

Prévisions des prix des négociants de vin par les cours producteurs :

une étude empirique à partir de 10 appellations de vin de Bourgogne.

(première version Mai 2000 - Version révisée juillet 2000)

Résumé

Cette étude a pour objectif principal d'évaluer le caractère prédictif des cours à la production pour les prix pratiqués par les négociants, et ce pour 10 appellations avec données annuelles sur 20 ans (1980 à 1999).

Pour effectuer ce travail, nous utilisons les tests de « causalité » de Granger, développés par Toda et Phillips (1993), dans un cadre dynamique multivarié avec séries intégrées d'ordre 1 (VECM).

Ces tests de prédictibilités des prix des négociants par les indices des cours à la production ont été utilisés directement dans un premier temps (en tenant compte de manière limitée d'autres variables), puis, dans un second temps, avec un cadre enrichi d'autres variables (récoltes, stocks producteurs, stocks négociants), afin de tester la robustesse des résultats obtenus.

Les tests de « causalités » utilisés, du fait du caractère symétrique des traitements des données dans un VECM, permettent de tester la prédictibilité de l'ensemble des variables. Aussi l'ensemble de ces résultats sera aussi présenté et commenté brièvement.

Après une présentation des données, nous menons une première analyse statistique (tests de Causalité de Granger sur les séries en niveau et analyse des corrélations). A l'issue de ces travaux préliminaires, nous constatons qu'en règle générale l'indice du cours permet d'améliorer la prévision des prix négociant, comme si les négociants, constatant une hausse ou une baisse des cours prévoyaient de maintenir une marge constante.

Puis nous nous intéressons aux propriétés des séries étudiées en terme de stationnarité et nous identifions éventuellement le type de processus sous-jacent (DS ou TS). Nous constatons que quasiment toutes les séries suivent des processus non stationnaires de type DS avec dérive à l'exception de cinq séries de récolte.

Enfin à l'aide d'une spécification de type VECM, nous confirmons les résultats obtenus avec les VAR bi-variés : les cours aident à prévoir les prix négociants. En outre, ils semblent que les stocks jouent un rôle dans la formation des prix relatifs. Pour certaines appellations, la récolte semble en partie prévisible à l'aide des prix des négociants.

Abstract

The aim of this study is to identify the micro-economic determinants of the Burgundy wine.

Using yearly data, from 1980 to 1999 concerning : harvest, price downstream, inventories downstream, price uphill, inventories uphill, we proceed in two steps:

- first step : we try to establish causal relationships between prices (selling price of the wine-grower to traders) and the price « catalogue » of sellers;
- second step: we increase the number of variable by introducing variables of supply and the level of inventories (wine-grower and trader).

In order to realize this analysis we have adopted the VAR methodology by using tests of Granger-causality, as recommended by Toda and Phillips (1993).

Our result show a strong relationship between the prices, variables of supply and inventories. They confirm those obtained in the first step and show that inventories play a role in the setting of prices.

Régis Bourbonnais
CERPEM – Université de Paris-Dauphine
Place du Maréchal de Lattre de Tassigny
75775 PARIS CEDEX 16
✉ : Regis.bourbonnais@dauphine.fr

Jean-François Jacques
EUREQUA Université de Paris I et
Université de Paris-Dauphine
75775 PARIS CEDEX 16
✉ : jacques@dauphine.fr

Introduction

L'étude des déterminants du prix des vins peut être abordée de plusieurs manières, des plus indirectes au plus directes :

Très indirectement en étudiant le comportement de demande et d'offre de vin :

- demande tout d'abord, lorsque l'on étudie les comportements de consommation à l'aide d'un système de demande (« Almost Ideal Demand System » introduit par Deaton-Mullbauer 1980) pour comprendre les effets de substitution ou au contraire de complémentarité entre les boissons (voir Seyte –Terraza 2000)

- offre ensuite, lorsque l'on étudie les coûts associés à la production, coûts globaux ou unitaire (voir Pichery-Laporte 2000).

Plus directement en étudiant les mécanismes, ou même, la structure des marchés : la ventes aux enchères (Ginsburg 1998, Ashenfelter 1989), ou la structure oligopolistique du marché (Chambolle-Jayet 1998).

L'étude des prix hédoniques permet, quant à elle, d'étudier les caractéristiques cachées des prix des vins (Combris Lecocq Visser 1997). On peut alors s'interroger si la « qualité » joue un rôle déterminant dans le prix. Le rôle des « experts » peut alors être déterminant car elle peut influencer la demande, mais ce rôle peut faire l'objet de critique (Ashenfelter-Jones 2000).

Le vin peut faire également l'objet de spéculation et donc être détenu comme un actif financier (Mougeot Perignon 2000).

Les travaux empiriques sur les déterminants du prix du vin sont ainsi le plus souvent issus de travaux théoriques.

Depuis une vingtaine d'années une approche empirique alternative « a-théorique », préconisée par Sims (1980) se développe, dont le but est de répondre aux biais éventuel résultant d'une spécification identificatrice trop forte impliquée par la théorie. Une spécification, qui est souvent imposée, est l'exogénéité d'une variable. Ici toutes les variables sont supposées endogènes pour éviter les biais d'endogénéité. Ces méthodes empiriques permettent en outre de tenir compte des propriétés statistiques le plus souvent observée par les séries économiques temporelles agrégées (même faiblement agrégées comme c'est le cas dans notre étude puisque les données concerne une « appellation ») : la non-stationnarité (caractère infiniment persistant des séries à la suite d'aléa) et son corollaire, la stationnarité de combinaisons linéaires (dites de cointégration) de variables qui sont elles non-stationnaires. Il est alors bien connu que si l'on ne prend pas en compte ces propriétés, des biais apparaissent dans l'estimation des paramètres.

Sims préconise dans ce cadre a-théorique d'utiliser des tests de « causalité » de Granger qui renvoie non au caractère théorique de la causalité (cause-effet) mais au caractère prédictif de l'éventuel cause sur l'effet. Pour implémenter ces tests dans un cadre statistique non-stationnaire il est nécessaire d'avoir recours à un protocole de tests défini par Toda et Phillips (1993).

