

UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL

UN MODELE ÉCONOMÉTRIQUE DU VOL D'AUTOMOBILE AU CANADA

PAR

CHARLES DELAGRAVE

DÉPARTEMENT DES SCIENCES ÉCONOMIQUES

FACULTÉ DES ARTS ET DES SCIENCES

MÉMOIRE PRÉSENTÉ À LA FACULTÉ

DES ÉTUDES SUPÉRIEURES

EN VUE DE L'OBTENTION DU GRADE DE

MAÎTRE ÈS SCIENCES (M.SC.)

EN SCIENCES ÉCONOMIQUES

AVRIL, 1989

CHARLES DELAGRAVE, 1989

Université de Montréal

Faculté des études supérieures

Ce mémoire intitulé:

Un modèle économétrique du vol d'automobile au Canada

Présenté par:

Charles Delagrave

a été évalué par un jury composé des personnes suivantes:

Reuven Brenner, président-rapporteur

Claude Montmarquette, directeur de recherche

François Vaillancourt, membre

Mémoire accepté le: 10 juillet 1989

SOMMAIRE

Le présent travail se propose de modéliser l'industrie criminelle, comme on le ferait pour tout autre marché de l'économie. Au point de vue des hypothèses de travail, aucune différence n'apparaît dans la conceptualisation du marché criminel par rapport à un marché légal. Le travail se consacre exclusivement à la démonstration de l'application du paradigme économique au marché criminel. Pour ce faire, nous avons choisi de fournir les meilleures données possibles à un modèle théorique du fonctionnement de l'industrie du crime.

Nous travaillons à partir de données se rapportant aux douze régions métropolitaines d'importances du Canada sur une période de vingt ans. Les régions métropolitaines sont: Montréal, Toronto, Vancouver, Winnipeg, Ottawa, Hamilton, Edmonton, Calgary, Québec, Windsor, London et Halifax. En plus d'augmenter le nombre d'observations de trente-cinq à deux cent quarante, si on compare à l'étude originale de Vandeaie (1978), nous travaillons l'estimation à partir d'une segmentation de ce même marché criminel. Comme le modèle empirique s'adrese au vol d'automobile, nous travaillons à partir des catégories de voitures disponibles sur le marché. Ce qui se traduit par la présence de prix dans l'estimation se rapportant aux six catégories de voitures qui sont: sous-

compacte, compacte, intermédiaire, standard, de luxe et sport. Cette segmentation rapproche le modèle de la réalité en lui laissant plus de latitude face aux désirs des consommateurs et des entrepreneurs de voitures illégales.

Comme le modèle retenu comporte des variables agissant à la fois comme variable endogène et exogène, une méthode à équations simultanées est retenue. De plus, comme nous travaillons à partir de données en agrégation de coupes instantanées, nous devons tenir compte de problèmes tels que l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation. Pour ce faire, nous appliquons une méthode de correction développée par Kmenta (1986), qui nous permet de considérer les douze régions métropolitaines comme très comparables. La méthode permet d'augmenter la performance statistique du modèle.

RÉSULTATS ET IMPLICATIONS

Les résultats obtenus se comparent avantageusement avec les résultats de l'étude de Vandeale (1978). Entre autres, les équations d'offre et de demande amènent des résultats, en terme de coefficients, qui abondent dans le sens d'une industrie du crime fonctionnant comme une industrie légale. La fonction de probabilité d'arrestation et les fonctions d'offre et de demande de policiers obtiennent-elles aussi des

résultats comparables au travail américain. Comme nous présentons une industrie du vol d'automobile, l'offre et la demande de voitures illégales sont présentées pour un seul et même prix, soit celui des véhicules de catégorie intermédiaire. C'est avec ce prix que l'équation d'offre obtient ses meilleurs résultats mais ce n'est pas le cas de la demande. Nous attirons donc l'attention sur l'annexe traitant des autres résultats obtenus, pour l'offre et la demande, à partir des prix des autres catégories d'automobiles disponibles sur le marché.

