

Le prix du vin, qualité ou réputation ?

Dans ce numéro de Regards économiques, nous montrons que les différences de prix observées entre 215 vins de Bordeaux cotés dans un guide réputé dépendent davantage de l'appellation, de la réputation du producteur, du classement de 1855 que des différences en qualité ou en rareté. Même en tenant compte de tous ces effets, certains vins sont offerts sur le marché, du moins temporairement, à des prix anormalement élevés ou très agréablement bon marché.

Vincent Scourneau

Daniel Weiserbs

Dans ce numéro de *Regards économiques*, nous montrons que les différences de prix observées entre 215 vins de Bordeaux cotés dans un guide réputé dépendent davantage de l'appellation, de la réputation du producteur, du classement de 1855 que des différences en qualité ou en rareté (voir Section 2). Même en tenant compte de tous ces effets, certains vins sont offerts sur le marché, du moins temporairement, à des prix anormalement élevés ou très agréablement bon marché. Notre modèle économétrique permet de déceler ces maîtres achats (voir Section 3). Cette étude constitue une application d'une recherche sur l'estimation de processus avec valeurs extrêmes où nous proposons une méthode qui procure un gain substantiel en précision par rapport aux approches classiques dans ce domaine.

1. Choisir son vin sans dégustation préalable

Imaginez qu'amateur de bons vins de Bordeaux vous vouliez approvisionner votre cave avec pour seules informations les catalogues de grandes surfaces spécialisées dans le domaine, un guide des vins qui fait autorité dans son appréciation des vins et des producteurs et qui fournit aussi des données sur les volumes produits. Comment détecter les meilleurs rapports qualité prix et écarter les médiocres ?

Parallèlement, si vous étiez négociant, vous devriez porter un vif intérêt à une évaluation quantitative de la contribution des différentes caractéristiques d'un vin à la formation de son prix. Une telle estimation permet par exemple de prédire à quel prix devrait se vendre un vin coté que vous envisagez d'introduire sur le marché local.

Pour répondre à cette question, nous prenons comme cadre d'analyse ce qu'on appelle un modèle hédonique. Un tel modèle estime comment chacune des caractéristiques observables d'un bien contribue à son prix sur le marché. Il fournit ainsi un *prix hédonique* pour toute variété de ce bien.

Par rapport aux modèles proposés pour le vin, notre approche englobe les aspects

... Choisir son vin sans
dégustation préalable

de qualité et de réputations plutôt que de les opposer. Mais, surtout, nous développons une méthode qui améliore substantiellement la précision de l'estimation en présence de valeurs extrêmes. En effet, la régression classique n'est pas appropriée pour l'analyse d'une variable, en l'occurrence le prix du vin, qui peut prendre des valeurs extrêmes d'un côté de la distribution tout en étant limitée de l'autre côté (dans notre échantillon, il n'y a aucun vin inférieur à 10 €, mais certains approchent les 300 €).

Notre analyse porte sur le prix des vins des millésimes 1997 à 2001 apparaissant dans le catalogue de deux grandes surfaces belges à l'automne 2004 et cotés dans le guide de R. Parker pour les cinq communes de la région du Haut-Médoc (*Haut-Médoc, Saint-Julien, Saint-Estèphe, Margaux, Pauillac*)¹ ainsi que les *Saint-Emilion, Graves* et *Pomerol*.

Nous nous limitons à exposer ici les principaux effets estimés des diverses caractéristiques (le nom des variables influentes apparaît en caractères gras dans la section suivante) et esquissons en annexe, pour un lecteur avisé, la méthodologie suivie. Le détail de la procédure d'estimation et la description des variables sont donnés dans notre "discussion paper" de l'IRES² à paraître prochainement.

2. Les principaux résultats

Parmi les résultats empiriques obtenus, quatre nous semblent devoir être mis en exergue.

1. Un facteur explicatif du prix du vin est évidemment, et heureusement, la **qualité**. En moyenne, un point supplémentaire dans la cotation de Parker³ accroît le prix d'un vin de 4,5 %. Notez au passage que la cotation de Parker s'avère empiriquement supérieure à une modélisation simultanée de la qualité sur base d'autres informations disponibles (âge de la vigne, rendement à l'hectare, terroir, conditions climatiques).

