

État d'avancement préliminaire

A. Blanc, N. Gusarov, S. Picon

Question économique traitée

Dans notre travail nous étudions les impacts des fluctuations du prix des vins de table (les vins simples) sur la demande des pesticides par des agriculteurs français.

Références et synthèses

Pour le moment nous avons étudié et synthétisé 14 articles sur le marché du vin, ainsi bien que 2 articles sur le traitement économétrique des systèmes d'équations simultanés.

"Drinking cheaply : the demand for basic wine in Italy"

Un travail de Luigi Cembalo, Francesco Caracciolo et Eugenio Pomarici, publié en 2014. Ce recherche nous servira pour la base, car il traite la plus part des problèmes dont on rencontre dans cet étude.

Cet article détermine s'il existe un éventuel degré d'hétérogénéité dans les vins non premium et essaye le mesurer. Cela est fait par calcul de l'élasticité, les relations entre les catégories de vins agrégées avec des critères allant au-delà du prix (producteur, type, couleur, etc). Un système de demande (modèle QUAIDS) a été estimé à l'aide d'un panel statistiquement représentatif de 6 773 ménages italiens, afin de déterminer dans quelle mesure une éventuelle substitution se produit dans la consommation domestique de vins de base (qui constitue le principal canal de distribution des vins bon marché en Italie).

Les résultats les plus saillants sont la faible élasticité du vin en carton du leader du marché (ML) et la grande élasticité du vin non-marque en carton (OC), ce qui indique sur la présence d'un degré d'hétérogénéité. Sur la base des résultats, les auteurs affirment que, même dans le segment des vins plus économiques, la marque est un instrument efficace de diversification.

Nous dans notre analyse, supposons, que ces effets d'hétérogénéité sont similaires pour des groupes des marques, agrégées par région.

"French Wines on the decline? Econometric evidence from Britain"

Cet analyse effectué par Bodo Steiner en 2002 contribue à la littérature existante des prix hédoniques sur le marché du vin en UK.

Les auteurs développent l'approche des variables nominales pour obtenir une contribution distincte et comparable de chaque attribut à la variation des prix. Dans leurs étude, ils s'appuient pas sur des caractéristiques sensorielles, mais sur des attributs que les consommateurs peuvent observer via l'étiquette (cépage, millésime, etc.). De plus, contrairement aux études hédoniques précédentes sur le vin, les chercheurs n'utilisent pas les prix de détail recommandés, mais les prix de détail réels.

L'approche économétrique utilisé est un estimateur des moindres carrés avec la correction pour l'hétéroscédasticité.

Les estimations suggèrent que les vins de cépages français, tels qu'ils sont apparus dans les points de vente au détail en 1994, n'avaient pas obtenu une évaluation suffisamment positive des acteurs du marché britannique. Les auteurs constatent la diminution globale du rôle des vins français en Grande-Bretagne.

"Les facteurs déterminants les prix du vin"

Un travail de J. François Outreville fait en 2009.

L'auteur identifie les facteurs les plus fréquemment utilisés dans la littérature portant sur l'analyse des vins et du marché du vin.

Facteurs géo-viticoles	Facteurs temporels	Coûts de production
Climat	Age	Coûts fixes et variables
Sol	Millésime	Type de vin
Région		Rendement
Cépage		

Information	Offre et demande
Etiquette	Rareté
Appellation	Culture
Réputation	

"Pesticide regulation : the case of French wine"

Cet article est un "*working paper*" rédigé par Deola Cristophe et Fleckinger Pierre en 2008.

Les auteurs identifient que le régime d'appellation favorise l'utilisation des pesticides tout en limitant la quantité de raisins utilisée dans la production de vin par rapport à la situation non réglementée.

Consécutivement, les rendements des plantations viticoles sont limités par certaines réglementations professionnelles si bien que l'utilisation des pesticides est peu sensible à un faible niveau d'imposition car incitation à administrer une plus forte dose de pesticides sur les cultures pour permettre aux producteurs de garantir une bonne qualité du vin produit et donc la perception de revenus suffisants pour que leur exploitation perpétue dans le temps. Une réglementation économique à elle seule n'est pas suffisante pour limiter les dommages environnementaux commis par les pesticides.

Les résultats de cet article nous permettent de supposer que une faible élasticité-prix de la demande des pesticides nous permet d'ignorer les relations agriculteur-producteur du marché des pesticides. Nous supposons, que la demande des pesticides ne dépend que des besoins des agriculteurs.