Il est donc bien entendu, ce qui peut constituer une critique, que la causalité testée ici n'a *a-priori* rien à voir avec la causalité des modèles théoriques. Cependant l'observation ou au contraire la non-observation de cette causalité statistique peut rentrer en résonance

ou en contradiction avec des implications empiriques des modèles théoriques. Pour prendre un exemple simple, si un modèle théorique prévoit que la quantité de récolte (due au climat par exemple) exercera une causalité sur la qualité et donc sur le prix du vin, on doit s'attendre à observer que la récolte aide à prévoir les cours futurs des vins. Les tests de causalité à la « Granger » peuvent permettre de valider ou au contraire infirmer ce résultat.

Aussi il existe une double lecture de ces résultats : une lecture empirique pour celui ou celle qui désire réaliser des prévisions sans s'occuper d'une quelconque explication théorique qui la fonderait et une lecture de vérifications des implications empiriques d'une théorie.

Nous présentons ainsi les résultats empiriques et proposons une grille de lecture de ces résultats en ayant parfaitement conscience de ses limites.

Après une présentation des données, nous menons une première analyse statistique (tests de Causalité de Granger et analyse des corrélations).

Puis nous nous intéressons aux propriétés des séries étudiées en terme de stationnarité et nous identifions éventuellement le type de processus sous-jacent (DS ou TS).

Enfin à l'aide d'une spécification de type VECM, nous réalisons des tests de causalité en suivant la démarche de Toda et Phillips, ainsi nous confirmons les résultats obtenus avec les VAR bi-variés et nous trouvons aussi d'autres résultats interprétables.

1. Une présentation des données

Les données nous ont été aimablement communiquées par le Bureau Interprofessionnel des Vins de Bourgogne.

- Cours : Prix de vente payé au viticulteur par les négociants. Il s'exprime généralement en Francs/pièce de 228 Litres (francs courants) à l'exception du Chablis (Francs/feuillette de 132 litres) et du Mâcon (Francs/pièce de 216 litres)¹. Ce prix est issu d'une négociation entre les viticulteurs et les négociants. Le cours d'équilibre est déterminé après confrontation de l'offre et de la demande. Il est à noter que le cours est poussé à la hausse du fait des négociants lorsqu'ils craignent la pénurie et *a contrario*, le cours est poussé à la baisse à l'initiative des viticulteurs qui craignent de ne pas écouler leur production.

- Indice des cours : Cours constaté pour une appellation divisé par la moyenne de cours des dix appellations².

- Prix : Tarif « catalogue » des négociants (après élevage du vin). Nous avons relevé le prix d'une grande maison représentative³.

- Indice des prix : Prix catalogue constaté pour une appellation divisé par la moyenne des prix des dix appellations.

- Récolte : Nombre d'hectolitres récoltés pour une année donnée.

- Stock « viticulteur » : Nombre d'hectolitres stockés par les viticulteurs (déclaration obligatoire annuelle).

- Stock « Négociant » : Nombre d'hectolitres stockés par les négociants (déclaration obligatoire annuelle).

Nous avons sélectionné - en collaboration avec le service économique du Bureau Interprofessionnel des Vins de Bourgogne - dix appellations représentatives que nous présentons par indice de cours (et de prix) décroissants (la moyenne est calculée sur 19 ans) :

- Puligny Blanc 1 ^{er} cru	INDCOURS	INDPRIX
Moyenne	207,47	198,16
- Pommard	INDCOURS	INDPRIX
Moyenne	143,44	139,65

¹ Nous avons ramené tous les cours en Francs/pièce de 218 litres.

² Nous considérons comme négligeable la part de chacun des cours.

³ Nous avons relevé les prix catalogues chez un négociant représentatif (un des plus importants), les fluctuations de prix d'une « maison » à l'autre sont très faibles.

- Meurseault	INDCOURS	INDPRIX
Moyenne	143,41	141,44
- Gevrey	INDCOURS	INDPRIX
Moyenne	131,55	131,64
- Beaune Rouge 1 ^{er} cru	INDCOURS	INDPRIX
Moyenne	113,32	110,22
- Chablis	INDCOURS	INDPRIX
Moyenne	74,85	76,66
- Mercurey	INDCOURS	INDPRIX
Moyenne	67,87	69,91
- Mâcon village	INDCOURS	INDPRIX
Moyenne	43,06	46,06
- Alligoté	INDCOURS	INDPRIX
Moyenne	39,20	43,93
- Bourgogne Rouge	INDCOURS	INDPRIX
Moyenne	35,83	42,32

1-Une analyse statistique préliminaire

Dans une première analyse statistique très simple, nous recherchons d'une part des causalités (au sens de Granger) entre la formation de l'indice des cours et de l'indice des prix (sans apport des variables d'offre et de stocks) puis d'autre part, nous calculons la matrice des corrélations entre les indices des cours et des prix et les variables de récolte et de stocks, synchrones et décalées d'une période, afin de mettre en évidence les liaisons instantanées et à un an entre les variables.

1.1 Causalité au sens de Granger

Granger (1969) a défini le concept de causalité : la variable $y_{2,t}$ cause de $y_{1,t}$, si la prévision⁴ de $y_{1,t}$ est améliorée lorsque les variables passées de $y_{2,t}$ sont introduites dans l'équation de détermination de $y_{1,t}$. Soit le modèle VAR(p) :

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_0 \\ b_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_1^1 & b_1^1 \\ a_1^2 & b_1^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_2^1 & b_2^1 \\ a_2^2 & b_2^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-2} \\ y_{2,t-2} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_p^1 & b_p^1 \\ a_p^2 & b_p^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-p} \\ y_{2,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

Le bloc de variables $(y_{2,t-1}, y_{2,t-2}, \dots, y_{2,t-p})$ est considéré comme exogène par rapport au bloc de variables $(y_{1,t-1}, y_{1,t-2}, \dots, y_{1,t-p})$ si le fait de rajouter le bloc $y_{2,t}$ n'améliore pas significativement la détermination des variables $y_{1,t}$. Ceci consiste à effectuer un test de restrictions sur les coefficients des variables $y_{2,t}$ de la représentation VAR. Soit :

$$y_{2,t} \text{ ne cause pas } y_{1,t} \text{ si l'hypothèse suivante est acceptée } H_0 : b_1^1 = b_2^1 = \dots = b_p^1 = 0$$

⁴ Le terme de prédictibilité semble préférable au terme de causalité, en effet dire que y_t cause x_t , signifie seulement que la connaissance de y_t améliore la prévision x_t .

