

Le calcul économique de la publicité frauduleuse A microeconomic foundation to misleading advertising

Marcel Boyer, Richard Kihlstrom and Jean-Jacques Laffont

Volume 55, Number 1, janvier–mars 1979

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/800813ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/800813ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Boyer, M., Kihlstrom, R. & Laffont, J.-J. (1979). Le calcul économique de la publicité frauduleuse. *L'Actualité économique*, 55(1), 46–67.
<https://doi.org/10.7202/800813ar>

Article abstract

The objectif of this paper is to give a microeconomic foundation to misleading advertising in order to derive a method to evaluate its social costs both in terms of efficiency and in terms of distribution. We develop first the approach leading to the concept of demand based on information biased by misleading advertising. Then we set up a model leading to an analytical form of the demand function for the different agents and we discuss the econometric problem of estimating it. We can then develop a formula to measure the social costs of misleading advertising. Finally, we show through an example how that formula can be used.

LE CALCUL ÉCONOMIQUE DE LA PUBLICITÉ FRAUDULEUSE *

L'objet de cet article est de fournir un fondement micro-économique concernant la publicité frauduleuse pour construire ensuite une méthode qui permette d'en évaluer les coûts sociaux à la fois coûts d'efficacité et coûts de distribution ¹.

Dans la section 1, nous développons de façon informelle la méthodologie qui permet d'aboutir au concept de demande basée sur une information biaisée par la publicité frauduleuse. Dans la section 2, nous construisons un modèle spécifique qui permet d'obtenir une forme analytique des fonctions de demande des différents agents de l'économie. La section 3 est consacrée à quelques remarques sur l'estimation de ces fonctions de demande et, en particulier, sur l'élaboration d'une stratégie de recherche de données qui permet de résoudre leur problème fondamental d'identification. Ayant obtenu une estimation des fonctions de demande, nous étendons l'analyse coûts-bénéfices traditionnelle à une économie avec incertitude et fausse information pour obtenir, dans la section 4, une formule de coûts sociaux. Enfin, dans la section 5, nous montrons à l'aide d'un exemple comment cette formule peut être utilisée pour évaluer numériquement les coûts sociaux de la publicité frauduleuse.

SECTION 1 : PUBLICITÉ ET THÉORIE DE L'INFORMATION

Pour modéliser le rôle de la publicité frauduleuse nous allons enrichir le modèle de Kihlstrom (1974) qui sert à calculer la valeur d'une information non gratuite dont la fiabilité peut varier. La valeur d'une information plus fiable doit être comparée au coût de cette plus

* Nous tenons à remercier le ministère de la Consommation et des Corporations (Ottawa) pour l'aide financière apportée à notre recherche. Nous restons cependant seuls responsables du contenu de cet article et en particulier des erreurs qu'il pourrait contenir.

1. Nous supposons donc que les préférences fondamentales identifiées ici à la fonction d'utilité de Von-Neumann Morgenstern inchangées (voir Stigler et Becker (1977)). Le lecteur pourra consulter Schmalensee (1972) pour un résumé de la littérature et Dixit et Norman (1978) pour une tentative d'analyse coûts-bénéfices lorsque les vraies préférences changent sous l'effet de la publicité.

grande fiabilité. Le niveau optimal de la fiabilité de l'information est alors interprété comme le montant d'information demandé par le consommateur.

La publicité frauduleuse apparaît dans des formes qui varient de la production d'information biaisée et clairement fausse jusqu'à la tentative de la part du vendeur de cacher de l'information ou de produire de l'information non pertinente. Dans chacune de ces formes, la publicité frauduleuse entraîne une mauvaise perception par le consommateur de la qualité des produits. Ces mauvaises perceptions des biens et services offerts se reflètent dans les préférences des consommateurs et influencent directement leurs choix.

Les effets de demande de l'information frauduleuse peuvent être mesurés alors par la différence entre les demandes d'un consommateur mal informé et les demandes du même consommateur lorsqu'il est bien informé. Les hausses de demande pour les produits frauduleusement publicisés génèrent en général des profits accrus pour les vendeurs. Le fait de mesurer cette hausse de demande permet de calculer l'augmentation des profits du producteur. La hausse de demande pour les produits qui sont frauduleusement publicisés cause aussi des pertes pour les autres producteurs et les autres consommateurs.

Pour mesurer les coûts sociaux pour les consommateurs, nous nous proposons d'utiliser l'échelle de préférences que le consommateur utiliserait s'il était bien informé. Utilisant ses vraies préférences, nous pouvons mesurer la perte encourue par le consommateur par suite d'un mauvais choix dans ses demandes dû à sa mauvaise information. Pour arriver en pratique à mesurer ces pertes de bien-être, il est nécessaire d'avoir un modèle qui incorpore une description formelle des mécanismes par lesquels le consommateur utilise l'information disponible sur les marchés, qu'elle soit frauduleuse ou non, qu'elle soit produite par des organismes indépendants ou par les producteurs eux-mêmes. Le modèle doit aussi indiquer comment les préférences des consommateurs et leurs demandes sont influencées par les changements dans les perceptions des consommateurs affectées par l'information disponible.

Nous utilisons à cette fin la procédure suivante : avant d'être mis en contact avec la publicité, le consommateur a une certaine perception de la qualité des produits et cette perception peut être représentée formellement par une distribution de probabilité que nous appelons la distribution à priori. La publicité transmet des messages aux acheteurs. Ces messages génèrent de l'information en raison de leur corrélation avec les véritables caractéristiques des produits. Utilisant l'information transmise par ces messages, le consommateur change sa perception des produits. Ce changement est accompli formellement par une transformation de sa distribution de probabilité sur la qualité des produits, de

la distribution à priori à une certaine distribution à posteriori. La loi de Bayes est le mécanisme statistique par lequel l'information contenue dans la publicité est formellement associée à la distribution à priori pour obtenir la distribution à posteriori.

Nous interprétons la publicité frauduleuse comme une tentative de production d'information biaisée. Lorsque l'acheteur est incapable de reconnaître ce biais, il aura une perception erronée de la corrélation existant entre l'information véhiculée par la publicité et la qualité réelle des produits. Un consommateur qui perçoit de façon erronée cette corrélation aura tendance à mal interpréter l'information véhiculée par la publicité. Formellement, lorsqu'il applique la loi de Bayes pour assimiler l'information, il utilisera une structure de corrélation incorrecte et la distribution à posteriori qui en résultera sera biaisée. Etant donné que cette distribution sera utilisée pour calculer l'espérance mathématique de la fonction d'utilité, le biais se reflétera dans les préférences du consommateur et, par conséquent, dans ses choix.

SECTION 2 : UN MODÈLE À DEUX CLASSES DE CONSOMMATEURS

Etant donné nos objectifs éminemment opérationnels, il est important de développer un modèle analytique suffisamment robuste pour être appliqué dans les nombreux et très variés secteurs de l'économie où il faut faire face à la publicité frauduleuse. Le modèle est basé sur une représentation spécifique des goûts des consommateurs qui est relativement souple et dont la limitation essentielle est qu'elle néglige en première approximation les variations d'utilité marginale du revenu que pourraient provoquer des mesures de politique économique sur le marché considéré. Ceci apparaît pour notre entreprise une hypothèse tout à fait acceptable et il est bon de rappeler que c'est l'hypothèse implicite admise par la pratique de l'analyse coûts-bénéfices sur laquelle il nous faut bien nous fonder pour obtenir une mesure des effets économiques en jeu².