Mais, la qualité seule est très insuffisante pour expliquer les différences de prix observées. Sa contribution à l'explication des variations des prix apparaît même marginale par rapport aux variables de réputation⁴. Ce résultat surprenant doit toutefois être fortement nuancé, car la réputation du producteur est établie en fonction de la qualité de ses productions antérieures.

La **qualité de l'année précédente** exerce un signal positif. Il s'agit en quelque sorte d'un effet d'habitude ou de l'application du principe "qui a plu plaira".

2. Les effets de **réputation** apparaissent quantitativement significatifs et importants, qu'il s'agisse de la réputation individuelle (celle du producteur) ou collective (celle du terroir).

2.1. Comme mesure de la **réputation individuelle**, on suit Parker qui classe les producteurs en six catégories selon leurs performances passées. Toutes autres caractéristiques égales par ailleurs, d'un producteur de la première catégorie à un producteur de la deuxième, le prix d'une bouteille baisse en moyenne de 60 %.

¹ Notre échantillon inclut environ la moitié des vins figurant dans le classement officiel du Haut-Médoc de 1855.

² Il peut être obtenu sous demande auprès des auteurs.

³ Le guide Parker attribue une cote sur 100 sur base de dégustations effectuées à l'aveugle. Dans l'échantillon, ces cotes vont de 78 à 100 inclus.

⁴ A titre indicatif, supprimer du modèle les variables mesurant la qualité du vin (2 variables) augmente la somme des carrés des résidus (dans l'estimation par moindres carrés) de 1,15 tandis que supprimer celles de réputation du producteur (3 variables muettes) la fait grimper de 9,28.

... Les principaux résultats

On peut admettre que la réputation du producteur réduit l'aversion au risque de l'acheteur. Mais, cela implique aussi qu'une maison qui a connu un problème de qualité à un moment donné en paiera longtemps les conséquences.

2.2. Si les experts apprécient et notent les vins à l'aveugle, les consommateurs eux regardent les étiquettes. L'appellation et les diverses mentions de cru classé⁵ ne les laissent pas indifférents. C'est l'effet de la **réputation collective**.

À qualité et quantité produite identiques, on dépensera davantage pour un vin d'**appellation Margaux, Saint-Emilion ou Pomerol** que pour une bouteille d'une autre origine parmi les communes considérées .

Le **classement officiel** du Haut-Médoc, établi en 1855 (avec une révision mineure en 1856 et une autre en 1973), continue à jouer un rôle considérable malgré ses innombrables critiques, principalement son caractère obsolète. En particulier, la mention de 1^{er} grand cru classé (GCC) donne au vin que l'on sert un prestige qui se paie cher !

En effet, quelle que soit la commune de production, les prix des 1^{er} GCC reçoivent une prime importante. En outre, cet effet est accentué pour les meilleurs millésimes (1998 et 2000).

À titre d'illustration, considérons deux vins hypothétiques identiques en tout (cote, réputation, millésime, production, etc.), mais l'un bénéficiant de l'appellation de *Margaux Premier Grand Cru Classé du Haut-Médoc* et l'autre simplement de *Haut-Médoc*. Selon notre modèle, le prix du premier sera un peu plus du double de celui du second.

Il n'y a pas de différence significative entre les autres crus classés : du 2^e au 5^e, l'effet du classement est similaire. Dans ces catégories de grands crus, les *Saint-Estèphe* (et dans une moindre mesure les *Pauillac* et les *Saint-Julien*) sont, à caractéristiques égales, nettement moins chers que les *Margaux* et les *Saint-Emilion*.

Quoique peu nombreux dans l'échantillon, les crus classés de *Saint-Estèphe* sont d'ailleurs en moyenne offerts à un prix hédonique plus avantageux que les *Saint-Estèphe* non classés.

Il convient ici de traiter différemment les *Pomerols* et les *Graves* où le classement des crus n'est pas d'application. Globalement, à caractéristiques équivalentes du vin, les prix des *Pomerols* sont comparables à ceux des *Margaux* classés (1^{er} grands crus mis à part) tandis que ceux des *Graves* sont proches des *Pauillac* (idem).

3. L'effet du **vieillessement** se retrouve dans l'impact estimé des différents millésimes sur le prix du vin. Mis à part les 1^{er} GCC, les prix augmentent en moyenne d'environ 5 % par année d'âge.

4. L'effet négatif de la **quantité produite** d'un vin sur son prix reflète sans doute un phénomène de rareté. Pour les vins prestigieux, la production est limitée par la taille des exploitations et par les quotas autorisés.

