

Le coût du bonus/malus écologique: que pouvait-on prédire ?*

Xavier D'Haultfœuille[†] Isis Durrmeyer[‡] Philippe Février[§]

Résumé

Les évaluations ex-ante constituent un outil d'aide à la décision pour les pouvoirs publics dans la mesure où elles permettent de quantifier les effets et de prédire l'efficacité d'une politique avant sa mise en place. Nous nous intéressons ici à la politique du bonus/malus écologique introduite en France afin de réduire les émissions de CO₂ des automobiles. La politique était supposée s'autofinancer, les malus subventionnant les bonus. Un an après sa mise en place, on observe une réduction des émissions de CO₂ de 5% pour un coût de 225 M€. Nous faisons une analyse ex-post d'une potentielle évaluation ex-ante de cette politique économique. Nous montrons que le coût n'était pas prévisible car la réaction des consommateurs au bonus/malus ne peut s'interpréter comme une réaction aux changements de prix.

What did you expect? Lessons from the French bonus/malus.

Abstract

Ex-post evaluations are crucial to measure the empirical effects of public policies. At the same time, one can wonder how much of these effects could be anticipated ex-ante. We address this question for the bonus/malus policy introduced in France to reduce CO₂ emissions. This policy was, in particular, supposed to be financially neutral. At the end of the day, the CO₂ emissions have been reduced by 5% at a cost of 225 M€. Using a structural approach, we show that this cost was not predictable ex-ante. The underlying reason is that consumers appear to react more to this policy than to standard changes in prices.

Classification JEL : D12, H23, L62, Q58

*Nous remercions Pierre-Louis Debar et Julien Mollet du Comité des Constructeurs Français d'Automobiles pour nous avoir fourni les données.

[†]INSEE-CREST (15, bd Gabriel Péri. 92245 Malakoff). E-mail: xavier.d'haultfoeuille@insee.fr

[‡]CREST-LEI (15, bd Gabriel Péri. 92245 Malakoff). E-mail: isis.durrmeyer@ensae.fr

[§]CREST-LEI (15, bd Gabriel Péri. 92245 Malakoff). E-mail: philippe.fevrier@ensae.fr

INTRODUCTION

La politique environnementale du bonus/malus écologique a été mise en place en France au 1^{er} Janvier 2008 suite aux discussions qui ont eu lieu pendant le Grenelle de l'Environnement. Un nouvel instrument est introduit pour inciter l'achat de voitures neuves peu polluantes, le système du bonus/malus écologique qui relie le niveau des émissions de CO₂ à une taxe ou subvention à l'achat. Les voitures dont les émissions de CO₂ sont inférieures à 130g/km bénéficient d'une baisse de prix comprise entre 200€ et 1000€¹. Les voitures dont les émissions de CO₂ sont supérieures à 160g/km voient, au contraire, leur prix augmenter (de 200€ à 2600€). Le barème complet appliqué en 2008 et 2009 est présenté dans le tableau 1.

Classe d'émission	Émissions (en g/km)	Malus (en €)
A	[60-100]	-1000
B	[100-120]	-700
C+	[120-130]	-200
C-	[130-140]	0
D	[140-160]	0
E+	[160-165]	+200
E-	[165-200]	+750
F	[200-250]	+1600
G	> 250	+2600

Tab. 1 – Barème du Bonus/malus pour 2008-2009

Deux objectifs avaient été annoncés pour cette politique environnementale. L'objectif principal était la réduction des émissions de CO₂ liées au parc automobile. D'autre part, le gouvernement avait déclaré que cette politique serait neutre pour le budget de l'État, les malus étaient censés entièrement subventionner les bonus.

Un an après la mise en place de cette politique, l'objectif de réduction des émissions a été atteint assez rapidement. Les émissions moyennes ont baissé de 9g entre 2007 et 2008, contre une tendance antérieure de 3g/an (cf. figure 1). En revanche, l'objectif de coût nul n'a pas été atteint : le coût de la politique pour les véhicules particuliers s'est élevé à 225 M€ en 2008. Le coût s'est avéré tellement élevé que le gouvernement a modifié le barème en 2010 et s'apprête à le modifier de nouveau en 2011.