A — *Le comportement du consommateur*

Pour faciliter l'intuition et aussi pour donner une idée du champ d'application de ce modèle, nous allons détailler quelque peu un exemple qu'il semble particulièrement bien formaliser. Considérons la consommation de cigarettes pour laquelle le consommateur a une fonction d'utilité aléatoire dans la mesure où il ne connaît pas l'impact de la consommation de cigarettes sur sa santé. Il a bien sûr des idées à priori sur cet effet. Il dispose aussi d'une information objective fournie par le ministère de la Santé qui lui permet de réviser ses idées à priori ;

2. Voir toutefois Willig (1976) pour une discussion de l'importance empirique de cette hypothèse.

cette information est transmise par la télévision à laquelle il est exposé de façon aléatoire. D'autre part, l'agent est soumis à une publicité frauduleuse (par la télévision et des affiches) qui, en vantant des propriétés secondaires ou imaginaires de l'action de fumer, introduit un biais dans la façon dont l'agent perçoit l'information qui lui est délivrée par le ministère de la Santé. Ce biais n'est pas nécessairement le même pour tous les agents et nous pouvons imaginer un cas extrême dans lequel une proportion π des agents est capable de négliger l'information frauduleuse (nous appellerons ces agents des agents non biaisés) et une proportion $1 - \pi$ des agents se laisse influencer par la publicité frauduleuse (agents biaisés). Une première étape consiste dans l'étude des différences de comportement induites par ce biais, au niveau individuel aussi bien qu'au niveau agrégé.

B — Fonction d'utilité

Nous supposons que le consommateur partage son revenu R entre un bien de qualité variable (bien 1) et un panier fixe de biens de qualité certaine (bien 2).

Soit p_1 le prix du bien 1 qu'il achète en quantité x_1 , et soit p_2 le prix du bien 2 qu'il achète en quantité x_2 . Sa contrainte budgétaire est donc :

$$p_1 x_1 + p_2 x_2 = R$$

La fonction d'utilité de l'agent est choisie de façon à refléter le caractère aléatoire des préférences de l'agent quant à la consommation du bien 1.

$$u(x_1, x_2) = \alpha_1 e^\varepsilon \log x_1 + \alpha_2 x_2$$

où ε est une variable aléatoire.

La distribution à priori de l'agent concernant la variable aléatoire ε est une loi normale de moyenne μ_0 et de variance $1/\varphi$, dont la densité de probabilité est notée $f(\varepsilon | \mu_0, 1/\varphi)$.

Si aucune information n'est disponible, le comportement de l'agent est défini par le programme suivant :

$$\text{Max} \int_{-\infty}^{+\infty} [\alpha_1 e^\varepsilon \log x_1 + \alpha_2 x_2] f(\varepsilon | \mu_0, 1/\varphi) d\varepsilon$$

tel que

$$p_1 x_1 + p_2 x_2 = R$$

où nous supposons que l'agent maximise l'espérance mathématique de son bien-être sous sa contrainte budgétaire.

C — *Le processus informationnel*

La formalisation du processus informationnel qui est proposée ici s'inscrit dans la ligne de pensée du modèle décrit de façon informelle dans la section 1.

L'agent obtient de l'information par l'intermédiaire d'un processus que l'on représente comme le tirage d'une observation ξ dans une loi normale de moyenne ε et de variance $1/\theta$. Cette information (qui est analogue à l'information distribuée par le ministère de la Santé dans l'exemple) est à priori non biaisée, c'est-à-dire que ε est la vraie valeur de la qualité que l'agent ne connaît pas. Pour les agents non biaisés (par la publicité frauduleuse), ceci conclut la description du processus d'information.

Il existe toutefois des agents qui se laissent influencer par la publicité frauduleuse (agents biaisés) et qui, eux, croient tirer ξ dans une loi normale de moyenne $\varepsilon + \delta b$ et de variance $1/\theta$, $N(\varepsilon + \delta b, 1/\theta)$. b représente le biais maximum que peut induire un programme défini de publicité frauduleuse ; cette grandeur b peut être modifiée par une amplification de la politique publicitaire des vendeurs. Dans le cas extrême étudié dans ce modèle, nous supposons que $\delta = 1$ pour les agents biaisés et $\delta = 0$ pour les agents non biaisés.

D — *Révision bayésienne des anticipations*

Nous considérons que les agents économiques assimilent l'information qu'ils reçoivent comme des statisticiens bayésiens.

Une observation ξ du processus informationnel objectif sera transformée en $\xi + b$ par le mécanisme de publicité frauduleuse, de sorte que l'agent biaisé croira tirer $\xi + b$ d'une distribution $N(\varepsilon, 1/\theta)$, alors que l'agent non biaisé considérera qu'il tire ξ dans la distribution $N(\varepsilon, 1/\theta)$.

Le théorème de Bayes nous permet de dire que les distributions à posteriori des agents sont normales et sont caractérisées par la moyenne et la variance qui sont,

$$m_{\xi} = \frac{\theta}{\varphi + \theta} \xi + \frac{\varphi}{\varphi + \theta} \mu_0$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{\varphi + \theta}$$

pour les agents non biaisés

et

$$\tilde{m}_\xi = \frac{\theta}{\varphi + \theta} (\xi + b) + \frac{\theta}{\varphi + \theta} \mu_0$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{\varphi + \theta}$$

pour les agents biaisés.

Ces distributions à posteriori nous permettent maintenant d'obtenir les fonctions de demande du bien à qualité variable.

E — Fonctions de demande

La fonction de demande en bien 1 d'un agent biaisé se déduit du programme suivant :

$$\text{Max} \int_{-\infty}^{+\infty} [\alpha_1 e^\varepsilon \log x_1 + \alpha_2 x_2] f(\varepsilon | \tilde{m}_\xi, \sigma^2) d\varepsilon$$

t.q. $p_1 x_1 + p_2 x_2 = R$

Nous avons immédiatement :

$$x_1 = \frac{\alpha_1}{\alpha_2} \frac{p_2}{p_1} e^{\tilde{m}_x - 1/2\sigma^2} \quad ^3$$

en utilisant le résultat selon lequel :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^\varepsilon f(\varepsilon | \hat{m}_x, \sigma^2) d\varepsilon = e^{\tilde{m}_x - 1/2\sigma^2}$$

Nous avons donc la fonction de demande d'un agent biaisé en bien 1 :

$$\tilde{x}_{1,\xi} = \frac{\alpha_1}{\alpha_2} \frac{p_2}{p_1} e^{\frac{\theta}{\theta + \varphi} (\xi + b) + \frac{\theta}{\varphi + \theta} \mu_0 - \frac{1}{2(\varphi + \theta)}} \quad (1)$$

La fonction de demande non biaisé est obtenue en faisant $b = 0$ dans l'expression ci-dessus, soit :

$$\hat{x}_{1,\xi} = \frac{\alpha_1}{\alpha_2} \frac{p_2}{p_1} e^{\frac{\theta}{\theta + \varphi} \xi + \frac{\theta}{\varphi + \theta} \mu_0 - \frac{1}{2(\varphi + \theta)}} \quad (2)$$

3. Nous négligeons ici le cas où $(\alpha_1/\alpha_2)Ee^\varepsilon > p_1/p_2$, où l'agent est forcé par sa contrainte budgétaire à ne consommer que R/p_1 . Ceci modifie quelque peu la queue de distribution. Cette simplification est légitime dans la mesure où nous excluons implicitement des biens qui représentent une part importante du budget des agents.

