

A1-1

G

921

**La structure de marché dans l'industrie brassicole au Canada**

Par

Geneviève Clément

Centre de Documentation  
Dép. de sciences économiques  
Université de Montréal  
C. P. 6128, Succ. "A"  
Montréal, Qué., Canada, H3C 3J7

Département de sciences économiques

Université de Montréal

Ce rapport a pour objectif d'estimer la structure de marché dans l'industrie brassicole au Canada. Pour ce faire, des régressions par moindres carrés ordinaires sont effectuées sur la fonction de demande inverse du marché et la fonction de coûts des firmes. Ces régressions permettent d'obtenir la variation conjecturale; variable qui capte le comportements des firmes vis-à-vis le marché. Les résultats montrent que la variation conjecturale soutient un jeu à la Cournot sur les intervalles 1970-2000 et 1970-1988 et un jeu à la Bertrand sur l'intervalle 1989-2000. Par conséquent, le marché de la bière est devenu davantage concurrentiel, même après la fusion en 1989 de deux des trois brasseries dominantes canadiennes. Cette augmentation de la concurrence a deux explications. La première est qu'il y a eu internalisation du marché de la bière dans la décennie 90. La deuxième explication est la suppression des barrières à l'entrée instaurées par les gouvernements provinciaux dans la décennie 90. Ces deux phénomènes ont eu pour effet d'accroître la frange compétitive qui sévit dans l'industrie brassicole canadienne.

## Table des matières

1. Introduction.....	p.3
1.1 Description évolutive de la consommation.....	p.3
1.2 Description évolutive de la structure de marché.....	p.6
1.3 Réglementation et taxation aux niveaux fédéral et provincial.....	p.8
1.4 Contentieux GATT.....	p.10
2. Revue de la littérature.....	p.13
3. Le modèle.....	p.17
3.1 Analyse théorique.....	p.17
3.2 Analyse empirique.....	p.20
3.3 Interprétation.....	p.23
4. Conclusion.....	p.24
5. Bibliographie.....	p.27
6. Annexe 1: liste des graphiques	
Graphique 1: Croissance de la consommation de boissons alcoolisées par capita.....	p.30
Graphique 2: Importation sur le volume des ventes au Canada en %.....	p.31
Graphique 3: Prix optimal de la firme i.....	p.32
Graphique 4: Prix réel de la bière versus les valeurs prédites de la demande inverse.....	p.33
Graphique 5: Prix réel de la bière versus les valeurs prédites de la fonction de coût des firmes.....	p.34
7. Annexe 2: liste des tableaux	
Tableau 1: Taxe d'accise fédérale.....	p.36
Tableau 2: Taxe de vente fédérale.....	p.37
Tableau 3: Taxes provinciales de vente.....	p.38
Tableau 4: Parts de marché des firmes dominantes, des importations et des microbrasseries.....	p.40
Tableau 5: Estimateurs des MCO de la fonction de demande inverse (1970-2000).....	p.41

Tableau 6: Estimateurs des MCO de la fonction de coûts (1970-1999).....	p.42
Tableau 7: Estimateurs des MCO de la fonction de demande inverse (1970-1988).....	p.43
Tableau 8: Estimateurs des MCO de la fonction de coûts (1970-1988).....	p.44
Tableau 9: Estimateurs des MCO de la fonction de demande inverse (1989-2000).....	p.45
Tableau 10: Estimateurs des MCO de la fonction de coûts (1989-1999).....	p.46
Tableau 11: Estimateurs de la variation conjecturale.....	p.47

## 1. Introduction

L'objectif de ce rapport est d'estimer la structure de marché dans l'industrie canadienne de la bière. Compte tenu de la fusion en 1989 de deux des trois grandes brasseries, ce qui réduit à priori la concurrence, nous postulons que la structure de marché de la bière au Canada a été oligopolistique avant 1990, caractérisée par un jeu à la Cournot, pour devenir concurrentiel dans la décennie 90, à la suite d'une libéralisation du marché. La méthode utilisée pour confirmer cette hypothèse est l'estimation de la variation conjecturale qui permet d'effectuer des tests d'hypothèse sur la structure de marché. L'identification de la variation conjecturale se fait selon l'hypothèse que le coût marginal des firmes est constant. Les régressions par moindres carrés ordinaires (MCO) sont effectuées sur trois intervalles de temps: 1970-2000, 1970-1988 et 1989-2000. Les résultats montrent que les coefficients obtenus pour l'identification de la variation conjecturale des équations de demande et de coûts sont significatifs; leurs signes correspondent aux attentes théoriques. Les estimations de la variation conjecturale confirment l'hypothèse de ce rapport; la variation conjecturale soutient un jeu à la Cournot sur les intervalles 1970-2000 et avant fusion, tandis qu'elle soutient un jeu à la Bertrand après fusion. Ce rapport est donc divisé de la façon suivante: d'abord, une description évolutive de la consommation de boissons alcoolisées; ensuite une description de la structure de marché et enfin une description de la réglementation et taxation qui ont eu cours dans ce marché. La section suivante traite de la revue de la littérature sur la variation conjecturale. Par la suite, le modèle est détaillé de façon formelle. L'analyse empirique suit. La dernière section rend compte des conclusions et suggère des idées de recherches ultérieures.

### 1.1 Description évolutive de la consommation

Les indices de la croissance de la consommation par capita des spiritueux et de la bière montrent une croissance constante entre 1970 et 1990 pour la bière et une croissance soutenue entre 1970 et 1980 pour les spiritueux ( graphique 1 ). Entre 1980 et 1990, le taux de croissance de la consommation de spiritueux ralentit. Par ailleurs, la consommation de vin subit une forte croissance jusqu'en 1990. À partir de 1991, les taux de croissance de la consommation de la bière et des spiritueux deviennent négatifs. Celui de la consommation de vin suit un ralentissement jusqu'en 1993, suivi d'une reprise. En résumé, les données

confirment une tendance à la baisse dans les consommations de la bière et des spiritueux depuis 1978, comparativement à l'année de base, tandis que la consommation de vin suit une tendance à la hausse, ce qui suggère des changements dans les préférences des consommateurs. Une baisse relative du prix du vin explique la substitution de la bière par du vin. La substitution par les consommateurs a été plus forte pour les spiritueux vers le vin que pour la bière vers le vin car la consommation de bière demeure la plus élevée en valeur absolue parmi toutes les boissons alcoolisées. Les changements dans les préférences des consommateurs et les effets-prix ne sont pas les seules explications au déclin de la consommation par capita de la bière. Les hausses significatives des taxes viennent également expliquer la baisse de la consommation. Plusieurs études qui tentent d'estimer la demande de boissons alcoolisées ont montré que le prix est la principale variable qui influence la quantité consommée. Les tableaux 1, 2 et 3 montrent que les hausses des prix entre 1970 et 2000 sont d'abord attribuables aux augmentations de taxes.

Selvanathan (1991) a estimé les demande conditionnelles<sup>1</sup> du vin, de la bière et des spiritueux entre 1953 et 1982. Les élasticités-prix pour la bière, les spiritueux et le vin sont respectivement de  $-0.26$ ,  $-0.16$  et  $-0.01$ . La quantité demandée de bière est donc inélastique par le prix. Il obtient des élasticités-revenus inférieures à 1 pour le vin et la bière, tandis que les spiritueux demeurent un bien de luxe. Ils trouvent que le vin et les spiritueux sont des biens de substitution à la bière, tandis que le vin est un bien complémentaire aux spiritueux. Johnson et al. (1992) ont estimé les demandes inconditionnelles<sup>2</sup> des boissons alcoolisées pour chaque province canadienne entre 1956 et 1983. Ils tentent d'estimer l'effet de l'âge légal de la consommation d'alcool et l'effet de la température. En effet, des variations dans les politiques de contrôle de la consommation d'alcool peuvent affecter la quantité consommée. L'effet de la température sur la consommation est inféré à partir du fait que les quantités consommées suivent un cycle saisonnier. Il semble que la consommation de bière atteint un sommet au milieu de l'été, tandis que pour le vin et les spiritueux, le sommet est atteint au mois de décembre. Les

---

<sup>1</sup> Une demande conditionnelle utilise la proportion des dépenses attribuée à une boisson sur les dépenses totales d'alcool (part du budget conditionnel) comme variable endogène.

<sup>2</sup> Une demande inconditionnelle utilise la quantité par capita pour une boisson alcoolisée comme variable endogène. La quantité demandée n'est pas affectée par les biens de substitution ou de complémentarité.

variations saisonnières suggèrent que les consommateurs perçoivent ces différentes boissons comme n'étant pas interchangeables. Étant donné que certaines boissons semblent davantage appropriées pour une période de l'année, chaque boisson répond à des objectifs différents dans les préférences des consommateurs. Les élasticités-prix moyennes des 10 provinces canadiennes pour la bière, les spiritueux et le vin sont respectivement de  $-0.3$ ,  $-0.67$  et  $-0.7$ . Ces résultats confirment ceux de Selvanathan; la quantité demandée est inélastique par le prix. Pourtant, les élasticités-revenus sont inférieures à 1 pour la bière et les spiritueux tandis qu'il égale 1 pour le vin. En outre, Johnson et al. (1992) indiquent qu'une augmentation d'une année dans l'âge légal pour consommer de l'alcool entraîne une diminution moyenne de 3% dans la quantité vendue de boissons alcoolisées.

Ces résultats viennent expliquer la diminution de la consommation de bière qui serait un bien de nécessité. La croissance modérée du revenu par habitant et l'inélasticité de la demande par rapport aux prix sont la cause de la décroissance de la demande de la bière au Canada. Larivière, Larue et al (2000) élaborent une liste non exhaustive des études qui contiennent une estimation de la fonction de demande des boissons alcoolisées d'un ou plusieurs pays. Selon ces études, l'élasticité-prix de la bière varie entre  $-0.89$  et  $0.26$ . Ce manque de consensus s'explique par le fait que les législations contrôlant la consommation d'alcool et les taxes sur l'alcool ont été implantées sur des années différentes entre pays ou provinces. De plus, ces législations et taxes varient entre provinces ou entre pays. Par conséquent, les coefficients obtenus pour les estimations des fonctions de demande des boissons alcoolisées varient considérablement d'une étude à une autre, surtout en ce qui a trait aux élasticités-prix. C'est pourquoi Gallet et List (1998) font l'hypothèse que l'élasticité de la demande est hétérogène à travers les périodes et ce, sur la base que la bière est le bien le plus taxé à travers le temps. *«health risks of drinking became more apparent in the 1970s and 1980s, [...], rational beer consumers should adjust their sensitivity to changes in price and income»*.<sup>3</sup> En incluant une variable d'ajustement structurelle aux coefficients des prix des boissons alcoolisées dans un modèle log-log, ils permettent à l'élasticité-prix de varier à la suite d'une année donnée. Les résultats montrent que les coefficients de l'élasticité-prix de la bière que ce soit du modèle sans ajustement ou du

<sup>3</sup> Gallet, C. List, J. *Elasticities of beer demand revisited*, economics letters, (1998), p.67

modèle avec 1973 comme année d'ajustement sont significatifs au niveau de confiance de 99%. Ces résultats impliquent l'existence de changements temporels dans le comportement des consommateurs. Les estimations des coefficients d'une fonction de demande par des données annuelles sur une période donnée peuvent donc varier d'une étude à une autre, étant donné la période traitée. Les interprétations qui en découlent doivent donc prendre en compte non seulement la période analysée, mais également des changements temporaires dans le comportement des consommateurs qui sont forcément responsables des résultats obtenus sur la période analysée.