$y_{1,t}$ ne cause pas $y_{2,t}$ si l'hypothèse suivante est acceptée $H_0 : a_1^2 = a_2^2 = \dots = a_p^2 = 0$

Si nous sommes amenés à accepter les deux hypothèses que $y_{1,t}$ cause $y_{2,t}$ et que $y_{2,t}$ cause $y_{1,t}$, on parle de boucle rétroactive « *feedback effet* ».

Ces tests peuvent être conduits à l'aide d'un test de Fisher classique de nullité de coefficients, équation par équation.

1.2 Puligny Blanc 1^{er} cru

Test de causalité de Granger décalages = 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
INDPRIX does not Granger Cause INDCOURS	18	0.14260	0.86844
INDCOURS does not Granger Cause INDPRIX		7.84662	0.00582

Matrice des corrélations

	INDCOURS	INDPRIX
INDCOURS	1.00	0.47
INDPRIX	0.47	1.00
RECOLTE	0.29	0.31
RECOLTE(-1)	0.28	0.17
STNEGO	-0.27	0.08
STNEGO(-1)	-0.31	0.09
STVITI	-0.19	0.17
STVITI(-1)	-0.19	0.16

(Seuil de significativité à 5 % $\rho^{0,05} = 0,45$; seuil à 1 % $\rho^{0,01} = 0,57$
 les coefficients de corrélation en gras sont significatifs)

Cette appellation est la plus chère de notre échantillon (cours et prix deux fois plus élevés que la moyenne). Le cours influence très nettement le prix, la réciproque n'est pas vrai. La matrice des corrélations n'indique aucune liaison significative entre les indices des cours et des prix et les autres variables.

1.3 Pommard

Test de causalité de Granger décalages = 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
INDPRIX does not Granger Cause INDCOURS	16	0.84657	0.53811
INDCOURS does not Granger Cause INDPRIX		0.60775	0.67011

Matrice des corrélations

	INDCOURS	INDPRIX
INDCOURS	1.00	0.60
INDPRIX	0.60	1.00
RECOLTE	-0.45	-0.39
RECOLTE(-1)	-0.38	-0.20
STNEGO	-0.69	-0.66
STNEGO(-1)	-0.57	-0.58
STVITI	-0.47	-0.27
STVITI(-1)	-0.34	-0.50

Aucune causalité entre le cours et la prix (de même pour des décalages allant de 1 à 3) mais une « bonne » corrélation instantanée. La récolte ainsi que les niveaux des stocks instantanés des négociants et des viticulteurs agissent négativement sur les prix. L'effet à un an est moins marqué sauf en ce qui concerne l'indice des prix et le stock viticulteur (les négociants anticipent-ils une baisse des cours ?).

1.4 Meurseault

Test de causalité de Granger décalages = 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
INDPRIX does not Granger Cause INDCOURS	18	5.21939	0.02168
INDCOURS does not Granger Cause INDPRIX		4.39361	0.03486

Matrice des corrélations

	INDCOURS	INDPRIX
INDCOURS	1.00	0.69
INDPRIX	0.69	1.00
RECOLTE	0.73	0.82
RECOLTE(-1)	0.45	0.65
STNEGO	-0.45	-0.29
STNEGO(-1)	-0.41	-0.23
STVITI	-0.27	-0.32
STVITI(-1)	-0.06	-0.30

Nous mettons en évidence une double causalité (indice de prix ↔ indice du cours, donc un effet de feedback). Le niveau de la récolte agit positivement sur les indices du cours et du prix, ce qui semble « contre-intuitif ».

1.5 Gevrey

Test de causalité de Granger décalages = 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
INDPRIX does not Granger Cause INDCOURS	18	0.98502	0.39965
INDCOURS does not Granger Cause INDPRIX		0.96393	0.40705

Matrice des corrélations

	INDCOURS	INDPRIX
INDCOURS	1.00	0.30
INDPRIX	0.30	1.00
RECOLTE	-0.30	0.15
RECOLTE(-1)	-0.12	0.26
STNEGO	-0.21	-0.71
STNEGO(-1)	-0.09	-0.73
STVITI	-0.43	-0.28
STVITI(-1)	-0.42	-0.59

Aucune causalité ; une seule relation négative significative entre l'indice des prix et le niveau du stock du négociant.

1.6 Beaune Rouge 1^{er} cru

Test de causalité de Granger décalages = 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
INDPRIX does not Granger Cause INDCOURS	16	0.84576	0.53852
INDCOURS does not Granger Cause INDPRIX		5.08640	0.03059

Matrice des corrélations

	INDCOURS	INDPRIX
INDCOURS	1.00	0.43
INDPRIX	0.43	1.00
RECOLTE	-0.19	-0.26
RECOLTE(-1)	-0.23	-0.06
STNEGO	-0.06	-0.40
STNEGO(-1)	-0.03	-0.49
STVITI	-0.18	-0.21
STVITI(-1)	-0.39	-0.53

Le cours influence très nettement le prix, la réciproque n'est pas vraie. La matrice des corrélations n'indique aucune liaison significative entre l'indice du cours et les variables. Une relation négative significative entre l'indice du prix et les stocks négociants et viticulteurs avec un effet retard d'une année.

