



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Nouvelles estimations des pertes de bien-être et de surplus du consommateur dans l'industrie agro- alimentaire américaine

*John M. CONNOR
Everett B. PETERSON*

New estimates of welfare and consumer losses in US food manufacturing

Summary – Arnold Harberger, in a seminal 1954 paper, was the first to estimate empirically the deadweight social losses due to imperfect competition. By imposing five key assumptions (linear demand, unit price-elasticity, effective cartel pricing, constant marginal costs, and competitive profits = average profits), he concluded that US welfare losses were insignificant. In the past 15 years, advances in oligopoly theory have produced new algorithms that permit the calculation of economic losses and that relax some Harberger's restrictive assumptions. Having accurate estimates of interindustry losses is important for the enforcement of competition laws.

This paper examines the sensitivity of economic losses due to market power across different oligopoly models with a variety of parametric values, data sources, and time periods. The alternative structural models include monopoly pricing, Cournot pricing with homogeneous or heterogeneous products, various forms of price leaderships, and general industry-wide oligopoly pricing. Own-price demand or supply elasticities may be fixed or may vary across industries. All the estimates examined in this paper utilise US Census Bureau concentration indexes for the food manufacturing for various years between 1967 and 1987. Most estimates rely on Census price-cost margins, while others calculate price ratios from commercial micro-data sets. Finally, most estimates adopt perfect competition as the measurement criterion, whereas others prefer «workable» competition.

In view of these many differences in estimation methods, it is not surprising that average economic losses due to market power range widely. As expected from theory, the deadweight welfare losses are higher under monopoly pricing and under Cournot pricing; average losses are greater when demand is convex to origin than when it is linear; and consumer income transfers are about 40 times higher than the deadweight welfare losses. Somewhat surprising are the implausibly high welfare losses when price leadership among the top four firms is assumed (equilibrium prices are frequently infinite), but we suspect the losses would be lower if the demand or supply elasticities were higher.

We further analyzed the cross-industry correlations of the alternative loss estimates. We find that cardinal estimates vary substantially, but ordinal results very little. Thus, from the point of view of the enforcement of competition laws, the theoretical and empirical progress of the past 15 years has done little to alter the rank of the principal target industries. While the positive correlations among economic-loss estimates is comforting, much work remains to be done to improve estimation techniques and to decide rationally which behavioral models are correct.

Key-words:
welfare loss, oligopoly,
market power, imperfect
competition,
food manufacturing

Nouvelles estimations des pertes de bien-être et de surplus du consommateur dans l'industrie agro-alimentaire américaine

Mots-clés:
perte de bien-être,
oligopole, pouvoir de marché, compétition imparfaite,
industrie agro-alimentaire

Résumé – Au cours des 15 dernières années, les spécialistes de l'économie industrielle ont développé de façon significative la gamme des algorithmes permettant le calcul des pertes de bien-être dans une situation de concurrence imparfaite. Nous comparons onze estimations de pertes économiques causées par le pouvoir de marché dans 47 branches de l'industrie agroalimentaire américaine. Jusqu'à maintenant la plupart d'entre elles n'avaient pas été publiées. Ces études sont fondées sur des hypothèses variées concernant la demande, l'offre ou la politique de prix suivie dans la branche. Les données, les périodes étudiées et les hypothèses faites sur la référence à prendre en matière de concurrence sont également différentes. Les estimations des pertes allocatives moyennes liées à la concurrence imparfaite vont de 0,2% de la production de la branche à une valeur peu plausible de 289%. La perte de surplus du consommateur est comprise entre 6 et 816%. On trouve un bon degré de correspondance dans les divers classements des pertes causées par le pouvoir de marché. Enfin, les progrès faits dans les techniques d'estimation n'ont pas modifié la liste des branches cibles d'une politique antitrust.

* Département d'économie agricole, Université de Purdue, 1145 Krannert Building, West Lafayette, Indiana 47907.

** Département d'économie agricole et appliquée, Institut polytechnique et Université d'Etat de Virginie, Petersburg, Virginia 23803.

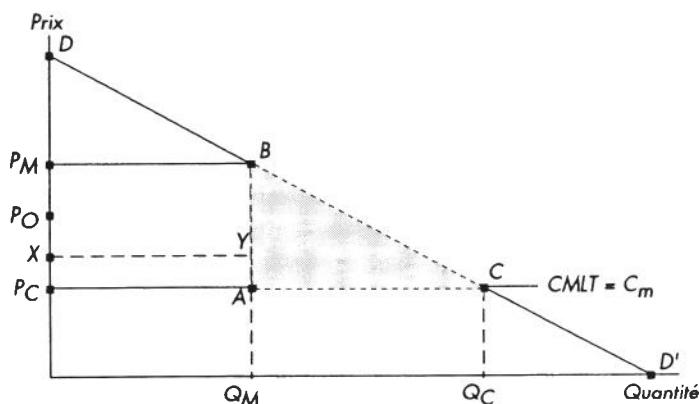
AL'ORIGINE, il y eut Harberger (1954). Son travail fondateur sur l'ampleur des pertes de bien-être causées par l'existence d'un pouvoir de monopole a été à l'origine d'un grand nombre de recherches, qui ont toutes eu comme objectif de confirmer, contredire ou, au moins, actualiser ses estimations. Son article est si connu que la représentation géométrique de la perte nette de bien-être social causée par le monopole (triangle ABC de la figure 1) est désormais appelée « Triangle de Harberger » par les économistes⁽¹⁾⁽²⁾.

Dans les travaux qui ont succédé à cet article, les critiques ont d'abord porté sur les problèmes de données et le nombre des mesures. Nombre de textes publiés jusque dans les années 60 faisaient état de pertes allocatives presqu'aussi faibles que celles trouvées par Harberger (0,06 % du PNB), mais la plupart des suivants fournirent des estimations nettement plus élevées (pouvant aller jusqu'à 7 %). D'autres considérèrent que, même si la perte trouvée par Harberger n'était pas significative, les recherches devaient s'intéresser à un concept plus large de perte. En particulier, une partie du rectangle du profit ($P_M BAP_C$), qui représente classiquement un transfert pur de revenu (variation d'équité) serait une source supplémentaire de perte sociale. Au-delà des questions empiriques qui se posaient, l'économie industrielle, à partir de 1980, fit des progrès importants dans la théorie de l'oligopole, si bien que les modèles plus anciens se révélèrent être des cas particuliers des nouveaux. Ces avancées théoriques aboutirent à la mise au point de plusieurs procédures permettant de nouvelles estimations des pertes dues au pouvoir de marché. Parmi ces nouvelles approches, certaines représentent un raffinement d'estimations antérieures, alors que d'autres constituent une rupture radicale avec le passé. Pour beaucoup d'économistes, cette évolution pourrait bien rendre obsolètes les travaux d'économie industrielle plus anciens et faire ainsi perdre sa crédibilité à l'approche initiée par Bains.

⁽¹⁾ La première version de cet article a été présentée à la Conférence « Agricultural Markets: Mechanisms, Failures, Regulations » organisée par l'Institut National de la Recherche Agronomique et l'Institut d'Economie Industrielle de l'Université des Sciences Sociales de Toulouse du 21 au 23 octobre 1993. A paraître en anglais comme chapitre de l'ouvrage publié sous la direction de D. Martimort, *Agricultural Markets: Mechanisms, Failures, Regulations*. Amsterdam, North-Holland, 1995. Les auteurs remercient le lecteur anonyme dont les critiques ont permis une amélioration sensible de la conclusion.

⁽²⁾ Le triangle correspond également aux « pertes allocatives » ou à la « charge morte » pour la société. Si le coût marginal croît, la charge morte totale comprend le triangle se trouvant juste sous le triangle ABC représentant la perte du producteur. La figure 1 se fonde sur le concept marshallien classique de demande et bien-être du consommateur. Sur un plan théorique, on peut préférer les concepts hicksiens de demande (variations équivalentes et compensatrices), mais Willig (1976) a montré que la mesure marshallienne était encadrée par les deux variations de Hicks.