Modèle économique

Dans le commerce du vin, il est courant de diviser les vins en deux grandes classes en fonction de leurs prix Cembalo et al. (2014) :

- les vins de qualité inférieure, les moins chers avec les caractéristiques de qualité de base ;
- les vins de qualité supérieure plus chers, dotés de caractéristiques qualitatives complexes et d'une image de grande valeur.

De plus, pour les vins français, selon Steiner (2004), le système européen de classification des "*vins de qualité produits dans certaines régions*" (VQPRD) contient à la fois des vins AOC et des "*vins de haute qualité provenant d'un vignoble régional agréé*" (VDQS). Les vins de cépage appartiennent à la catégorie des vins autres que VQPRD, qui comprend les **vins de table** et les **vins de pays**.

Tenant en compte cette information, nous utilisons la méthodologie du ministère d'agriculture et divisons le marché en deux parties :

- La haute gamme (les vins IGP, vendus dans des magasins spécifiques) ;
- La gamme basse (les vins non IGP, vendus en grands surfaces).

La première partie est soumise à des règlements spécifiques : limitations des quantités produites, origine contrôlé, un caractère de la demande spécifique. La deuxième, c'est-à-dire le marché des vins moins chers, est aussi en quelque sens complexe. Les produits, classés dans cette catégorie proposée, sont susceptibles d'avoir un certain degré d'hétérogénéité, comme cela a été montré par Cembalo et al. (2014).

Nous, dans notre étude, traitons que les vins simples (non IGP). La situation sur cet marché est sensé d'influencer le plus l'utilisation des pesticides, car les volumes de productions sont plus significatives que pour le marché des vins IGP.

Suivant le raisonnement des chercheurs Cembalo et al. (2014), dans une catégorie de vin avec une fourchette de prix étroite, il existe une homogénéité presque parfaite due à des vins ayant des attributs intrinsèques simples, une complexité de qualité médiocre et donc une différenciation peu marquée. Nous ignorons les interactions internationales. Cela nous permet d'analyser le marché par régions est non par des marques/produits.

Comme proposé dans la littérature, notre étude sur les vins non coûteux (non IGP) est effectué au niveau du pays Cembalo et al. (2014) pour deux raisons :

- Les prix de vente moyens des marchés différent en raison des droits de douane à l'importation et des taxes à la consommation différents
- La perception des produits de consommation varie d'un pays à l'autre

Quand aux exportations et les importations, n'ayant pas la possibilité contrôler le montant des vins non IGP exportés/importés, nous laissons ces effets au terme d'erreur.

Pour conclure, nos suppositions au niveau du marché de vin sont suivantes :

- La demande pour les vins simples est unique pour toute la France. On n'observe pas les quantités consommés par régions, mais pour tout le pays, avec un prix unique.
- La production du vin varie par région, suite à des différences climatologiques.
- On n'observe que l'équilibre sur le marché au niveau du pays (la quantité demandé est égale à la quantité offerte par l'ensemble des régions).

En ce qui concerne les pesticides, nous supposons que :

- La demande des pesticides est inélastique par prix, ce qui nous permet d'exclure la partie de l'offre des pesticides du notre analyse. La quantité des pesticides utilisée demande seulement des intentions et des besoins des agriculteurs.

—

Formalisant notre modèle théorique, nous posons, que la demande de vin a la forme suivante :

$$Q_d = \alpha_d + \beta_d P_d + \gamma_d Z \quad (1)$$

Avec Z étant l'ensemble des variables ayant l'influence sur la demande du vin, dans le cas le plus simple nous n'utilisons que les revenus (c'est une des variables les plus utilisées dans des études empiriques sur le marché du vin).