⁵ Pour les cinq communes du Haut-Médoc, on prend le classement officiel de 1855 en ordre décroissant de qualité du 1^{er} grand cru classé au 5^e. Pour les Saint-Emilion classés, on distingue uniquement 1^{er} grand cru classé et grand cru classé. Il n'y a pas de classement officiel pour les Pomerols et notre échantillon ne permet pas de distinguer entre les Graves car il ne contient qu'un seul vin figurant au classement des Graves (1959).

3. Utilisation de ces résultats

Nous pouvons à l'aide de notre modèle isoler des vins "maître achat"; c'est-à-dire des vins qui, selon les coefficients estimés des diverses caractéristiques, devraient s'afficher à un prix nettement supérieur au prix effectivement observé. Dans le tableau 1, nous présentons les trois vins affichant le meilleur rapport qualité/prix dans l'échantillon. Ainsi, le Château M***, un *Saint-Estèphe* 2000, était vendu à un prix d'environ 50 % inférieur à son prix hédonique. À l'inverse, nous pouvons isoler les vins relativement trop onéreux pour les caractéristiques qu'ils proposent. Dans le même tableau, nous présentons les trois vins les moins intéressants de l'échantillon de ce point de vue. La plus mauvaise affaire, le Château L***, *Saint-Julien 2^e GCC* 2001, se vendait à un prix près de 80 % supérieur au prix estimé par le modèle.

Rappelons que l'échantillon est construit à partir des catalogues de l'automne 2004 et les prix actuels sont évidemment différents de ce qu'ils étaient à l'époque. Entre-temps, des ajustements notables se sont opérés. Ainsi, les prix des deux vins précités ont chacun subi une réduction importante de l'écart mentionné plus haut : le prix du Château M***, atteint maintenant les 30 € sur le marché, tandis que le prix du Château L***, *Saint-Julien 2001* est tombé à 140 € malgré un âge accru de quatre ans.

Tableau 1. Maîtres achats et plus mauvais choix

		PRIX PRÉDIT	PRIX OBSERVÉ
Maîtres achats	M*** Saint-Estèphe, 2000	21,3 €	11,5 €
	R*** Saint-Emilion, 2001	24,8 €	15,0 €
	L*** Pauillac, 1 ^{er} GCC, 1999	174,0 €	119,0 €
Mauvais choix	L*** Saint-Julien, 2 ^e GCC, 2001	102,0 €	179,0 €
	M*** Saint-Emilion, 2000	78,3 €	125,0 €
	B*** Saint-Emilion, 1 ^{er} GCC, 2000	36,8 €	59,9 €

4. Conclusion

Le marché donne un poids considérable au nom d'un vin, à sa commune d'origine et au titre que lui a conféré le classement officiel de 1855. Bien que jugé obsolète par de nombreux connaisseurs, celui-ci a créé une véritable aristocratie des vins du Haut-Médoc qui procure aux propriétaires une rente à condition toutefois qu'ils maintiennent leur réputation de qualité. Dans les communes qui ont un autre classement, le titre de 1^{er} GCC exerce un effet similaire. Par contre, l'effet sur le prix de l'appréciation des experts sur la qualité du vin, quoique significatif, est quantitativement très faible.

Sur le plan méthodologique, notre étude met en évidence les mérites d'une méthode d'estimation alternative à la régression classique et l'importance de considérer un modèle général pour capturer les effets de réputation. Sur le plan pratique, elle suggère aux consommateurs, à défaut de pouvoir goûter et comparer les vins proposés sur le marché, de se fier à des résultats statistiques plutôt qu'à l'intuition ou à l'étiquette d'une bouteille.

Vincent Scourneau est chercheur à l'IREES.

Daniel Weiserbs est professeur au département d'économie de l'UCL et chercheur à l'IREES.