1.7 Chablis

Test de causalité de Granger décalages = 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
INDPRIX does not Granger Cause INDCOURS	18	3.45588	0.06258
INDCOURS does not Granger Cause INDPRIX		8.89917	0.00367

Matrice des corrélations

	INDCOURS	INDPRIX
INDCOURS	1.00	0.71
INDPRIX	0.71	1.00
RECOLTE	-0.16	-0.15
RECOLTE(-1)	-0.01	-0.07
STNEGO	-0.48	-0.51
STNEGO(-1)	-0.45	-0.49
STVITI	-0.35	-0.37
STVITI(-1)	-0.37	-0.36

Le cours influence le prix, la réciproque n'est pas vrai. La matrice des corrélations indique une liaison négative significative entre les indices du cours et des prix et le stock négociant.

1.8 Mercurey

Test de causalité de Granger décalages = 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
INDPRIX does not Granger Cause INDCOURS	18	1.27352	0.31255
INDCOURS does not Granger Cause INDPRIX		1.07116	0.37101

Matrice des corrélations

	INDCOURS	INDPRIX
INDCOURS	1.00	0.26
INDPRIX	0.26	1.00
RECOLTE	0.16	-0.28
RECOLTE(-1)	-0.09	-0.13
STNEGO	-0.09	-0.47
STNEGO(-1)	-0.01	-0.32
STVITI	0.39	-0.15
STVITI(-1)	0.33	-0.42

Aucune causalité mise en évidence. Une seule corrélation négative significative entre l'indice des prix et le stock négociant.

1.9 Mâcon village

Test de causalité de Granger décalages = 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
INDPRIX does not Granger Cause INDCOURS	19	0.65013	0.43189
INDCOURS does not Granger Cause INDPRIX		7.55121	0.01429

Matrice des corrélations

	INDCOURS	INDPRIX
INDCOURS	1.00	0.64
INDPRIX	0.64	1.00
RECOLTE	-0.72	-0.31
RECOLTE(-1)	-0.77	-0.45
STNEGO	-0.26	0.01
STNEGO(-1)	-0.13	0.17
STVITI	-0.61	-0.43
STVITI(-1)	-0.63	-0.41

Le cours influence très nettement le prix, la réciproque n'est pas vrai. La matrice des corrélations indique des liaisons négatives significatives entre les indices du cours et les variables de récolte et de stock viticulteur.

1.10 Alligoté

Test de causalité de Granger décalages = 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
INDPRIX does not Granger Cause INDCOURS	18	3.34173	0.06745
INDCOURS does not Granger Cause INDPRIX		8.32549	0.00470

Matrice des corrélations

	INDCOURS	INDPRIX
INDCOURS	1.00	0.75
INDPRIX	0.75	1.00
RECOLTE	-0.37	-0.23
RECOLTE(-1)	-0.36	-0.22
STNEGO	-0.57	-0.51
STNEGO(-1)	-0.48	-0.58
STVITI	-0.56	-0.30
STVITI(-1)	-0.54	-0.64

Le cours influence nettement le prix, la réciproque n'est pas vrai. La matrice des corrélations indique des liaisons négatives significatives entre l'indice du cours et les variables de stock ainsi que des liaisons négatives significatives entre l'indice des prix et les variables de stock. Nous pouvons noter un « frémissement » de corrélation entre l'indice du cours et la récolte.

1.11 Bourgogne Rouge

Test de causalité de Granger décalages = 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
INDPRIX does not Granger Cause INDCOURS	18	1.10360	0.36084
INDCOURS does not Granger Cause INDPRIX		22.4581	6.1E-05

Matrice des corrélations

	INDCOURS	INDPRIX
INDCOURS	1.00	0.81
INDPRIX	0.81	1.00
RECOLTE	-0.18	-0.04
RECOLTE(-1)	-0.24	-0.10
STNEGO	-0.18	-0.18
STNEGO(-1)	-0.10	-0.32
STVITI	-0.41	-0.53
STVITI(-1)	-0.18	-0.42

Cette appellation est la moins « cotée » de notre échantillon. Le cours influence très nettement le prix, la réciproque n'est pas vraie. La matrice des corrélations n'indique aucune liaison significative entre les indices des cours et des prix et les autres variables à l'exception de l'indice des prix et du stock viticulteur.

A l'issue de ces travaux préliminaires, nous constatons qu'en règle générale l'indice du cours influence l'indice du prix ce qui est conforme à l'intuition du maintien de la marge. La variable d'offre (récolte) et les variables de stock semblent avoir plus d'influence sur les appellations les moins chers.

Nous cherchons maintenant à mettre en évidence des relations causales entre les indices des cours et des prix en enrichissant la dynamique par l'introduction des variables d'offre (la récolte) et le niveau de stocks (viticulteur et négociant).

La méthodologie adoptée se réalise en trois étapes. La première étape consiste à estimer le degré d'intégration des séries à l'aide du test de Phillips et Perron.

Dans une seconde étape, nous testons la présence éventuelle de relations de cointégration qui relieraient à long terme les variables si elles sont intégrées d'ordre 1. Ces tests sont réalisés dans le cadre développé par Johansen et Juselius, plus efficace que la stratégie en deux étapes de Engle et Granger lorsque l'échantillon est de petite taille. Les résultats de ces tests dépendent du nombre de retards du vecteur autorégressif. Aussi, au préalable, des tests (Akaike et Schwartz) ont été réalisés pour déterminer l'ordre du VECM.

Enfin, la troisième étape consiste à effectuer des tests de causalité sur la base des travaux effectués par Toda et Phillips.

2. Tests de stationnarité de Phillips-Perron (1988)

Nous allons maintenant nous intéresser aux propriétés des séries étudiées en terme de stationnarité et identifier éventuellement le type de processus sous-jacent (DS ou TS).

2.1 Présentation du test

Ce test consiste à estimer la relation suivante :

$$\Delta X_t = d_t + \rho X_{t-1} + \sum_1^p \gamma_i \Delta X_{t-i} + u_t$$

d_t peut être égal à 0, ou encore égal à une constante ($d_t = a$) ou encore à une constante plus une tendance déterministe ($d_t = a + bt$).