¹Une réduction plus importante s'applique pour les voitures hybrides et électriques, mais ne nous intéressons pas à ce type de voiture dont les ventes restent faibles

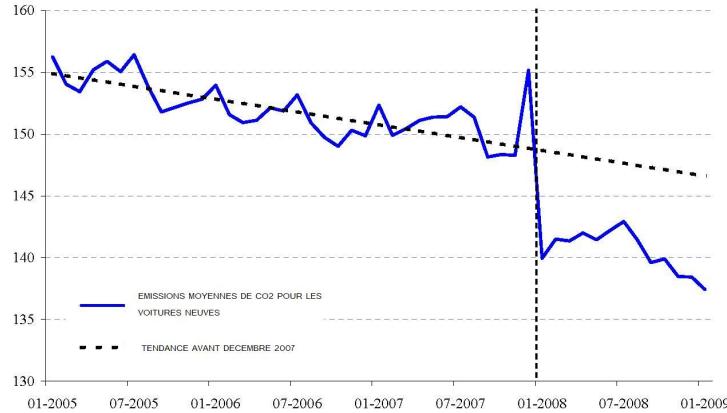


Fig. 1 – Évolution des émissions moyennes de CO₂

Nous cherchons ici à savoir si le coût de cette politique était prévisible ex-ante. À partir de données agrégées issues du Comité des Constructeurs Français d'Automobiles (CCFA), nous estimons un modèle structurel de demande d'automobile. L'approche structurelle est pertinente pour les évaluations ex-ante dans la mesure où les paramètres estimés sont invariants aux politiques économiques. Nous l'utilisons ici pour prédire les parts de marché puis le coût de la politique en 2008, avant de comparer ce coût avec celui réellement observé. Nous montrons que l'on n'aurait pas pu prédire correctement le coût de cette politique. La réaction des consommateurs était en grande partie imprévisible car ne correspondait pas à une simple réaction aux changements de prix induits par la politique.

DONNÉES

Nous utilisons dans cette étude des données exhaustives issues du CCFA : l'ensemble des immatriculations de véhicules privés neufs entre 2003 et 2008. Nous observons ainsi l'ensemble des informations enregistrées lors de l'immatriculation d'un véhicule : les principales caractéristiques du véhicule (marque, modèle, poids, puissance, cylindrée, carrosserie, carburant utilisé, nombre de portes, le niveau d'émissions de CO₂ et les prix catalogues) et les caractéristiques du propriétaire (l'âge et la commune de résidence). On introduit le revenu médian de la commune et de la tranche d'âge pour approximer le revenu du ménage (données Insee).

Le tableau 2 représente la répartition des véhicules achetés en fonction des classes d'émission, les prix moyens en 2007 et en 2008 ainsi que la variation moyenne de prix liée au bonus/malus en 2008. On peut observer que les consommateurs ont fortement réagi à l'introduction du bonus/malus. En effet, il y a eu une importante variation dans les parts de

marché des classes d'émission en faveur des véhicules peu polluants. Par exemple, la part de la classe d'émission B a doublé entre 2007 et 2008. Pourtant le bonus de 700€ associé représente une baisse de prix moyenne de moins de 5%. À l'inverse, la part des véhicules de classe E- a diminué de moitié, pour un malus représentant une hausse moyenne du prix de 4%.

Classe d'émission	Malus (en €)	Part de marché		Prix moyen (en €)		Ratio moyen malus /prix
		2007	2008	2007	2008	
A	-1000	0.02%	0.06%	12,348	13,902	7.3%
B	-700	19.9%	38.4%	15,237	15,647	4.7%
C+	-200	10.3%	9.5%	18,438	18,469	1.2%
C-	0	19.7%	18.6%	17,684	17,922	0%
D	0	26.9%	21.7%	21,345	22,746	0%
E+	+200	2.9%	2.0%	22,058	20,172	1.2%
E-	+750	15.1%	7.8%	27,103	29,910	2.8%
F	+1600	3.7%	1.4%	40,482	44,231	4.0%
G	+2600	1.4%	0.54%	57,275	63,101	4.7%

Tab. 2 – Parts de marché et prix moyens en fonction de la classe d'émission

MODÈLE DE DEMANDE D'AUTOMOBILE

La demande sur un marché de produits différenciés est le plus souvent modélisée par les modèles logit et logit emboîté (cf. Berry, 1994) et le modèle à coefficients aléatoires (cf. Berry et al., 1995). Contrairement à d'habitude, nous observons ici des caractéristiques des acheteurs. Nous choisissons alors de nous appuyer sur un modèle logit emboîté avec hétérogénéité observée. On construit des groupes de consommateurs à partir des données démographiques observées et on fait dépendre les paramètres estimés de ces groupes. Plus précisément, 8 catégories sont créées en regroupant les acheteurs selon 2 classes d'âge ([18 ; 39] et [39 et +]), 2 classes de revenu ([- de 22 000] et [+ de 22 000]) et le type de commune (rurale et urbaine).