Vincent Scourneau et Daniel Weiserbs

Annexe méthodologique

1. Le modèle

Nous partons de la spécification la plus générale possible compte tenu des données disponibles⁶ :

$$\ln P_i = \beta_0 + \beta_1 \ln Q_i + \beta_2 \ln Q_{-1,i} + \sum_j \beta_{3j} R_{j,i} + \sum_j \beta_{4j} Ma_{j,i} + \sum_j \beta_{5j} Pa_{j,i} + \sum_j \beta_{6j} Es_{j,i} + \sum_j \beta_{7j} Ju_{j,i} + \sum_j \beta_{8j} Hm_{j,i} + \sum_j \beta_{9j} Em_{j,i} + \beta_{10} Po_i + \beta_{11} Gr_i + \beta_{12} \log B_i + \beta_{13} (\log B_i)^2 + \sum_k \beta_{14k} M_{k,i} + \beta_{15} GM_i + \varepsilon_i$$

où :

P_i est le prix observé du vin i ;

Q_i est la cote du vin i attribuée par Parker sur une échelle de 100 points;

$Q_{-1,i}$ est la cote du vin i attribuée par Parker sur une échelle de 100 points l'année précédente;

$R_{j,i}$ prend la valeur 1 si le producteur du vin i est dans la catégorie R_j et 0 sinon, sachant qu'il y a 6 catégories (R_1 à R_6) établies par Parker en fonction des performances passées des producteurs;

$Ma_{j,i}$ prend la valeur 1 si le vin i est un Margaux de la j^{e} catégorie dans le classement officiel du Haut-Médoc (la 6^e catégorie étant les vins non classés);

$Pa_{j,i}$ prend la valeur 1 si le vin i est un Pauillac de la j^{e} catégorie dans le classement officiel du Haut-Médoc (la 6^e catégorie étant les vins non classés) ;

$Es_{j,i}$ prend la valeur 1 si le vin i est un Saint-Estèphe de la j^{e} catégorie dans le classement officiel du Haut-Médoc (la 6^e catégorie étant les vins non classés);

$Ju_{j,i}$ prend la valeur 1 si le vin i est un Saint-Julien de la j^{e} catégorie dans le classement officiel du Haut-Médoc (la 6^e catégorie étant les vins non classés);

$Hm_{j,i}$ prend la valeur 1 si le vin i est un Haut-Médoc de la j^{e} catégorie dans le classement officiel du Haut-Médoc (la 6^e catégorie étant les vins non classés);

$Em_{j,i}$ prend la valeur 1 si le vin i est un Saint-Emilion de la j^{e} catégorie dans le classement officiel du Saint-Emilion (catégorie 0 = non-classés, catégorie 1 = St-Em. Premier Grand Cru Classé et catégorie 2 = St-Em. Premier Grand Cru);

Po_i prend la valeur 1 si le vin i est un Pomerol;

Gr_i prend la valeur 1 si le vin i est un Graves;

B_i est le nombre total de bouteilles produites du vin i ;

$M_{k,i}$ prend la valeur 1 quand le vin i est d'un millésime k ($k = 1997, 2001$) sauf pour l'année 1999 (référence);

GM_i est une variable auxiliaire qui mesure l'effet croisé des *Premiers Grands Crus Classés* et des grands millésimes (1998 et 2000).

Des regroupements de catégories ont été effectués lorsque l'agrégation de coefficients avait à la fois un sens économique et était validée par les tests statistiques :

- Les catégories $R3$ et $R4$, d'une part, et $R5$ et $R6$, d'autre part, ont été regroupées respectivement sous les dénominations $R34$ et $R56$.

- Pour la commune de Margaux, les 2^e, 3^e, 4^e et 5^e Grands Crus Classés (GCC) ont été mis dans une catégorie unique appelée $Ma25$. La même opération fut réali-

⁶ La forme log-linéaire est préférée à la forme linéaire ou semi-log sur base des tests traditionnels de mauvaise spécification et du J-test pour des modèles non-imbriqués. La variable $(\log B_i)^2$ est incluse pour obtenir une élasticité non-constante du prix par rapport au nombre de bouteilles produites.

sée pour les 2^e, 4^e et 5^e catégories (*Pa25*) de Pauillac et les 2^e, 3^e et 4^e catégories de Saint Julien (*Ju24*).

- Dans la commune de Saint-Estèphe, les coefficients associés aux 3^e et 4^e GCC ne sont pas statistiquement significatifs et les variables muettes associées ont été supprimées (les 3^e et 4^e GCC concernent 5 observations seulement). Par contre, les 2^e GCC et les vins non classés gardent un coefficient distinct (*Es2* et *Es6*).

- Dans la commune du Haut-Médoc, vu le petit nombre d'observations, les sous-catégories ont toutes été regroupées (*Hm*).

- Pour la commune de Saint-Emilion, deux catégories subsistent : les *Saint-Emilion* 1^e GCC (*Em1*) et les autres (*Em02*).