## **1.2 Description évolutive de la structure de marché**

Le marché canadien de la bière a été caractérisé par trois firmes dominantes jusqu'en 1989; année où il y a eu fusion entre les brasseries Molson et O'Keefe. C'est à partir de cette même année qu'est apparue au Canada une frange compétitive. Le graphique 2 montre l'évolution du rapport en pourcentage des importations sur la quantité vendue au Canada entre 1975 et 2002. Sur l'ensemble de l'échantillon, la part de marché des bières importées n'excèdent pas 8%. Après la fusion en 1989, la part de marché des importations diminue pour finalement croître de 1993 à 2002. La faiblesse des importations dans le marché brassicole canadien s'explique par les politiques de production sous licence qu'emploient les firmes dominantes.

Karrenbrock (1990) tentent d'expliquer la production sous licence qu'ont subit les produits de la bière depuis 25 ans par un processus d'internalisation. Au Canada, les brasseries étrangères ont choisi d'utiliser des licences de franchise afin d'y produire localement leurs produits. Ces licences permettent à une brasserie locale de fabriquer et distribuer le produit d'une brasserie étrangère. En échange, la brasserie locale paie des redevances à la brasserie étrangère. En 1986, la brasserie Labatt a acquis une licence pour fabriquer les produits de la brasserie américaine Anheuser-Busch's. La brasserie Molson a acquis une licence pour les bières de la brasserie américaine Coors. La brasserie Carling O'keefe a obtenu celle pour les produits de la brasserie Miller. Même à la suite de la fusion des brasseries Carling O'keefe et Molson en 1989, la nouvelle compagnie Molson continue de fabriquer les produits Miller et Coors. Les licences de franchise permettent aux



brasseurs étrangers de ne pas être assujettis aux tarifs d'importation ou encore aux politiques provinciales de discrimination des prix sur les bières importées. En effet, les régies des alcools ont utilisé des politiques de majoration des prix des bières importées jusqu'en 1991. Une bière importée dont le prix était inférieure à ceux des bières locales voyait son prix majoré aux prix des bières locales.

En 1989, le Conseil économique du Canada a estimé la part des bières américaines produites sous licence au Canada à 15%<sup>4</sup>. Cette estimation montre que la consommation de bières étrangères produites sous licence est supérieure à la consommation de bières importées. Karrenbrock affirme que la vague d'ententes de licences entre principaux brasseurs américains et canadiens à la fin des années 80 laisse entendre une stratégie de la part des firmes dominantes à différencier leurs produits sur la base de caractéristiques typiques au bien. Bien que les bières étrangères produites sous licence soient des substituts aux bières locales, ces licences permettent aux firmes dominantes implantées localement au Canada de contrôler la quantité offerte des bières produites sous licence sur leur territoire et d'effectuer des économies d'échelle.

En plus des importations, la frange compétitive au Canada inclut les microbrasseries. L'historique des parts de marché possédées par les firmes dominantes montre la quasi absence des microbrasseries et des importations sur le marché canadien de la bière jusqu'en 1990. Les années 80 sont marquées par une frange compétitive quasi inexistante du fait que les firmes dominantes se partagent certaines années près de 99% du marché canadien ( tableau 4 ). La frange compétitive fait son apparition au début des années 90; les microbrasseries obtiennent au mieux 5% du marché. L'absence d'une frange compétitive dans un marché oligopolistique implique que le prix de la bière est déterminé par les firmes dominantes. Les brasseries dominantes possèdent un pouvoir de marché, explicable par les barrières à l'entrée qui ont longtemps caractérisé le marché canadien de la bière.

Ce pouvoir de marché en aval de l'industrie est soutenu par des barrières à l'entrée, instaurées par les monopoles d'État provinciaux. Au Canada, la vente d'alcool est une

compétence provinciale. Les régies des alcools possèdent un monopole quant au commerce de détail des boissons alcoolisées et ce, depuis l'instauration en 1928 de la loi Fédérale sur les boissons enivrantes. Elles décident donc qui distribue les boissons alcoolisées sur leur territoire. Entre 1970 et 1990, seules les régies des alcools pouvaient distribuer de la bière et ce, dans les provinces de l'Île du Prince Edouard, en Nouvelle-Écosse et au Nouveau-Brunswick. À Terre-Neuve, bien que la régie des alcools vendait de la bière, les brasseries possédaient des magasins au détail qui distribuaient la grande majorité des bières consommées dans cette province. Les brasseries dominantes étaient donc intégrées verticalement dans cette province. Au Québec, pour ces mêmes années, ce sont les épicerie qui distribuaient la bière. Les brasseries nationales devaient donc obtenir des ententes de distribution avec les épicerie. En Ontario, elles étaient distribuées par l'entreprise de comptoirs de détail possédés par les brasseries, les magasins d'État et certains vendeurs tels que les hôtels et restaurants qui obtenaient une licence de vente. Pourtant, presque la majorité de la bière vendue sur le territoire ontarien est toujours distribuée par la *Brewer's Retail Inc.*, contrôlée par les brasseries Molson, Labatt et Sleeman. Ce qui implique une intégration verticale dans cette province. Dans les provinces de l'Ouest, ce sont les vendeurs sous licence et les monopoles d'État qui distribuaient la bière.

### 1.3 Réglementation et taxation au niveau fédéral et provincial

«*Les boissons alcooliques sont assujetties aux droits d'accise fédéraux auxquels s'ajoutent la taxes sur les produits et les services et les taxes provinciales sur les ventes.*»<sup>5</sup>

Aux taxes s'ajoutent au prix de la bière les coûts de production, la marge bénéficiaire des brasseries et des régies des alcools. Pour les prix des bières importées s'ajoutent les droits de douane, bien que les bières américaines soient admises en franchise. La part des taxes sur le prix au détail excède généralement 50%. Les taxes d'accise sur la bière sont prélevées directement à la fin de la chaîne de production. Elles varient positivement en fonction du pourcentage d'alcool. Les brasseurs doivent également payer la taxe fédérale

<sup>4</sup> Conference Board of Canada (1989), *The Canadian Brewing Industry: Historical Evolution and Competitive Structure*, 1989, p.9

<sup>5</sup> Secrétariat du GATT. *Examens des politiques commerciales: Canada*. Genève, volume 1, 1992, p.144

de vente à chaque fin de mois. Cette taxe de vente manufacturière est ainsi incluse dans le prix au détail et s'applique pour tous les produits fabriqués ou manufacturés au Canada et pour tous les biens importés au Canada. Elle s'applique seulement sur la valeur des ventes totales des biens vendus excluant la valeur des taxes ou droits d'accise mais incluant la valeur des droits de douane. Le tableau 1 contient l'historique de la taxe fédérale d'accise sur la bière tandis que le tableau 2 contient l'historique de la taxe générale de vente qui a été remplacé en 1991 par la taxe sur les produits et services (TPS).

Au niveau provincial, les revenus de la vente d'alcool sont générés par des *licence fees* et une taxe de vente. Les *licence fees* sont soit un montant fixe annuel payé par le détenteur d'un permis de vente d'alcool et/ou un certain pourcentage sur les ventes réalisées. Le prix des licences diffère en fonction du type d'établissement: restaurants, hôtels, clubs, pubs, tavernes, etc. Quant à la taxe de vente, certaines provinces appliquent le même taux aux boissons alcoolisées que celle qui prévaut sur les autres biens, tandis que l'Île du Prince-Édouard, l'Ontario, le Manitoba, la Saskatchewan, la Colombie-Britannique et le Québec appliquent un taux plus élevé en fonction du type de boissons; ce qu'on appelle communément une taxe spéciale de vente. Le prix de la bière inclut dans ce cas la taxe provinciale de vente sur les produits et services et / ou la taxe spéciale. Dans la plupart des provinces, la commission des alcools a le monopole sur la distribution de la bière; le prix au détail inclut ainsi la marge bénéficiaire des régies des alcools. La société d'État peut donc affecter le prix des boissons alcoolisées; une hausse de sa marge bénéficiaire implique bien une hausse du prix. Les exceptions sont le Québec, l'Ontario et Terre-Neuve. C'est pourquoi le Québec impose une taxe de vente spéciale aux brasseurs. Celle-ci est plus élevée dans le cas de la vente de bière par les détenteurs de permis d'alcool qui offrent de la bière dans leurs établissements (13,4%) que pour la vente de bière par les épiceries dont la consommation se fait dans le ménage (8%). À Terre-Neuve, les brasseurs doivent payer la marge bénéficiaire à la régie des alcools. En Ontario, les brasseries payent une *licence fee* égale à 20% des coûts qu'ils encourent sur la vente totale de bière dans la province. Le tableau 3 montre l'historique des taxes de vente sur les produits et services pour les dix provinces canadiennes.

Outre le fait que les monopoles d'États et les gouvernements provinciaux qui les contrôlent ont un pouvoir décisionnel en ce qui a trait à la distribution de la bière et la taxation, elles ont également instauré des législations qui affectent la production de la bière par les brasseries. Entre 1970 et 1990, les barrières à l'entrée instaurées par les régies ont poursuivi l'objectif de diminuer les importations et les échanges interprovinciaux. Les prescriptions relatives à la teneur en contenus nationaux sur la bière sont utilisées par presque toutes les provinces, c'est-à-dire qu'un certain pourcentage des intrants utilisés pour la production de la bière doivent provenir de la province où est vendue la boisson. Ces prescriptions ont eu pour effet d'éliminer en partie les échanges interprovinciaux. Cette règle oblige les brasseries qui désirent vendre leur bière dans une province à posséder une capacité de production sur le territoire. L'Île du Prince-Édouard est l'unique province à ne pas utiliser ce type de barrières à l'entrée. Autres obstacles au commerce sont l'inscription aux catalogues des régies et les politiques de distribution. L'inscription aux catalogues des régies signifie qu'une boisson peut être vendue sur le territoire de la province seulement si elle est inscrite sur la liste des boissons autorisées, soit le catalogue. Les régies des alcools ont donc le pouvoir de refuser à une boisson alcoolisée l'entrée sur leur territoire. Les politiques de distribution impliquent que ce sont les régies qui possèdent le pouvoir sur la réglementation de la distribution; elles peuvent donc favoriser la distribution des produits fabriqués sur leur territoire au détriment des biens importés. De plus, une autre barrière discriminatoire est d'imputer des coûts de distribution plus élevés aux produits importés. La discrimination par les prix s'effectuent également par simple majoration du prix de la bière importée; les bières importées dont le prix est plus faible que ceux des bières produites dans la province voient leurs prix majorés.