Les implications d'un tel modèle sont donc importantes du point de vue de la gestion du système de la justice. Par exemple, en travaillant le modèle dans le sens d'une prévision de qualité, la gestion des effectifs policiers profite de cet éclairage nouveau. Si l'on connaît bien l'évolution du crime, on est en mesure de prendre de meilleures décisions en terme d'affectation des ressources. En établissant des modèles pour les autres types de crimes, on peut aspirer à une plus grande efficacité à partir d'une même quantité d'intrants dans le secteur policier, par exemple.

Table des matières

I	SOMMAIRE.....	i
II	LISTE DES TABLEAUX.....	vi
III	LISTE DES FIGURES.....	viii
1.	INTRODUCTION.....	1
2.	RECHERCHE DE DOCUMENTATION.....	4
3.	CADRE THÉORIQUE.....	16
3.1	Le modèle théorique de Vandeale.....	16
3.1.1	Le marché du produit.....	18
3.1.2	Le secteur de la prévention.....	27
3.1.3	La probabilité d'arrestation.....	35
4.	DONNÉES EMPIRIQUES.....	40
4.1	Le modèle empirique de Vandeale.....	40
4.2	La situation au Canada.....	47
4.3	Le choix des variables et leur construction..	58
4.4	Les sources de données.....	62
4.5	Génération des variables utiles au modèle....	64
5.	MÉTHODOLOGIE ET RÉSULTATS.....	67
5.1	Identification du modèle.....	67

5.2	Estimation à partir de données en agrégation de coupes instantanées.....	70
5.3	Problèmes d'ordre statistique.....	74
5.4	Traitement informatique.....	78
5.5	Discussion des résultats.....	80
5.5.1	La demande d'autos volées.....	86
5.5.2	L'offre d'autos volées.....	90
5.5.3	La probabilité d'arrestation.....	92
5.5.4	La demande de policiers.....	94
5.5.5	L'offre de policiers.....	96
6.	CONCLUSION.....	100
7.	BIBLIOGRAPHIE.....	103
IV	ANNEXE A.....	103
V	ANNEXE B.....	110
VI	REMERCIEMENTS.....	119

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1	Équations théoriques et empiriques du modèle sur l'industrie du crime; le vol d'automobile (U.S.A)	42
Tableau 2	Variables endogènes et exogènes du modèle sur l'industrie du crime; le vol d'automobile (U.S.A.)	43
Tableau 3	Nombre de vols de voitures au Canada, 1962, 1971 et 1981.	49
Tableau 4	Nombre de voitures immatriculées et taux de vol pour cent mille voitures immatriculées, Canada 1962, 1971 et 1981.	50
Tableau 5	Prix moyen des autos usagées en dollars courants, I.P.C. 1981 = 100 et prix moyen des autos usagées en dollars constants, Canada 1962, 1971 et 1981.	50
Tableau 6	Équations empiriques retenues pour le modèle canadien.	52
Tableau 7	Variables endogènes et exogènes du modèle sur l'industrie du crime retenues pour l'étude canadienne.	53

Tableau 8	Identification des équations du modèle sur le crime au Canada (cinq équations)	69
Tableau 9	Résultats de l'étude américaine (Vandeale, 1978) sur le vol d'automobile, demande et offre d'automobiles volées, fonction de production du secteur policier et demande et offre de policier (1935 - 1969)	82
Tableau 10	Résultats de l'étude canadienne sur le vol d'automobile, demande et offre d'automobiles volées, fonction de production du secteur policier et demande et offre de policiers, (1962 - 1981) . .	84

LISTES DES FIGURES

Figure 1	L'industrie du crime du point de vue théorique.....	17
----------	--	----

1. INTRODUCTION

Au Canada, le crime contre la propriété a toujours connu le plus faible taux de résolution, comparé aux autres types de crimes. Le vol d'automobile ne fait pas exception il permet au criminel, à partir d'une technologie simple, de s'assurer de la vulnérabilité de son objectif sans s'exposer à aucun risque. Ce n'est certes pas le cas pour les crimes de violence et les crimes contre la personne.