Figure 1.
Pertes de bien-être et
transferts de revenu
causés par des prix
monopolistiques



CMLT : coût moyen de long terme
 C_m : coût marginal

Il est important que les décisions de politique économique soient basées sur des estimations précises des pertes économiques résultant de la concurrence imparfaite. L'exemple des Etats-Unis montre que la mise en place d'une politique antitrust efficace dépend directement de ce que l'on connaît de l'importance de ces pertes. Selon les régimes et les philosophies politiques, ce seront des critères d'efficacité ou d'équité qui pourront, à cette occasion, être mis en avant (Preston et Connor, 1992). Compte tenu du caractère nécessairement limité des ressources consacrées à la lutte contre les trusts, il est donc logique de comparer le coût de telles mesures à leurs résultats escomptés, c'est-à-dire à la réduction des pertes dues à la concurrence imparfaite.

Dans cet article, nous examinons les conséquences des développements théoriques des années 80 sur les estimations des pertes économiques causées par le pouvoir de marché. Notre principal objectif est d'évaluer si ces avancées ont abouti à des estimations qui diffèrent de celles de la tradition bainsienne ou si les résultats antérieurs peuvent être considérés comme des cas particuliers de résultats plus récents. Plus précisément, nous nous proposons de tester la sensibilité de onze estimations de pertes de bien-être et de dix estimations de surcoûts de consommation réalisées sur des données annuelles de l'industrie agro-alimentaire américaine. La démarche suivie consiste à évaluer cette sensibilité en fonction des critères suivants :

- types de modèles théoriques et hypothèses sous-jacentes,
- questions de mesure, en particulier en ce qui concerne les valeurs des paramètres,
- caractéristiques des données utilisées, et
- périodes d'estimation.

Sur les 21 ensembles d'estimations présentés dans cet article, seuls trois ou quatre ont été déjà publiés.

Les différents modèles d'oligopole pris en compte dans cet article peuvent être répartis en quatre classes de comportement vis-à-vis des prix: prix de monopole, prix de Cournot, prix dominant et prix d'oligopole généralisé à toute la branche sous une forme ne pouvant pas être précisée a priori par le chercheur. Plusieurs estimations sont basées sur les indices de Lerner, qui se fondent sur des spécifications détaillées de la structure des marchés et de la gestion des entreprises, alors que les autres sont calculées à partir d'équations à deux ou trois variables seulement (nombre d'entreprises, degré de concentration, élasticité de la demande adressée à la branche). Dans certains cas, on suppose que les élasticités de la demande et de l'offre sont fixes. D'autres approches admettent que ces paramètres varient d'une observation à l'autre. Le type de situation concurrentielle choisi constitue une autre source de différence entre les estimations. La plupart des auteurs se placent dans une situation de concurrence parfaite, mais certains utilisent un concept de concurrence «réaliste», moins précis mais plus pratique. Toutes les estimations présentées ici sont fondées sur les données nationales de concentration des chiffres d'affaires par branche publiées par le Bureau américain des recensements (US Bureau of the Census). Toutefois, quelques travaux tiennent compte de la couverture géographique des marchés ou de l'existence d'alliances stratégiques au sein de la branche. Certaines études utilisent les marges prix-coût fournies par les recensements, d'autres des prix provenant du secteur de la distribution⁽³⁾. Par ailleurs, les premières études utilisaient en général des données agrégées à un niveau très global, tandis que les plus récentes sont basées sur des observations micro-économiques⁽⁴⁾. Les années étudiées vont de 1967 à 1987.

L'EXPOSÉ DE HARBERGER

On peut décrire l'historique des estimations successives comme une atténuation progressive des hypothèses rigides sur lesquelles reposait le travail de Harberger. Il fit les cinq hypothèses clés suivantes pour calculer la surface du triangle ABC: — courbe de demande (DD') linéaire, — coûts marginaux linéaires et constants, — politique de prix monopolistique parfaite par les firmes de la branche (cartel), — taux de profit concurrentiel égal au taux de profit moyen de l'industrie manufacturière

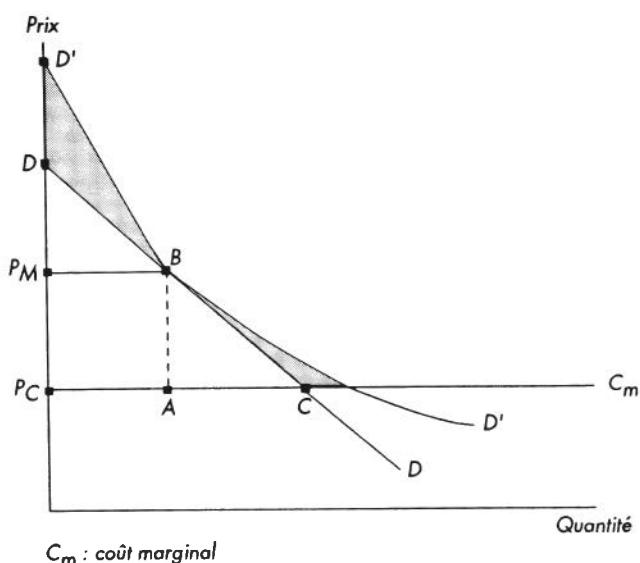
⁽³⁾ Nous ne prenons pas en compte ici les études sur les structures utilisant les profits comptables des entreprises, bien que certaines soient de bonne qualité (voir Connor *et al.*, 1985, chapitre 7).

⁽⁴⁾ Dans son étude originale, Harberger prenait en compte 73 branches représentant l'ensemble de l'industrie manufacturière. Parmi les études sur le secteur agroalimentaire citées ci-dessous, certaines utilisent des observations portant sur 43 à 50 branches classées selon la nomenclature à 4 chiffres, et d'autres plus de 100 classes de produits du niveau 5 chiffres de la nomenclature. Deux études utilisent des échantillons de plusieurs centaines de produits extraits de bases de données des distributeurs comprenant plus de 50 000 références.

(le prix concurrentiel P_C est donc égal au prix moyen de marché observé P_M — valeur absolue de l'élasticité prix propre de la demande finale (η) égale à un pour toutes les branches⁽⁵⁾). La plupart des premières critiques faites à propos des travaux de Harberger concernaient les questions de mesure et s'intéressaient à la sensibilité de ses estimations en fonction des données utilisées, des méthodes de calcul ou de la référence choisie en matière de concurrence. Toutefois, pratiquement toutes les recherches ultérieures sur les pertes dues au pouvoir de marché utilisèrent au moins l'une de ces cinq hypothèses. C'est pourquoi nous allons les examiner en détail :

1. *Demande linéaire.* Selon cette hypothèse, les pertes de bien-être estimées sont plus faibles que dans le cas de demandes non-linéaires, convexes par rapport à l'origine (figure 2). Par ailleurs, la courbe de demande qu'emploient implicitement la plupart des travaux correspond au concept de demande marshallienne (ou non compensée), au lieu des mesures hicksiennes de variation du surplus du consommateur, qui seraient préférables d'un point de vue théorique. Ce n'est que dans le cas où l'effet-revenu d'une variation de prix est nul que les trois mesures coïncident (Just *et al.*, 1982, pp. 93-94).

Figure 2.
Pertes de bien-être et
transferts de revenu,
demande linéaire (DD)
et demande convexe
($D'D'$)



2. *Courbe de coût marginal (C_m) constant.* Une des hypothèses le plus fréquemment adoptées, considérée comme « simplificatrice ». En réalité, la charge morte varie systématiquement lorsque ε élasticité du coût mar-

⁽⁵⁾ La variation du bien-être social net (DWL) est donc donnée par

$$DWL = \frac{1}{2} P_C Q_C \left(\frac{P_M - P_C}{P_C} \right)^2$$

ginal est positive (déséconomies d'échelle) ou négative (économies d'échelle). Harberger suppose que $\varepsilon = \infty$, ce qui signifie que la charge morte affecte seulement le surplus du consommateur. De plus, l'hypothèse selon laquelle toutes les firmes d'une branche ont les mêmes coûts marginaux revient à supposer que les techniques de production sont identiques. Avec ces hypothèses conjointes sur la demande et sur l'offre, le marché est en équilibre de long terme.

3. Prix imposés par un cartel. Cette hypothèse nécessite qu'existe une étroite coopération en matière de prix reposant sur une forte concentration des ventes, des barrières à l'entrée et une information parfaite des membres du cartel sur la situation de l'offre et de la demande. Les oligopoles qui adoptent un comportement de prix non coopératif, de prix limite, ou de prix dominant occasionnent, toutes chose égales par ailleurs, des pertes de bien-être différentes de celles obtenues dans l'hypothèse d'un cartel.