#### **1.4 Contentieux GATT**

Ces pratiques discriminatoires ont donné lieu à l'intervention du Conseil du GATT en 1988 à la suite d'une plainte de la CEE. Il y a eu entente quant à l'élimination des dites pratiques. Pourtant, en 1990, les Etats-Unis ont déposé à nouveau une plainte devant le conseil du GATT quant aux restrictions faites aux importations de bière au Canada parce que le gouvernement fédéral n'avait pas donné suite à l'entente de 1988. L'Accord de libre-échange de 1989 garantit l'élimination des tarifs fédéraux sur la bière pour les deux

pays. Or, les législations provinciales en matière de boissons alcoolisées ne sont touchées ni par l'ALE, ni par l'ALENA.

Pour faire suite à la plainte des États-Unis, un accord sur les pratiques de commercialisation de la bière entre le gouvernement fédéral et les gouvernements provinciaux est entré en vigueur en 1991, dont l'objectif est la suppression de la discrimination en matière d'inscription au catalogue pour 1992 et l'élimination des discriminations par les prix pour 1995. Cette entente permet aux brasseurs étrangers d'utiliser des services privés d'entreposage ou encore délivrés par les régies des alcools. L'entente permet également aux brasseries canadiennes et étrangères de distribuer privément leurs produits. La suppression des barrières au commerce est effective que dans certaines provinces. Étant donné que ce sont seulement quelques provinces qui ont adhéré à l'entente, cet accord est donc relativement inefficace. C'est pourquoi les gouvernements fédéral et provinciaux ont rédigé et ratifié l'Accord sur le commerce intérieur.

Le rapport du secrétariat du GATT sur l'examen des politiques commerciales de 1995 fait état de l'évolution des barrières à l'entrée utilisées par les régies des alcools, à la suite de l'entrée en vigueur le 1<sup>er</sup> juillet 1995 de l'Accord sur le commerce intérieur. D'abord, toutes les provinces ont supprimé leurs prescriptions sur le contenu local applicables à la bière qui, traditionnellement, constituaient un obstacle aux importations de bière. Ensuite, le gouvernement fédéral assure les brasseurs étrangers que les régies des alcools appliquent les mêmes règles quant à l'inscription au catalogue aussi bien aux bières canadiennes qu'aux bières importées. Il s'agit de la règle de non-discrimination à l'inscription au catalogue. «*Auparavant, les fournisseurs de l'extérieur de la province, y compris les importateurs, étaient tenus d'utiliser les entrepôts des régies des alcools, ce qui accroissait les frais d'entreposage par rapport à ceux des brasseurs de la province qui n'avaient pas ce genre d'obligation.*»<sup>6</sup> Dans l'Accord de 1995, le Québec, ainsi que le Nouveau-Brunswick, se réservent le droit d'appliquer des services, droits et autres frais différents pour les bières provenant d'une autre province. Ce qui augmente leurs coûts vis-à-vis les bières locales. Quant aux points de vente, l'Alberta a privatisé tout le marché de la vente

---

<sup>6</sup> Rapport du secrétariat du GATT. *Examen des politiques commerciales; Canada*. Volume 1, 1995, p.153

au détail et l'entreposage des boissons alcooliques en 1993. En 1994, la SAQ a permis aux brasseurs étrangers de vendre et distribuer privément leurs bières aux points de vente et ce, par l'obtention d'un permis de distribution. Pourtant, ces derniers doivent livrer leurs marchandises aux entrepôts de la SAQ pour inspection. Dans l'Accord de 1995, Terre-Neuve se réserve le droit d'empêcher l'accès aux points de vente pour les brasseurs des autres provinces.

*«Jusqu'à récemment, les provinces canadiennes imposaient une majoration qui avait pour effet de relever le prix de la bière importée au niveau des bières canadiennes. Depuis 1994, toutes les provinces canadiennes appliquent un taux de majoration identique aux bières nationales et aux bières importées»<sup>7</sup>. En fait, certaines provinces utilisent une politique d'imposition de prix minimum. Cette politique est en application dans toutes les provinces sauf le Manitoba, la Saskatchewan, l'Alberta et l'île du Prince-Édouard. Dans l'Accord de 1995, la Nouvelle-Écosse possède le droit d'appliquer des mécanismes différents d'établissement des prix minimums pour les bières importées des autres provinces. Pour chaque exemption dans l'Accord sur le commerce intérieur, chaque province affectée par une exemption accordée à une province a le pouvoir d'appliquer cette exemption vis-à-vis la dite province.*

Bien que les monopoles d'État n'ont plus le pouvoir d'utiliser des pratiques discriminatoires contre les bières importées d'un pays ou d'une province, les brasseries dominantes conservent encore leur pouvoir de marché. L'Ontario, Terre-Neuve et l'Île du Prince-Édouard sont dotés d'une industrie intégrée verticalement; les brasseries dominantes possèdent les principaux réseaux de distribution. Toutes les autres provinces sont caractérisées par une industrie en aval indépendante des brasseries dominantes. Pourtant, rien n'empêche les brasseries dominantes d'avoir recours à des contrats d'exclusivité quant à la mise en marché dans les rayons des épiceries ou encore dans les établissements qui possèdent un permis de vente d'alcool. Cependant, le tableau 4 montre que la frange compétitive est en croissance depuis le début des années 90 pour atteindre une part de marché de 10% vers la fin de cette décennie. La croissance de la frange compétitive peut

---

<sup>7</sup> Ibid, p.154

par conséquent s'expliquer par une différenciation de la bière par la qualité. La diversification de la bière implique l'arrivée de nouvelles marques sur le marché, que ce soit par les microbrasseries, les bières importées et même celles produites sous licence.

Étant donné que les données utilisées dans ce rapport sont agrégées, il est impossible de capter les effets de substitution entre les différentes bières au cours de la période traitée. Par contre, l'estimation de la variation conjecturale avant et après la fusion peut mettre en lumière les changements structuraux qu'il y eu dans l'industrie brassicole canadienne. En effet, la déréglementation des pratiques discriminatoires des sociétés d'État, l'ouverture du marché aux bières importées et la croissance de la différenciation verticale par la montée des microbrasseries effritent le pouvoir de marché que possèdent les deux firmes dominantes. Il semble donc pertinent de poser l'hypothèse suivante; étant donné une structure de marché oligopolistique, les firmes suivent un jeu à la Cournot entre 1970 et 1988. Après la fusion, un jeu à la Bertrand caractérise le comportement des firmes. La variation conjecturale égalera zéro pour la décennie 90, contrairement à une estimation de un entre 1970 et 1988. Ce rapport est donc divisé de la façon suivante. La prochaine section expose la revue de la littérature sur la variation conjecturale. Par la suite, le modèle est exposé de façon formelle. L'analyse empirique suit. La dernière section expose les conclusions et suggère des idées de recherches ultérieures.

## **2. Revue de la littérature**

Appelbaum (1982) construit un modèle théorique par lequel il est possible d'estimer la valeur en équilibre de la variation conjecturale à l'aide de données agrégées. En supposant une forme fonctionnelle de type Gorman, il permet aux firmes d'avoir des courbes différentes de coût. Par contre, ces courbes sont tous linéaires et parallèles. Parce que les firmes ont des courbes de coût linéaires et parallèles, elles ont le même coût marginal en équilibre. Par conséquent, il devient possible d'estimer la variation conjecturale moyenne sur un intervalle de temps à partir de données agrégées sur les quantités ainsi que les prix des intrants (capital, main-d'œuvre et biens intermédiaires) et les prix des biens des firmes. Appelbaum applique son modèle dans quatre industries manufacturières: les textiles, le tabac, le caoutchouc et la machinerie électrique. Pour

permettre à la variation conjecturale de varier sur plusieurs périodes, il suppose de façon ad hoc que celle-ci est une fonction linéaire du prix des intrants. Il obtient ainsi la variation conjecturale moyenne sur laquelle il effectue des tests d'hypothèse; une variation conjecturale moyenne proche de zéro implique une structure de marché compétitive tandis qu'une variation conjecturale moyenne proche de un entraîne une structure de marché monopolistique.

Brander et Zhang (1990) estiment la variation conjecturale moyenne dans l'industrie américaine des transports aériens. Pour ce faire, ils construisent une version duopolistique du modèle de la variation conjecturale pour un bien homogène. La C.P.O obtenue est similaire à l'équation de Lerner. C'est pourquoi l'estimation de la variation conjecturale se fait par les estimations de l'indice de Lerner, de l'élasticité-prix (positive) du marché et par l'observation des parts de marché des firmes United Airlines et American Airlines. En utilisant une estimation de l'élasticité-prix du papier de Oum, Gillen et Noble (1986), Brander et Zhang estiment la variation conjecturale pour trente-trois routes aériennes dont le point d'origine ou le point d'arrivée est la ville de Chicago. Ces estimations sont faites pour les deux firmes et ce, par l'utilisation des dépenses d'opération des firmes en tant que variable proxy aux coûts variables. Le coût marginal est obtenu en divisant les dépenses d'opération par le nombre de passagers et la distance (le nombre de milles qui sépare les deux villes). En fait, ils utilisent le coût moyen pour déterminer la marge bénéficiaire des transporteurs aériens. Ils obtiennent une variation conjecturale moyenne ( $\lambda_i$ ) pour chaque firme, sur laquelle est inférée des tests du modèle de Cournot ( $\lambda_i = 1$ ), du modèle de Bertrand ( $\lambda_i = 0$ ) et du modèle du cartel ( $\lambda_i = n$ ). Les résultats montrent que des comportements à la Cournot de la part des firmes semblent être une approximation raisonnable de la réalité.

Shaffer (1993) utilise des données agrégées pour mesurer le degré de pouvoir de marché dans l'industrie bancaire canadienne. Tel qu'Appelbaum, une variation conjecturale égalant zéro implique des comportements compétitifs, alors qu'une variation égalant un implique un équilibre collusif sur le marché. Le prix est mesuré par le ratio du taux d'intérêt annuel du revenu sur les actifs totaux tandis que la quantité correspond à la valeur



monétaire des actifs bancaires. Les prix des intrants sont le taux annuel salarial, le taux d'intérêt des dépôts et le prix du capital physique. En supposant que les banques sont *price-takers* sur le prix des intrants, Shaffer identifie la variation conjecturale par système d'équations simultanées non-linéaires dans lequel la fonction de demande se déplace à la suite d'une variation du prix d'un bien de substitution (taux d'intérêt des obligations du gouvernement). La relation d'offre correspond à la C.P.O du problème de maximisation du profit des firmes. Il estime la variation conjecturale directement par la régression de l'équation de la C.P.O en créant une nouvelle variable dérivée de la fonction du revenu marginal. La fonction du revenu marginal inclut le terme d'interaction quantité multiplié par le prix d'un bien de substitution.