Dans une perspective économique, le vol d'automobile doit répondre d'une rationalité quelconque. L'hypothèse de l'automobile volée pour le plaisir ne peut, à elle seule, expliquer le phénomène. Certains fournisseurs de ce genre de produits, répondent à une demande exprimée par le marché. Le pourcentage de véhicules non retrouvés et la découverte de réseaux spécialisés dans le recel d'autos par les autorités policières, indiquent qu'une telle hypothèse ne peut être écartée. Est-ce que l'on pourrait alors analyser le vol d'automobile comme on le ferait pour une industrie légale?

Plus loin encore, peut-on concevoir le marché criminel en général comme tout autre marché, où par le biais de forces économiques, on dégage des structures établies? En fait le problème prend sa source dans l'élaboration d'une base de

données permettant de tester l'existence d'une industrie du vol d'automobile. Depuis la fin des années soixante, les économistes ont traité du problème criminel. Le modèle théorique du crime s'est diversifié, raffiné, à tel point qu'il offre plusieurs ensembles d'hypothèses de départ à qui s'intéresse au problème. Peu de travail pourtant, du côté empirique pour démontrer l'intérêt de cet outillage théorique.

Le travail entrepris ici, s'intéresse particulièrement au côté empirique de la modélisation du crime. Nous croyons à la richesse du paradigme économique traditionnel, stipulant la présence de marchés, à partir desquels la répartition des ressources s'effectue. Le crime ne doit pas échapper à cette logique. En mettant de l'emphase sur la collecte de données de qualité, nous croyons être en mesure de découvrir les déterminants économiques habituels présents dans un marché criminel. Un tel travail mené à bon port, a des implications considérables sur la prise de décision dans le système de justice. Un modèle possédant de bonnes qualités prévisionnelles permet, par exemple, une affectation des effectifs policiers plus efficace.

Le mémoire se divise en cinq parties principales. La première se compose d'un bref aperçu du travail des économistes dans le domaine du crime. Ensuite, un chapitre se

consacre au modèle théorique spécifique qui retient notre attention pour l'estimation au Canada. La caractéristique principale se trouve dans la quasi similarité de la modélisation du marché du crime par rapport à une industrie légale. Le chapitre suivant s'intéresse aux variables empiriques retenues pour estimer le modèle. On y trouve également une discussion sur les données utilisées ainsi que sur leurs sources. Un dernier chapitre contient les résultats des estimations ainsi que des précisions concernant la méthodologie employée. Finalement nous attirons l'attention sur une partie de l'annexe, contenant des résultats d'estimations intéressants que l'on ne retrouve pas dans le travail proprement dit.

2. RECHERCHE DE DOCUMENTATION

Le choix criminel représente un des aspects possibles de l'activité économique pour un individu. Selon les circonstances, il a le choix d'y participer, ou non, comme pour toute autre carrière à sa disposition. Il faut attendre un certain temps avant de voir apparaître un intérêt de la communauté économique pour le crime. Comme tous l'ont souligné, la paternité de cette reconnaissance revient à Becker dans un article célèbre de 1968. Pour la première fois le crime est perçu comme le résultat d'une décision rationnelle prise par un individu. La société doit prendre une décision face à la criminalité: combien de ressources engager dans la lutte contre le crime? En terme de coûts et d'avantages sociaux, quelle proportion de crimes doit demeurer impunie?

La discussion de Becker se passe de résumé; ce qu'il faut retenir ici c'est l'entrée de l'analyse économique dans la compréhension du crime. On n'en est plus à décrire le phénomène, à découvrir les conditions de vie passées des individus qui commettent certains types de crimes crapuleux. On désire quantifier le phénomène, le modéliser pour en connaître les déterminants.

C'est le travail de Becker, jeter les bases d'une analyse théorique sur le crime.