4. Hypothèse en matière de concurrence. L'adoption par Harberger du profit moyen de l'industrie manufacturière comme référence concurrentielle a été souvent critiquée (Scherer, 1970, 1980). Si les vendeurs retirent de leur pouvoir de marché des profits non nuls, l'utilisation de profits moyens comme base de comparaison correspond au choix implicite du prix P_0 au lieu de P_C , ce qui va sous-estimer la charge morte (figure 1). Par ailleurs, la capitalisation des profits économiques dans les actifs sous forme de biens «incorporels» entraîne une surestimation des coûts en capital dans les bilans par rapport aux coûts marginaux sociaux réels, ce qui conduit à une sous-évaluation du retour sur investissement. D'un autre côté, les profits comptables peuvent être aussi trop élevés à cause de chocs transitoires, des risques importants dans la branche et des rentes de supériorité. Enfin, le fait de prendre les profits de l'industrie manufacturière comme référence entraîne une sous-estimation de la charge morte globale subie par l'économie considérée, car les taux de profit sont, en général, plus bas dans les autres secteurs où les rapports capital/produit sont plus faibles. En résumé, les profits comptables sont des substituts biaisés de P_C et du coût marginal. Il faut donc utiliser des mesures directes des prix et de coûts marginaux lorsqu'elles existent.

5. Elasticité de la demande égale à 1 ($\eta = 1$). Cette hypothèse d'Harberger a été particulièrement critiquée, en partie parce que cette valeur est trop basse pour être cohérente avec le modèle simple du monopole. Sauf lorsque les coûts marginaux sont nuls, le point B de la figure 1 doit se trouver dans la partie élastique de DD' ($\eta > 1$). D'un autre côté, la plupart des détracteurs de Harberger ont critiqué son hypothèse de constance de η , quelle que soit la branche. Dans la mesure où η est corrélé négativement à la pente de BC , toutes chose égales par ailleurs, l'aire du triangle ABC doit croître lorsque η augmente. Pour une courbe de demande donnée, la condition du premier ordre de maximisation du profit par un monopole implique que :

$$\frac{P_M - P_C}{P_C} = \frac{1}{\eta}$$

c'est-à-dire que l'écart entre les prix de monopole et de concurrence et l'élasticité de la demande sont inversement liés.

Pour Scherer (1970), η devrait être nettement supérieur à l'unité à cause de la substituabilité à long terme des produits entre les industries manufacturières (par exemple, l'aluminium et l'acier, ou le pétrole et le charbon). Cependant, dans le cas de l'industrie agro-alimentaire, la substitution à très long terme s'est produite essentiellement par le remplacement des activités de transformation qui existaient dans les exploitations agricoles ou sur place (Connor, 1982). Les élasticités de la demande adressée à la branche peuvent être faibles si le cartel doit tenir compte de l'incertitude (Wahlroos, 1984) ou s'il n'y a pas de barrière à l'entrée (Masson et Shaanan, 1984). En bref, la valeur des élasticités de la demande dans l'agro-alimentaire est sans doute beaucoup plus faible que celles qu'avancent Scherer ou Harberger.

Une dernière question, non évoquée dans les travaux sur ce sujet, concerne le fait que les vendeurs en amont du commerce de détail fondent leurs décisions sur la courbe de demande dérivée de leur branche. Or, pour un volume donné de produit, l'élasticité de la demande dérivée ne peut être identique à celle de la demande de détail que dans des situations très particulières (taux de marge constant). Dans le cas général, elle lui est inférieure. Comme les estimations les plus fiables d'élasticités-prix propres du commerce de détail alimentaire se situent généralement entre 0,3 et 0,7 (Huang, 1985), il est probable que celles de l'industrie agroalimentaire sont plus faibles.

ÉLARGISSEMENT DES CONCEPTS DE PERTES DE BIEN-ÊTRE

Outre les travaux qui ont cherché à atténuer les hypothèses initiales de Harberger, des recherches plus récentes ont utilisé des définitions élargies de la perte sociale. Ces concepts nouveaux proviennent du réexamen de la signification du rectangle de profit $P_M BAP_C$ de la figure 1, qui est traditionnellement considéré comme un transfert pur de revenu. Sur cette figure, le coût marginal peut croître de P_C à X pour les entreprises qui exercent un pouvoir de marché. Dans ce cas, on peut considérer la partie inférieure de ce rectangle comme représentant une perte sociale et le rectangle lui-même comme la limite supérieure de celle-ci.

Deux causes peuvent être à l'origine de coûts de « supraconcurrence ». La première consiste dans l'insuffisance du contrôle des coûts lorsqu'aucune pression n'est exercée par la concurrence. C'est ce que Leibenstein (1966) appelle l'inefficacité X. Les sources de ce type d'inefficacité sont nombreuses dans les situations d'oligopole (Franz, 1988). La deuxième,

peut-être plus importante, tient à la recherche de rente à laquelle se livrent les firmes. Posner (1975) a peut-être été le premier à soutenir que les dépenses qu'elles consentent pour rehausser les barrières à l'entrée de leur branche ou la réglementer ont un coût pour la société. Pour Cowling et Mueller, les dépenses de publicité des entreprises en place pour éléver des barrières à l'entrée sont la source principale de coûts élevés.

Pour d'autres auteurs qui cherchent à dépasser l'approche empirique du coût social suivie par Harberger, l'estimation précise des coûts de supraconcurrence (point X de la figure 1) est trop difficile. Ils préconisent donc d'estimer le trapèze P_MBCAP_C formé de la charge morte et du transfert de revenu des consommateurs aux producteurs. Le trapèze complet correspond à la perte de surplus du consommateur due au pouvoir de marché⁽⁶⁾.

Cette seconde approche est liée aux préoccupations que suscite l'inégalité croissante de la répartition des revenus. Formellement, le prix d'oligopole est équivalent à un droit d'accises perçu sur le consommateur. De la même façon que pour une taxe, il est donc possible de calculer les effets redistributifs implicites du prix d'oligopole. Powell (1987) montre qu'en abaissant à 40% le taux de concentration correspondant aux quatre firmes dominantes aux Etats-Unis, le revenu du sextile supérieur diminue de 1,45% tandis que celui des cinq autres groupes augmente de 0,3 à 0,7%. Connor *et al.* (1985) trouvent des gains du même ordre de grandeur en éliminant les monopoles dans les industries agro-alimentaires américaines.

RECHERCHES SUR L'INDUSTRIE AGRO-ALIMENTAIRE

Nous avons retenu onze modèles d'oligopole permettant d'estimer la charge morte et le transfert de revenu causés par l'existence d'un pouvoir de marché. Ces estimations sont toutes tirées de données décrivant la structure des industries agro-alimentaires des Etats-Unis, mais les modèles et les données sous-jacentes se distinguent par divers aspects. Les deux premiers modèles s'inspirent directement de Bains, et postulent un comportement de maximisation du profit joint de branches à produit homogène. Les neuf autres modèles s'affranchissent des hypothèses d'homogénéité ou de prix de monopole. Les estimations dépendent aussi des hypothèses de concurrence: parfaite ou réaliste. Enfin, les modèles diffèrent selon l'approximation retenue pour l'indice de Lerner, l'élasticité-prix propre de la demande et d'autres questions concernant les données. Le tableau 1 récapitule les caractéristiques principales de ces 11 modèles.

⁽⁶⁾ Dans la mesure où X peut théoriquement croître jusqu'à P_M , il est également possible de considérer le trapèze comme la limite supérieure de la perte sociale nette.