On teste alors dans le premier cas $\rho = 0$, dans le second $a = 0$ et $\rho = 0$ et enfin dans le troisième cas $b = 0$ et $\rho = 0$. On voit bien que selon l'hypothèse nulle dans les trois cas correspondent à trois modèles différents. Les termes en différences ΔX_{t-i} correspondent à une correction dans le cas où les résidus de la relation seraient autocorrélés. Le nombre de retard p peut être estimé à l'aide du critère AIC. Phillips et Perron ont proposé une autre correction pour remédier à ce problème d'autocorrélation.

Ce test est construit sur une correction non-paramétrique des statistiques de Dickey-Fuller pour prendre en compte des erreurs hétéroscédastiques. Il se déroule en quatre étapes :

1) Estimation par les moindres carrés ordinaires des trois modèles de base des tests de Dickey-Fuller et calcul des statistiques associées, soit e_t le résidu estimé.

2) Estimation de la variance dite de court terme $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2$

3) Estimation d'un facteur correctif s_t^2 (appelé variance de long terme) établi à partir de la structure des covariances des résidus des modèles précédemment estimés de telle sorte que les transformations réalisées conduisent à des distributions identiques à celles

du Dickey-Fuller standard : $s_t^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2 + 2 \sum_{i=1}^l \left(1 - \frac{i}{l+1}\right) \frac{1}{n} \sum_{t=i+1}^n e_t e_{t-i}$.

Pour estimer cette variance de long terme, il est nécessaire de définir un nombre de retards l (troncature de Newey-West) estimé en fonction du nombre d'observations n , $l \approx 4(n/100)^{2/9}$.

4) Calcul de la statistique de PP : $t_{\hat{\phi}_1}^* = \sqrt{k} \times \frac{(\hat{\phi}_1 - 1)}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}} + \frac{n(k-1)\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}}{\sqrt{k}}$

avec $k = \frac{\hat{\sigma}^2}{s_t^2}$ (qui est égal à 1 – de manière asymptotique – si e_t est un bruit blanc).

Cette statistique est à comparer aux valeurs critiques de la table de MacKinnon.

Ce test se ramène dans le cas où les résidus sont homoscedastiques aux tests de Dickey-Fuller.

Pour mener ce test, nous avons choisi $l = 2$ et une seule spécification⁵ avec constante ($d_t = a$) compte tenu des données traitées.

⁵ La spécification avec tendance déterministe révèle une tendance non significative.

2.2 Résultats

Les résultats sont les suivants :

	INDCOURS	INDPRIX	RECOLTE	STOCK VITL.	STOCK NEGO.
Puligny Blanc 1 ^{er} cru	-2.28	-1.96	-6.58	-1.92	-1.58
Pommard	-2.19	-3.42	-2.60	-1.76	-1.33
Meurseault	-1.47	-2.35	-1.22	-2.63	-2.32
Gevrey	-3.47	-2.17	-4.78	-2.66	-1.32
Beaune Rouge 1 ^{er} cru	-2.85	-1.66	-3.69	-2.27	-1.50
Chablis	-2.04	-2.40	-0.05	0.31	0.60
Mercurey	-2.65	-2.00	-6.05	-3.18	-1.54
Macon village	-1.21	-1.37	-1.85	-1.06	-1.78
Alligoté	-1.90	-1.62	-1.86	-2.63	-0.37
Bourgogne Rouge	-1.72	-1.80	-4.13	-2.30	-1.32

Les valeurs critiques sont respectivement :

$$1\% \Rightarrow t = -3.8304$$

$$5\% \Rightarrow t = -3.0294$$

$$10\% \Rightarrow t = -2.6552$$

Nous constatons que quasiment toutes les séries sont des processus non stationnaires de type DS avec dérive à l'exception de cinq séries de récolte qui sont des processus stationnaires : Puligny Blanc, Gevrey, Beaune Rouge 1^{er} cru, Mercurey et Bourgogne Rouge.

Cette disparité de résultats concernant les séries de récolte est liée aux possibilités d'extension des surfaces viticoles ou de l'autorisation de progression des rendement à l'hectare. En effet, lorsque l'un des deux effets (voire les deux combinés) sont possibles, ceci peut être considéré comme un « choc » permanent. Examinons par appellation la cause de la non stationnarité : Pommard (effet rendement), Meursault et Alligoté (effets rendement et surface), Chablis et Macon village (effet surface).

3. Test de cointégration (Johansen)

Une fois déterminé l'ordre d'intégration des variables, toutes intégrées d'ordre 1 sauf les cinq séries de récolte, l'étape suivante consiste à estimer le nombre de relations de cointégration ainsi que les coefficients de cette relation :

$$\Delta Y_t = \pi Y_{t-1} + \sum_i^k \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

avec $Y_t = (X_t^1, X_t^2, \dots, X_t^n)'$ le vecteur de variables dont on veut connaître la dynamique.

Le nombre de retard k devrait être estimé à partir du critère AIC et Schwartz sur un VAR estimé en niveau. Cependant, compte tenu du faible nombre d'observations, seul un VECM avec un retard a pu être estimé.

Le rang de la matrice π que l'on peut écrire $\alpha\beta'$ détermine le nombre de relations de cointégration. Si le rang de π est égal à 0, les variables sont toutes intégrées d'ordre 1 et il n'existe pas de relation de cointégration. Si le rang de la matrice π est égale à n , c'est à dire qu'elle est de plein rang, les variables sont toutes intégrées d'ordre 0. Si le rang de la matrice est $n - r$, il existe r relations de cointégration que l'on peut écrire $\beta'Y_{t-1}$.

L'estimation se réalise avec l'estimateur du maximum de vraisemblance qui permet d'obtenir les coefficients du Vecteur à Correction d'Erreurs et de réaliser les tests.

Afin de déterminer le nombre de relation de cointégration on utilise deux statistiques de tests : la statistique dite de la trace qui permet de tester la présence de r relations de cointégration et la statistique dite du λ max qui permet de tester la présence de r relations de cointégration contre $r + 1$.