L'offre totale pour toute la France est donnée par l'équation suivante :

$$Q_o = \sum_{i=1}^N q_i \quad (2)$$

Où $i \in \{1, \dots, N\}$ sont des régions, chacun ayant sa propre fonction de production et d'offre unique :

$$q_i = a_i + b_i P_o + c_i X \quad (3)$$

Avec X étant un vecteur des variables explicatives influençant la production (dans le cas le plus simple nous ne prenons en compte que les quantités des pesticides utilisées). Nous pouvons

réécrire l'équation de l'offre sous la forme :

$$Q_o = \sum_{i=1}^N (a_i + b_i P_o + c_i X) = \sum_{i=1}^N a_i + \sum_{i=1}^N b_i P_o + \sum_{i=1}^N c_i X \quad (4)$$

Nous obtenons enfin un système de $N + 2$ équations :

$$\begin{aligned} Q_d &= \alpha_d + \beta_d P_d + \gamma_d Z \\ Q_o &= \sum_{i=1}^N q_i \\ q_1 &= a_1 + b_1 P_o + c_1 X \\ &\vdots \\ q_N &= a_N + b_N P_o + c_N X \end{aligned}$$

Théoriquement, nous pouvons aussi supposer la présence des prix marginaux non constants et la constance des prix relatifs par rapport aux modifications des proportions des caractéristiques, comme cela a été fait par Steiner (2004). Cette spécification suppose une fonction log-linéaire. Cela nous permettra de passer à l'échelle logarithmique, ce qui peut être avantageux (bien que cela risque de poser des problèmes lors d'estimation).

Les données

Nous avons utilisé les bases des données suivantes pour notre analyse :

- Les données de ventes de pesticides par département : Institut National de l'Environnement Industriel et des Risques (INERIS)
- Les données sur les prix du vin (France Agrimer)
- Les données sur la population (INSEE)
- Les données sur la production de vin (service statistique du ministère des Finances)

Au niveau des pesticides, on va s'intéresser plus particulièrement aux quantités de produits vendus par département entre 2009 et 2017 utilisés principalement sur les cultures viticoles. Il faut faire preuve de vigilance sur le conditionnement des produits qui n'est pas exprimé dans la même unité au sein de cette base : en litres ou en kilos.

En ce qui concerne les données sur le prix du vin, on s'intéresse principalement au prix moyen des vins rouge- rosés et blancs sans IG (Indication Géographique) sur la période 2009-2017. Ces prix sont déflatés par l'indice des prix à la consommation (base 100 en 2014). On ne considère ici que le prix moyen déflaté au niveau national.

Au niveau des données sur la population, la variable qui nous intéresse ici est relative au niveau de revenu, exprimée encore à l'échelon national. Plus précisément, on va utiliser le revenu disponible brut arbitrageable. Cette variable a été construite en soustrayant au revenu disponible brut les dépenses pré-engagées (ex : loyer, Internet, téléphonie, chauffage...) et est exprimée en milliard d'euros courant. Elle est aussi déflatée de l'indice des prix à la consommation (base 100 en 2014).

Enfin, nous avons exploité les variables suivantes au niveau de la production de vin : la surface totale de culture viticole en hectares, la surface utilisée pour les vins non IG, la quantité produite de vins rouges-rosés et blancs sans IG en hectolitres, pour chaque département et sur la période 2009-2017.

Les données mobilisées

Nous avons commencé par chercher à fusionner les bases de données relatives à la production de vin puis aux quantités de pesticides vendues. Dans cette optique, nous allons utiliser deux

clefs de fusion : le département et l'année. Néanmoins, au niveau des prix et des revenus, nous avons décidé de nous placer à l'échelon national par manque de données disponibles suffisamment détaillées pour caractériser chaque département. Nous avons donc concaténer ces deux bases en se basant uniquement sur l'année comme clef de fusion.

En ce qui concerne les points de blockage, nous allons probablement rencontrer un problème en ce qui concerne l'identification des variables dépendantes qui sont les prix et les quantités. Ce problème d'identification provient potentiellement d'un manque de variabilité dans notre jeu de donnée lié au choix d'un niveau de prix moyen au niveau national qui entraînerait une estimation biaisée de l'influence du prix sur les quantités demandées de pesticides. En effet, il est très probable que cet impact change selon le département et donc notre estimation ne tienne pas assez compte des disparités nationales.