Par conséquent, le biais de la publicité frauduleuse a un impact sur la fonction de demande que l'on peut représenter en écrivant :

$$\tilde{x}_{1,\xi} = e^{\frac{\theta}{\theta + \varphi} b} x_{1,\xi}$$

Ceci est obtenu pour une observation ξ donnée. Nous sommes en fait intéressés par la demande agrégée par tête qui est obtenue en intégrant les fonctions de demande (1), (2) sur ξ . D'où :

$$\tilde{X}_1 = \int_{-\infty}^{+\infty} \tilde{x}_{1,\xi} f(\xi | \varepsilon, \frac{1}{\theta}) d\xi$$

$$\bar{X}_1 = \int_{-\infty}^{+\infty} x_{1,\xi} f(\xi | \varepsilon, \frac{1}{\theta}) d\xi$$

c'est-à-dire après quelques manipulations :

$$\tilde{X}_1 = \frac{\alpha_1}{\alpha_2} \frac{p_2}{p_1} e^{\frac{\theta}{\theta + \varphi} b} \cdot e^{\frac{\varphi}{\varphi + \theta} \mu_0 + \frac{\theta}{(\theta + \varphi)} \varepsilon + \frac{\theta}{2(\theta + \varphi)^2}}$$

$$X_1 = \frac{\alpha_1}{\alpha_2} \frac{p_2}{p_1} e^{\frac{\varphi \mu_0 + \theta \varepsilon}{\varphi + \theta} + \frac{\theta}{2(\theta + \varphi)^2}}$$

Sachant qu'il existe une proportion π d'agents non biaisés la demande globale par tête est :

$$X_1^d = \frac{\alpha_1}{\alpha_2} \frac{p_2}{p_1} e^{\frac{\varphi \mu_0 + \theta \varepsilon}{\varphi + \theta} + \frac{\theta}{2(\theta + \varphi)^2}} \left[\pi + (1 - \pi) e^{\frac{\theta}{\theta + \varphi} b} \right]$$

si on suppose que les goûts des agents biaisés et non biaisés sont à priori identiques.

L'effet de la publicité frauduleuse est ici d'augmenter la demande globale. L'importance de cette augmentation dépend de l'importance du biais de perception b qu'a permis d'instaurer la publicité frauduleuse mais aussi de la confiance qu'a l'agent dans le processus informationnel ou pour être plus formel, de la précision relative du processus informationnel par rapport à son incertitude de base, c'est-à-dire $\theta/(\theta + \varphi)$.

SECTION 3 : ESTIMATION DES FONCTIONS DE DEMANDE

A — *Le problème d'identification*

Lorsqu'il est possible d'obtenir une estimation des quantités π et b , on peut se livrer à une analyse coûts-bénéfices qui permet d'évaluer les pertes sociales engendrées par la publicité frauduleuse. Cette étude fera l'objet de la section 4.

Auparavant, nous voulons attirer l'attention sur un problème d'identification fondamental qui se pose dans l'analyse bien-être des problèmes de publicité frauduleuse. C'est seulement dans les cas où une information supplémentaire est disponible qu'il est possible d'arriver à une estimation des fonctions de demande obtenues précédemment. En effet, au seul vu de sa demande il n'est pas possible de déterminer si un agent est biaisé ou non, car on ne peut pas séparer l'effet de ses préférences sur sa demande de l'effet de son information. Par exemple, lorsqu'on observe une forte consommation de cigarettes chez un agent, on ne sait pas si c'est parce qu'il est mal informé sur les dangers de la cigarette ou si, en connaissance de cause, il décide de fumer parce qu'il aime beaucoup cela.

Une analyse des pertes sociales de la publicité frauduleuse passe par la solution de ce problème d'identification. Lorsqu'il est possible de déterminer, par questionnaire ou de façon plus indirecte, si un agent considéré est bien informé ou est sous l'influence de la publicité frauduleuse, on peut alors estimer séparément la fonction de demande des agents biaisés et la fonction de demande des agents non biaisés à l'aide du modèle :

$$\text{Log } \tilde{X}_{1t} = a \text{Log } \frac{P_{2t}}{P_{1t}} + K_1$$

$$\text{Log } X_{1t} = a \text{Log } \frac{P_{2t}}{P_{1t}} + K_2 \quad t = 1, \dots, T$$

où t désigne la date d'observation.

Une estimation de $[\theta/(\theta + \varphi)]b$ est alors obtenue par la différence $\hat{K}_1 - \hat{K}_2$. Le test de Chow sur l'égalité des coefficients K_1 et K_2 permet de tester l'existence d'un impact de la publicité frauduleuse sur les demandes des consommateurs.

Ce cas idéal d'information parfaite n'est malheureusement pas le cas usuel et il s'agit maintenant de définir une stratégie d'estimation qui permette d'obtenir de bons résultats dans les cas d'information imparfaite.

B — *Stratégie pratique d'estimation*

Bien que l'information parfaite soit en général inaccessible, du moins à grande échelle, il est toutefois possible d'observer, lors du recueil des données, des signaux, tels le niveau d'éducation, le revenu, le milieu social, etc., qui sont corrélés avec le fait d'être biaisé ou non. Dans cette section, nous décrivons une méthode qui permet d'utiliser cette information imparfaite dans la procédure d'estimation.

Étape 1

Déterminer un échantillon aléatoire de taille n dans la population considérée ; sur cet échantillon, qui sera choisi petit, faire une enquête très approfondie incluant des discussions détaillées avec les agents qui permette de déterminer ceux des agents de l'échantillon qui sont biaisés.

Dans cette enquête, il faut recueillir un maximum de données sur les caractéristiques de ces agents de l'échantillon, que nous noterons $(y_{1\rho}, \dots, y_{K\rho})$, $\rho = 1, \dots, n$.

Ces données seront utilisées pour estimer l'équation :

$$\pi_\rho = \sum_{i=1}^K \alpha_i y_{i\rho} + \varepsilon_\rho$$

où π_ρ est la probabilité que l'agent ρ soit biaisé et ε_ρ une variable aléatoire de moyenne nulle et indépendante des caractéristiques discutées. La variable endogène de ce modèle est une variable discrète qui prend seulement les valeurs 0 et 1⁴.

Étape 2

Déterminer un deuxième échantillon aléatoire beaucoup plus vaste (de taille N) pour calculer la consommation par tête des agents biaisés et non biaisés de la façon suivante.