Graddy (1995) identifie les variables explicatives aux prix du merlan dans le *Fulton fish market*. Les résultats montrent que ce sont l'ethnicité, la période d'achat et la qualité qui déterminent le prix journalier du merlan. Elle explique ces résultats par la présence d'une discrimination de 3<sup>e</sup> ordre de la part des vendeurs; les acheteurs d'origine britannique paient davantage que les acheteurs d'origine asiatique. Étant donné que la discrimination de 3<sup>e</sup> ordre survient lorsqu'il y a pouvoir de marché, Graddy estime la variation conjecturale à partir d'un modèle économétrique se basant sur l'estimation de fonctions de demandes inverses séparables pour les deux groupes. Elle suppose une forme fonctionnelle log-linéaire sur la fonction de demande inverse afin d'obtenir l'élasticité-prix inverse du marché pour chaque groupe. Elle suppose également un coût marginal identique entre les firmes pendant la même période; coût marginal qui est fonction de la quantité vendue et de variables météorologiques journalières. Elle estime ainsi la variation conjecturale moyenne en estimant l'indice de Lerner et l'élasticité-prix inverse de la demande. Pourtant, étant donné que les acheteurs font affaire avec les mêmes vendeurs, Graddy suppose que la variation conjecturale est identique entre les groupes d'acheteurs. Parce que l'écart-type est très élevé, un test d'hypothèse sur la variation conjecturale moyenne ne peut rejeter l'hypothèse que celle-ci a une valeur de zéro ou encore une valeur de 1. Il est donc impossible d'identifier la structure de marché, bien que l'élasticité-prix inverse estimée est plus élevée pour le groupe asiatique que pour le groupe d'origine britannique; résultat qui soutient l'hypothèse d'une discrimination de 3<sup>e</sup> ordre.

Alley (1997) estime le degré de pouvoir oligopolistique dans les industries américaine et japonaise des producteurs d'automobiles afin de déterminer l'impact de la présence de contrats de propriétés partiels entre les producteurs américains et japonais. En effet, ces contrats permettent aux firmes d'avoir accès aux technologies des firmes dominantes. Ils facilitent également l'échange d'information sur les décisions de production entre les firmes. Alley considère également l'effet des importations sur le degré de collusion entre les producteurs. Il estime donc trois types de paramètres de comportement: la première entre les producteurs domestiques, la deuxième entre les firmes domestiques et les firmes importatrices et la dernière entre les firmes exportatrices. En estimant la C.P.O du problème de maximisation des firmes, laquelle inclut les parts partiels de propriété, Alley estime par méthode structurelle les paramètres de comportement des firmes. Les paramètres de comportement se définissent par les fonctions de réaction des firmes, dont la sommation pour toutes les firmes égale la variation conjecturale du marché. Étant donné qu'Alley utilisent des données sur les prix, les coûts et les quantités des producteurs, il obtient des coefficients sur les paramètres de comportement pour les industries américaines et japonaises.

Considine (2001) estime la variation conjecturale dans l'industrie du raffinage pétrolier en tenant compte du fait que les raffineries produisent un ensemble de biens tels que plusieurs types d'essence. Il estime la fonction de demande et la C.P.O pour chaque bien produit par les raffineries. Les fonctions de demande incluent des variables exogènes propres à chaque bien qui déplacent la courbe de demande, de telle sorte qu'il identifie la variation conjecturale moyenne à partir de la C.P.O du problème de la firme, laquelle inclut la fonction de revenu marginal dérivée de la fonction de demande inverse. La C.P.O inclut également le ratio de l'inventaire sur les ventes; variable corrélée négativement à la variation conjecturale. Il obtient une variation conjecturale moyenne pour chaque bien produit par les raffineries.

Ces études montrent que la variation conjecturale moyenne obtenue sur un intervalle est une constante; un coefficient qui approxime le comportement des firmes sur le marché.

Alley et Considine estiment les fonctions des demandes de facteurs de production parce qu'ils utilisent des données au niveau des firmes tandis qu'Appelbaum, même s'il utilise des données agrégées, les estiment afin de faire varier la variation conjecturale; changement reflétant l'environnement économique sur chaque période. En effet, selon Appelbaum, le coefficient de la variation conjecturale est fonction du coût des intrants. À priori, l'existence d'un pouvoir de marché semble davantage déterminé par des caractéristiques de la structure de marché que par des chocs temporaires sur les facteurs de production. Il semble par conséquent raisonnable de soutenir l'utilisation de données agrégées dans l'estimation de la variation conjecturale, sans pour autant que celle-ci varie en fonction de changements sur les prix des intrants. De plus, étant donné qu'il est supposé que les firmes sont price-takers quant aux prix des facteurs de production, l'utilisation de données agrégées spécifiques à une industrie sur les prix des intrants correspond par conséquent à une approximation réaliste du prix payé par une firme pour l'achat d'une quantité du facteur de production. L'utilisation d'une fonction du coût marginal constant semble par conséquent une méthodologie efficace quant à l'identification de la variation conjecturale dans un système d'équations simultanées.

### 3. Le modèle

Afin d'estimer la variation conjecturale est construit un modèle à deux équations; l'une représente la fonction de demande inverse, l'autre est la fonction de coût des firmes. L'identification de la variation conjecturale est faite sous les hypothèses suivantes:

- a) Le bien est homogène.
- b) Le coût marginal est constant.
- c) La quantité est la variable de choix des firmes.

#### 3.1 Analyse théorique

Soit la fonction de demande inverse du marché  $P = P(Q, Y, \delta)$  où  $Q$  est la quantité demandée totale du marché,  $Y$  est un vecteur de variables exogènes qui affectent la courbe de demande et  $\delta$  un vecteur de paramètres à estimer.  $C = C(q_i, W, \beta)$  est la fonction de coût de la firme  $i$  où  $q_i$  est la quantité produite par la firme  $i$ ,  $W$  est un vecteur de variables

exogènes qui affectent la courbe de coût et  $\beta$  un vecteur de paramètres (inconnus). On peut ainsi poser le problème de maximisation du profit de la firme i:

$$(1) \quad \Pi_{it} = [ P_t(Q_t, Y_t, \delta) / (1+t) ] q_{it} - C_{it}(q_{it}, W_t, \beta)$$

Étant donné l'importance des taxes ( $t$ ) dans le prix de la bière, il est nécessaire d'inclure cette variable dans le modèle afin de montrer sa relation avec l'indice de Lerner et la variation conjecturale. La quantité étant la variable de choix de la firme, la (C.P.O) est:

$$(2) \quad \partial \Pi_{it} / \partial q_{it} = P_t / (1+t) + [ \partial P / \partial Q_t \cdot \partial Q_t / \partial q_{it} ] q_{it} / (1+t) - \partial C_{it} / \partial q_{it} = 0$$

On obtient la fonction du coût marginal:  $Cm_{it}(q_{it}, W_t, \beta) = \partial C_{it}(q_{it}, W_t, \beta) / \partial q_{it}$ , ainsi que la fonction du revenu marginal:  $Rm_{it}(q_{it}, Y_t, \delta) = [ P_t + (\partial P / \partial Q \cdot \partial Q / \partial q_{it}) q_{it} ] / (1+t)$

En définissant la variation conjecturale pour la firme i telle que  $\lambda_{it} = \partial Q_t / \partial q_{it}$ , on obtient une condition qui garantit la maximisation du profit de la part des firmes;

$$(3) \quad Cm_{it}(q_{it}, W_t, \beta) = [ P_t + q_{it} \lambda_{it} \cdot \partial P / \partial Q ] / (1+t)$$

En définissant  $P^* = P_t / (1+t)$  tel que le prix optimal de la firme i, on obtient la condition suivante (4):

$$(4) \quad P_t^* = Cm_{it}(q_{it}, W_t, \beta) - \lambda_{it} \cdot \partial P / \partial Q_t [ q_{it} / (1+t) ]$$

La variation conjecturale est fonction de la quantité choisie par chaque firme. Pourtant, une augmentation de la taxe a pour effet de diminuer la quantité demandée. Les consommateurs vont réduire leur consommation à la suite d'une hausse du prix; hausse déclenchée par la hausse de la taxe. Tel qu'illustré par le graphique 3, on peut attribuer la hausse du prix à une augmentation du pouvoir de marché de la firme. Parce qu'une hausse de la taxe diminue le revenu de la firme, celle-ci doit à nouveau égaliser son coût marginal

au revenu marginal; ce qui entraîne une augmentation du prix qui maximise le profit de la firme. Il faut donc isoler l'effet de la taxe afin d'estimer réellement le pouvoir de marché des firmes. En effet, si on transforme la (C.P.O) du problème de maximisation du profit en divisant par  $P^*$ , on obtient l'index de Lerner ( $L_{it}$ ).

$$\begin{aligned}
 P_t^* + [ \partial P / \partial Q_t \cdot \lambda_{it} ] q_{it} / (1+t) - \partial C_{it} / \partial q_{it} &= 0 \\
 P_t^* - \partial C_t / \partial q_{it} &= - [ \partial P / \partial Q_t ] \lambda_{it} q_{it} / (1+t) \\
 P_t^* - C_{mit} (q_{it}, W_t, \beta) &= - \{ [ \partial P / \partial Q_t ] \lambda_{it} q_{it} / (1+t) \} \cdot Q_t / Q_t \\
 P_t^* - C_{mit} (q_{it}, W_t, \beta) &= - \{ [ \partial P / \partial Q_t ] \lambda_{it} s_{it} \} Q_t / (1+t) \} \quad \text{où } q_{it} / Q = s_{it} \\
 (1+t)[ P_t^* - C_{mit} ] / P_t^* &= \lambda_{it} s_{it} / \varepsilon \quad \text{où } \varepsilon = - \partial Q / \partial P \cdot P / Q_t
 \end{aligned}$$

$$(5) \quad (1+t) L_{it} = \lambda_{it} s_{it} / \varepsilon$$

La variation conjecturale n'a aucune relation avec la taxe, où  $\varepsilon$  est l'élasticité de la demande et  $s_{it}$  est la part de marché de la firme  $i$ . Il est maintenant possible de déterminer le comportement des firmes dans un marché étant donné la définition de la variation conjecturale. Si  $\lambda_{it} = 0$ , alors les firmes sont *price-taker*. Si  $\lambda_{it} = 1$ , on observe ainsi les comportements des firmes sous un jeu à la Cournot. Si les quantités choisies par les firmes sont symétriques, alors  $\lambda_{it} = \partial[ nq_{it} ] / \partial q_{it} = n$ . On peut dans ce cas conclure au maintien d'une collusion dans le marché. Étant donné l'utilisation de données agrégées, il est impossible de connaître le comportement individuel des firmes. À partir des estimations d'une fonction de coût et d'une fonction de demande inverse  $P(Q, Y, \delta)$  où  $Q$  correspond à la quantité demandée par habitant, il devient possible d'identifier le comportement moyen des firmes sur le marché. En agrégé, l'index de Lerner est:

$$(6) \quad (1+t) L_t = \lambda_t / \varepsilon$$

En estimant l'indice de Lerner, on peut déterminer le degré moyen du pouvoir de marché des firmes, tandis qu'en estimant la variation conjecturale, on peut identifier la structure de marché ainsi que l'équilibre stratégique qui découle de l'hypothèse du comportement optimal des firmes. Tel que démontré par le modèle, la variation

conjecturale s'avère un instrument efficace pour identifier des changements temporels d'un pouvoir oligopolistique dans une industrie parce qu'elle ne prend pas en compte l'effet de la taxe sur l'équilibre stratégique des comportements des firmes qui maximisent leurs profits sous un prix sans taxe. Par ailleurs, la méthode structurelle utilisée pour identifier la variation conjecturale implique que cette dernière est une constante. L'estimation de la variation conjecturale dans le marché des brasseries demande donc les estimations de la fonction de demande inverse et la fonction de coût des firmes.