2. Estimation

Les résultats de l'estimation par moindres carrés ordinaires (OLS, pour *Ordinary Least Squares*) de la spécification finalement retenue se trouvent dans les deux premières colonnes du tableau 2⁷. Les tests d'hétéroscédasticité et de normalité des résidus n'indiquent pas de problème statistique de ce type. Par contre, les tests de mauvaise spécification (tests de Ramsey) sont largement significatifs.

Par ailleurs, l'ajustement du modèle est assez mauvais dans les queues de la distribution des prix, les erreurs étant systématiquement positives pour les valeurs observées les plus basses et négatives pour les plus élevées. En fait, c'est justement pour les valeurs qui présentent le plus d'intérêt que le modèle manque le plus de précision.

Il existe de nombreux domaines où la variable analysée peut prendre occasionnellement des valeurs relativement extrêmes. C'est le cas par exemple des mesures climatiques (précipitations, crues, etc.) et de diverses variables dans le domaine de la finance et de l'assurance. D'un point de vue statistique, le problème est assez fascinant dans la mesure où il s'agit, à partir d'un ensemble limité de données, de prédire le mieux possible la probabilité d'événements rarement observés, voire même pas encore tout en étant vraisemblables.

On postule alors d'autres types de distribution des résidus. En particulier, la distribution GEV (*Generalized extreme value*), ou une formulation associée, est particulièrement recommandée en vertu de ses fondements théoriques. Les résultats obtenus par cette technique pour notre modèle figurent aux colonnes 3 et 4 du tableau 2 où σ et ζ désignent respectivement le coefficient de dispersion et celui de courbure.

Cependant, l'estimation classique de la distribution GEV (c'est-à-dire par maximisation de sa fonction de vraisemblance) présente un biais qui peut être important avec de petits échantillons. Nous développons une méthode duale de la GEV (DGEV) qui élimine quasiment ce biais. Les résultats qu'elle fournit sont rapportés aux colonnes 5 et 6 du tableau 2. Le gain dans l'ajustement statistique que procure cette méthode (DGEV) par rapport aux moindres carrés ordinaires (OLS) est illustré par le graphique 1 où sont présentés en vis-à-vis les prix observés et les prix prédits par les deux approches. Dans un ajustement parfait, les points se trouveraient exactement sur la diagonale. On voit très clairement que la DGEV présente un ajustement bien meilleur, en particulier pour les prix les plus élevés de l'échantillon. Ce progrès est un peu moins marqué pour la GEV classique. Soulignons cependant que les valeurs des coefficients d'intérêt sont peu modifiées d'une méthode à l'autre. Le progrès réside dans la précision de l'ajustement et des extrapolations.

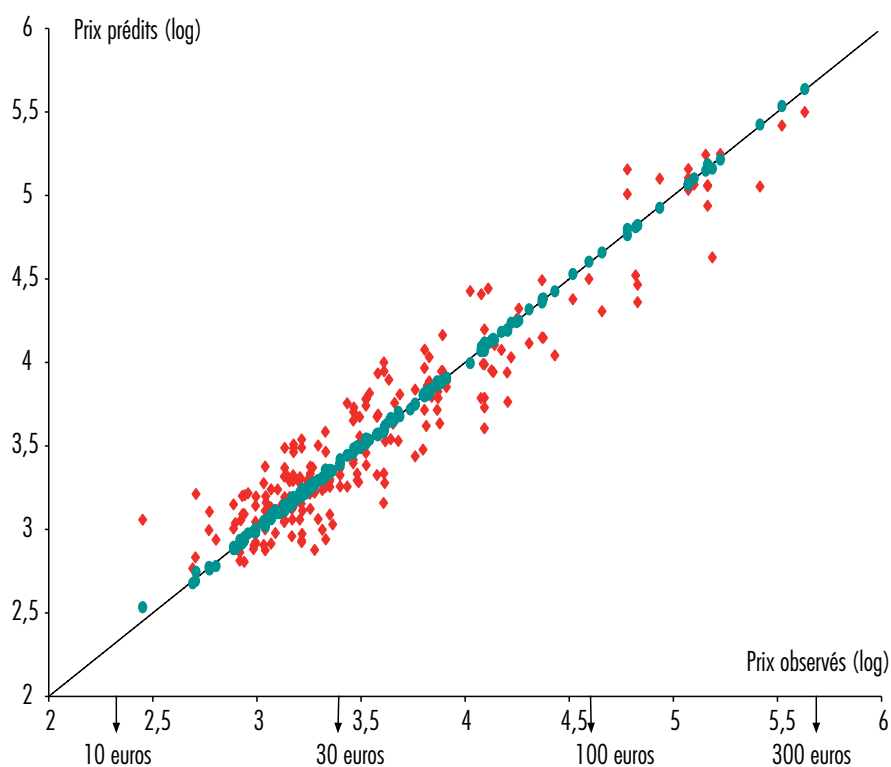
⁷ Le vin de référence (la constante) est un Haut-Médoc 1999 non classé d'un producteur de la plus faible catégorie de réputation.

