R.L. (1952), « Elasticities, cross-elasticities, and market relationships », *The American Economic Review*, vol. XLII, n°5, December, pp. 779-803.
- BOIDRON B., LEMAY M.-H. (sous la direction de) (2000), *Bordeaux : Vins et Négoce*, Editions Féret, collection des Vinigraphes.
- BOURBONNAIS R. (1998), *Econométrie*, Dunod, deuxième édition.
- BOURBONNAIS R., TERRAZA M. (1998), *Analyse des séries temporelles en économie*, PUF.
- CARTWRIGHT P., KAMERSCHEN D., HUANG M.-Y. (1989), « Price correlation and Granger causality for market definition », *Review of Industrial Organization*, vol. 4, n°2, pp. 79-98.
- CHAMBERLIN E.H. (1950), *La théorie de la concurrence monopolistique*, Presses Universitaires de France (trad. 1953).

²⁴ De nombreuses dégustations et la mise à disposition d'échantillons prélevés par les courtiers permet au demandeur de connaître, avant l'achat, la qualité du vin.

²⁵ Voir sur ce point certaines applications de la méthode des prix hédonistiques aux vins de Bordeaux dont une synthèse est présentée par Gergaud (2000). Voir en particulier Combris et al. (1997) pour une étude des vins dits « génériques » (l'origine géographique est explicitement introduite dans l'équation), et Jones et Storchmann (2001) pour une étude des crus classés.

- CHAREMZA W.W., DEADMAN D.F. (1997), *New Directions in Econometric Practice*, second edition, Edward Elgar.
- COMBRIS P., LECOCQ S., VISSER M. (1997), « Estimation of a hedonic price equation for Bordeaux wine : does quality matter ? », *The Economic Journal*, 107, march, pp. 390-402.
- DEATON A., MUELLBAUER J. (1980), « An Almost Ideal Demand System », *American Economic Review*, vol. 70, n°3, june, pp. 312-326.
- ENGLE R.F., GRANGER C.W.J. (1987), « Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing », *Econometrica*, vol. 55, n°2, march, pp. 251-276.
- ESCRIBANO A., GRANGER C.W.J. (1998), « Investigating the relationship between gold and silver prices », *Journal of forecasting*, 17, pp. 81-107.
- FAMA E. F. (1970), « Efficient capital markets : a review of theory and empirical work », *The Journal of Finance*, 25, may, pp. 383-417.
- GABSZEWICZ J.J., THISSE J.-F. (1996), « On the nature of competition with differentiated products », *The Economic Journal*, 96, march, pp. 160-172.
- GABURRO G., CASALI S. (1997), « La demande de boissons alcoolisées en Italie. Une approche économétrique », *Les cahiers de l'IECV*, cahier scientifique n°1, avril.
- GERGAUD O. (2000), « Fonctions de prix hédonistiques et information imparfaite. Le rôle de la réputation sur le marché du vin de Champagne », *thèse pour le doctorat de sciences économiques*, Université de Reims Champagne-Ardenne.
- GINSBURGH V., JEANFILS P. (1995), « Long-term comovements in international markets for paintings », *European Economic Review*, 39 (3-4), pp. 538-548.
- GLAIS M. (1987), « Les concepts de “relevant market” et de “dépendance économique” au regard de l’article 86 du traité de Rome », *Revue du Marché Commun*, n°306, avril, pp. 203-206.
- GLASSMAN M.L. (1980), « Market definition as a practical matter », *Antitrust Law Journal*, 49 (summer), pp. 1155-1166.
- GROSSMAN S. J., STIGLITZ J. E. (1980), « On the Impossibility of Informationally Efficient Markets », *The American Economic Review*, vol. 70, n°3, june, pp. 393-408.