Tableau 1. Principales caractéristiques des onze modèles

Numéro du modèle	Structure oligopolistique	Politique de prix	Approximation de l'indice de Lerner de la demande $ \eta $	Elasticité-prix de la demande	Forme de la courbe de demande	Indice de concentration	Période	Type de concurrence
1	déférenciée	cartel	marge prix-coût	0,5	linéaire	CR4	1972	réaliste
2	déférenciée	cartel	marge prix-coût	calculée ^(b)	linéaire	CR4	1967-1981	réaliste
3	déférenciée	cartel	marge prix-prix	0,5	linéaire	CR4	1976	réaliste
4	déférenciée ^(a)	Cournot	marge prix-prix	exogène ^(c)	linéaire	HHI	1979-1980	réaliste
5	homogène	Stackelberg dominant	marge prix-coût	exogène ^(c)	linéaire	CR4	1982	parfaite
6	homogène	Cournot dominant	marge prix-coût	exogène ^(c)	linéaire	CR4	1982	parfaite
7	homogène	collusion dominante	marge prix-coût	exogène ^(c)	linéaire	CR4	1982	parfaite
8	homogène	Cournot dominant	marge prix-coût	exogène ^(c)	isoélastique	CR4	1982	parfaite
9	homogène	collusion dominante	marge prix-coût	exogène ^(c)	isoélastique	CR4	1982	parfaite
10	homogène	Cournot oligopole généralisé	marge prix-coût	exogène ^(c)	linéaire	HHI	1987	parfaite
11	homogène			exogène ^(c)	isoélastique	HHI	1987	parfaite

(a) Seule étude utilisant une équation de comportement formalisée avec une hypothèse de différenciation des produits. Les autres études introduisent la différenciation à l'aide de variables indépendantes *ad hoc*.

(b) Les élasticités sont tirées des marges prix-coût en utilisant la méthode de Cowling-Mueller.

(c) Les élasticités ont été estimées à partir du modèle de Pagoulatos et Sorenson (1986).

Les modèles inspirés de Bains

Modèle 1

Les premières estimations des pertes causées par l'existence de monopoles dans l'industrie agro-alimentaire américaine ont été réalisées par Parker et Connor (1978, 1979). La méthode employée pour l'estimation du modèle 1 avait été mise au point par Collins et Preston (1968). Cette méthode était solidement ancrée dans la tradition bainsienne des études d'économie industrielle réalisées sur des coupes. En effet, la spécification du modèle et les hypothèses faites sur les signes des coefficients des variables indépendantes s'appuyaient directement sur les théories de l'oligopole et de la finance (Weiss, 1974). Les marges prix-coût des branches au niveau 4 de la nomenclature SIC étaient les variables dépendantes d'une régression dont les arguments étaient le taux de concentration des quatre premières entreprises, l'effort publicitaire, un coefficient tenant compte de l'existence de marchés régionaux, le rapport capital/produit et le taux de croissance des ventes. La qualité de l'ajustement de ce modèle était très satisfaisante, mais l'approche souffrait de plusieurs limites. Tout d'abord, les données de l'échantillon ne concernaient que l'année 1972; par suite, des perturbations aléatoires différentes de variations plus durables de la demande avaient pu affecter les estimations des coefficients de la régression. Ensuite, les marges fournissaient une mesure trop large de la profitabilité, car elles incorporaient une fraction des frais généraux et d'autres coûts administratifs globaux. D'autres critiques de cette approche ont été faites par Schmalensee (1989).

L'approche de Parker et Connor utilisait trois des hypothèses de Harberger: prix de monopole, demande linéaire et coûts marginaux constants. Un examen de la littérature leur fit retenir une valeur moyenne de l'élasticité de la demande égale à 0,5. En outre, ces auteurs adoptèrent un concept de concurrence « effective » ou « réaliste », et non le concept habituel de concurrence parfaite (Scherer et Ross, 1990, pp. 52-54). Utilisant leur connaissance des structures de marché (voir l'importante littérature sur le degré critique de concentration), ils évaluèrent les niveaux critiques de concentration, de structure publicitaire et de couverture géographique des marchés de façon à calculer la limite supérieure de la situation concurrentielle dans l'industrie agro-alimentaire. Le niveau de profitabilité correspondant à l'hypothèse de concurrence réaliste était ensuite soustrait des profits de monopole et une analyse de sensibilité réalisée. Même en tenant compte des travaux antérieurs, la détermination du niveau de concurrence réaliste dépendait du jugement des chercheurs.

Cette étude aboutissait à une perte de bien-être double de celle de Harberger, soit 0,16% de la valeur de la production de l'industrie agro-alimentaire en 1975. Le surcoût supporté par le consommateur, non es-

timé par Harberger, représentait 7,9 % de cette valeur et la perte totale du consommateur allait de 0 %, dans le cas de cinq branches, à 33 % dans celui de la fabrication du chewing gum (Connor et Peterson, 1993 : tableaux 1 et 2).

Modèle 2

Olson et Bumpass (1984) analysèrent également les déterminants des marges de l'industrie manufacturière américaine. Ils estimèrent aussi, à notre demande, la perte sociale et le surcoût pour le consommateur, dans l'hypothèse d'une « concurrence réaliste » reposant sur les profits dans l'agroalimentaire. Ces auteurs firent les hypothèses suivantes : prix de monopole, demande linéaire et coûts marginaux constants. Ils prirent pour profit de référence le résultat d'entreprise avant impôts et frais financiers, diminué des dépenses de recherche-développement et réévalué pour tenir compte de la sous-estimation des actifs provenant de leur estimation par les coûts sur une longue période. Ils estimèrent la perte de bien-être de Harberger et une évaluation plus globale des pertes proche du surcoût du consommateur. Cette dernière estimation utilise la méthode de Cowling-Mueller, qui considère que la moitié des dépenses de publicité correspond à l'inefficacité X et estime les élasticités de demande à partir des marges. Olson et Bumpass ont tenu compte des perturbations aléatoires en calculant des moyennes sur une longue période (1967-1981). Pour l'ensemble de l'industrie manufacturière américaine, ces auteurs arrivent à une perte de bien-être de Harberger correspondant à 0,9 % de la production de 1972 et une baisse de surplus du consommateur de 3,3 %. Dans le cas de l'agro-alimentaire, les estimations correspondantes sont 1,09 et 5,95 %.

Modèle 3

La seconde méthode utilisée par Parker et Connor consiste en un rapprochement des prix des marques locales et nationales (révisé dans Connor *et al.*, 1985). Leur hypothèse de base (reprise dans Connor et Peterson, 1992) est que le niveau de concurrence de référence P_C peut être approché par les prix des aliments de marque locale observés à un niveau très désagrégé. L'utilisation de la différence entre les prix de marques nationales et locales pour approcher l'indice de Lerner, que nous pouvons appeler une marge prix-prix, permet de surmonter la plupart des critiques faites aux études en coupe (Schmalensee, 1989). Néanmoins, cette seconde approche de Parker et Connor utilise encore nombre d'hypothèses de Harberger : demande linéaire, coûts marginaux constants, prix de monopole, et élasticité prix constante ($\eta = 0,5$). La perte de bien-être moyenne représente 0,45 % de la production de 1975 et le surcoût pour le consommateur 11,5 %. La perte totale supportée par le consommateur est environ le double de celle prévue par les modèles 1 et 2.

Un modèle d'oligopole différencié post-bainsien

Modèle 4

Connor et Peterson (1992) utilisent un ensemble de prix alimentaires provenant de la distribution pour calculer une marge prix-prix (l'indice de Lerner). Même si plusieurs raffinements sont introduits, il s'agit pratiquement du même ratio prix-prix que celui utilisé par Parker et Connor. La plupart des hypothèses restrictives de la méthode de Harberger sont abandonnées. La principale différence vient de la définition explicite d'un modèle structurel d'oligopole différencié utilisant les prix de Cournot. Les hypothèses restrictives de Harberger sur l'élasticité unitaire de la demande, le prix de monopole et l'homogénéité des biens sont éliminées. Cette dernière hypothèse paraissait particulièrement irréaliste, compte tenu du rôle central de la différenciation des produits dans l'explication de la compétitivité de l'industrie agro-alimentaire (Connor *et al.*, 1985). Connor et Peterson veillèrent à introduire des variables prenant en compte les différences régionales, la concurrence des importations, et la part des divers supports publicitaires utilisés. Autre amélioration significative, les élasticités de la demande dérivée des industriels de ce modèle étaient estimées de façon indépendante (Pagoulatos et Sorenson, 1986). Connor et Peterson ne gardèrent des hypothèses de Harberger que les coûts marginaux constants et la demande linéaire⁽⁷⁾.

Les résultats de cette étude concernant la perte de surplus du consommateur sont présentés dans Connor et Peterson (1993, tableaux 1 et 4). Le surcoût du consommateur représenterait 15,4% de la production de 1977 et la charge morte serait pratiquement celle trouvée par Harberger: 0,11% de la production.