On considère N_d acheteurs potentiels de voiture neuve, d représentant la catégorie démographique de ces acheteurs. Chaque consommateur peut choisir d'acheter une voiture parmi les J proposées sur le marché, ou de n'en acheter aucune (dans ce cas, il choisit l'option de sortie). L'utilité d'un consommateur i (appartenant à la catégorie d) qui achète la voiture j est représentée par :

$$U_{ij/d} = X_j \gamma_d - \beta_d p_j + \xi_{j/d} + \varepsilon_{ij} = \delta_{j/d} + \varepsilon_{ij} .$$

$\delta_{j/d}$ représente l'utilité moyenne du bien j , commune à tous les consommateurs de la catégorie démographique d . Elle dépend linéairement du prix (p_j) ainsi que des caractéristiques observables (X_j) et inobservables ($\xi_{j/d}$). Le modèle logit emboîté permet une corrélation des résidus pour les produits d'un même segment. Ainsi, le terme d'erreur individuel ε_{ij} , pour un produit j qui appartient au segment g peut se décomposer de la manière suivante :

$$\varepsilon_{ij} = \zeta_{ig} + (1 - \sigma_d)\epsilon_{ij},$$

avec ϵ_{ij} le terme d'erreur individuel et produit-spécifique et ζ_{ig} est le terme d'erreur individuel commun à tous les produits du groupe g . On fait l'hypothèse classique que le terme d'erreur $\zeta_{ig} + (1 - \sigma_d)\epsilon_{ij}$ est distribué selon la loi "Extreme Value". σ_d représente la correlation des utilités des produits d'un même segment et doit être comprise entre 0 et 1. Nous considérons une segmentation du marché de l'automobile selon l'usage principal du véhicule².

En normalisant l'utilité moyenne de l'option de sortie $\delta_{0/d}$ à 0, on obtient l'équation linéaire suivante à estimer (cf. Rust & Berkovec, 1985) :

$$\ln(s_{j/d}) - \ln(s_{0/d}) = X_j\gamma_d - \beta_d p_j + \sigma_d \ln(\bar{s}_{j/g,d}) + \xi_{j/d}, \quad (1)$$

avec $\bar{s}_{j/g,d} = P(Y_i = j | Y_i \in g, D_i = d)$ la part de marché du produit j au sein du segment g . L'estimation des paramètres de l'utilité se fait en régressant les parts de marché sur les caractéristiques observables et la part de marché intra-groupe. Les caractéristiques inobservables, $\xi_{j/d}$ jouent le rôle de terme d'erreur. Le marché potentiel doit être défini afin de calculer la part de marché de l'option de sortie $s_{0/d}$. On considère que le marché potentiel se compose de l'ensemble des ménages français de la catégorie démographique³. Les caractéristiques des voitures, X_j , comprennent le poids, la puissance, le nombre de kilomètre parcouru avec un euro de carburant (variable construite à partir des émissions de CO₂ et en introduisant les prix moyens de l'essence et du diesel chaque année), la cylindrée, le nombre de portes (3 ou 5), la carrosserie (berline, break ou coupé) et le type de moteur (essence ou diesel)⁴. On introduit également des effets fixes marque et segment afin de capter, entre autres, l'hétérogénéité de la qualité des constructeurs. Un effet fixe année est ajouté et permet de capter les chocs liés à la conjoncture macro-économique. Enfin, pour éviter un potentiel biais de surréaction à la politique (annoncée fin novembre

²On considère 8 segments : les voitures urbaines, les petites familiales, les grandes familiales, les sportives, les luxueuses, les petits monospaces, les grands monospaces et les 4×4.

³Le marché potentiel est estimé à partir de la distribution des revenus fiscaux des ménages, par tranche d'âge et tranche d'unité urbaine (données Insee).

⁴Il est possible d'introduire ces caractéristiques qualitatitives car les produits sont définis à un niveau très fin. Les caractéristiques continues sont celles du modèle de base, identifié comme le moins cher. Les variables en unité monétaire sont déflatées et converties en € 2008

2007, elle a été mise en place au 1^{er} décembre 2008), on élimine les voitures achetées pendant les mois de décembre et janvier de chaque année.