Tableau 2. Coefficients estimés

	OLS		GEV		DGEV	
	Coefficient	Ecart-Type	Coefficient	Ecart-Type	Coefficient	Ecart-Type
Constante	3,461	2,110	3,139	2,668	3,199	1,583**
Q	0,023	0,009**	0,022	0,010**	0,022	0,005***
Q-1	0,021	0,006***	0,023	0,007***	0,022	0,003***
R1	1,324	0,102***	1,325	0,094***	1,329	0,095***
R2	0,704	0,059***	0,700	0,063***	0,705	0,031***
R34	0,315	0,048***	0,313	0,054***	0,316	0,019***
Ma1	0,675	0,163***	0,669	0,333**	0,666	0,143***
Ma25	0,290	0,095***	0,281	0,128**	0,284	0,045***
Pa1	0,599	0,131***	0,579	0,151***	0,601	0,070***
Pa25	0,108	0,083	0,097	0,112	0,102	0,070
Es2	-0,317	0,134**	-0,338	0,138**	-0,322	0,091***
Es6	0,297	0,111***	0,275	0,128**	0,292	0,120***
Ju24	0,101	0,079	0,100	0,111	0,101	0,074
Em1	0,556	0,104***	0,552	0,124***	0,551	0,047***
Em02	0,242	0,092***	0,235	0,120*	0,237	0,053***
Po	0,358	0,096***	0,354	0,120***	0,357	0,081***
Gr	0,094	0,088	0,086	0,121	0,088	0,051*
log(B)	-0,731	0,372*	-0,699	0,466	-0,689	0,294***
log(B) ²	0,029	0,016*	0,027	0,021	0,027	0,013**
M97	0,146	0,095	0,157	0,253	0,151	0,052***
M98	0,109	0,065*	0,109	0,070	0,106	0,036***
M00	0,047	0,075	0,049	0,079	0,039	0,029
M01	-0,047	0,042	-0,045	0,045	-0,047	0,022**
GM	0,175	0,070**	0,183	0,073**	0,188	0,035***
σ			0,203	0,012***	0,204	0,011***
ξ			-0,266	0,071***	-0,252	0,046***
SSR	9.023		0.051		0.038	
WT	1.618				2.320	
JB	0.282					
RSEY2	7.472***				0.019	
RSEY3	7.786***				0.353	
RSEY4	5.163***				0.535	

Note : SSR est la somme des carrés des résidus, WT est le test d'hétéroscédasticité de White, JB est le test de normalité de Jarque-Bera et les RSEY_i sont les tests de mauvaise spécification de Ramsey d'ordre *i*. Le nombre d'astérisques indique (*, ** ou ***) un coefficient statistiquement différent de zéro à un seuil de confiance respectivement de 10, 5 et 1 %.

Graphique 1. Prix observés et estimés



Note : Les points rouges sont les résultats obtenus par les moindres carrés ordinaires (OLS), les verts ceux de la DGEV.

Directeur de la publication :
Vincent Bodart
Rédactrice en chef :
Muriel Dejemeppe
Comité de rédaction : *Paul Belleflamme,*
Vincent Bodart, Thierry Bréchet,
Muriel Dejemeppe, Frédéric Docquier,
Jean Hindriks, François Maniquet,
Marthe Nyssens
Secrétariat & logistique : *Anne Davister*
Graphiste : *Dominos*

Regards Économiques a le soutien financier
du Fonds de la Recherche Scientifique - FNRS.

IRES-UCL

Place Montesquieu, 3
B1348 Louvain-la-Neuve

<http://www.uclouvain.be/regardseconomiques>

regard-ires@uclouvain.be

tél. 010/47 34 26