Les modèles à prix dominant

Les modèles présentés ci-dessus correspondent à des prix de monopole ou de Cournot concernant l'ensemble de la branche. Il existe aussi des études qui examinent la sensibilité des estimations à diverses hypothèses sur la formation des prix. Ainsi, Gisser (1982) abandonne l'hypothèse de prix de monopole ou d'oligopole de Cournot, et construit un modèle de prix dominant. Dans ce modèle, la fonction de demande n'est

⁽⁷⁾ Les modèles 3 et 4 utilisaient des données beaucoup plus désagrégées que les travaux précédents, qui regroupaient les produits alimentaires en 40 à 50 branches. Les données provenant de la distribution se répartissaient en 400 classes de produits environ. Chaque classe représentait en moyenne moins de 0,04% du revenu disponible des ménages américains. Avec un fractionnement aussi fin, l'effet revenu d'une variation de prix causée par le pouvoir de monopole est négligeable. Ainsi, la perte de bien-être marshallienne coïncide avec celle de Hicks (Just *et al.*, 1982).

plus linéaire, mais isoélastique : $Q = AP^{-\eta}$, où Q est le volume d'un produit homogène, P le prix, η la valeur absolue de l'élasticité de la demande et A un déplaceur. Cette courbe de demande est convexe par rapport à l'origine. A l'offre, la courbe de coût marginal est linéaire, et l'élasticité du coût marginal (ε) peut être fixée à n'importe quelle valeur positive. Gisser fait l'hypothèse, commode mais restrictive, que la firme dominante (ou le groupe dominant) et la frange concurrentielle ont la même élasticité d'offre. Dans son application, Gisser pose $\varepsilon = 1$ pour les deux groupes d'entreprises et suppose que le groupe qui impose les prix correspond à une collusion parfaite de quatre entreprises. Il reprend aussi une autre hypothèse restrictive de Harberger, l'égalité de η pour toutes les entreprises.

Les calculs de Gisser montrent que lorsque η est égal à 0,5, la perte du consommateur due à la collusion est d'environ 7%, dont 0,9% pour la charge morte. Si η est égal à 1, cette dernière n'est plus que de 0,5%.

Dans son analyse critique de l'étude de Gisser, Willner (1989) applique le même modèle à l'agro-alimentaire en rejetant certaines des hypothèses initiales de Gisser et en atténuant d'autres. En premier lieu, pour Willner les élasticités des entreprises dominantes ou concurrentielles (ε) ne peuvent être identiques, car cela signifie que ces deux groupes de firmes utilisent la même technologie. Selon lui, la position dominante des entreprises au sein d'une branche est due en partie à leur supériorité technologique, alors que les firmes dominées fonctionnent sans doute à pleine capacité, exactement comme le font les firmes en situation de concurrence. Par ailleurs, il considère comme un fait stylisé que les grandes entreprises ont des coûts marginaux constants. Par suite, il suppose que $\varepsilon = \infty$ pour les firmes dominantes et $\varepsilon = 0$ pour les suivreurs. Deuxièmement, Willner conteste l'hypothèse faite par Gisser d'un η constant, et prenant éventuellement des valeurs arbitraires. Au lieu de cela, il adopte les estimations empiriques de η utilisées par Connor et Peterson (1992). Enfin, il met au point des algorithmes de perte de bien-être selon trois types de politique de prix pouvant être suivies par le groupe dominant : prix de collusion (ou firme dominante), prix de Cournot-Nash, ou comportement de Stackelberg.

A l'aide des algorithmes de Willner, nous avons utilisé cinq jeux de valeurs pour estimer les pertes de l'industrie agroalimentaire américaine. Nous avons donc cinq modèles :

- modèle 5, prix de Stackelberg et demande linéaire,
- modèle 6, prix de Cournot-Nash et demande linéaire,
- modèle 7, prix de collusion et demande linéaire,
- modèle 8, prix de Cournot-Nash et demande isoélastique, et
- modèle 9, prix de collusion et demande isoélastique.

La sixième combinaison, prix de Stackelberg et demande isoélastique, n'existe pas.

Les estimations de la charge morte pour le bien-être social correspondant aux cinq modèles ci-dessus proviennent d'équations comprenant seulement trois variables: N , nombre de firmes du groupe dominant, CRN , ratio de concentration à N firmes, et η . Les statistiques publiques américaines ne permettant pas d'aller en-deçà de $CR4$, nous supposons donc implicitement que le groupe dominant non collusif est toujours composé de quatre entreprises ($N = 4$). Des travaux ultérieurs, utilisant des données en provenance de la distribution, devraient nous permettre de montrer la sensibilité des estimations de perte à la valeur de N , en particulier dans le cas de l'entreprise dominante ($N = 1$). L'une des limites des modèles 5 à 9 provient du fait que les données de niveau $CR4$ ne prennent pas en compte le commerce international, les marchés régionaux et les autres facteurs qui délimitent les marchés réels, bien que d'autres chercheurs aient antérieurement intégré ces éléments dans leurs travaux. Enfin, bien que ces modèles de prix soient fondés sur l'homogénéité des produits, l'examen des élasticités utilisées pour le calcul de l'estimation des pertes de bien-être montre que η est assez faible (en valeur absolue) dans les branches produisant des biens très différenciés (céréales pour le petit déjeuner, boissons alcoolisées), par comparaison avec celles fabriquant des produits plus banals (viandes, lait, pain). De même, la demande par les industriels de produits intermédiaires destinés à une nouvelle transformation (huiles végétales, farine et sucre) est très peu élastique. Ainsi, la possibilité de faire varier η peut permettre de prendre en compte implicitement la différenciation des produits.

D'une manière générale, la valeur absolue des pertes de bien-être estimées par les modèles de prix dominant est inversement proportionnelle à η . Ainsi, avec une demande linéaire, la perte de bien-être moyenne de l'industrie américaine s'élève à une valeur non plausible de 289 % lorsque les firmes dominantes s'entendent. Cette perte tombe à 15,77 % si elles instaurent des relations non coopératives de Cournot. Avec des prix de Stackelberg, cette perte descend à 5,15 %. En faisant l'hypothèse d'une demande isoélastique, les pertes sont beaucoup plus élevées, et dans la plupart des branches où l'on trouve des prix d'entente, le prix d'équilibre est infiniment élevé. Bien entendu, le surcoût payé par le consommateur est supérieur aux pertes de bien-être.

Prix d'oligopole généralisé

Modèle 10

Le dernier ensemble d'estimations de notre panorama s'intéresse aux pertes de bien-être lorsque la branche est dans une situation de prix d'oligopole généralisé (Willner, 1988, Willner et Stohl, 1992). A la différence des modèles à prix dominants, chaque entreprise de la branche utilise la même règle de fixation du prix. Dans le modèle 10, toutes les firmes sont

des « oligopoleurs » de Cournot-Nash et sont confrontées à une demande linéaire⁽⁸⁾. Les élasticités η de demande par branche sont estimées de façon indépendante pour chaque branche (Pagoulatos et Sorenson, 1986). Les coûts marginaux sont constants. Les données correspondent aux indices de concentration de Herfindahl de 1982, pour le marché national avec les définitions SIC (*Standard industrial classification*).

Modèle 11

Ce modèle a été estimé par Bhuyan et Lopez (1993) qui se sont étroitement inspirés d'un travail réalisé par Dickson et Yu (1989). Bhuyan et Lopez ont proposé plusieurs modèles différents d'oligopole, mais nous décrirons d'abord leur « cas-type » basé sur les indices de concentration de Herfindahl non corrigés (H) pour les données américaines de 1987. Les hypothèses du modèle 11 sont les mêmes que celles du modèle 10, sauf pour le degré de coopération au sein de la branche, qui peut varier selon celle-ci, et la demande, qui est isoélastique. L'élasticité de la variation conjecturale de la firme i est égale à α_i avec $\alpha_i = s_i + \phi_i(1 - s_i)$, où s_i est la part de marché et ϕ_i le paramètre de coopération, dont la valeur varie habituellement de 0 (Cournot) à 1 (monopole). En faisant l'hypothèse que $\alpha_i = \alpha$ quelle que soit la firme, on montre que $\alpha = H + \phi(1 - H) = \eta l$, où l est l'indice de Lerner. Par suite, l peut être estimé à partir d'un indice de Lerner calculé \hat{l} , de $\hat{\eta}$ et de H en utilisant les formules :

$$\hat{\phi} = \frac{\hat{\eta} \hat{l} - H}{1 - H} \text{ et } \hat{l} = \frac{H + \alpha(1 - H)}{\eta}$$

La charge morte peut aussi être calculée à partir de données sur H , η et α . Du fait d'un taux de concentration et d'élasticités très semblable à ceux du modèle 10, les pertes de bien-être élevées du modèle 11 semblent indiquer qu'il existe de sérieuses possibilités de coopération dans l'industrie agro-alimentaire américaine⁽⁹⁾.