Nous ne présentons pas les résultats des tests, nous les tenons à disposition pour le lecteur intéressé.

4. Tests de causalité

5-1 Présentation du test

Le nombre de relations de cointégration étant déterminé, il est possible de mener des tests de causalité au sens de Granger.

Les tests de nullité d'un des termes de α , qui est le vecteur de coefficients associés aux relation de cointégration $\beta'Y_{t-1}$, sont des tests dits de « faible exogénéité » (Johansen et Juselius, 1992). Hall et Milne (1994) montre que l'exogénéité faible est équivalente à une notion de causalité de long terme.

Concernant les tests de causalité au sens de Granger, ils consistent à tester la nullité des coefficients de la variable prétendue non-causale dans l'équation de la variable causée. Or la variable prétendue causale apparaît de manière retardée à deux niveaux : au niveau des termes $\sum_i^k \Gamma_i \Delta Y_{t-i}$ mais aussi au niveau des relations de cointégration $\beta'Y_{t-1}$.

Toda et Phillips (1993) suggèrent de tester de manière séquentielle la nullité des coefficients d'abord de Γ_i puis les coefficients β associés à la variable causale dans l'équation de la variable causée.

5-2 Les résultats

Ainsi nous présentons nos résultats de causalité en indiquant par CT (comme court terme) une non nullité jointe des coefficients Γ_i et par LT (comme long terme) la non-nullité du coefficient β .

La causalité se lit de la colonne vers la ligne. (Astérisque = test de causalité en niveau lorsque toutes les variables sont $I(1)$ et cointégrées il est possible de faire les test en niveau (Sims Stock et Watson) et caractères en gras = significativité à 10%).

Meursault	Indice cours	Indice prix	Stock négociant	Stock viticulteur	Récolte
Indice cours		LT CT *			LT CT *
Indice prix				LT	LT *
Stock négociant		LT *		LT	LT
Stock viticulteur		LT CT *			
Récolte		LT *		LT	

Prévisions des prix des négociants de vin par les cours des producteurs

Macon village	Indice cours	Indice prix	Stock négociant	Stock viticulteur	Récolte
Indice cours		LT		LT CT *	
Indice prix			CT	LT	CT
Stock négociant		LT		LT CT *	
Stock viticulteur		LT			
Récolte		LT		LT	

Chablis	Indice cours	Indice prix	Stock négociant	Stock viticulteur	Récolte
Indice cours		LT CT *			LT *
Indice prix	*				LT CT
Stock négociant		LT			LT *
Stock viticulteur		LT			LT
Récolte		LT			

Aligoté	Indice cours	Indice prix	Stock négociant	Stock viticulteur	Récolte
Indice cours		LT CT *		LT CT	
Indice prix	LT *		CT		
Stock négociant	LT	LT		LT	CT
Stock viticulteur	LT	LT	LT		
Récolte		LT CT	LT *	CT *	

Pommard	Indice cours	Indice prix	Stock négociant	Stock viticulteur	Récolte
Indice cours				LT	
Indice prix	LT *		LT CT *	LT	CT
Stock négociant	LT				LT CT *
Stock viticulteur	LT		LT CT *		LT
Récolte				*	

Beaune Rouge 1 ^{er} Cru	Indice cours	Indice prix	Stock négociant	Stock viticulteur	Récolte
Indice cours		LT	LT CT		LT CT
Indice prix			LT CT	LT	CT
Stock négociant			LT CT	LT	LT CT
Stock viticulteur	LT		LT	LT	LT
Récolte			CT	CT	

Puligny Blanc 1 ^{er} Cru	Indice cours	Indice prix	Stock négociant	Stock viticulteur	Récolte
Indice cours		LT CT			
Indice prix			LT CT		
Stock négociant	LT		LT		LT
Stock viticulteur	LT CT		LT		LT
Récolte	CT		CT	CT	

Mercurey	Indice cours	Indice prix	Stock négociant	Stock viticulteur	Récolte
Indice cours		LT CT			
Indice prix		LT			
Stock négociant		LT			
Stock viticulteur	CT	CT LT			
Récolte		CT			

Gevrey	Indice cours	Indice prix	Stock négociant	Stock viticulteur	Récolte
Indice cours		LT	LT	CT	
Indice prix			LT		
Stock négociant		LT			
Stock viticulteur		LT	LT CT		
Récolte					

Bourgogne Rouge	Indice cours	Indice prix	Stock négociant	Stock viticulteur	Récolte
Indice cours		LT CT			
Indice prix	CT			LT	
Stock négociant				CT LT	
Stock viticulteur		LT	LT	CT LT	
Récolte		CT	CT	CT	

5-3 Tentatives d'interprétation :

Nous insistons, conformément à ce qui a été écrit dans l'introduction pour dire qu'il est possible de se contenter des résultats empiriques présentés ci-dessus si l'on s'intéresse uniquement à la prévision. Comme nous ne présentons pas de modèle théorique (qui serait assez difficile à écrire étant donné le nombre de variables et le caractère dynamique de leur évolution...) ce qui suit est spéculatif. Ces résultats peuvent néanmoins infirmer ou confirmer le caractère prédictif de certaine variable dans des théorie précises.

Nous allons maintenant commenter les résultats obtenus sur la causalité. Nous procédons de la manière suivante, pour chaque lien causal (variable par variable) nous allons fournir des interprétations théoriques éventuelles et en fonction des résultats obtenus indiquer :

- si, il est spécifique à une appellation particulière,
- si, au contraire il est commun à l'ensemble des appellations,
- et enfin si il est propre à quelques appellations.

Le dernier cas est de fait le moins intéressant car le moins conclusif.