Statistiques descriptives des variables clé

Les statistiques descriptives par année :

	annee	ndep	dep	s_nig	s_total	q_blanc	q_rouge	q_total	p_blanc	p_rouge	revenu
1	2012			532.71	9932.25	9818.91	20108.16	559299.67	57.90	57.79	942.24
2	2013			532.75	9937.45	8426.86	22206.01	557533.49	73.94	64.66	917.73
3	2014			519.08	9897.30	9717.53	22482.11	619663.37	82.31	70.88	929.04
4	2015			468.72	9835.61	13260.01	20594.11	629678.83	88.01	76.37	935.90
5	2016			466.20	9927.32	13313.53	19245.13	599501.71	83.28	74.53	952.85
6	2017			370.03	9803.24	8692.91	9841.47	483986.24	72.03	67.41	963.37

Par département :

Thu Nov 07 14 :18 :01 2019

	dep	s_nig	s_total	q_blanc	q_rouge	q_total	qk_p
1	AIN	226.83	787.33	3676.83	8136.00	38762.67	19126.83
2	AISNE	5.67	2469.33	273.17	8.33	174595.83	44949.33
3	ALLIER	92.33	648.67	452.50	1998.67	23102.17	51140.67
4	ALPES-DE-HAUTE-PROVENCE	76.33	708.17	356.83	4798.83	40427.33	95598.17
5	ALPES-MARITIMES	14.17	93.33	12.50	190.50	2333.33	2481.17
6	ARDECHE	649.33	10414.83	12678.67	14872.00	547670.50	177868.67
7	ARIEGE	62.83	110.33	19.67	305.33	1990.67	18103.33
8	AUBE	33.33	7087.33	200.33	493.00	492139.17	71645.33
9	AUDE	3868.50	65256.33	47386.00	210895.33	3611322.50	1427895.33
10	AVEYRON	181.83	506.83	123.17	2682.67	14064.83	88610.67
11	BAS-RHIN	41.00	6647.00	1582.83	112.33	471852.33	168082.83
12	BOUCHES-DU-RHONE	260.00	10292.00	5458.00	9462.50	580935.00	487718.00
13	CALVADOS	0.33	5.00	0.50	0.00	152.50	2523.50
14	CANTAL	1.67	9.50	2.83	33.50	215.50	2007.50
15	CHARENTE	765.00	39154.50	12412.50	22500.33	3905777.83	1933038.50
16	CHARENTE-MARITIME	1122.67	38840.17	48158.17	34505.17	4190266.17	1132895.17
17	CHER	84.00	4154.17	376.33	1265.83	228664.67	36479.33
18	CORREZE	85.00	153.83	17.00	1554.00	3444.00	90711.00
19	CORSE-DU-SUD	87.67	863.33	385.67	2913.50	33599.00	42923.67
20	COTE-D'OR	70.00	9513.83	716.17	1152.00	367756.50	507338.83
21	DEUX-SEVRES	221.33	924.00	933.67	5223.67	47423.00	857888.67
22	DORDOGNE	668.17	11668.00	6059.67	16670.00	486323.67	404299.67
23	DOUBS	25.33	37.33	287.33	294.50	850.50	5041.33
24	DROME	301.00	16092.67	982.83	8978.83	736769.17	681058.83
25	EURE-ET-LOIR	0.50	0.50	0.00	5.33	5.33	10501.33
26	GARD	2798.33	52679.17	34287.50	196748.67	3237106.67	2324598.67
27	GERS	3030.33	18220.33	316838.50	35587.50	1643411.00	1113138.50
28	GIRONDE	2037.17	114626.83	14867.17	120286.83	5207923.17	4585468.83
29	HAUT-RHIN	250.33	4985.83	8480.83	8140.67	329969.67	476888.67
30	HAUTE-CORSE	166.50	1531.17	239.83	4931.33	74839.00	223098.17
31	HAUTE-GARONNE	28.50	28.50	22.33	384.33	406.50	159178.33
32	HAUTE-LOIRE	32.17	108.17	449.00	443.67	5545.17	2161.17
33	HAUTE-MARNE	25.50	125.50	63.00	251.67	4465.17	4241.67
34	HAUTE-SAONE	204.83	301.00	340.33	534.50	2882.50	39358.33
35	HAUTE-SAVOIE	100.00	254.33	3977.33	2043.33	12333.17	51938.33
36	HAUTE-VIENNE	118.83	365.33	115.17	1468.17	11349.50	8231.17
37	HAUTES-ALPES	1.17	7.00	4.00	11.33	215.50	64691.33
38	HAUTES-PYRENEES	23.00	8957.00	955.00	113.67	593145.67	44078.67
39	HERAULT	6019.00	80963.67	81494.83	371057.33	4909163.83	2198114.83
40	INDRE	181.33	571.50	960.33	3383.50	23234.67	6515.50
41	INDRE-ET-LOIRE	594.67	9813.50	8685.17	16179.33	412817.00	609528.17
42	ISERE	275.83	519.83	1660.00	4730.67	17696.00	169468.67
43	JURA	359.00	2353.17	2448.33	2106.83	71622.50	74568.33
44	LANDES	261.50	1635.33	18604.83	3058.33	117350.17	164528.33
45	LOIR-ET-CHER	172.00	1006.33	1748.50	4059.83	36339.33	46964.83
46	LOIRE	1513.17	11636.17	44850.83	39969.00	526271.17	57928.17
47	LOIRE-ATLANTIQUE	59.33	220.50	78.00	370.33	4713.00	65248.33
48	LOIRET	744.00	6529.33	8814.00	14405.50	280423.83	81258.33
49	LOT	540.67	4954.50	312.67	24258.83	223548.17	234588.83
50	LOT-ET-GARONNE	663.67	6029.50	18103.33	22084.33	350021.17	102499.33
51	LOZERE	1.67	10.17	4.00	56.00	299.83	1071.17
52	MAINE-ET-LOIRE	1036.00	19406.50	18983.83	26280.00	977119.67	770908.83
53	MARNE	371	23685.00	62.17	34.83	1790738.00	188081.17
54	MAYENNE	1.50	1.50	42.33	17.17	143.17	12371.17
55	MEURTHE-ET-MOSELLE	79.33	164.33	532.50	809.33	4262.50	19358.33
56	MEUSE	9.33	41.50	306.67	67.50	1890.33	17188.67