Pour chaque agent j de cet échantillon, et chaque période t observer les consommations x_{1jt} et les variables y_{1j} définies dans l'étape 1. Utiliser les estimations $\hat{\alpha}_i$ obtenues dans la première étape pour estimer $\hat{\pi}_j$, probabilité que l'agent j soit biaisé.

Calculer ensuite des estimations du nombre d'agents biaisés, N^b , et non biaisés, N^{nb} , :

$$\hat{N}^b = \left(\sum_{j=1}^N \hat{\pi}_j \right)$$

$$\hat{N}^{nb} = N - \hat{N}^b$$

4. Voir Tobin (1958), Amemiya (1973) pour des méthodes appropriées. Nous supposons ici que la méthode du maximum de vraisemblance est utilisée.

Estimer les variables non observées, consommation par tête des agents biaisés (et non biaisés) de la façon suivante :

$$\hat{X}_{1t} = \frac{1}{\hat{N}^b} \sum_{j=1}^N \hat{\pi}_j x_{1jt}$$

$$\hat{X}_{2t} = \frac{1}{\hat{N}^{nb}} \sum_{j=1}^N (1 - \hat{\pi}_j) x_{1jt}$$

D'après les propriétés de la méthode du maximum de vraisemblance, nous savons que \hat{X}_{1t} et \hat{X}_{2t} sont des estimateurs convergents. Nous pouvons alors obtenir des estimateurs convergents de a , K_1 , K_2 en estimant par la méthode des moindres carrés ordinaires le modèle :

$$\text{Log } \hat{X}_t = a \text{Log } \frac{P_{2t}}{P_{1t}} + K_1$$

$$\text{Log } \hat{X}_t = a \text{Log } \frac{P_{2t}}{P_{1t}} + K_2 \quad t = 1, \dots, T$$

Si par le test de Chow les coefficients K_1 et K_2 sont significativement différents, on a mis en évidence l'existence d'un effet de publicité frauduleuse sur la demande. On peut alors passer à l'étape suivante qui permet d'obtenir une évaluation des pertes sociales qu'engendre cet effet de publicité frauduleuse ⁵.

C — *Problèmes particuliers*

Parfois il n'est pas possible d'identifier le sous-groupe de la population qui est non biaisé ou bien ce sous-groupe est d'effectif trop faible pour permettre une estimation suffisamment robuste. Il faut alors construire artificiellement une population d'agents non biaisés pour estimer l'effet du biais. Cette procédure beaucoup plus coûteuse que la méthode décrite ci-dessus peut s'avérer indispensable dans certains cas. Il faut alors sélectionner un échantillon aléatoire dans la population et lui fournir de façon persuasive l'information valable qui lui permettra d'éliminer le biais induit par la publicité. Il faut ensuite simuler leur comportement avec modification de leur information. On peut ensuite procéder comme il a été décrit dans les paragraphes ci-dessus.

5. Si on a des raisons de penser que des classes identifiables de la population, par exemple, les différentes catégories socio-professionnelles, ont des préférences différentes il faut réaliser l'analyse ci-dessus pour chaque classe.

SECTION 4 : PERTES SOCIALES DUES À LA PUBLICITÉ FRAUDULEUSE

Nous allons analyser les pertes sociales engendrées par la publicité à l'aide du concept du surplus, qui est ici approprié⁶ puisque nous avons choisi des fonctions d'utilité à utilité marginale du revenu constante. Il faut ici distinguer les pertes sociales des différents agents économiques : les vendeurs, les consommateurs biaisés, les consommateurs non biaisés.

L'utilisation de fonctions de demande obtenues à partir d'une espérance mathématique de fonction d'utilité nous oblige à quelques innovations méthodologiques par rapport à l'analyse de surplus traditionnelle. Les notions de surplus obtenues à partir de telles fonctions sont en effet des notions *ex ante*, qui évaluent la perte sociale mesurée avec des espérances de fonctions d'utilité. Toutefois, lorsque l'information sur laquelle sont basées ces espérances est non biaisée, un tel concept peut être considéré comme une approximation du surplus moyen observé au cours du temps.

Lorsque, au contraire, l'information est biaisée, il est clair que la notion de surplus obtenue à partir d'une telle fonction de demande n'a guère de signification. Il faut alors utiliser cette fonction de demande pour définir son comportement, mais utiliser la fonction de demande qu'il aurait s'il avait une information non biaisée, pour évaluer le surplus.

Nous supposons dans l'illustration donnée ci-après que nous avons estimé la fonction d'offre du bien considéré et également que nous avons estimé une fonction de demande des agents biaisés et une fonction de demande des agents non biaisés selon les méthodes de la section précédente :

$D^b(p)$ la fonction de demande des agents biaisés

$D^{nb}(p)$ la fonction de demande des agents non biaisés

$D(p)$ la fonction de demande agrégée

$Q(p)$ la fonction d'offre

$\hat{D}(p) = \frac{N^b + N^{nb}}{N^{nb}} D^{nb}(p)$ la fonction de demande qui existerait si personne n'était biaisé.

$\hat{D}^b(p) = \frac{N^b}{N^{nb}} D^{nb}(p)$ la fonction de demande des agents biaisés s'ils avaient une information non biaisée.

N^{nb} nombre d'agents non biaisés

N^b nombre d'agents biaisés.

6. Au niveau individuel du moins.

A — *Surplus de producteurs*

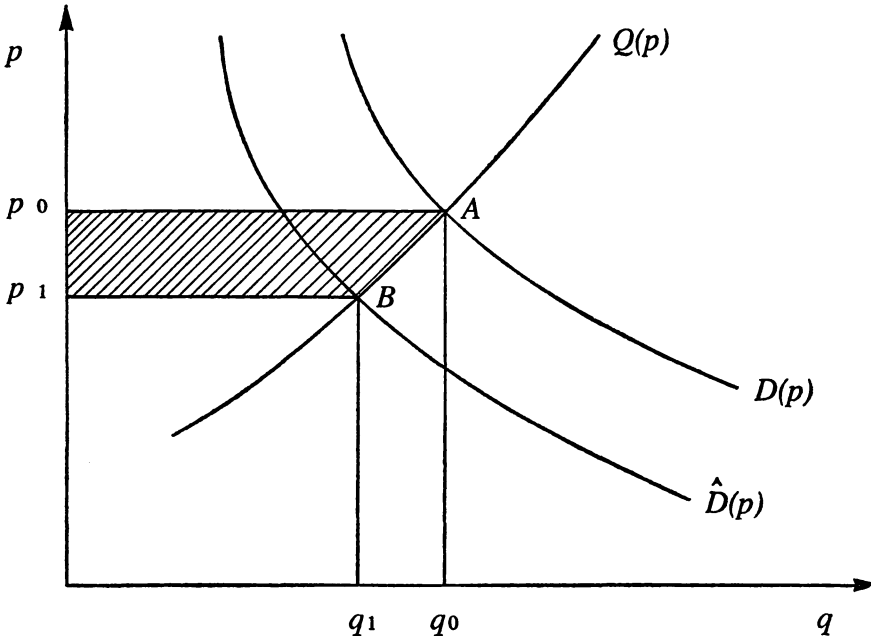
$D(p)$ étant la fonction de demande effective, p_0 est le prix d'équilibre qui s'établit lorsque la publicité existe et q_0 est la quantité effectivement échangée. $\hat{D}(p)$ est la fonction de demande agrégée qui existerait s'il n'y avait pas de publicité frauduleuse ; p_1 est donc le prix d'équilibre qui s'établirait si les effets de la publicité frauduleuse pouvaient être éliminés. Le gain de surplus apporté aux producteurs par le biais introduit par la publicité frauduleuse est $p_0 p_1 BA$ soit approximativement (graphique 1).