Plusieurs études ont suivi l'article de Becker (1968)¹. En fait, les années soixante-dix amènent les auteurs à se pencher sur le problème du crime d'un point de vue économique. Ces auteurs, désireux de tester la théorie, élaborent non seulement des modèles mais les confrontent aux données empiriques. Toutes ces nouvelles études arrivent à des conclusions générales attendues par la communauté économique. Par exemple peu importe le type de crime choisi, tous, sauf une exception (Forst, 1976)^{2,3}, trouvent une relation négative entre la quantité de crime et, la probabilité d'arrestation et la sentence. A ce sujet, notons que les études économiques servent souvent à alimenter un débat séculaire se déroulant dans d'autres disciplines. L'effet de dissuasion existe-t-il? Peut-on le démontrer par le biais des résultats des économistes?

-
1. Becker, G. "Crime and Punishment: An Economic Approach" Journal of Political Economy, march/april 1968.
 2. Nagin, D. "General Deterrence: A Review of the Empirical Evidence" in Blumstein et al. Eds. Deterrence and Incapacitation: Estimating the Effects of Criminal Sanctions on Crime Rates, Washington D.C.: National Academy of Sciences. The National Research Council, Panel on Research on Deterrent and Incapacitative Effects, 1978, p. 95-139.
 3. Palmer, J. "Economic Analyses of the Deterrent Effect of Punishment: A review", Journal of Research in Crime and Delinquency, 14, 1, January 1977, p. 4-21.

La principale préoccupation dans les autres disciplines demeure, même aujourd'hui, d'établir ou de réfuter le lien entre la dissuasion du crime et l'arrestation et la peine imposée par le système judiciaire. Dans ces disciplines, l'attention se pose sur le signe et la signification du coefficient obtenu pour la variable choisie comme représentant l'effet de dissuasion. Les modèles économiques permettant enfin un test pour la confirmation de la thèse ou de l'antithèse, de la théorie de la dissuasion, un pas en avant est ainsi franchi.

Les études concernant l'économie du crime s'attaquent donc au problème de l'effet de dissuasion ou du moins c'est le résultat suscitant le plus d'intérêt. On peut citer plusieurs auteurs à ce sujet. Ehrlich (1973)^{2 3}, à l'aide de données de 1960, utilise un modèle à équations simultanées duquel ressort un lien négatif et significatif entre, non seulement le taux de crime et la probabilité d'arrestation, mais aussi entre la peine imposée et ce même taux de crime. Ehrlich présente un travail, à partir de la même spécification, sur des données de 1940 et 1950. Dans ce cas, les estimations se bornent à une méthode de régression simple. Les variables dites de dissuasion obtiennent un coefficient négatif mais rarement significatif. Forst (1976) avec un modèle similaire à Ehrlich (1973), à partir de données de

1970, ne trouve aucun lien négatif et significatif entre le taux de criminalité et les variables de dissuasion. C'est la seule étude d'ailleurs à ne pas établir un tel lien entre le crime et les variables dites dissuasives. Vandeaie (1973)^{2,3}, à l'aide d'une série chronologique du vol d'autos de 1933 à 1969 et d'une coupe instantanée de 1960, trouve un lien négatif et significatif entre le vol d'automobile et la probabilité d'arrestation et la probabilité de condamnation.

Toujours pour les mêmes variables, crime et dissuasion, Phillips et Votey (1972)^{2,3} dans un modèle à équations simultanées des différents index du crime arrivent aux mêmes conclusions que Ehrlich (1973). Swimmer (1974)^{2,3} par un modèle simultané impliquant les villes de cent mille habitants et plus aux U.S.A. en 1960, abonde dans le même sens. Mc Pheters et Stronge (1974)^{2,3}, à l'aide d'un modèle comparable à celui de Swimmer, se servant de données provenant des quarante-trois plus grandes villes américaines, arrivent aux mêmes conclusions. Sauf pour Forst (1976), l'unanimité au sujet de l'effet de dissuasion est probante, bien que ce ne soit là qu'un bref aperçu du travail dans le domaine.