## 3.2 Analyse empirique

### 3.2.1 La demande inverse du marché

L'équation de la demande inverse du marché est:

$$(7) \quad P_{it} = \delta_0 + \delta_1 Q_{b_{it}} + \delta_2 P_{v_{it}} + \delta_3 P_{s_{it}} + \delta_4 \text{Revenu}_{it} + u_{it}$$

$$i = 1, \dots, 10$$

$$t = 1, \dots, 30$$

L'indice  $i$  correspond aux 10 provinces canadiennes. L'indice  $t$  couvre la période 1970 à 2000.  $P_{it}$  est le prix par litre de la bière,  $P_{v_{it}}$  est le prix par litre du vin et  $P_{s_{it}}$  le prix par litre des spiritueux. Tous les prix incluent les taxes de vente provinciales, la taxe de vente fédérale ainsi que la taxe d'accise. Tous les prix ont été divisés par l'indice de prix à la consommation (1992=100).  $Q_{b_{it}}$  est la quantité vendue de bière en litre par habitant. La variable  $\text{Revenu}_{it}$  correspond au revenu réel personnel par habitant de chaque province ajusté au niveau des prix de 1992. Les données sur les prix et les quantités des boissons alcoolisées proviennent de la revue *Le contrôle et la vente des boissons alcoolisées au Canada* de Statistique Canada. Les prix ont été obtenus en divisant la valeur des ventes pour chaque boisson par le volume des ventes. Le volume des ventes inclut les importations. Les données couvrent de 1970 à 2000. Les résultats de l'estimation par les MCO se trouvent dans le tableau 5.

Les résultats montrent que toutes les variables sont significatives au niveau de confiance à 95%, exception de la constante. Les signes des coefficients correspondent aux

relations espérées entre les variables. D'abord, il y a corrélation négative entre le prix et la quantité demandée; ce qui suggère une inélasticité de la demande. D'autre part, une augmentation du revenu réel par habitant diminue la quantité demandée. La bière est donc un bien de luxe sur la période analysée. Ces résultats confirment donc ceux de Selvanathan et Johnson. Par ailleurs, le prix de la bière est corrélé positivement avec le prix du vin et le prix des spiritueux, résultat qui s'explique par les hausses perpétuelles sur la période analysée de l'ensemble des taxes sur les boissons alcoolisées. Un test d'autocorrélation dans les termes d'erreur indique la présence d'une corrélation positive entre les termes d'erreur sur une période. Le graphique 4 montre bien que le taux de croissance du prix réel de la bière est supérieur à celui des valeurs prédites de la régression de la fonction de demande inverse. Par conséquent, l'équation de la demande inverse sur-estime le prix de la bière jusqu'en 1985. Le prix devient sous-estimer par la suite. Cette tendance autonome s'explique par l'existence de variables qui affectent la consommation telles que la taxation, la structure démographique de la population, les législations sur l'alcool au volant et la publicité.

### 3.2.2 La fonction de coûts des firmes

Supposons un coût marginal constant où  $W$  est un vecteur de prix des intrants, soit:

$$(8) \quad Cm_t = \tau_1 W_{1t} + \tau_2 W_{2t} + \tau_3 W_{3t}$$

Selon la condition de maximisation du profit <sup>4</sup>(5);

$$(5) \quad P_t^* = Cm_t(Q_t, W_t, \beta) - \lambda_t \cdot \partial P / \partial Q_t [Q_t / (1+t)]$$

Il devient possible d'estimer cette condition en obtenant la dérivée première de la fonction de demande inverse du marché par la quantité; c'est-à-dire:

$$\partial P / \partial Q_t = \delta_1$$

Par transformation, on obtient:

$$P_t^* = \tau_1 W_{1t} + \tau_2 W_{2t} + \tau_3 W_{3t} - \lambda_t \delta_1 [ Q_t / (1+t) ]$$

$$P_t = [ \tau_1 W_{1t} + \tau_2 W_{2t} + \tau_3 W_{3t} ] (1+t) - \delta_1 \lambda_t Q_t$$

En supposant que le coût marginal est constant, l'équation de coûts des firmes identifie la variation conjecturale sans la nécessité d'un choc sur la fonction de demande inverse. Une variation dans les prix des intrants a pour effet de déplacer seulement la courbe de la fonction de coûts. Ce modèle à deux équations capte le comportement des firmes vis-à-vis le marché par division du coefficient estimé de la variable  $Q_{b_t} \lambda$  dans l'équation de coûts par le coefficient estimé ( $\delta_1$ ) de la variable  $Q_{b_t}$  de l'équation de la demande inverse.

L'équation économétrique de la fonction de coûts, sans constante, est:

$$(9) \quad P_t = [ \beta_1 \text{salaire}_t + \beta_2 \text{énergie}_t + \beta_3 \text{orge}_t ] (1+t) - \beta_4 Q_{b_{it}} + v_{it}$$

$P_{it}$  est le prix réel (1992=100) moyen par litre. La variable  $\text{salaire}_t$  correspond au salaire horaire réel moyen de l'ensemble du Canada. La variable  $\text{énergie}_t$  est le coût unitaire réel moyen du Canada pour la production d'un litre de bière. La variable  $\text{orge}_t$  est le prix réel de l'orge sur le marché canadien pour la production d'un litre de bière. Tous les coûts ont été ajustés en dollars constant dont l'année de base est 1992 et multipliés par l'ensemble des taxes pour chaque province.  $Q_{b_{it}}$  est la quantité par habitant vendue de bière par litre pour chaque province canadienne. Compte tenu de la difficulté d'obtenir une série temporelle des importations par province couvrant la période de 1970 à 1999, la variable  $Q_{b_{it}}$  inclut les importations de bières. Les données sur les coûts des brasseries proviennent de *l'Enquête annuelle des manufactures* de Statistique Canada. La période traitée couvre de 1970 à 1999, exception de l'année 1987 faute de données sur les coûts. Les résultats de la regression par les MCO se trouvent dans le tableau 6.

La quantité par habitant et le salaire horaire réel sont significatifs à 99%, tandis que le coût unitaire de l'énergie est significatif à 95%. Celui du prix de l'orge est statistiquement non significatif. Il devient par conséquent possible d'identifier la variation conjecturale par



déplacement de la fonction de coûts des firmes. Parmi les coûts, il n'y a que le salaire horaire réel qui obtient un signe correspondant à celui anticipé. En effet, une augmentation du coût unitaire réel de l'énergie diminue le prix réel de la bière. Un test d'autocorrélation dénote la présence d'une corrélation positive entre les termes d'erreur sur une année. Cette tendance positive est illustrée dans le graphique 6. Le taux de croissance du prix réel de la bière est légèrement supérieur au taux de croissance des valeurs prédites de la régression de l'équation de coûts.

Les estimations de la fonction de demande inverse et de la fonction de coûts des firmes ont été à nouveau reproduites afin d'obtenir la variation conjecturale avant et après la fusion. Le tableau 7 contient les coefficients de l'estimation par les MCO de la fonction de demande inverse avant fusion. Il n'y a que la quantité de bière par habitant, le prix du vin et la constante qui sont significatifs au niveau de confiance à 99%. De plus, les signes des coefficients demeurent similaires à ceux de la régression sur l'intervalle 1970-2000. Le tableau 8 montre les résultats obtenus pour la régression par les MCO de la fonction de coûts des firmes avant fusion. Le salaire horaire, le coût unitaire de l'énergie et la quantité par habitant sont significatifs à 99%. Les signes des coefficients sont identiques à ceux de la régression entre 1970 et 1999. Le tableau 9 contient les coefficients de l'estimation de la fonction de demande inverse entre 1989 et 2000. Toutes les variables sont statistiquement significative au niveau de confiance de 99%, sauf la quantité de bière par habitant significative à 95%. De plus, les signes des coefficients sont similaires à ceux de la régression de la fonction de demande entre 1970 et 2000, exception de la quantité demandée. Ce qui suggère que la quantité demandée devient davantage élastique par les prix, toute chose étant égale par ailleurs. Le tableau 10 contient les coefficients de la régression de la fonction de coûts après fusion. Le salaire-horaire est statistiquement significatif à 99% tandis que la quantité produite et le coût unitaire de l'énergie deviennent statistiquement non significatifs. La quantité produite en tant que variable de choix par les firmes n'affectent plus le prix.

### 3.3 Interprétation

Ces estimations linéaires du système à deux équations permettent d'obtenir la variation conjecturale sur l'intervalle complet, avant et après la fusion. Le tableau 11 contient les estimateurs de la variation conjecturale.

Sur les intervalles 1970-2000 et 1989-2000, la variation conjecturale égale respectivement 0.9726 et 1.452; ces résultats soutiennent un jeu à la Cournot de la part des firmes, ce qui implique bien que la structure de marché permet aux firmes de posséder un pouvoir dans la détermination du prix du marché. La quantité produite est la variable de choix. Le coût marginal est fonction du salaire horaire réel, une variation positive de cette variable implique un déplacement vers le haut de la courbe de coûts. Ce qui entraîne une hausse du prix de la bière. Les firmes vont diminuer leurs quantités produites afin de maintenir leur niveau de profit. La marge bénéficiaire des firmes demeure ainsi constante. Par ailleurs, le coût réel de l'énergie est corrélé négativement au prix de la bière, ce qui suggère que l'énergie est un coût fixe dans la production de bière. La part relative du coût de l'énergie dans le prix diminue avec une augmentation de la quantité produite.

Sur l'intervalle 1989-2000, la quantité produite est non-significative tandis que la quantité demandée est significative. La variation conjecturale après fusion égale donc zéro, confirmant un jeu à la Bertrand de la part des deux firmes dominantes. Ces dernières vendent leur dernière unité vendue au coût marginal; coût marginal déterminé par le salaire-horaire. De plus, le coefficient de la quantité demandée devient positif; la quantité demandée devient davantage élastique par les prix après la fusion de 1989. Ce qui suggère qu'il y a effritement du pouvoir de marché des firmes dominantes à la suite de l'apparition d'une frange compétitive, étant donné des changements dans la structure de marché à la suite de la suppression des barrières à l'entrée.