$$\begin{aligned} (p_0 - p_1)\hat{D}(p_1) + \frac{1}{2}(p_0 - p_1)[D(p_0) - \hat{D}(p_1)] \\ = \frac{1}{2}(p_0 - p_1) [D(p_0) + \hat{D}(p_1)] \end{aligned}$$

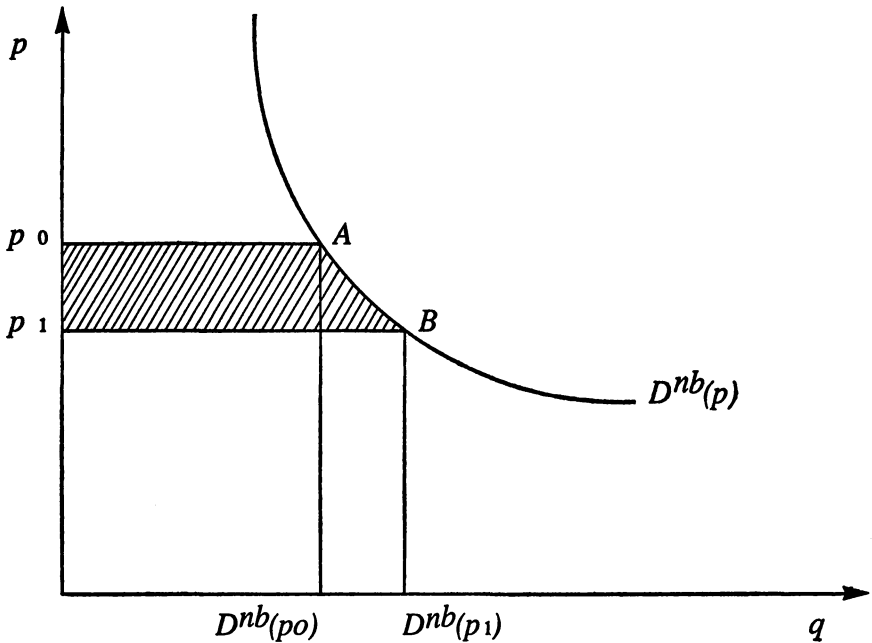
B — *Pertes sociales liées à la consommation des agents non biaisés*

Puisque les agents non biaisés agissent sur la base d'une information non biaisée, nous pouvons utiliser leur fonction de demande pour évaluer leur perte de surplus due à l'augmentation de prix engendrée par l'existence de publicité frauduleuse.

Graphique 1



Graphique 2



La perte de surplus de ces agents est donc :

$$\begin{aligned} & (p_0 - p_1)D^{nb}(p_0) + \frac{1}{2}(p_0 - p_1)[D^{nb}(p_1) - D^{nb}(p_0)] \\ & = \frac{1}{2}(p_0 - p_1)[D^{nb}(p_1) + D^{nb}(p_0)] \end{aligned}$$

C — *Pertes sociales liées à la consommation des agents biaisés*

L'évaluation du bien-être des agents biaisés doit se faire avec la fonction d'utilité qu'ils auraient s'ils avaient une information non biaisée soit $\bar{D}(p)$, alors que leur comportement sur le marché est défini par $D^b(p)$. Ces agents souffrent de la publicité frauduleuse de deux façons. D'une part, leur mauvaise information les conduit à acheter davantage du produit qu'ils ne devraient et, d'autre part, ils le payent à un prix supérieur dû à l'augmentation de la demande qui en résulte.

Le surplus de ces consommateurs en présence de publicité frauduleuse est (graphique 3) :

$$(p_2q_0 + p_2CGF) - p_0q_0$$

Notons, en particulier, qu'il peut être négatif. S'ils avaient une bonne information, le surplus de ces consommateurs aurait été :

$$(p_1q_1 + p_1DGF) - p_1q_1$$

d'où une perte de surplus de :

$$ABC + p_0 p_1 DA$$

que l'on a représenté sur le graphique 3.

$$D^b(p_0)(p_0 - p_1) + \frac{1}{2}(p_1 - p_2)[D^b(p_0) - \bar{D}(p_1)]$$

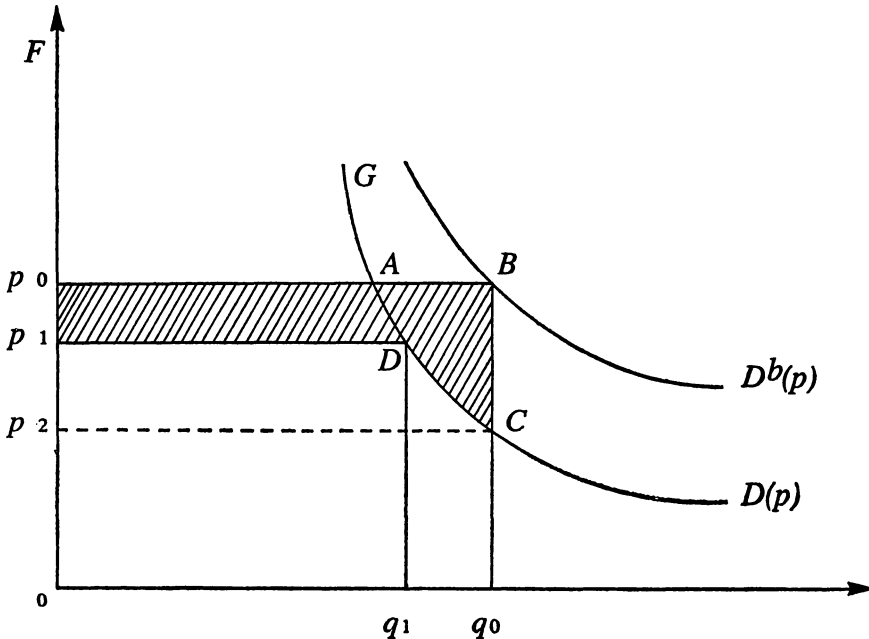
Cette évaluation des pertes sociales des différents agents nous permet maintenant d'étudier les coûts d'efficacité et les coûts redistributifs de la publicité frauduleuse.