Modèle économétrique

L'AIDS et les autres modèles de demande cités dans la littérature ont de nombreuses lacunes qui les rendent impropres pour l'estimation du marché du vin, selon Cembalo et al. (2014). Quand même, dans notre étude nous allons utiliser ce modèle là, sous des suppositions restrictives.

Comme c'était déjà mentionné dans la partie théorique, nous n'observons que les quantités et les prix moyens pour les points des équilibres où $Q_o = Q_d = Q$ et $P_o = P_d = P$. Ce fait nous amène à l'utilisation des systèmes des équations simultanées, ce qui nous permettra de capter les décisions simultanées des vendeurs et des acheteurs.

Afin de pouvoir estimer le système, qu'on a spécifié dans la partie précédente, nous allons d'abord nous servir de la suppositions que au point d'équilibre observé nous avons : $Q_o = Q_d = Q$. Alors, pour l'offre régionale :

$$q_i = a_i + b_i P_o + c_i X + u_i \quad (5)$$

On a :

$$\alpha_d + \beta_d P + \gamma_d Z + \epsilon = \sum_{i=1}^N a_i + \sum_{i=1}^N b_i P + \sum_{i=1}^N c_i X + \sum_{i=1}^N u_i \quad (6)$$

D'où on obtient :

$$P = \frac{\sum_{i=1}^N a_i - \alpha_d}{\beta_d - \sum_{i=1}^N b_i} + \frac{\sum_{i=1}^N c_i}{\beta_d - \sum_{i=1}^N b_i} X + \frac{-\gamma_d}{\beta_d - \sum_{i=1}^N b_i} Z + \frac{\sum_{i=1}^N -\epsilon}{\beta_d - \sum_{i=1}^N b_i} \quad (7)$$

Respectivement on peut dériver équation structurelle pour Q :

$$Q = (\alpha_d + \beta_d \frac{\sum_{i=1}^N a_i - \alpha_d}{\beta_d - \sum_{i=1}^N b_i}) + (\beta_d \frac{\sum_{i=1}^N c_i}{\beta_d - \sum_{i=1}^N b_i}) X + (\gamma_d + \beta_d \frac{-\gamma_d}{\beta_d - \sum_{i=1}^N b_i}) Z + (\epsilon + \beta_d \frac{\sum_{i=1}^N -\epsilon}{\beta_d - \sum_{i=1}^N b_i}) \quad (8)$$

Méthode d'estimation envisagée

Nous devrions estimer les les équations structurelles identifiés dans la partie précédente de cette note. Ayant identifié ces coefficients nous pourrions en dériver les coefficients des équations de départ, dont on a besoin pour faire des conclusions.

Références

Luigi Cembalo, Francesco Caracciolo, and Eugenio Pomarici. Drinking cheaply : the demand for basic wine in italy. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 58(3) : 374–391, 2014.

Bodo Steiner. French wines on the decline ? econometric evidence from britain. *Journal of Agricultural Economics*, 55(2) :267–288, 2004.