#### **4. Conclusion**

La libéralisation qui a opérée dans le marché des boissons alcoolisées dans la décennie 90 a modifié l'environnement dans lequel les firmes dominantes traditionnelles se comportaient. C'est pourquoi l'hypothèse que la structure de marché de la bière au départ oligopolistique pour devenir concurrentiel semble satisfaisante. La méthodologie utilisée

dans ce rapport vient confirmer cette hypothèse en estimant la variation conjecturale avant et après fusion. Les résultats montrent que les firmes suivent un jeu à la Cournot sur les intervalles 1970-2000 et 1970-1988. Après fusion, les résultats montrent que les firmes se comportent sous un jeu à la Bertrand. La fusion de 1989 entre Molson et O'Keefe n'a pas accru leur pouvoir de marché en territoire canadien.

IL semble donc que l'ouverture du marché américain à la suite de la ratification de l'Accord de libre-échange en 1988 a incité deux des firmes dominantes à fusionner afin de baisser leurs coûts et devenir concurrentielles face aux firmes dominantes américaines sur le marché nord-américain. Il s'agit forcément d'une stratégie de la part des firmes dominantes pour augmenter leurs quantités vendues en territoire nord-américain en misant sur la qualité des produits. À cet égard, la brasserie Molson a racheté la totalité de ses marques aux Etats-Unis en 2001 et détient une participation de 50.1% dans Molson USA, compagnie responsable de la mise en marché et de la distribution. Quant à la brasserie Labatt, elle a été achetée en 1995 par Interbrew, 2<sup>e</sup> brasseur au monde qui opère dans 21 pays. L'ensemble de ces faits laisse donc supposer une internalisation du marché de la bière.

Par ailleurs, le changement de la structure de marché sur l'intervalle 1989-2000 soutient l'affirmation que le maintien d'un pouvoir de marché est principalement redevable à la présence de barrières à l'entrée. Tel qu'il a été mentionné, la décennie 90 a été marquée par la suppression partielle des barrières au commerce instaurées par les gouvernements provinciaux. Suppression dont l'effet est d'augmenter la présence de la frange compétitive sur le marché brassicole, dont la conséquence est une augmentation de l'élasticité-prix de la demande.

La démarche postulée dans ce rapport permet donc d'identifier la structure de marché de l'industrie de la bière. Pourtant, cette démarche ne prend pas en compte les effets de substitution entre les différents types de bières. Il est en effet possible que les firmes dominantes conservent leur pouvoir de marché par différenciation verticale. Étant donné l'essor des microbrasseries et des bières importées depuis 1990, la qualité du bien est peut-être devenue la variable de choix. Or, une telle recherche demande des données sur les

prix, les quantités vendues et les coûts de chaque bière produite par les firmes dominantes et la frange compétitive.

## 5. Bibliographie

Alley, Wilson. *Partiel ownership arrangement and collusion in the automobile industry*. The Journal of Industrial Economics, vol. 65, 1997.

Appelbaum, Elie. *The estimation of the degree of oligopoly power*. Journal of Econometrics, vol. 19, 1982

Association canadienne d'études fiscales. *Finances of the nation*. Canadian Tax Foundation. 1995-2000.

Brander, James A. et Zhang, Anming. *Market conduct in the airline industry: an empirical investigation*. RAND Journal of Economics, vol. 21, 1990.

Brewers Association of Canada. *Alcoholic Beverage Taxation and Control Policies*. 9<sup>e</sup> édition, 1997.

Considine, Timothy. *Markup pricing in petroleum refining: A multiproduct framework*. International Journal of Industrial Organization, vol. 19, 2001.

Gallet, Craig A. List John A. *Elasticities of beer demand revisited*. Economics Letters, vol. 61, 1998.

Graddy, Kathryn. *Testing for imperfect competition at the Fulton fish market*. RAND Journal of Economics, vol. 26, 1995

Johnson, James A., et al. *Short-run and long-run elasticities for canadian consumption of alcoholics beverages: an error-correction mechanism/ cointegration approach*. The Review of Economics and Statistics, vol. 74, 1992.

Karrenbrock, Jeffrey D. *The Internationalization of the beer Brewing Industry*. Federal Reserve Bank of St. Louis, 1990.

Larivière, Éric, et al. *Modeling the demande for alcoholic beverages and advertising specifications*. Agricultural Economics, vol. 22, 2000.

Rapport du secrétariat du GATT. *Examen des politiques commerciales; Canada*. Vol. 1, 1995.

Selvanathan, E.A. *Cross-country alcohol consumption comparison: an application of the Rotterdam demand system*. *Applied Economics*, vol. 23, 1991.

Shaffer, Sherrill. *A Test of Competition in Canadian Banking*. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 25, 1993.

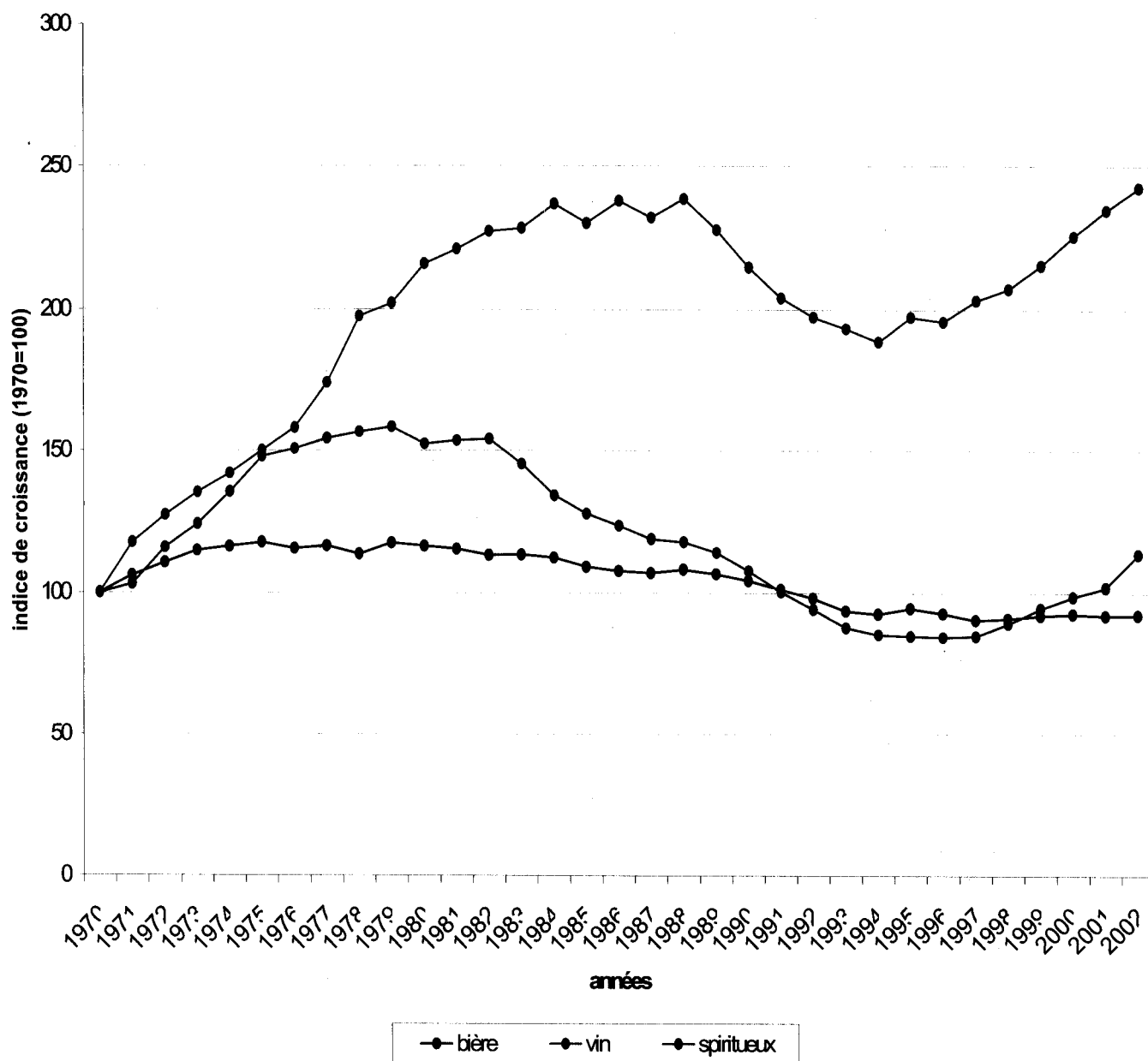
Statistique Canada. *Enquête annuelle des manufactures*. Catalogue no. 31-211-XCB.

Statistique Canada. *Le contrôle et la vente des boissons alcoolisées au Canada*. Catalogue no.63-202-XIB.

Perry, J Harvey. *A fiscal history of Canada: the postwar years*. Canadian Tax Foundation, 1989.

**Annexe 1**  
**Liste des graphiques**

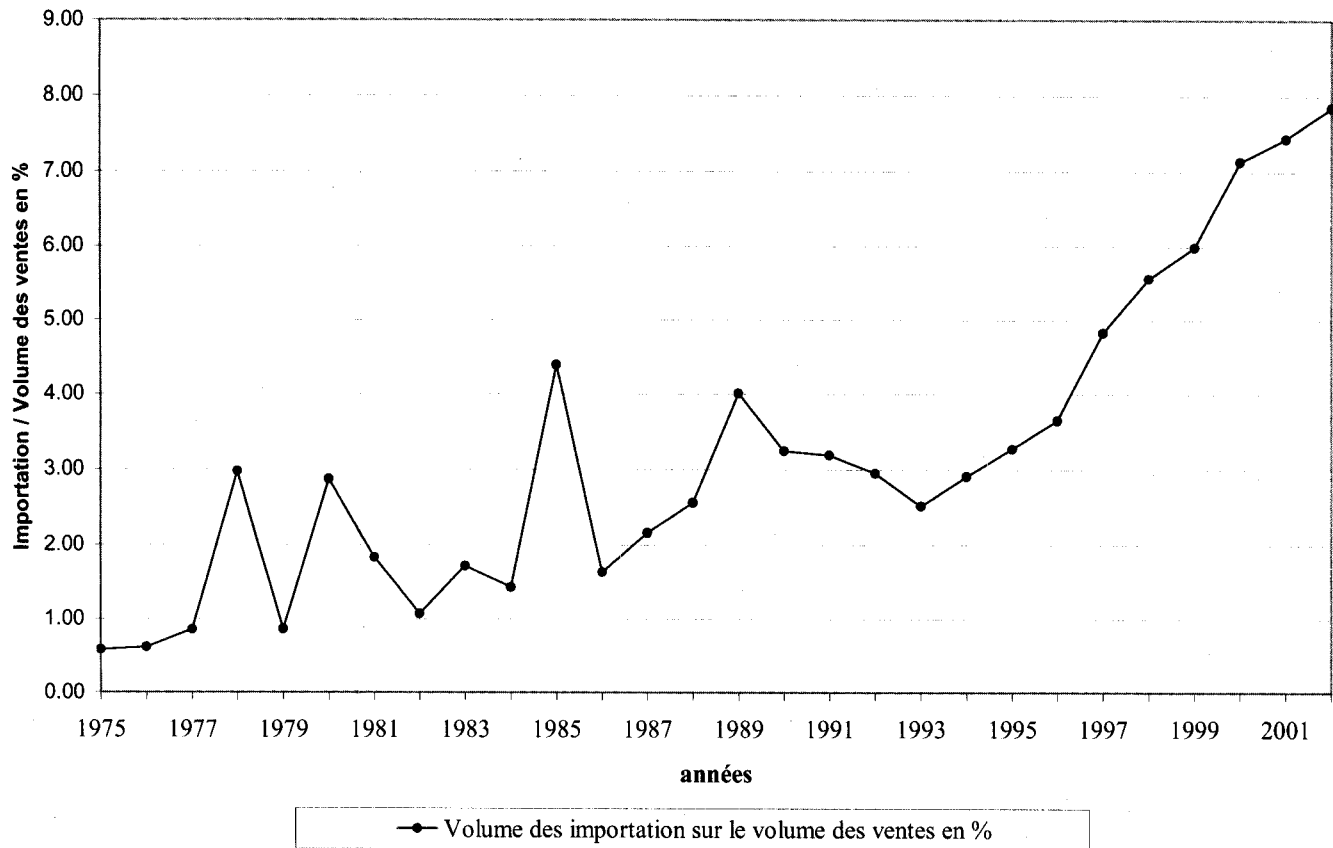
Graphique 1: Croissance de la consommation de boissons alcoolisées par habitant



Source: Brewers Association of Canada. *Alcoholic Beverage Taxation and Control Policies*. 9<sup>e</sup> édition, pour les années 1970-1995, séries statistiques complétées par *Le contrôle et la vente des boissons alcoolisées au Canada*, Catalogue no.63-202-XIB de Statistique Canada.