Voilà pour un résultat partiel, partie prenante d'un modèle aux portées beaucoup plus vaste. Comme le souligne

Heineke (1978)⁴, ces modèles appartiennent à deux grandes classes d'abstractions économiques destinées à englober le dessein criminel. Une première famille de modèles appelée approche du portefeuille, selon laquelle l'individu choisit le montant de bien-être à investir dans l'activité criminelle. Cette façon de procéder s'apparente aux modèles décrivant le comportement d'un investisseur dans un marché financier, d'où le nom de cette approche de modélisation du crime. Une deuxième famille de modèles, appelée simplement l'approche de l'offre de travail, est présentée par Heineke. Cette approche assujettit le crime aux mêmes déterminants qu'une offre de travail dans tout autre marché. Un individu doit décider combien de temps consacrer à l'activité criminelle.

Les modèles économiques du crime s'inscrivent dans l'un ou l'autre des schèmes décrit par Heineke. Ces modèles vont beaucoup plus loin que la seule détermination du signe du coefficient obtenu pour la variable de dissuasion par rapport au crime. Comme Heineke le souligne lui-même dans son article, le crime est un cas spécial de la théorie économique du choix. Dans ces conditions, un modèle sur le crime indique, dans la mesure du possible, les réactions à un changement de condition

4. Heineke, J.M. "Economic Models of Criminal Behavior: An Overview", in Economic Models of Criminal Behavior, J.M. Heineke ed., North Holland Publishing Company, 1978, p. 1-33.

dans ce marché. Finalement l'économiste prend pour acquis le goût pour le crime, et travaille plutôt la connaissance des réactions de ce groupe d'individus par rapport aux changements dans les opportunités du marché.

Les modèles formulés par les économistes utilisent des variables et des méthodes propre à l'étude du crime. La connaissance de la méthodologie par laquelle l'économie traite ces modèles, ne peut que renseigner plus adéquatement sur la nature même de son travail. Par exemple, les données employées imposent l'utilisation d'artifices statistiques adaptés aux problèmes liés à l'économie du crime. La conceptualisation même du crime du point de vue de la dynamique du modèle, appelle des outils économétriques particuliers.

Les modèles utilisés pour tester la théorie économique concernant le crime, se rapportent à des données empiriques qui prennent plusieurs formes. Comme pour toute autre étude économique, on distingue trois types de données: la série chronologique, la coupe instantanée et un amalgame des deux premiers, l'agrégation de données en coupes instantanées. Généralement le travail empirique se rapporte à des régions géographiques définies, que ce soit un pays, une province, une région métropolitaine, une juridiction policière etc... Les variables retenues pour fin de modélisation empirique, doivent

obligatoirement se trouver disponibles pour le type de région choisie.

Il faut noter une autre caractéristique du travail des économistes, toujours se rapportant aux données qui proviennent exclusivement d'organismes gouvernementaux ou de départements de la justice. Aucune donnée de sondage, auprès de groupes d'intervenants, sur la foi de leur vécu, n'apparaît dans les différents travaux. C'est là le reflet de la théorie économique traditionnelle pour qui le marché dans son ensemble offre des opportunités à partir desquelles des décisions sont prises.

Les variables usuelles utilisées dans les travaux des économistes respectent une logique définie par la théorie économique du crime. On retrouve le nombre de crime per capita, la probabilité d'arrestation, la sévérité de la peine, plusieurs variables mesurant le coût d'opportunité du crime comme par exemple, le niveau de scolarité, le taux de chômage, le revenu moyen ou le salaire légal, le pourcentage de certains groupes d'âges dans la population, le sexe, le pourcentage de non-blancs etc... D'autres variables apparaissent régulièrement dans ce type d'études, soit des variables dichotomiques, pour distinguer différents états de la nature ou certaines particularités spécifiques des régions.

Parmi les différentes formes que prennent les réponses de la société face au crime, mentionnons les dépenses des services policiers et, plus spécifiquement, le nombre de policiers, font aussi parties de ces études.