Bhuyan et Lopez (1993) ont également réalisé plusieurs simulations pour calculer les effets sur le bien-être produits par une modification de l'ampleur de la coopération, des élasticités d'offre et de demande, de la politique de prix. Nous les récapitulons ci-dessous. Comme prévu, lorsque la coopération se développe ($\phi \rightarrow 1$), les estimations des pertes de bien-être croissent. La perte nette de bien-être varie aussi avec η , mais moins qu'avec α . Par exemple, quand $\eta = 0,5$ pour toutes les branches (hypothèse

⁽⁸⁾ Willner (1988) a également mis au point un algorithme permettant de calculer la perte de bien-être dans le cas d'une demande isoélastique, mais les estimations ne sont en général que légèrement supérieures à celles réalisées pour une demande linéaire. Elles ne sont pas reprises ici.

⁽⁹⁾ Les valeurs de H pour 1987 sont un peu plus fortes que celles utilisées dans le modèle 10 pour 1982; dans cinq cas, les η sont plus élevés chez Bhuyan et Lopez (1983, p. 17) que chez Willner (1988). En outre, la demande est isoélastique dans le modèle 11, alors qu'elle est linéaire dans le modèle 10. Enfin l est un concept de marge prix-coût (valeur ajoutée de la branche diminuée du coût du travail, en pourcentage de la valeur de la production) qui suppose que $l = 0$ dans le cas de l'hypothèse standard de concurrence parfaite.

se de Parker-Connor) et $\phi = \hat{\phi}$, la perte de bien-être représente 8,2 % des ventes, mais quand $\eta = 1,5$ (suggestion de Scherer-Ross), la perte tombe à 1,8 % des ventes. Dans une large gamme de valeurs ($1,5 > \eta > 0, \infty > \epsilon \geq -2$), le monopole pur multiplie environ par dix les pertes causées par des prix de monopole. Lorsque ce sont des prix de Cournot qui sont imposés, les estimations correspondant aux cas de l'oligopole et des prix dominants montrent moins de divergences. Dans le cas où il y a des déséconomies d'échelle, les pertes de bien-être estimées par le modèle d'oligopole généralisé sont de 30 à 120 % supérieures à celles du modèle de prix dominants. De plus, lorsque la pente de la courbe de coût marginal des entreprises dominantes est constante ou négative les estimations des pertes de bien-être dans le cas des prix dominants sont de 10 à 50 % supérieures à celles de l'oligopole généralisé.

COMPARAISON DES RÉSULTATS

Les estimations des pertes économiques causées par la concurrence imparfaite sont rassemblées dans le tableau 2. Les estimations cardinales obtenues sont, en moyenne, très sensibles à la spécification du modèle, c'est-à-dire aux hypothèses faites sur la politique de prix et la courbe de demande. Les cinq modèles de prix dominants (de 5 à 9) fournissent des estimations de pertes économiques qui sont beaucoup plus élevées que dans le cas des modèles d'oligopole généralisé (modèles 1 à 4 et 10 à 11). Dans tous les modèles, la perte du consommateur dépasse la perte de bien-être, selon un rapport allant de 40 à 1 en moyenne.

Malgré la grande sensibilité de ces estimations à la spécification du modèle et aux données, que peut-on dire de leur classement selon les branches ? Les travaux d'inspiration bainsienne des années 1960 et 1970 réalisés sur coupes annuelles étaient-ils mal conçus ? Ont-ils été démodés par les progrès théoriques des années 1980 ? Les fonctionnaires chargés de la mise en place des mesures anti-trusts furent-ils induits en erreur par les travaux existants lorsqu'ils utilisèrent, directement ou indirectement, des indicateurs de performances pour choisir les branches cibles (Preston et Connor, 1992) ?

La réponse à ces questions est négative, d'après les résultats du tableau 3. Les résultats de cinq méthodes analytiques très différentes se recoupent largement. Ainsi, les céréales pour petit déjeuner, la confiserie, les farines mélangées, les aliments pour animaux de compagnie, les spécialités en conserve (soupes, aliments pour bébés, ...) et les boissons les plus typées se retrouvent régulièrement dans les cinq colonnes. Les deux modèles (5 et 10) qui supposent l'homogénéité des produits mettent aussi en évidence quelques biens de base à cause de leur élasticité prix très faible (farine, sucre, fructose de maïs, huile de graine de coton). Néanmoins, les pertes les plus importantes concernent dans l'ensemble des produits finals à haute valeur ajoutée faisant l'objet d'une publicité intense.

Tableau 2. Récapitulation des pertes économiques moyennes imputables
au pouvoir de marché dans l'industrie agro-alimentaire américaine

Méthode utilisée	Pertes en % de la production	
	Perte de bien-être (charge morte)	Surcoût pour le consommateur
1. Modèle bainsien, marges prix-coût tirées du recensement, prix de monopole ^(a)	0,16	7,9
2. Modèle bainsien, marges prix-coût tirées du recensement, prix de monopole ^(b)	1,09	6,0
3. Modèle bainsien, marges prix-prix, prix de monopole ^(a)	0,45	11,5
4. Marges prix-prix, oligopole différencié, prix de Cournot ^(a)	0,11	15,4
5. Prix de Stackelberg, demande linéaire	5,15	115,7
6. Prix de Cournot-Nash, demande linéaire	15,77	202,6
7. Prix de collusion, demande linéaire	289,1	815,9
8. Prix de Cournot-Nash, demande isoélastique	4,4 ^d	4 ^d
9. Prix de collusion, demande isoélastique	19,8 ^d	85,7 ^d
10. Prix de Cournot pour la branche, demande linéaire ou isoélastique ^(c)	0,17	19,6
11. Prix d'oligopole pour toute la branche, demande isoélastique	4,65	—

— = non disponible

(a) Utilise un critère de « concurrence réaliste » fondé sur le ratio de concentration critique ; demande linéaire.

(b) Utilise le taux de profit de référence comme standard de référence ; demande linéaire.

(c) La valeur des estimations de pertes est pratiquement indépendante de la forme de la courbe de demande (voir le tableau 4).

(d) Pour la plupart des branches, les prix d'équilibre sont infiniment élevés. Lorsque les deux méthodes donnent des estimations finies, les prix correspondant à une demande isoélastique sont plus élevés de 5 à 50 % environ que ceux correspondant à une demande linéaire (Cournot) ou de 50 à 100 % plus élevés (collusion).

Source : Connor et Peterson, 1993, tableau 1.

Nous poursuivons l'analyse en calculant la corrélation entre les pourcentages de pertes de bien-être des industries agroalimentaires selon les sept groupes d'estimations (tableau 4)⁽¹⁰⁾. Ce qui est sans doute le plus frappant dans ce tableau est qu'aucun des 55 coefficients de corrélation n'est significativement négatif; en fait la quasi-totalité d'entre eux est significativement positive. Le modèle qui est le plus fortement corrélé aux autres est celui de Cournot-Nash (modèle 8), et celui qui l'est le moins est le modèle de prix d'oligopole « non contraint » mis au point par Bhuyan et Lopez (modèle 11). D'autre part, lorsque la demande est linéaire, les modèles de prix dominant donnent des pertes économiques qui sont par construction parfaitement corrélées, quelle que soit la règle de fixation du prix adoptée par les firmes dominantes (modèles 5, 6 et 7). Les corrélations entre les modèles de prix dominant à fonctions de demande différentes sont aussi très proches de 1.