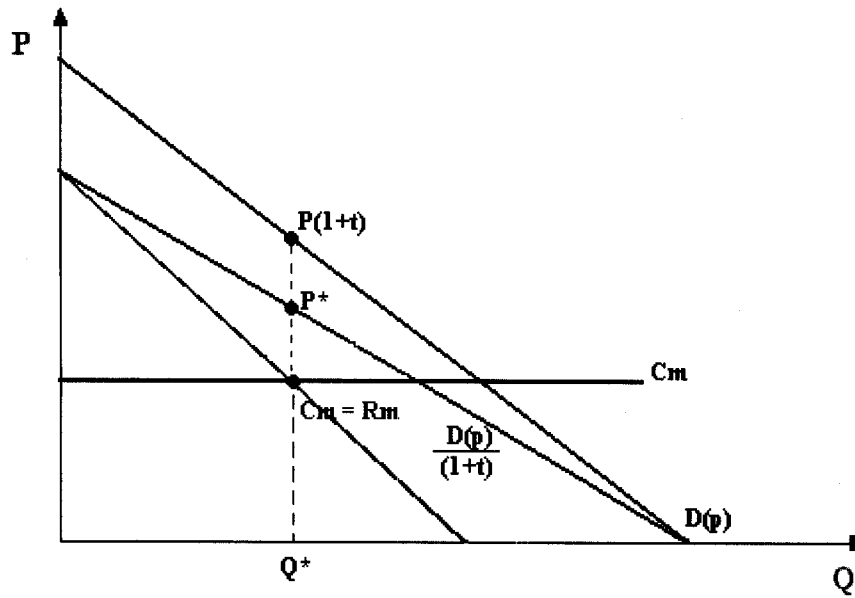


Graphique 2: Importations sur le volume des ventes en %

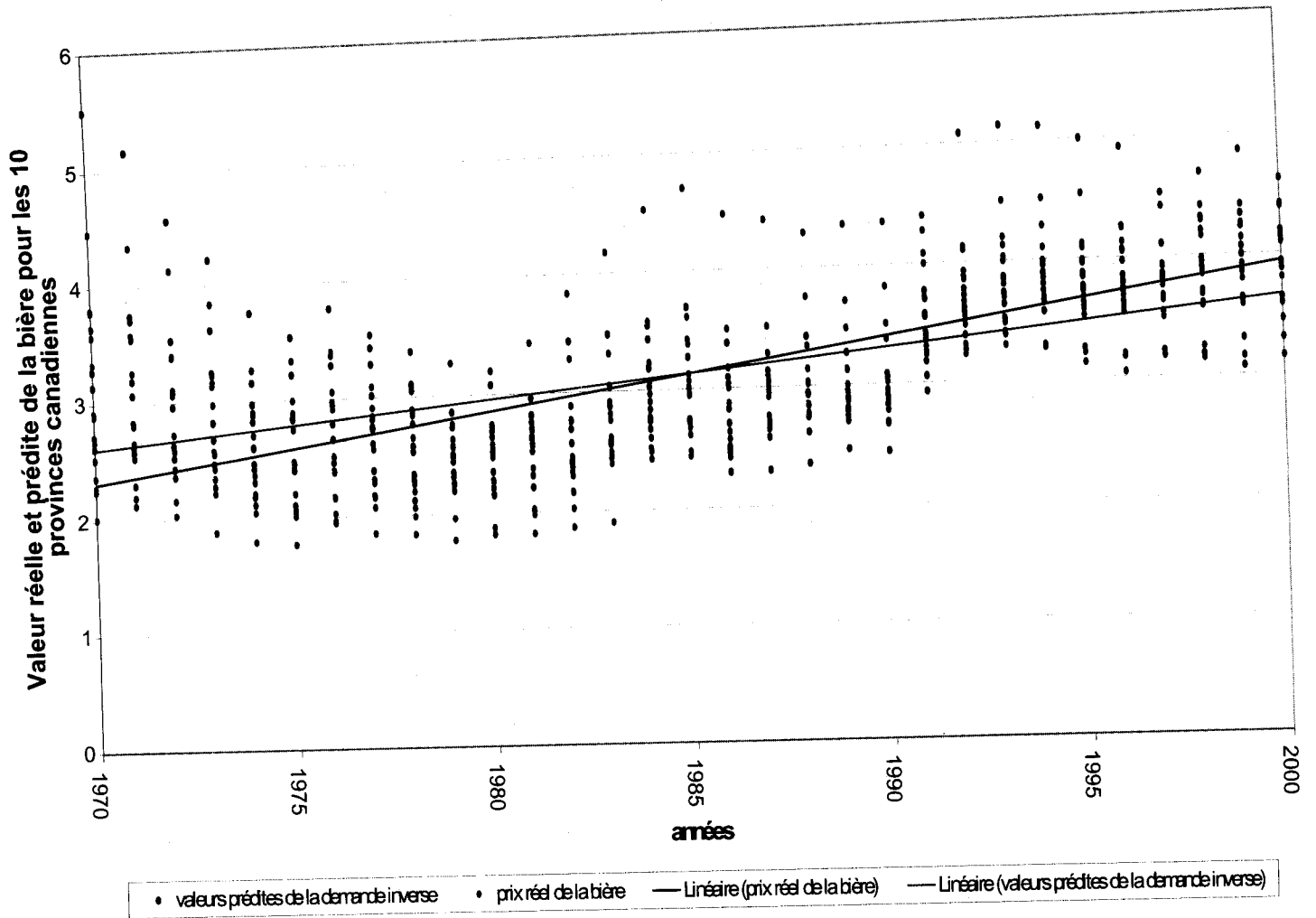


Source: Brewers Association of Canada. *Alcoholic Beverage Taxation and Control Policies*. 9<sup>e</sup> édition pour les années 1975-1995, séries statistiques complétées par *Le contrôle et la vente des boissons alcoolisées au Canada*, de Statistique Canada, catalogue no.63-202-XIB.

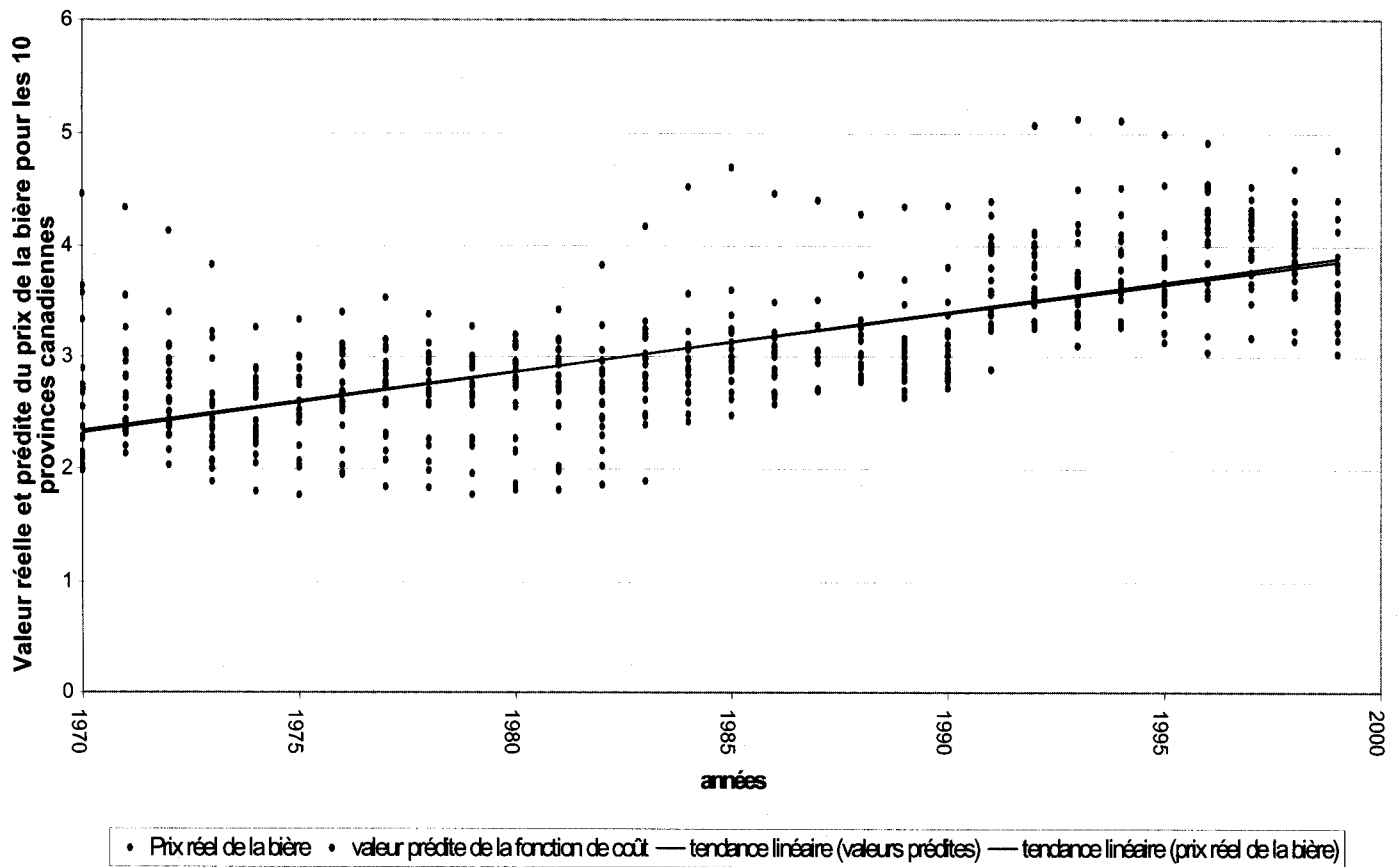
Graphique 3: Prix optimal de la firme i



Graphique 4: Prix réel de la bière versus les valeurs prédites de la fonction de demande inverse