En ce qui à trait aux estimations retenues par les auteurs concernés par le crime, on observe une panoplie de méthodes empiriques. La méthode la plus répandue reste la régression pour les modèles appliqués aux marchés criminels. Le modèle le plus simple utilise les moindres carrés ordinaires et exprime le taux de criminalité, sous forme d'une seule équation, en rapport avec des variables explicatives choisies. Les avantages de la régression ne sont pas à démontrer mais notons une analyse du taux de criminalité plus large qu'une simple comparaison entre le crime et chacune des variables indépendantes, elle permet d'attribuer une importance relative à chacune des variables par le biais des coefficients obtenus. De plus la régression est sévère envers l'effet d'une variable indépendante si la qualité des données laisse à désirer. Notons aussi que la spécification du modèle peut accepter des formes non-linéaires, ce qui laisse une grande flexibilité d'ajustement.

Les modèles à une seule équation, utilisant les moindres carrés ordinaires, achoppent cependant sur un point précis de

la conceptualisation du crime; le problème de la simultanéité entre le taux de crime et la probabilité d'arrestation. Plusieurs méthodes existent pour palier à ce problème reconnu de tous. Les modèles dits à équations simultanées comme les doubles moindres carrés, la méthode de Zellner (S.U.R.) et finalement les modèles dits du maximum de vraisemblance (F.I.M.L.). En terminant notons que les modèles les plus sophistiqués utilisent un système d'équations simultanées à l'intérieur duquel on retrouve une équation pour le taux de criminalité, une autre équation pour expliquer la probabilité d'arrestation et enfin une ou un groupe d'équations se rapportant à la réponse de la société face au crime. Dans ce groupe d'équations on retrouve des variables comme le nombre de policiers, le salaire des policiers etc... Bref ce sont des modèles permettant les interactions entre les différents secteurs impliqués dans le crime en général. Les modèles à équations simultanées sont nombreux, le lecteur concerné n'a que l'embarras du choix.

La majorité des études entreprises se limite à modéliser le crime dans un contexte particulier. Le travail de l'économiste effectuant une étude dans un secteur légal, l'amène à confronter ses résultats avec les performances d'un autre modèle, sur un autre marché, tout aussi légal. A titre d'exemple, la communauté économique s'attend à ce que le prix

d'un bien légal non-inférieur, peu importe le marché, obtienne un coefficient négatif, si l'on estime une fonction de demande. Les résultats généraux des travaux économiques doivent donc aspirer à une certaine homogénéité quant aux préceptes théoriques employés. On n'invoque pas les travaux de monsieur Giffen à la légère! Tout cela doit être vrai pour le marché illégal. En posant les mêmes questions sur le marché illégal on doit retrouver les mêmes réponses, si l'on désire y appliquer les mêmes théories. Un prix illégal devrait obtenir un coefficient négatif dans l'examen d'une fonction de demande d'un bien illégal non-inférieur. Le marché illégal répond tout à fait à la théorie économique s'il existe.

Vandeale, suite à son article de 1973, concernant le vol d'automobile, publie en 1978⁵ une étude concernée par la démarche théorique face au crime. Il établit dès le départ qu'aucune raison théorique ou pratique ne justifie une différence quelconque dans le fonctionnement d'un marché illégal par rapport à un marché légal. Il identifie un marché des facteurs menant à la détermination d'une fonction d'offre, d'une fonction de demande semblable, en théorie, à toutes les demandes, bref un univers complet où une production illégale

5. Vandeale, W. "An Econometric Model of Auto Theft in the United States", in Economic Models of Criminal Behavior, J.M. Heineke ed., North Holland Publishing Company, 1978, p. 303-391.

s'achemine vers des consommateurs, par le biais d'un marché qualifié d'illégal. Mais un marché.

Ce modèle, que Vandeale teste avec des données sur le vol d'automobile aux U.S.A., ne se limite pas à un marché illégal particulier. Vandeale procède en deux temps, premièrement il établit une théorie de la production et de l'échange de biens criminels s'appuyant sur les principes économiques acceptés dans la discussion sur les marchés légaux: ensuite il élabore un modèle empirique à l'aide de données sur un marché illégal particulier. Dans la partie théorique de l'ouvrage, on mentionne que le modèle s'adresse à tous les crimes, en affirmant d'ailleurs que la nature illégale d'un marché n'en affecte en rien le fonctionnement.