Les prix sont endogènes : les constructeurs observent les ξ_j et en tiennent compte dans leur stratégie de fixation du prix. Par construction, la part de marché intra-groupe $\bar{s}_{j/g,d}$ est endogène, c'est pourquoi l'identification du modèle repose sur l'existence d'au moins deux instruments. Les instruments construits sont, comme habituellement, des fonctions des caractéristiques des autres produits (cf. Berry et al., 1995). Plus précisément on construit 3 ensembles d'instruments, pour chaque caractéristique on construit la somme de cette caractéristique pour tous les produits des autres marques, pour tous les autres modèles de la marque, pour tous les autres produits des autres marques du même segment. La validité de ces instruments repose sur l'hypothèse d'exogénéité des autres caractéristiques de la voiture. On peut en effet considérer qu'elles sont déterminées avant la fixation du prix (cf. Berry et al., 1995, Nevo, 2000 et Nevo, 2001).

RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

On impose de la structure sur les paramètres γ_d , β_d et σ_d : on suppose qu'ils peuvent se décomposer linéairement en fonction des caractéristiques démographiques. Par exemple, β_d se décompose de la manière suivante :

$$\beta_d = \bar{\beta} + \beta_{tc} + \beta_a + \beta_r ,$$

où les indices tc , a et r représentent respectivement le type de commune, la classe d'âge et la classe de revenu. $\bar{\beta}$ représente le paramètre de la classe de référence (la catégorie des jeunes, avec un revenu faible et habitant en zone rurale est choisie comme classe de référence).

Le tableau 3 représente les paramètres estimés (ceux de la catégorie de référence) pour différentes spécifications du modèle. Dans la spécification (1), le prix n'est pas instrumenté. On peut conclure que le prix est endogène car $\hat{\beta}$ est sous-estimé (par rapport aux résultats de la spécification (2) où l'endogénéité du prix est contrôlée). Les paramètres estimés sont globalement significatifs et ont les signes attendus. $\hat{\beta}$ est positif et $\hat{\sigma}$ est bien compris entre 0 et 1 comme le modèle l'impose. D'autre part, le poids, la puissance, la cylindrée et le nombre de kilomètres parcourus avec 1€ de carburant sont des caractéristiques valorisées positivement par les individus. De plus, il existe une préférence pour les coupés/cabriolets, ainsi qu'une aversion à la carrosserie break. Enfin, les acheteurs sont indifférents au type de motorisation.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Variable					
Prix ($\bar{\beta}$)	0.006 ** (0.001)	0.121 ** (0.009)	0.099 ** (0.008)	0.103 ** (0.008)	0.107 ** (0.008)
$\ln(\bar{s})$ ($\bar{\sigma}$)	0.850 ** (0.010)	0.764 ** (0.018)	0.855 ** (0.018)	0.791 ** (0.017)	0.787 ** (0.017)
Bonus/malus	-	-	-	0.287 ** (0.015)	-
Bonus	-	-	-	-	0.522 ** (0.048)
Malus	-	-	-	-	0.232 ** (0.018)
Caractéristiques ($\bar{\gamma}$)					
Poids	0.202 ** (0.029)	1.52 ** (0.112)	1.24 ** (0.110)	1.32 ** (0.108)	1.36 ** (0.109)
Puissance	-0.002 ** (0.000)	0.016 ** (0.001)	0.014 ** (0.001)	0.014 ** (0.001)	0.014 ** (0.001)
Km/€	0.026 ** (0.002)	0.050 ** (0.004)	0.039 ** (0.004)	0.045 ** (0.004)	0.044 ** (0.004)
Cylindrée	0.068 ** (0.012)	0.425 ** (0.034)	0.323 ** (0.034)	0.365 ** (0.033)	0.372 ** (0.034)
Break	-0.80 ** (0.009)	-0.178 ** (0.017)	-0.119 ** (0.017)	-0.154 ** (0.016)	-0.156 ** (0.017)
Coupe/cabriolet	-0.023 † (0.012)	0.407 ** (0.037)	0.368 ** (0.038)	0.353 ** (0.035)	0.364 ** (0.036)
3 portes	0.003 (0.007)	-0.080 ** (0.015)	-0.095 ** (0.014)	-0.099 ** (0.014)	-0.101 ** (0.015)
Diesel	-0.041 ** (0.015)	0.007 (0.024)	-0.027 (0.025)	-0.009 (0.024)	-0.002 (0.024)
Nb. d'observations	48 582	48 582	39 968	48 582	48 582
Contrôles					
Endogénéité du prix	non	oui	oui	oui	oui
2008 exclue	non	non	oui	non	non
Effet bonus indép.	non	non	non	oui	oui
Effet bonus asym.	non	non	non	non	oui

Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%

Tab. 3 – Résultats d'estimations

Dans la spécification (3), on estime les paramètres de l'utilité avant que la politique du bonus/malus soit mise en place en éliminant l'année 2008. C'est la seule spécification que l'on aurait pu estimer ex-ante. En la comparant avec la spécification (2), on observe qu'en ajoutant l'année 2008, l'effet prix est suréstimé. Dans la spécification (4), les paramètres de l'utilité sont estimés en gardant l'année 2008 et en introduisant un effet bonus/malus indépendant. Cet effet est significativement supérieur à l'effet prix (le montant du bonus/-malus a presque 3 fois plus d'effet sur l'utilité qu'une classique baisse/hausse de prix). Enfin, la spécification (5) introduit également un effet indépendant du bonus/malus, et autorise le bonus et le malus à avoir des effets asymétriques. On observe que l'effet du bonus est supérieur à l'effet malus, qui est tout de même plus important que l'effet prix. Finalement, la spécification (5) est la meilleure, mais il est impossible de l'estimer ex-ante.

	Base	Zone urbaine	Âge ≥ 40	Revenu $\geq 22\,000$
Prix ($\bar{\beta}, \beta_{tc}, \beta_a, \beta_r$)	0.121 ** (0.009)	0.026 ** (0.007)	0.031 ** (0.008)	0.042 ** (0.007)
Poids	1.522 ** (0.112)	-0.260 * (0.101)	-0.256 * (0.110)	-0.437 ** (0.097)
Puissance	0.016 ** (0.001)	-0.004 ** (0.001)	-0.006 ** (0.001)	-0.006 ** (0.001)
Km/€	0.050 ** (0.004)	-0.002 (0.003)	-0.010 ** (0.003)	-0.020 ** (0.003)
Cylindrée	0.425 ** (0.034)	-0.055 † (0.033)	-0.046 (0.035)	-0.144 ** (0.032)
Break	-0.177 ** (0.017)	0.004 (0.016)	-0.068 ** (0.017)	0.075 ** (0.015)
Coupé/cabriolet	0.407 ** (0.037)	-0.080 * (0.031)	-0.184 ** (0.035)	-0.112 ** (0.031)
3 portes	-0.121 ** (0.015)	0.027 † (0.014)	-0.080 ** (0.015)	0.057 ** (0.014)
Diesel	0.007 (0.024)	-0.119 ** (0.022)	0.021 (0.022)	0.059 ** (0.022)

Tab. 4 – Hétérogénéité de la valorisation des attributs

Le tableau 4 représente la variation des paramètres estimés en fonction des caractéristiques démographiques. On observe une significative hétérogénéité dans les préférences des différentes catégories démographiques. En effet, la sensibilité au prix est plus faible quand l'âge et le revenu augmentent. De même, on observe que le coût à l'usage de la voiture est moins déterminant quand le revenu et l'âge augmentent. Enfin, on peut noter que les acheteurs qui vivent en milieu urbain préfèrent la motorisation essence que diesel.

PRÉDICTION DU COÛT

Le coût de la politique est prédit ex-ante, en supposant que l'effet bonus/malus est un effet prix (c'est-à-dire à partir de la spécification (3) du tableau 3). Comme nous avons estimé le modèle à partir de données annuelles composées de 10 mois, les prévisions sont à comparer avec le coût observé sur cet échantillon (soit un coût de 135 M€). On prédit les parts de marché en considérant que l'ensemble des produits et les caractéristiques de ceux-ci sont inchangés par rapport à 2007. En revanche, les prix sont prédits par un modèle structurel d'offre.