Si on voulait faire le lien avec un « mécanisme » théorique, il est important de formuler une remarque préalable : lorsque le lien causal n'apparaît pas, cela peut être interprété de deux manières : soit le lien est instantané (on peut le penser lorsque la variable causée est le prix), soit le lien peut être anticipé de telle sorte que les agents agissent en l'intégrant dans leur comportement et font disparaître statistiquement ce lien. Pour illustrer ce dernier point prenons un exemple : si un négociant anticipe de manière rationnelle une baisse du prix d'une appellation, il peut augmenter ses stocks et rationner la demande, de cette manière le prix peut ne pas baisser. Le lien causal disparaît statistiquement alors qu'il est théoriquement présent.

Causalité indice cours vers indice prix :

Comportement d'indexation. Pour maintenir sa marge bénéficiaire le négociant répercute la hausse du cours sur le prix. Seul le Pommard ne répond pas à cette logique, son prix élevé peut expliquer ce particularisme.

Causalité indice cours vers stock négociant :

Effet de stockage opportuniste consécutif à une baisse du cours. Seuls le Beaune rouge premier cru et le Gevrey répondent à cette logique. Le comportement de stockage des autres appellations répond donc à une autre logique.

Causalité indice cours vers stock viticulteur :

Surplus si le cours est trop élevé, c'est donc l'effet inverse à celui du précédent. Effectivement dans la plupart des cas, on a soit cet effet causal, soit le précédent, jamais les deux (sauf dans le cas du Gevrey).

Causalité indice cours récolte :

Volonté de le part du viticulteur d'augmenter le nombre d'hectolitres, lorsque cela est possible légalement, en cas d'une hausse des cours. Trois appellations répondent à cette logique : le Beaune rouge premier cru, le Meursault et le Chablis.

Causalité indice prix vers l'indice cours :

Effet d'anticipation d'une valorisation future de l'appellation ; cet effet est spéculatif. Il est significatif pour l'Alligoté dont le prix est très faible, ce qui confirmerait cet effet spéculatif. On doit cependant tempérer cette conclusion car cet effet existe aussi, dans une moindre mesure (de manière moins significative), pour le Pommard dont le prix est élevé.

Causalité indice prix vers stock négociant :

Stockage spéculatif. Ce comportement est majoritairement présent, hormis pour le Meursault, le Mercurey et le Chablis.

Causalité indice prix vers stock viticulteur et la récolte :

Nous regroupons ces deux relations car leur explication sont liées. Il peut s'agir de comportement d'offre en réponse à une demande plus forte (resp. plus faible), les prix et les quantités échangés s'élèvent. Effectivement, on constate cette liaison (bi-causalité)

lorsque cela est détectable, à l'exception notable du Chablis pour lequel on observe que la causalité vers la récolte.

Causalité stock négociant vers l'indice cours :

Effet de demande négatif : lorsque les stocks sont trop importants cela peut exercer une pression à la baisse sur les cours. Cet effet n'apparaît pas significativement hormis pour le Beaune rouge premier cru et l'Alligoté. Il apparaît de manière moins prononcé pour le Pommard.

Causalité stock négociant vers l'indice prix :

Il peut s'agir d'une baisse des prix consécutive à un stockage trop important. Cet effet se constate pour six appellations, les exceptions étant le Pommard, le Beaune rouge premier cru, le Puligny blanc premier cru et le Bourgogne rouge. Il est intéressant de constater que le Pommard et les Puligny blanc premier cru sont des appellations aux prix sensiblement plus élevés que la moyenne et le Bourgogne rouge est une appellation dont le prix est sensiblement moins élevé que la moyenne. Cet effet ne joue que pour les appellations au prix moyen.

Causalité stock négociant vers stock viticulteur :

Cet effet causal est le pendant, en quantité, du mécanisme causal « prix négociant vers indice cours » : si les stocks négociants sont importants, on peut s'attendre à des effets spéculatifs qui pourrait gonfler les stocks viticulteurs. Cet effet pourrait jouer sur six appellations : Beaune rouge premier cru, Puligny blanc premier cru, Meursault (faiblement significatif), Mâcon village, Alligoté et Bourgogne rouge.

Causalité stock négociant vers la récolte :

Elle peut être couplée en partie avec l'effet précédent, cependant elle ne l'est pas complètement du fait de la non flexibilité de la récolte. On peut cependant constater ce couplage dans le cas du Beaune rouge premier cru, du Meursault et de l'Alligoté.

Causalité stock viticulteur vers l'indice cours :

Effet d'offre, lorsque les stocks sont trop importants, les cours peuvent baisser. Il n'apparaît qu'une fois sur deux (pour les Pommard, Beaune rouge premier cru, Puligny blanc premier cru, Mercurey et Alligoté) et pas toujours de manière très significative.

Causalité stock viticulteur vers l'indice prix :

Elle peut agir *via* un effet d'anticipation. Un stock viticulteur important peut conduire à une chute des cours probable qui peuvent conduire à une baisse des prix. Cet effet joue dans la grande majorité des cours à l'exception de trois appellations dont le prix se situe au dessus de la moyenne : Pommard, Beaune rouge premier cru et Puligny blanc premier cru.

Causalité stock viticulteur vers stock négociant :

Effet *a priori* mécanique de déversement de stock amont vers des stocks aval à condition que la vente n'augmente pas dans des montants identiques. Il peut alors s'expliquer par des phénomènes spéculatifs liés à une hausse des prix futurs. Il se constate dans six cas sur dix : Pommard, Beaune rouge premier cru, Puligny blanc premier cru, Alligoté, Gevrey et Bourgogne rouge (peu significatif).

Causalité stock viticulteur vers la récolte :

Effet modérateur de sur-stockage. Il n'apparaît que dans quatre cas : Pommard, Beaune rouge premier cru, Puligny blanc premier cru et Chablis.

Causalité de la récolte vers l'indice cours :

Elle peut jouer négativement par une effet d'offre. Cela est vérifié pour le Puligny blanc premier cru. Le mécanisme en jeu est déjà pris en compte *via* les stocks du viticulteur.

Causalité récolte vers les prix :

Comportements spéculatifs : dans six cas (Mercurey, Meursault, Mâcon village, Chablis, Alligoté et Bourgogne rouge), car la récolte est vendue quatre années plus tard au terme de la période d'élevage.