Une différence existe, bien sûr, entre un marché légal et illégal. Cette différence s'observe dans le risque supplémentaire auquel doit faire face un individu, quelque soit son rôle dans le marché. L'entrepreneur et le consommateur dans ce type de marché, en plus de faire face aux risques inhérents à la production et à la consommation, vont devoir subir le risque d'arrestation et de condamnation. C'est là la seule différence entre les deux types de marchés. Le modèle théorique supporte cette différence par la présence d'une interaction entre le marché criminel et le secteur de

la prévention ou policier. Cette interaction s'exprime sous forme d'une probabilité d'arrestation. La présence dans ce marché d'une probabilité d'arrestation suffit à démarquer l'industrie criminelle de l'industrie légale.

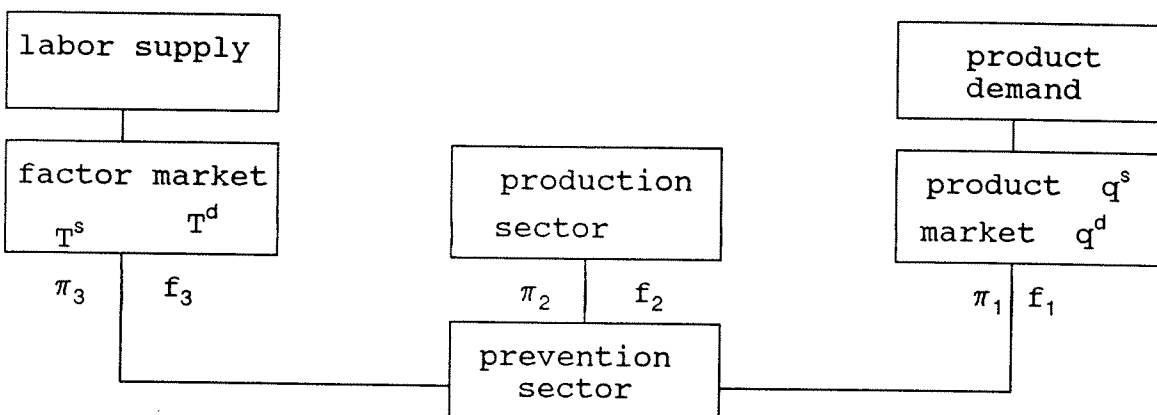
Donc Vandeaale considère une théorie des marchés criminels semblable à la théorie traditionnelle du marché, sauf pour la présence d'un nouveau risque auquel les agents doivent faire face. Ce risque s'adresse à trois niveaux différents dans l'industrie illégale. Le marché des facteurs, là où l'on observe l'offre de temps et de capital illégaux, le marché de la production où la fabrication du bien illégal a lieu et enfin le marché du produit, c'est-à-dire où un offreur trouve un demandeur. Le risque d'arrestation et de condamnation peut se matérialiser dans l'un ou l'autre de ces trois secteurs de l'industrie criminelle. Le modèle théorique comporte ainsi trois couples de risque d'arrestation et de condamnation différents s'appliquant chacun à un secteur particulier du marché criminel.

3. CADRE THEORIQUE

3.1 Le modèle de Vandeale: une industrie du crime

Le modèle théorique qu'élabore Vandeale, sur lequel notre étude se base presque exclusivement, contient trois secteurs semblables à ce qui existe dans la compréhension d'un marché traditionnel. Le marché illégal se divise en un marché des facteurs, un marché de la production et finalement un marché du produit ou de l'échange. Comme déjà indiqué, il s'ajoute à cette sémantique traditionnelle des marchés, un secteur de la prévention qui, à lui seul, assimile toute la différence par rapport au marché légal. La schématisation présentée par l'auteur permet une visualisation rapide du fonctionnement du marché.