D — Coûts d'efficacité (CE)

Pour évaluer les pertes sociales dues à la mauvaise allocation des ressources qu'engendre la publicité frauduleuse, nous agrégeons les modifications de surplus.

$$\begin{aligned} CE = & -\frac{1}{2}(p_0 - p_1)[D(p_0) + \hat{D}(p_1)] \\ & + \frac{1}{2}(p_0 - p_1)[D^{nb}(p_1) + D^{nb}(p_0)] \\ & + D^b(p_0)(p_0 - p_1) + \frac{1}{2}(p_1 - p_2)[D^b(p_0) - \bar{D}(p_1)] \end{aligned}$$

Graphique 3



$$\begin{aligned}
&= -\frac{1}{2}(p_0 - p_1)[D^b(p_0) + D^{nb}(p_0) + \left(\frac{N_1 + N_2}{N_1}\right) D^{nb}(p_1)] \\
&\quad + \frac{1}{2}(p_0 - p_1)[D^{nb}(p_1) + D^{nb}(p_0)] \\
&\quad + D^b(p_0)(p_0 - p_1) + \frac{1}{2}(p_1 - p_2)D^b(p_0) \\
&\quad - \frac{1}{2}(p_1 - p_2) \frac{N_2}{N_1} \cdot D^{nb}(p_1) \\
&= \frac{1}{2}(p_0 - p_2)[D^b(p_0) - \frac{N_2}{N_1} D^{nb}(p_1)] \\
&= \frac{1}{2}(p_0 - p_2)N_2 \left[\frac{D^b(p_0)}{N_2} - \frac{D^{nb}(p_1)}{N_1} \right]
\end{aligned}$$

Soit E l'excédent de consommation par tête des agents biaisés au prix du marché par rapport à la consommation par tête des agents non biaisés au prix qui s'établirait s'il n'y avait pas de publicité frauduleuse. Alors :

$$CE = \frac{1}{2}(p_0 - p_2)N_2E$$

Notons que pour avoir une évaluation globale des coûts d'efficacité il faut ajouter à cette quantité les coûts de production de la publicité frauduleuse. Une autre façon de présenter ceci serait de soustraire du gain de surplus des producteurs le coût de la publicité.

E — Coûts redistributifs

Il est clair d'après les calculs effectués ci-dessus que la publicité frauduleuse a des coûts redistributifs importants. Pour les évaluer il faut toutefois spécifier une fonction d'utilité sociale. La population d'agents biaisés est souvent une population défavorisée ; supposons que le gouvernement pondère plus fortement ces agents dans son évaluation des états sociaux. A titre d'exemple, soit λ le poids des agents biaisés et $(1 - \lambda)$ le poids de producteurs et des agents non biaisés.

Les coûts redistributifs CD , c'est-à-dire les pertes en utilité sociale s'écrivent alors :

$$\begin{aligned}
CD &= (1 - \lambda)[\frac{1}{2}(p_0 - p_1)[D^{nb}(p_1) + D^{nb}(p_0)] \\
&\quad - \frac{1}{2}(p_0 - p_1)[D(p_0) - \hat{D}(p_1)]] \\
&\quad + \lambda[D^b(p_0)(p_0 - p_1) + \frac{1}{2}(p_1 - p_2)[D^b(p_0) - \bar{D}(p_1)]]
\end{aligned}$$

ce que nous pouvons transformer en :

$$CD = \frac{N_2}{2} \left[\lambda \left[\frac{3p_0 - p_1 - 2p_2}{2} C^b + (p_0 + p_2 - 2p_1) C^{nb} \right] - (p_0 - p_1)(C^b + C^{nb}) \right]$$

où C^b est la consommation par tête des agents biaisés au prix p_0 , et C^{nb} la consommation par tête des agents non biaisés au prix p_1 . Ces coûts distributifs peuvent être évalués une fois qu'a été réalisée l'estimation des fonctions de demande et de la fonction d'offre. Nous pouvons faire, toutefois, quelques observations qualitatives générales.

Si la proportion d'agents biaisés est faible, p_0 sera proche de p_1 et en première approximation :

$$CD = \frac{N_2}{2} \lambda (p_0 - p_2) C^b - (p_0 - p_2) C^{nb}$$

$$CD = \frac{N_2}{2} \lambda (p_0 - p_2) E = \lambda (CE)$$

Les coûts distributifs peuvent aussi être représentés par les transferts de bien-être, mesurés par les différents surplus, entre les groupes. Nous avons identifié plus haut les variations dans les surplus des consommateurs biaisés, de consommateurs non biaisés ainsi que des producteurs-vendeurs qui représentent en partie des transferts entre groupes et en partie des pertes réelles d'efficacité.

F — *Modifications de l'analyse dans le cas du monopole*

Il est bien connu que la présence d'un monopole conduit en général à une production trop réduite d'un point de vue efficacité. Or, la publicité frauduleuse a tendance à augmenter la demande, donc à amener le monopole, à se rapprocher de la production efficace (il peut bien sûr aller même au-delà de cette production efficace et même bien au-delà). On pourrait donc penser que la publicité frauduleuse a des effets favorables dans le cas du monopole. Il ne faut pas oublier toutefois que ce point de vue est un point de vue d'allocation des ressources ; en ce qui concerne la distribution des revenus, la situation peut être beaucoup plus mauvaise.

Sans détailler toute l'analyse nous pouvons étudier sur quelques graphiques le résultat général évoqué ci-dessus.

CM : courbe de revenu marginal du monopole

D : courbe de demande avant publicité

RM : courbe de revenu marginal avant publicité

D^p : courbe de demande après publicité

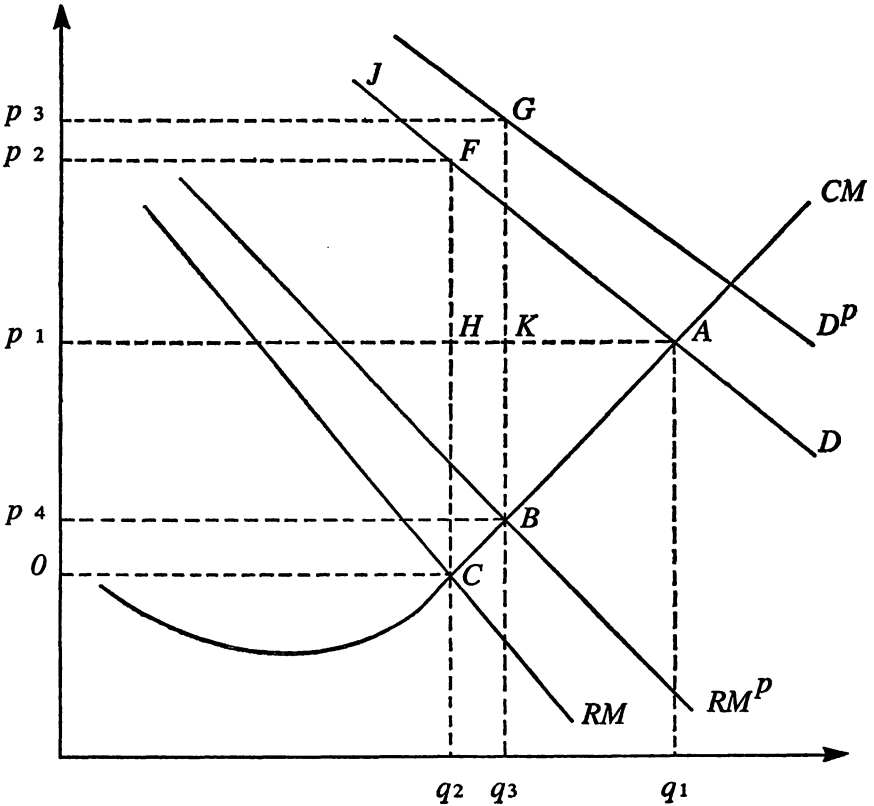
RM^p : courbe de revenu marginal après publicité

Si le producteur avait un comportement de concurrence parfaite, l'équilibre serait obtenu par l'intersection de la courbe de demande et la courbe de coût marginal, soit : (p_1, q_1) . Avec un comportement de monopole il produit la quantité q_2 déterminée par l'intersection de sa courbe coût marginal et de la courbe de revenu marginal, soit une production q_2 à un prix p_2 déterminé par la fonction de demande.