⁽¹⁰⁾ Les corrélations calculées pour les estimations de perte du consommateur figurent dans le tableau 8 de Connor et Peterson (1993). Les auteurs ont également réalisé une analyse préliminaire de corrélation de rangs de Spearman pour la plupart des 11 modèles. Les conclusions d'ensemble de cet article ne sont pas modifiées par la substitution des coefficients de corrélation de Spearman à ceux de Pearson.

Tableau 3. Les 15 branches de l'industrie agro-alimentaire où les pertes de bien-être causées par le pouvoir de marché sont les plus grandes selon les différents modèles.*

<i>Modèle 1</i> Modèle bainsien, prix de monopole, marge prix-cout du recensement	<i>Modèle 3</i> Oligopole différencié, prix de monopole, marge prix-prix	<i>Modèle 4</i> Oligopole différencié, prix de Cournot, marge prix-prix	<i>Modèles 5, 6 et 7</i> Prix dominants, demande linéaire, données sur l'élasticité et le taux de concentration	<i>Modèle 10</i> Prix de Cournot pour toute la branche, données sur l'élasticité et le taux de concentration
Chewing gum	Chewing gum	Chewing gum	Assaisonnements	Assaisonnements
Céréales pour le petit déjeuner	Boissons non alcoolisées Céréales pour le petit déjeuner	Margarine et huile Bière Plats préparés	Huile de graine de coton Céréales pour le petit déjeuner	Huile de graine de coton Boissons non alcoolisées
Alcools	Riz	Riz	Boissons non alcoolisées Sucre de canne brut	Céréales pour le petit déjeuner
Préparations à base de farine	Aliments pour animaux de compagnie			
Boissons non alcoolisées				
Bière	Assaisonnements	Spécialités en conserve	Préparation du maïs par voie humide	Spécialités en conserve
Café	Margarine et huile Café	Céréales pour le petit déjeuner	Alcools	Préparation de maïs par voie humide
Spécialités en conserve	Spécialités en conserve	Sauces et préparations vinaigrées	Préparations à base de farine	Alcools
Assaisonnements		Aliments pour animaux de compagnie	et pâtes	Préparations à base de farine
Plats préparés	Assaisonnements	Assaisonnements	Spécialités en conserve	Aliments pour animaux de compagnie
Biscuits salés et sucrés	Biscuits salés et sucrés	Fruits et légumes secs, soupes	Confiserie	Confiserie
Pâtes	Sauces et préparations vinaigrées	Biscuits salés et sucrés	Café	Café
Sauces et préparations vinaigrées	Pain et pâtisseries	Chocolat	Sucre raffiné	Sucre raffiné
Margarine	Chocolate	Pain et pâtisseries	Farine	Farine
Chocolate	Glaces	Chocolate	Bière	Bière
		Glaces		

* : Dans chaque colonne, les 15 branches sont listées par ordre décroissant du pourcentage de perte de bien-être due au pouvoir de marché

Source : Connor et Peterson, 1993, tableau 1.

Tableau 4. Corrélations entre les estimations de perte nette de bien-être causée par le pouvoir de marché dans l'industrie agro-alimentaire américaine *

Type de modèle	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	Modèle
1. Modèle bainsien, marges prix-coût tirées du recensement												1,00
2. Modèle bainsien, marges prix-coût tirées du recensement	0,64											1,00
3. Modèle bainsien, marges prix-prix	0,78	0,58										1,00
4. Modèle postbainsien, marges prix-prix	0,71	0,23	0,65									1,00
5. Prix dominant, demande linéaire	0,27	0,53	0,40	-0,03								1,00
6. Prix de Cournot-Nash	0,27	0,53	0,40	-0,03	1,00							1,00
7. Prix de collusion	0,27	0,53	0,40	-0,03	1,00	1,00						1,00
8. Prix dominant, demande isoélastique	0,51	0,44	0,48	0,47	0,97	0,97	0,97					1,00
9. Prix collusif	0,32	0,15	0,34	0,27	0,99	0,99	0,99	0,99				1,00
10. Oligopole pour la branche	0,34	0,65	0,48	0,06	0,86	0,86	0,86	0,86	0,81	0,71		1,00
11. Prix non constraint	0,56	0,18	0,16	0,34	0,86	0,86	0,86	0,03	0,42	0,07	0,07	1,00

* : Les estimations tirées de données non corrigées sur les marchés locaux et les autres estimations non fiables n'ont pas été utilisées
Source : Connor et Peterson, 1993, tableau 1.

La corrélation entre les estimations des pertes de surplus du consommateur est également forte pour les quatre modèles qui utilisent l'approche par les marges prix-coût ou prix-prix (modèles 1 à 4): la moyenne des six corrélations est de 0,60. Ce résultat est remarquable, compte tenu des différences importantes qui affectent les caractéristiques de ces modèles: périodes, degré d'agrégation, approximations de l'indice de Lerner, comportements de prix, élasticités de demande, hypothèses faites sur les types de concurrence, et autres problèmes de mesure. Cependant, ces quatre modèles à marges prix-coût ou prix-prix ont en commun de prendre en compte la **différenciation des produits**, ce qui n'est pas le cas des six autres. La façon dont la différenciation est introduite est variable, allant de justifications ad hoc ou a priori (modèle 1) à un traitement plus formalisé, à base théorique plus explicite (modèle 4). Ensemble, ces quatre modèles ne sont pas très corrélos à ceux où il n'y a pas de différenciation (de 5 à 10)⁽¹¹⁾. Les 16 coefficients de corrélation qui comparent les modèles avec et sans différenciation n'atteignent en moyenne qu'une valeur de 0,36 (tableau 4).

CONCLUSION

Si les spécifications et les méthodes de mesure ont un impact effectif sur les valeurs absolues des estimations des pertes économiques résultant d'une concurrence imparfaite, les écarts enregistrés n'affectent guère, sauf exception, le classement des branches selon le niveau des pertes. Les estimations cardinales sont nettement différentes, mais les résultats ordinaires assez peu. Cette convergence n'est mise en défaut que dans le cas où le calcul de l'indice de Lerner ou du triangle de Harberger incorpore une mesure de la différenciation des produits. Bien que notre analyse ne concerne que le domaine de l'agro-alimentaire, nous pensons que cette conclusion peut être étendue à d'autres branches à produits différenciés.

Dans cet article, nous avons montré que l'estimation des pertes causées par la concurrence imparfaite a fait des progrès dans la mesure où des hypothèses contraignantes ont été affaiblies ou, au moins, remplacées par d'autres. Ces avancées doivent être poursuivies. Trois orientations de recherches s'imposent.

Tout d'abord, le fait de devoir identifier conjointement la courbe de demande inverse et la fonction de coût reste un problème pour l'estimation des pertes de bien-être. D'une manière générale, les chercheurs ne disposent pas de données suffisantes pour traiter ce problème. L'article de Gisser (1986), qui utilise un modèle de prix dominants constitue un

⁽¹¹⁾ Pour faire la moyenne des coefficients du tableau 4, les modèles 5, 6 et 7 équivalent à une seule observation.

point de départ dans cette voie. Ensuite, les auteurs reconnaissent que les hypothèses de comportement présentées plus haut sont arbitraires. Certes, l'observation montre que des prix de cartel, d'oligopole, ou dominants, sont souvent pratiqués dans certaines branches de l'agro-alimentaire, mais cela ne justifie sans doute pas l'application simultanée de la même règle de comportement à toutes les branches. De plus, les hypothèses faites ne rendent pas compte de toutes les possibilités existantes. Pour tester les hypothèses de comportement retenues, on peut utiliser la méthode du rapport de vraisemblance proposée par Vuong (1989), qui permet de faire un tri logique des modèles emboîtés ou simplement imbriqués. Avec cette approche, notre analyse disposerait alors d'un critère permettant de choisir les modèles les mieux adaptés et d'examiner la sensibilité des mesures de perte de bien-être à diverses hypothèses de comportement.

Enfin, les modèles présentés dans cet article n'utilisaient que deux types de courbes de demande : — à élasticité linéaire ou constante, — supposées encadrer toute la gamme des estimations possibles du bien-être marshallien. Or, des hypothèses paramétriques strictes, comme celles que nécessite l'utilisation d'une fonction de demande linéaire inverse, peuvent entraîner des erreurs de spécification lors d'une estimation économétrique. Récemment, Hausman et Newey (1994) ont mis au point des modèles de régression non paramétrique qui peuvent servir à évaluer la charge morte et la valeur exacte du surplus du consommateur. L'application des techniques de régression non paramétrique à l'estimation des pertes économiques dans l'industrie agro-alimentaire est donc possible et devrait permettre d'en améliorer la précision.