Causalité récolte vers stock négociant :

Cette causalité devrait transiter *via* les cours et donc ne pas apparaître statistiquement. Malgré cela elle apparaît pour le Puligny blanc premier cru, le Beaune rouge premier cru, l'Alligoté et, dans une moindre mesure, pour le Bourgogne rouge.

Causalité récolte vers stock viticulteur :

On peut formuler une explication similaire à celle évoquée pour la causalité des stocks viticulteurs vers les stocks négociant : cette causalité apparaît quand le viticulteur ne parvient pas à écouler ses stocks. Cela ne semble pas être le cas pour trois appellations (Mercurey, Chablis et Gevrey).

Les résultats les plus marquants sont les suivants : le cours producteur permet de prévoir les prix des négociants. La récolte est stockée par les négociants et non les viticulteurs. Ce comportement de stockage semble répondre à deux logiques : une logique de spéculation puisque le prix des négociants permet de prévoir leurs stocks futurs mais aussi une logique de précaution puisque les stocks permettent de prévoir les prix négociants comme si ils les stabilisaient. Le fait a priori le plus marquant semble être que la récolte semble prévue par les prix et les stocks. Ce caractère endogène de la récolte ne doit pas faire illusion : le climat joue un rôle essentiel sur le niveau de la récolte mais ce résultat montre que les producteurs ont cherché et obtenus des extensions de leur domaine viticole, le Chablis étant l'exemple le plus frappant.

Conclusion (provisoire)

Dans cette analyse délibérément empirique, portant sur un échantillon de dix appellations de vins de Bourgogne, nous avons souhaité étudier dans un cadre VECM les relations entre les cours payés aux viticulteurs, les prix de ventes des négociants et les variables d'offre (la récolte) et de stock.

Quelque soit la méthode d'analyse (causalité bi-variée de Granger, tests de causalité de Toda et Phillips) une constante apparaît : l'indice du cours influence l'indice du prix ce qui est conforme à l'intuition.

Le rôle des stocks semble plus intéressant à noter :

- le viticulteur n'a aucune latitude de stockage, le cours d'équilibre est celui qui permet au viticulteur d'écouler son stock,
- en revanche, pour le négociant le niveau de stock joue un rôle économique classique soit, spéculatif à la hausse ou *a contrario* de régulation en cas de baisse de prix.

La récolte - variable d'offre - dont on pouvait penser qu'elle était « subie » par les viticulteurs est en fait, dans certain cas, une variable endogène. En effet, il s'avère que pour certaines appellations (Chablis, Meursault, ...), l'augmentation des cours incite les viticulteurs à augmenter soit les surfaces, soit les rendements.

Enfin, cette analyse, mériterait d'être complétée à partir d'un échantillon plus important afin d'essayer de mettre en évidence des comportements plus marquée en fonction du prix des appellations.

BIBLIOGRAPHIE

ASHENFELTER O., How auctions work for wine and art, Journal of Economic perspective, vol 3, 1989

ASHENFELTER O. JONES G. La demande pour opinion d'experts : vins de Bordeaux. Les cahiers de l'OCVE n°3 mars 2000

BOURBONNAIS R. TERRAZA M., Analyse des séries temporelles en économie, PUF, 1998

CHAMBOLLE C. JAYET P.A. . Structure oligopolistique du négoce en Champagne, présenté au colloque VDQS, Ajaccio 1998

COMBRIS P. LECOCQ S. VISSER M. Estimation of a hedonic price equation for Bordeaux wine : does quality matter ? Economic Journal, vol 107, 1997

DEATON A., MUELLBAUER J., An almost ideal system, American Economic review 1980

ENDERS W., 1995, Applied Econometric Time Series, John Willey & sons Inc.

GINSBURGH, V. Absentee bidders and the declining price anomaly in wine auctions, Journal of Political Economy, Vol: 106, 1998

GRANGER C. W. J., Investigating causal relations by econometrics models and cross spectral methods, *Econometrica*, Vol. 37, 1969

HENIN P-Y ., 1989, « Bilans et essais sur la non-stationnarité des séries macroéconomiques : tendances, cycles et persistance », Revue d'Economie Politique, n°5, pp. 661-691.

JOHANSEN S., 1988, « Statistical Analysis of co-integrating vectors », Journal of Economic Dynamics and Control, 12, pp. 231-254.

JOHANSEN S., JUSELIUS K., 1990, « Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the demand for Money », Oxford Bulletin of Economics and statistics, 52, pp. 169-209.

JUDEZ L., LITAGO J., TERRAZA M., Analisis de la estructura de las series de los precios del espanago en España mediante modelos dinamicos univariantes, *Investigacion Agraria Economia*, Vol ; 8(3), 1993.

MOUGEOT N. PERIFNON C. How do illiquid assets improve portfolio performance ? The case of Bordeaux vine. Présenté au colloque VDQS Reims 2000

PHILLIPS P., PERRON P., Testing for unit root in time series regression, *Biometrika*, 75, 1988.

PICHERY M.C. LAPORTE C. Coût comparés dans la viticulture en Bourgogne, Les cahiers de l'OCVE n°3 mars 2000

SALANIE B., Guide pratique des séries non-stationnaires, *Economie et Prévision*, 137,2000.

SEYTE F. TERRAZA M. Analyse des substitutions dans le complexe des boissons en France au moyens du modèle AIDS, Les cahiers de l'OCVE n°3 mars 2000

SIMS C. Macroeconomics and reality, *Econometrica*, vol 48, 1980

STOCK J., WATSON M., 1988, « Testing for Commun Trends », *Journal of the American Statistical Association*, 83, déc, pp. 1097-1107.

TERRAZA M., *Economie des processus aléatoires : le cas du marché des vins de consommation courante*, Thèse doctorat d'Etat, Sciences Economiques, Université de Montpellier I., 1981.

TODA H.Y., PHILLIPS C.B. 1993 Vector autoregression and causality. *Econometrica* 61(6) 1367-1393