Le marché de l'automobile est oligopolistique et les constructeurs sont des firmes multi-produits qui se font concurrence en prix. Ainsi, les prix sont fixés tels que chaque constructeur maximise son profit, c'est-à-dire que les prix d'équilibre doivent vérifier :

$$P^* = C + \Omega^{-1}(P)S(P).$$

Où C représente le vecteur des coûts marginaux, $S(P)$ le vecteur des parts de marché et Ω la matrice des semi-élasticités⁵. À partir de l'estimation des paramètres de demande, on peut calculer la matrice $\hat{\Omega}$ et ainsi obtenir une estimation du coût marginal de production de chaque voiture :

$$\hat{C} = P - \hat{\Omega}^{-1}S,$$

En faisant l'hypothèse que ce coût marginal ne varie pas entre 2007 et 2008, on peut prédire les prix d'équilibre pour l'année 2008 avec le système de bonus/malus. Le vecteur de prix optimal P^* satisfait l'équation :

$$P^* = \hat{C} + \hat{\Omega}^{-1}(P^* + Z)S(P^* + Z),$$

où Z est le vecteur de bonus/malus, et est positif pour un malus. Le modèle prédit que les constructeurs vont baisser le prix des voitures malusées et augmenter celui des voitures bonusées. Le tableau 5 représente les parts de marché observées et prédites, avec ou sans la prévision des prix par le modèle d'offre structurel.

Classe d'émission	Parts observées		Parts prédites	
	2007	2008	Sans offre	Avec offre
A	0.02%	0.06%	0.02%	0.02%
B	19.6%	38.1%	22.0%	21.7%
C+	10.4%	9.4%	10.6%	10.8%
C-	20.3%	18.6%	19.9%	20.1%
D	27.4%	21.6%	27.2%	27.0%
E+	2.9%	2.1%	2.9%	2.9%
E-	14.7%	8.0%	13.5%	13.7%
F	3.4%	1.4%	3.0%	3.0%
G	1.3%	0.57%	0.97%	0.92%
Coût		+135 M€	+3.12 M€	-3.8 M€

Tab. 5 – Parts de marché observées et prédites en fonction des classes d'émission

On observe que les parts prédites des voitures bonusées sont largement sous-estimées tandis que celles des voitures malusées sont sur-estimées. Le coût, est par conséquence largement sous-estimé : on prédit que la politique coûte 3.1 M€ sans le modèle d'offre et un surplus de 3.8 M€ avec prévision des prix. Le coût était donc impossible à prévoir ex-ante car l'effet bonus/malus, qui n'est en réalité pas un effet prix, n'était pas estimable.

⁵Les semi-élasticités se calculent analytiquement selon les formules suivantes : $\omega_{kk} = -\beta s_k \left(s_k - \frac{1}{1-\sigma} + \frac{\sigma}{1-\sigma} s_{k/g} \right)$, $\omega_{kj} = \beta s_k \left(s_j + \frac{\sigma}{1-\sigma} s_{j/g} \right)$ si k et j appartiennent au même segment et $\omega_{kj} = \beta s_k s_j$ sinon.

CONCLUSION

Dans cette étude, nous faisons une analyse ex-post d'une évaluation du coût de la politique du bonus/malus écologique qui aurait pu être menée ex-ante. Nous montrons que l'important coût de cette politique n'aurait pas pu être prédit car la réaction des acheteurs a été plus importante qu'une réaction aux changements de prix. Plus précisément, on estime que l'effet bonus/malus est deux fois plus élevé que l'effet prix. Cet effet peut être estimé ex-post, mais impossible à connaître avant la mise en place de la politique. Cette importante sensibilité au bonus/malus n'est pas expliquée ici. On peut interpréter la sensibilité au bonus/malus comme la préférence des acheteurs pour la qualité environnementale, cette préférence ayant été révélée par la politique du bonus/malus. C'est ce que nous évaluons dans une autre étude en cours de réalisation (D'Haultfœuille et al. (2010)). Pour conclure, cette étude montre qu'il est parfois difficile de faire des évaluations précises ex-ante dans la mesure où des effets nouveaux et imprévisibles peuvent apparaître.

Références

- Berry, S. (1994), 'Estimating discrete-choice models of product differentiation', *The RAND Journal of Economics* pp. 242–262.
- Berry, S., Levinsohn, J. & Pakes, A. (1995), 'Automobile prices in market equilibrium', *Econometrica : Journal of the Econometric Society* pp. 841–890.
- D'Haultfœuille, X., Durrmeyer, I. & Février, P. (2010), The Willingness to Pay for Global Warming Reduction : Lessons from the French automobile market, Technical report, working paper.
- Nevo, A. (2000), 'Mergers with differentiated products : The case of the ready-to-eat cereal industry', *The RAND Journal of Economics* pp. 395–421.
- Nevo, A. (2001), 'Measuring market power in the ready-to-eat cereal industry', *Econometrica* **69**(2), 307–342.
- Rust, J. & Berkovec, J. (1985), 'A nested logit model of automobile holdings for one vehicle households', *Transportation Research Part B* **19**, 275–285.