BIBLIOGRAPHIE

- BERGSON (A.), 1973 — On monopoly welfare losses, *American Economic Review*, 63, pp. 853-870.
- BHUYAN (S.) et RIGOBERTO (A.L.), 1993 — Oligopoly welfare losses in US food manufacturing, selected paper, annual meeting of the American Agricultural Economics Association, Orlando, Florida, (manuscrit révisé non publié du 20 septembre 1993).
- CAVES (R.E) et DAVID (R.B.), 1990 — *Technical Efficiency in US Manufacturing Industries*, Cambridge, MIT Press.
- CLARKE (R.) et DAVIES (S.W.), 1982 — Market structure and price-cost margins, *Economica*, 49, pp. 277-287.

- COLLINS (N.) et PRESTON (L.), 1968 — *Concentration and Price-Cost Margins in Manufacturing Industries*, Berkeley, University of California Press.
- CONNOR (J.M.), 1982 — Structural adjustment of the food industries of the United States (AGES820723), ERS staff report, Washington, DC, Economic Research Service, USDA.
- CONNOR (J.M.) *et al.*, 1985 — *The Food Manufacturing Industries: Structure, Strategies, Performance, and Policies*, Lexington, MA, Lexington Books.
- CONNOR (J.M.) et PETERSON (E.B.), 1992 — Market-structure determinants of national brand-private label price differences of manufactured food products, *The Journal of Industrial Economics*, 40, pp. 157-172.
- CONNOR (J.M.) et PETERSON (E.B.), 1993 — New estimates of welfare and consumer losses in US food manufacturing, staff paper SP-18. West Lafayette, IN, Department of Agricultural Economics, Purdue University, Décembre.
- COWLING (K.) et MUELLER (D.C.), 1978 — The social cost of monopoly power, *Economic Journal*, 88, pp. 727-748.
- DICKSON (V.A.), 1981 — Conjectural variation elasticities and concentration, *Economics Letters*, 7, pp. 281-285.
- DICKSON (V.A.) et YU (W.), 1989 — Welfare losses in Canadian manufacturing under alternative oligopoly regimes, *International Journal of Industrial Organization*, 7, pp. 257-267.
- DIXIT (A.) et STERN (N.), 1982 — Oligopoly and welfare: a unified presentation with applications to trade and development, *European Economic Review*, 19, pp. 123-143.
- FRANZ (R.S.), 1988 — *X-Efficiency: Theory, Evidence and Applications*, Dordrecht, Kluwer.
- FRIEDLAND (T.S.) — The estimation of welfare gains from demonopolization, *Southern Economic Journal*.
- GISSER (M.), 1982 — Welfare implications of oligopoly in US food manufacturing, *American Journal of Agricultural Economics*, 64, pp. 616-624.
- GISSER (M.), 1986 — Price leadership and welfare losses in US manufacturing, *American Economic Review*, 76, pp. 756-767.
- GISSER (M.), 1989 — Price leadership and welfare losses in US manufacturing: reply, *American Economic Review*, 79, pp. 610-613.
- HARBERGER (A.), 1954 — Monopoly and resource allocation, *American Economic Review* (proceedings), 44, pp. 77-87.

HAUSMAN (J.A.) et NEWHEY (W.K.) — Nonparametric estimation of exact consumers surplus and deadweight, article non publié, Cambridge, Mass, Department of Economics, MIT (révisé en juin 1994).

HUANG (K.S.), 1985 — US Demand for food: a complete system of price and income effects, Technical Bulletin n° 1714, Washington DC, US Department of Agriculture.

JENNY (F) et WEBER (A.P.), 1983 — Aggregate welfare loss due to monopoly power in the French economy, *Journal of Industrial Economics*, 32, pp. 113-130.

JUST (R.E.) et al., 1982 — *Applied Welfare Economics and Public Policy*, Englewood Cliffs, NJ, Prentice-Hall.

KAY (J.A.), 1983 — A general equilibrium approach to the measurement of monopoly welfare loss, *International Journal of Industrial Organization*, 1, pp. 317-331.

LEIBENSTEIN (H.), 1966 — Allocative Efficiency vs « X-Efficiency », *American Economic Review*, 56, pp. 392-415.

MASSON (R.T.) et SHAANAN (J.), 1984 — Social costs of oligopoly and the value of competition, *Economic Journal*, 94, pp. 528-530.

OLSON (D.O.) et BUMPASS (D.L.), 1984 — An intertemporal analysis of the welfare costs of monopoly power, *Review of Industrial Organization*, 1, pp. 308-323.

PAGOULATOS (E.) et SORENSEN (R.), 1986 — What determines the elasticity of demand?, *International Journal of Industrial Organization*, 4, pp. 237-250.

PARKER (R.C.) et CONNOR (J.M.), 1978 — Estimates of consumer loss due to monopoly in the US food-manufacturing industries, working paper n° 19. Madison, WI, NC-117.

PARKER (R.C.), 1979 — Estimates of consumer loss due to monopoly in the US food-manufacturing industries, *American Journal of Agricultural Economics*, 61, pp. 628-639.

POSNER (R.), 1975 — The social cost of monopoly and regulation, *Journal of Political Economy*, 83, pp. 807-827.

POWELL (I.), 1987 — The effect of reductions in concentration on income distribution, *Review of Economics and Statistics*, 69, pp. 75-82.

PRESTON (W.P.) et CONNOR (J.M), 1992 — An economic evaluation of federal antitrust activity in the manufacturing industries, *The Antitrust Bulletin*, pp. 969-996.

- SAVING (T.R.), 1970 — Concentration ratios and the degree of monopoly, *International Economic Review*, 11, pp. 139-146.
- SCHERER (F.M.), 1970 — *Industrial Market Structure and Economic Performance*, Chicago, Rand McNally.
- SCHERER (F.M.), 1980 — *Industrial Market Structure and Economic Performance*, (deuxième édition), Boston, Houghton Mifflin.
- SCHERER (F.M.) et ROSS (D.), 1990 — *Industrial Market Structure and Economic Performance*, (troisième édition), Boston, Houghton Mifflin.
- SCHMALENSSEE (R.), 1989 — Inter-industry studies of structure and performance, in: *Handbook of Industrial Organization*, SCHMALENSSEE (R.) et WILLING (R.D.) (editors), Amsterdam, North-Holland.
- SCHWARTZMAN (D.), 1960 — The burden of monopoly, *Journal of Political Economy*, 58, pp. 627-630.
- STIGLER (G.J.), 1956 — The statistics of monopoly and merger, *Journal of Political Economy*, 64, pp. 33-35.
- TIROLE (J.), 1988 — *The Theory of Industrial Organization*, Cambridge, MIT Press.
- VUONG (Q.H.), 1989 — Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses, *Econometrica*, 57, pp. 307-333.
- WAHLROOS (B.), 1984 — Monopoly welfare losses under uncertainty, *Southern Economic Journal*, 51, pp. 429-442.
- WEISS (L.W.), 1974 — The concentration-profits relationship and anti-trust, in: *Industrial Concentration: the New Learning*, GOLDSCHMID (H.J.) (editor), Boston, Little, Brown.
- WILLNER (J.), 1988 — *Some Further Comments About the Welfare Losses Under Price Leadership*, Meddelanden från Ekonomisk-Statsvetenskapliga Fakulteten vid Abo Akademi, Ser. A, 259, Abo, Finland.
- WILLNER (J.), 1989 — Price leadership and welfare losses in US manufacturing : comment, *American Economic Review*, 79, pp. 604-609.
- WILLNER (J.) et STOHL (L.), 1992 — Where are the welfare losses of imperfect competition large ?, *European Journal of Political Economy*, 8, pp. 477-491.
- WILLIG (R.D.), 1976 — Consumers' surplus without an apology, *American Economic Review*, 66, pp. 589-597.
- WORCESTER (D.A.), 1967 — *Monopoly, Big Business, and Welfare in the Postwar United States*, Seattle, University of Washington Press.