Graphique 5 : Prix réel de la bière versus les valeurs prédites de la fonction de coût



**Annexe 2**  
**Liste des tableaux**

**Tableau 1: Historique de la taxe d'accise fédérale sur la bière**

Année	Taux d'imposition pour la bière par litre	
	1.2-2.5% en alcool	Plus de 2.5% en alcool
1972	9.239%	9.239%
1980(avril)	5.94%	11.88%
1981(avril)	6.124%	12.25%
1981(septembre)	6.653%	13.31%
1982(septembre)	7.663%	15.33%
1983(septembre)	8.684%	17.37%
1984(septembre)	9.106%	18.21%
1985(mai)	9.288%	18.58%
1986(février)	9.66%	10.323%
1991(janvier)	13.99%	27.985%

Source: Alcoholic Beverage Taxation and Control Policies (1997)

**Tableau 2: Historique de la taxe fédérale de vente sur les biens et services**

<b>Année(niveau manufacturier)</b>	<b>Taux en pourcentage</b>
1967	12%
1984(octobre)	13%
1986(janvier)	14%
1986(avril)	15%
1988(janvier)	18%
1989(avril)	19%
1991(janvier) : <i>la TPS a remplacé la taxe générale de vente(niveau du détail)</i>	7%

Source: Alcoholic Beverage Taxation and Control Policies

**Tableau 3: Historique des variations des taxes de vente provinciales sur les biens et services**

Année	TN	IPE	NE	NB	QC	ON	MA	SASK	AL	CB
1970	7%	7%	7%	8%	8%	5%	5%	5%	0%	5%
1971	7%	8%	7%	8%	8%	5%	5%	5%	0%	5%
1972	7%	8%	7%	8%	8%	5%	5%	5%	0%	5%
1973	7%	8%	7%	8%	8%	7%	5%	5%	0%	5%
1974	8%	8%	7%	8%	8%	7%	5%	5%	0%	5%
1975	8%	8%	7%	8%	8%	7%	5%	5%	0%	5%
1976	10%	8%	8%	8%	8%	7%	5%	5%	0%	7%
1977	10%	8%	8%	8%	8%	7%	5%	5%	0%	7%
1978	11%	8%	8%	8%	8%	7%	5%	5%	0%	5%
1979	11%	8%	8%	8%	8%	7%	5%	5%	0%	4%
1980	11%	9%	8%	8%	8%	7%	5%	5%	0%	4%
1981	11%	10%	8%	8%	8%	7%	5%	5%	0%	6%
1982	11%	10%	10%	8%	9%	7%	5%	5%	0%	6%
1983	12%	10%	10%	10%	9%	7%	6%	5%	0%	7%
1984	12%	10%	10%	10%	9%	7%	6%	5%	0%	7%
1985	12%	10%	10%	11%	9%	7%	6%	5%	0%	7%
1986	12%	10%	10%	11%	9%	7%	6%	5%	0%	7%
1987	12%	10%	10%	11%	9%	7%	7%	7%	0%	6%
1988	12%	10%	10%	11%	9%	8%	7%	7%	0%	6%
1989	12%	10%	10%	11%	9%	8%	7%	7%	0%	6%
1990	12%	10%	10%	11%	9%	8%	7%	7%	0%	6%
1991	12%	10%	11%	11%	8%	8%	7%	9%	0%	6%
1992	12%	10%	11%	11%	6.5%	8%	7%	9%	0%	7%
1993	12%	10%	11%	11%	6.5%	8%	7%	9%	0%	7%
1994	12%	10%	11%	11%	6.5%	8%	7%	9%	0%	7%
1995	12%	10%	11%	11%	6.5%	8%	7%	9%	0%	7%
1996	12%	10%	11%	11%	6.5%	8%	7%	9%	0%	7%



Année	TN	IPE	NE	NB	QC	ON	MA	SASK	AL	CB
<b>1997</b>	8%	10%	8%	8%	6.5%	8%	7%	7%	0%	7%
<b>1998</b>	8%	10%	8%	8%	7.5%	8%	7%	7%	0%	7%
<b>1999</b>	8%	10%	8%	8%	7.5%	8%	7%	6%	0%	7%

Source: Finance of the Nation, 1995-96-97-98-99

A fiscal History of Canada, 1970-94,

Publiés par Canadian Tax Foundation

**Tableau 4: Part de marché des firmes dominantes, des importations et des microbrasseries**

Années	Parts de marché des firmes dominantes en pourcentage			Importation	Microbrasserie*
1980				2.87%	
1981				1.83%	
1982				1.07%	
1983				1.71%	
1984	33%		35%	1.42%	
1985	31,5%		39%	4.39%	
1986	31%		41%	1.63%	
1987	32%		42%	2.16%	
1988	33%	20%	43%	2.56%	1,44%
1989	53%		42%	4.01%	0,99%
1990	52,2%		42%	3.25%	2,55%
1991	52,5%		42%	3.19%	2,31%
1992	52%		41%	2.95%	4,05%
1993	50%		44%	2.52%	3,48%
1994	47%		44,5%	2.91%	5,59%
1995	47,3%		46,5%	3.27%	2,93%
1996	46,1%		44,1%	3.65%	6,15%
1997	48%		42,4%	4.83%	4,77%
1998	47%		43%	5.56%	4,44%
1999	45%		43%	5.98%	6,02%
2000	45,1%		43,5%	7.14%	4,26%

\*Obtenu par soustraction des parts des firmes dominantes et des importations

Sources: *Part de marché des firmes dominantes*; Commerce vol: 97, no.81 août 95

Annual Reports Interbrew et Molson années 1999-2000

*Importation*: Contrôle et Ventes des boissons alcoolisées au Canada, Statistique Canada, catalogue no.63-202-XIB

**Tableau 5: Estimation de la fonction de demande (MCO); intervalle 1970-2000**

Paramètres	Coefficient	Écart-type	White
Constante	0.1755 (0.352)	0.499	0.4628
$Q_{bit}$	-20.3669** (-6.643)	3.0658	3.9534
$P_{vit}$	0.3261** (16.371)	0.0199	0.3261
$P_{sit}$	0.0229** (2.279)	0.0101	0.0229
Revenu <sub>t</sub>	0.00003** (3.454)	0.000009	0.000008
$R^2$	0.6091		
$R^2$ ajusté	0.6040		
DW	0.139		
N	310		

La statistique-t est entre parenthèses

\*\* significatif à 99%

Tableau 6: Estimation de la fonction du coût (MCO); intervalle 1970-1999

Paramètres	Coefficient	Écart-type	White
Salaire <sub>t</sub>	0.1821** (21.441)	0.0085	0.0094
Énergie <sub>t</sub>	-11.8829* (-2.028)	5.8597	5.6091
Orge <sub>t</sub>	-1.091 (-1.607)	0.6787	0.6834
Qb <sub>it</sub>	-19.8090** (-6.889)	2.8753	2.9681
<b>R<sup>2</sup></b>		0.9687	
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>		0.9683	
<b>DW</b>		0.26	
<b>n</b>		290	

La statistique-t est entre parenthèses.

\*\* statistiquement significatif à 99%.

\* statistiquement significatif à 95%.

**Tableau 7: Estimation de la fonction de demande (MCO); intervalle 1970-1988**

<b>Paramètres</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Écart-type</b>	<b>White</b>
<b>Constante</b>	2.4475** (3.794)	0.6451	0.5726
<b>Qb<sub>it</sub></b>	-24.3592** (-5.914)	4.1187	5.1788
<b>Pv<sub>it</sub></b>	0.2632** (8.596)	0.0306	0.0298
<b>Ps<sub>it</sub></b>	-0.0105 (-0.826)	0.01268	0.0122
<b>Revenu<sub>t</sub></b>	-0.0000007 (-0.047)	0.0000144	0.00001
<b>R<sup>2</sup></b>		0.4808	
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>		0.4696	
<b>DW</b>		0.148	
<b>N</b>		190	

La statistique-t est entre parenthèses

\*\* significatif à 99%

Tableau 8: Estimation de la fonction du coût (MCO); intervalle 1970-1988

Paramètres	Coefficient	Écart-type	White
Salaire <sub>t</sub>	0.2309** (14.561)	0.0159	0.0192
Énergie <sub>t</sub>	-26.1051** (-4.115)	6.3434	7.2067
Orge <sub>t</sub>	0.0163 (0.022)	0.7312	0.6707
Qb <sub>it</sub>	-35.3691** (-8.329)	4.2466	4.4488
<b>R<sup>2</sup></b>		0.9654	
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>		0.9647	
<b>DW</b>		0.24	
<b>n</b>		180	

La statistique-t est entre parenthèses

\*\* statistiquement significatif à 99%

**Tableau 9: Estimation de la fonction de demande (MCO); intervalle 1989-2000**

<b>Paramètres</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Écart-type</b>	<b>White</b>
<b>Constante</b>	1.7947** (3.257)	0.5509	0.4973
<b>Qb<sub>it</sub></b>	9.2364* (2.567)	3.5984	3.5838
<b>Pv<sub>it</sub></b>	0.2450** (10.919)	0.0224	0.0176
<b>Ps<sub>it</sub></b>	0.0263** (2.741)	0.0096	0.0105
<b>Revenu<sub>t</sub></b>	-0.0001** (-7.895)	0.00001	0.00001
<b>R<sup>2</sup></b>	0.7229		
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>	0.7133		
<b>DW</b>	0.407		
<b>N</b>	120		

La statistique-t est entre parenthèses

\*\* significatif à 99%

\* significatif à 95%

**Tableau 10: Estimation de la fonction du coût (MCO); intervalle 1989-1999**

Paramètres	Coefficient	Écart-type	White
<b>Salaire<sub>t</sub></b>	0.0998** (7.058)	0.0141	0.0145
<b>Énergie<sub>t</sub></b>	21.1517 (1.450)	14.5863	13.6357
<b>Orge<sub>t</sub></b>	-1.8253 (-1.175)	1.5529	1.6533
<b>Qb<sub>it</sub></b>	5.8429 (1.090)	5.3629	6.0231
<b>R<sup>2</sup></b>	0.9844		
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>	0.9838		
<b>DW</b>	0.283		
<b>n</b>	110		

La statistique-t est entre parenthèses

\*\* statistiquement significatif à 99%

\* statistiquement significatif à 95%



**Tableau 11: Estimation de la variation conjecturale**

<b>Intervalle de temps</b>	<b>Variation conjecturale</b>	<b>Intervalle de confiance à 99%</b>
(1970-2000)	0.9726**	[ 0.963, 0.995 ]
Avant fusion: (1970-1988)	1.452**	[1.324, 1.791]
Après fusion: (1989-2000)	0	

\*\*statistiquement significatif à 99%