Le surplus des producteurs passe ainsi de $OA p_1$ à $OCF p_2$ soit un gain de $p_2 p_1 HF - HCA$ alors que les surplus des consommateurs passent de $A p_1 J$ à $F p_2 J$ soit une perte de $p_1 AF p_2$, d'où une perte globale d'efficacité de FCA .

Supposons maintenant qu'à l'aide d'une publicité frauduleuse, le monopole soit capable de modifier la fonction de demande et, par suite, la fonction de revenu marginal. La nouvelle production est dé-

Graphique 4



terminée par l'intersection de la nouvelle courbe de revenu marginal et de la fonction de coût marginal, soit q_3 , avec un prix déterminé par la nouvelle fonction de demande, soit p_3 .

Le surplus de producteurs passe alors à $OBGp_3$, soit un gain de p_3GBCFp_2 , par rapport à la situation monopolistique sans publicité et un gain de $p_3p_1KG - KBA$ par rapport à la situation concurrentielle.

La perte de bien-être calculée à partir des vraies fonctions de demande est illustrée sur le graphique précédent.

En passant de la situation concurrentielle à la situation de monopole, les consommateurs perdent p_1AFp_2 . Ils perdent en plus p_2FLGp_3 lorsqu'ils passent à une situation de monopole avec publicité frauduleuse.

Du point de vue de l'efficacité, la perte n'est plus que de LBA au lieu de FCA . Toutefois, la situation représentée ici n'est pas la seule possible car un accroissement de publicité frauduleuse peut parfois permettre d'exploiter encore mieux la fonction de demande.

Surplus en concurrence : $\Omega_{q_1}AJ - \Omega_{q_1}Ap_1 = p_1AJ$

Surplus en monopole sans publicité : $\Omega_{q_2}FJ - \Omega_{q_2}Fp_2 = p_2FJ$

Surplus en monopole avec publicité : $\Omega_{q_3}LT - \Omega_{q_3}Gp_3 = p_3XJ - XLG$

Surplus en concurrence avec publicité : $\Omega_{q_3}SJ - \Omega_{q_3}Yp_3 = p_3ZJ - ZYS$

On peut poser aussi la question suivante : Est-ce que les consommateurs sont mieux dans une situation de publicité frauduleuse avec concurrence ou dans une situation de publicité frauduleuse avec monopole ?

La réponse est donnée par le signe de :

$$p_3ZJ - ZYS - p_3XJ + XGL$$

c'est-à-dire de :

$$p_3p_3ZX + XGL - ZYS$$

ou encore :

$$p_3p_3ZLG - ZYS$$

Le signe de cette expression est ambigu de sorte qu'on ne peut pas se prononcer. Il semble toutefois qu'en général elle doive être positive. On peut donc affirmer que pour une situation donnée de publicité frauduleuse, il sera préférable pour le consommateur que le marché en soit un de concurrence. Par contre, dans certains cas, en particulier les cas de demande très élastique, l'inverse sera vrai.

Pour les producteurs, la réponse à la question ci-haut dépendra du signe de l'expression suivante :

$$OYp_3 - OBGp_3$$

c'est-à-dire :

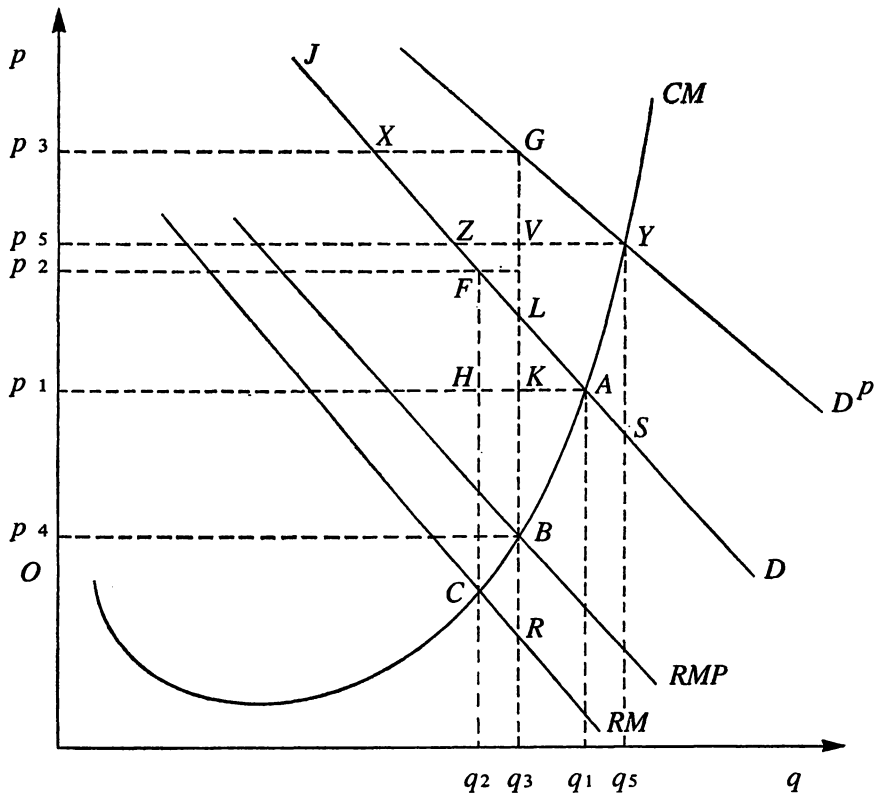
$$p_3 p_5 V G - V Y B$$

dont le signe est aussi ambigu.

G — Compléments sur les marchés oligopolistiques

Nous ne développerons pas en détail l'analyse requise par une structure oligopolistique du marché, mais nous allons donner les idées essentielles sous-jacentes à une reformulation appropriée du problème. Jusqu'ici nous avons étudié la perte de bien-être engendrée par l'influence de la publicité frauduleuse sur la demande globale d'un bien ou d'une catégorie de biens. Or, une grande partie de la publicité frauduleuse apparaît dans la concurrence que se livrent des entreprises sur un même marché. L'effet de cette publicité est en grande partie

Graphique 5



de modifier la répartition de la demande entre des biens essentiellement identiques sans modifier sensiblement la demande globale. Les pertes sociales associées à une telle publicité sont surtout les coûts de production de la publicité, car les modifications de la demande entre les différents producteurs sont faibles (elles seraient nulles avec rendements constants) et elles proviennent des différences de productivité entre les firmes.