- GRANGER C.W.J., SIKLOS P.L. (1995), « Systematic sampling, temporal aggregation, seasonal adjustment, and cointegration. Theory and evidence », *Journal of Econometrics*, 66, pp. 357-369.
- HARRIS R. (1995), *Using cointegration analysis in econometric modelling*, Prentice Hall.
- HARRIS B.C., SIMONS J.J. (1989), « Focusing market definition : how much substitution is necessary ? », *Research in Law and Economics*, vol. 12, pp. 207-226.
- HOROWITZ I. (1981), « Market definition in antitrust analysis : a regression-based approach », *Southern Economic Journal*, 48 (july), pp. 1-16.
- JOHANSEN S., JUSELIUS K. (1990), « Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with application to the demand for money », *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, vol. 52, n°2, pp. 169-210.
- JOHANSEN S., JUSELIUS K. (1992), « Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK », *Journal of Econometrics*, 53, pp. 211-244.
- JONES G.V., STORCHMANN K.-H. (2001), « Wine market prices and investment under uncertainty : an econometric model for Bordeaux Crus Classés », *Agricultural Economics*, 26, 115-133.
- KARAGIANNIS G. (1998), « Analysing Consumer Demand for Wine in Greece », *Les cahiers de l'IECV*, cahier scientifique n°2, septembre.
- LASSERRE F. (1996), « La filière des vins de Bordeaux et l'hypothèse de création d'un marché à terme », *thèse pour le doctorat de sciences économiques*, Université de Bordeaux IV.
- LEGRIS G., TAVERA C. (1998), « Une approche en termes de cointégration de la segmentation des marchés : une application au cas du marché des métaux », *working paper*, CREREG, Université de Rennes, mars.
- MACAVINCHEY I. (1997), « The structure of demand for alcoholic drinks in the United Kingdom », *Les Cahiers de l'IECV*, cahier scientifique n°1, avril.
- MACAVINCHEY I. (1998), « Separability and structural change in demand systems with an application to the demand for alcohol », *Les cahiers de l'IECV*, cahier scientifique n°2, septembre.

- MACAVINCHEY I. (2000), « The sensitivity of measured demand elasticities to estimation method : the case of alcohol », *paper presented at the 7th international conference of the Vineyard Data Quantification Society*, Reims, France, may 11-13, actes du colloque.
- MACDONALD R., TAYLOR M. (1988), « Metal prices, efficiency and cointegration : some evidence from the London Metal Exchange », *Bulletin of Economic Research*, 40 (3), pp. 235-239.
- MADDALA G.S., KIM I.-M. (1998), *Unit roots, cointegration, and structural change*, Cambridge University Press.
- MARSHALL A. (1906), *Principes d'Economie Politique*, tome deuxième, Gordon et Breach (trad. 1971).
- MATHIS A., REICHLIN I. (1991), « Prix des matières premières : un test sur l'hypothèse d'efficience des marchés », *Observations et Diagnostiques Economiques, Revue de l'OFCE*, n°37 (juillet), pp. 123-137.
- NIGHTINGALE J. (1978), « On the definition of 'industry' and 'market' », *The Journal of Industrial Economics*, vol. XXVII, n°1, september, pp. 31-40.
- OGAKI M. (1990), « The indirect and direct substitution effects », *The American Economic Review*, vol. 80, n°5, december, pp. 1271-1275.
- PINDYCK R.S., ROTEMBERG J.J. (1990), « The excess co-movement of commodity prices », *The Economic Journal*, 100 (december), pp. 1173-1189.
- QUINTOS C.E. (1995), « Sustainability of the Deficit Process With Structural Shifts », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 13, n°4, october, pp. 409-417.
- SCORCU A.E., CELLINI R. (1998), « Economic activity and crime in the long run : an empirical investigation on aggregate data from Italy, 1951-1994 », *International Review of Law and Economics*, vol. 18, n°3, september.
- SEO B. (1998), « Tests for structural change in cointegrated systems », *Econometric Theory*, 14 (2), april, pp. 222-259.
- SEYTE F., TERRAZA M. (1998), « Analyse de l'efficience du marché des vins », *working paper*, LAMETA, Université de Montpellier I.
- SEYTE F., TERRAZA M. (2000), « Analyse des substitutions dans le complexe des boissons en France au moyen du modèle AIDS », *Les Cahiers de l'OCVE*, cahier scientifique n°3, mars.

STEINER P.O. (1968), « Markets and industries », in *International Encyclopedia of the Social Sciences*, vol. 9, pp. 575-581, D.L. Stills editor.

STIGLER G.J., SHERWIN R.A. (1985), « The extent of the market », *Journal of Law and Economics*, vol. XXVIII, october, pp. 555-585.

TODA H.Y., PHILLIPS P.C.B. (1993), « Vector autoregression and causality », *Econometrica*, vol. 61, n°6, november, pp. 1367-1393.