SECTION 5 : UN EXEMPLE SIMULÉ D'APPLICATION

Considérons à titre d'illustration le marché des cigarettes aux Etats-Unis en 1957. La consommation est de 210 millions de dollars⁷. Une élasticité de la demande de cigarettes de 0.5 a souvent été obtenue dans les études appliquées.

Nous avons par ailleurs obtenu la formule suivante d'évaluation des coûts d'efficacité :

$$CE = \frac{1}{2}(p_0 - p_2)N_2 \left[\frac{D^b(p_0)}{N_2} - \frac{D^{nb}(p_1)}{N_1} \right]$$

que nous pouvons récrire :

$$CE = \frac{1}{2}(p_0 - p_2)N_2 \left[\frac{D^{nb}(p_2)}{N_1} - \frac{D^{nb}(p_1)}{N_1} \right]$$

car :

$$D^b(p_0) = \frac{N_2 D^{nb}(p_2)}{N_1}$$

par définition de p_2 .

Nous pouvons transformer la formule ci-dessus et obtenir successivement :

$$\begin{aligned} CE &= \frac{1}{2}(p_0 - p_2) \frac{N_2}{N} \left[N \frac{D^{nb}(p_2)}{N_1} - N \frac{D^{nb}(p_1)}{N_1} \right] \\ &= \frac{1}{2}(p_0 - p_2) \frac{N_2}{N} \left[\hat{D}(p_2) - \hat{D}(p_1) \right] \\ &= \frac{N_2}{2N} D(1 - \alpha) \left[\frac{\hat{D}(p_2) - \hat{D}(p_1)}{D(p_0)} \right] \end{aligned}$$

où D est la dépense actuelle et $\alpha = p_2/p_0$. Nous pouvons écrire CE d'une façon équivalente en référence au graphique suivant.

$$CE = \frac{1}{2} \frac{N_2}{N} (p_0 - p_2)(q_2 - q_1)$$

7. Voir Telser (1962).

La partie hachurée représente le produit $(p_0 - p_2)(q_2 - q_1)$. Si $N_2 \rightarrow N$, alors $q_2 \rightarrow q_0$ et $p_2 \rightarrow p_3$ et nous obtenons :

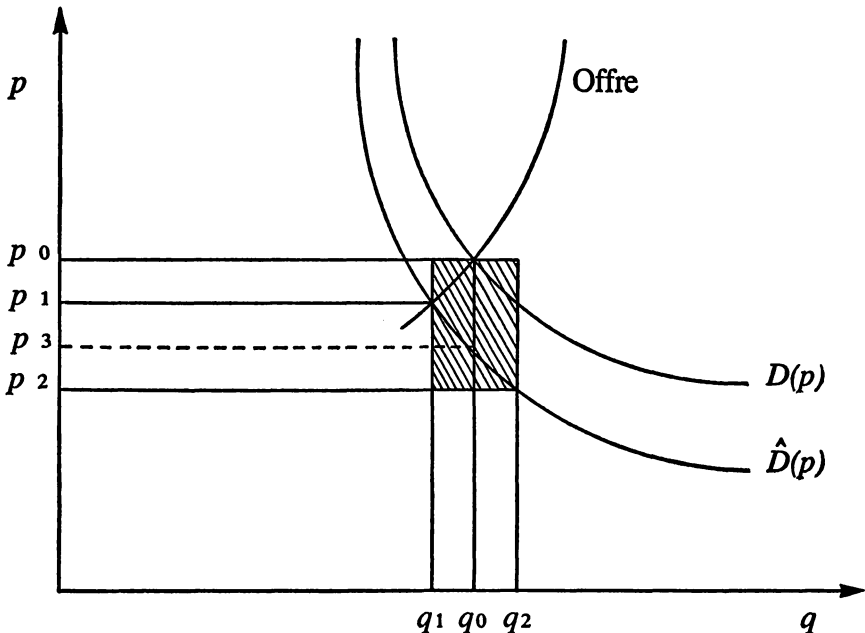
$$\begin{aligned} CE &= \frac{1}{2}(p_0 - p_3)(q_0 - q_1) \\ &= \frac{1}{2}(p_0 q_0) \left(\frac{p_0 - p_3}{p_0} \right) \left(\frac{q_0 - q_1}{q_0} \right) \end{aligned}$$

Supposons que nous ayons $N_2 \approx N$ dans le cas des cigarettes et qu'une compagnie d'information, visant uniquement à neutraliser l'effet de la publicité frauduleuse, ferait baisser de 25% la quantité consommée, et de 10% le prix des cigarettes. Donc, $(q_0 - q_1)/q_0 = .25$ et $(p_0 - p_1)/p_0 = .10$ et étant donné l'élasticité-prix estimée de 0.5, nous pouvons calculer $(p_1 - p_3)/p_1 = .50$ ou encore $(.9p_0 - p_3)/.9p_0 = .5$ et donc $(p_0 - p_3)/p_0 = 0.55$. Ainsi,

$$CE = \frac{1}{2}(210M.) (0.55) (0.25) = 14.4M.$$

Les coûts d'efficacité se chiffrent à \$14.4 millions par année. Par contre, si la baisse dans la quantité consommée est de 10% et la baisse de prix de 4% (l'élasticité-prix de l'offre étant égale à 2.5 !), nous pou-

Graphique 6



vons calculer que les coûts d'efficacité de la publicité sont de l'ordre de

$$CE = \frac{1}{2}(210M.)(0.23)(0.10) = 2.4M.$$

Les coûts d'efficacité seraient alors de \$2.4 millions par année.

Il serait possible de donner d'autres exemples. Nous espérons avoir montré que l'utilisation de la méthode d'évaluation dérivée dans cet article est tout à fait possible même si elle exige au niveau de l'estimation des fonctions de demande une procédure délicate pour résoudre les problèmes d'identification. Bien que de nombreux raffinements méthodologiques soient encore souhaitables, il est déjà possible de penser à des applications concrètes.

Marcel BOYER,
*Département de Sciences Economiques,
Université de Montréal,*

Richard KIHSTROM,
*Department of Economics,
University of Illinois,*

Jean-Jacques LAFFONT,
*Faculté des sciences économiques,
Université de Toulouse.*

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- AMEMIYA, T. (1973), « Regression Analysis when the Dependent Variable Is Truncated Normal », *Econometrica*, 41, 997-1016.
- DIXIT, A. and NORMAN, B. (1978), « Advertising and Welfare », *Bell Journal of Economics*, 9, 1-17.
- KIHSTROM, R. (1974), « A Bayesian Model of Demand for Information about Product Quality », *International Economic Review*, 15, 99-118.
- SCHMALENSEE, R. (1976), *The Economics of Advertising*, Amsterdam, North-Holland.
- STIGLER, G.J. et BECKER, G.S. (1977), « De Gustibus Non Est Disputandum », *American Economic Review*, 67, p. 76-90.
- TELSER, L. (1962), « Advertising and Cigarettes », *Journal of Political Economy*, 70, 471-499.
- TOBIN, J. (1958), « Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables », *Econometrica*, 26, 24-36.