FIGURE 1



Symboles: T^s = offre de temps illégal
 T^d = demande de temps illégal
 q^s = offre du produit illégal
 q^d = demande du produit illégal

π_1, π_2, π_3 =probabilité d'arrestation dans chacun des secteurs identifiés de l'industrie (1: marché du produit ou de l'échange; 2: marché de la production; 3: marché des facteurs)

f_1, f_2, f_3 =punition imposée si condamné pour offense dans l'un ou l'autre des secteurs déjà identifiés(l'amende peut se matérialiser par un montant d'argent à payer et ou une peine d'emprisonnement)

En bref, on peut résumer le fonctionnement du marché criminel de la façon suivante; l'achat et la vente du bien volé s'effectuent dans le marché du produit (product market), la production se réalise par le vol lui-même; c'est la principale activité du secteur de la production (production sector), finalement une offre de temps illégal apparaît créant un marché des facteurs (factor market), en rapport avec le secteur de la production. Le secteur de la prévention, lui, agit sur les trois marchés énumérés; la police peut intervenir lors de l'échange de biens volés, lors de l'action même du vol par un criminel ou à l'endroit physique où se transige le travail pour le service criminel.

3.1.1 LE MARCHE DU PRODUIT (PRODUCT MARKET)

LA DEMANDE DE PRODUITS ILLEGAUX

La demande d'un bien illégal n'a pas à être analysée d'une façon différente de celle d'un bien légal. Les individus font face à un produit avec lequel ils devront investir temps et autres intrants pour en tirer une certaine satisfaction. Du point de vue du demandeur c'est un produit tout à fait comme un autre. La demande d'un bien illégal dépend alors du prix réel du produit p , du prix réel des autres biens étroitement liés au produit illégal p^c , et du revenu réel y .

La caractéristique même de ce genre de bien, appelle d'autres facteurs à intervenir dans la fonction de demande. La probabilité d'arrestation π_1 , la probabilité de condamnation et d'amende f_1 , deviennent alors des variables à inclure dans la demande de biens illégaux. L'équation de demande d'un bien illégal peut se lire, pour un individu:

$$q_i^d = d_i (p_i, p_i^c, y_i, \pi_{1i}, f_{1i})$$

exprimée en terme per capita:

$$q^d = d (p, p^c, y, \pi_1, f_1) \quad (2,1)$$

- où q^d = quantité demandée d'un bien illégal per capita
 p = prix réel d'un produit illégal (p dégonflé à l'aide de l'indice général des prix p_0)
 p^c = vecteur de prix réels de biens étroitement liés au produit illégal (p^c dégonflé à partir de l'indice général des prix p_0)
 y = revenu réel per capita
 π_1 = probabilité d'arrestation dans le marché illégal (indice 1: marché du produit)
 f_1 = amende monétaire réelle incluant le coût d'opportunité pour le temps d'emprisonnement

L'étude de Vandeale utilise des données agrégées, et doit donc prendre une hypothèse de travail importante pour dériver sa courbe de demande de bien illégal. En général une demande agrégée dépend de la distribution du revenu. Cependant en prenant des hypothèses raisonnables, on peut montrer qu'une agrégation rigoureuse, amène une fonction agrégée dépendant de la moyenne de la distribution du revenu. Tobin (1950) en a fait la démonstration.

La discussion concernant le signe attendu des différents coefficients, doit se baser en partie sur les travaux au sujet des marchés légaux. La nécessité vient du fait qu'aucune étude, sauf Vandeale (1978), n'a traité la demande d'un bien illégal. *Ceteris paribus*, l'élasticité-prix doit être négative.

L'élasticité-croisée, concernant les produits étroitement liés, doit varier selon la nature du produit, un complément obtenant un signe négatif et un substitut, un signe positif. Le signe attendu dans le cas du coefficient du revenu réel, dépend de la nature du bien volé. Si nous faisons l'hypothèse qu'un bien volé, en l'occurrence une voiture, est un bien normal le signe attendu sera positif. On peut arguer qu'un tel type de bien est inférieur, si c'est le cas, on attend plutôt un signe négatif pour ce même coefficient.

Dans le texte de base on ne retrouve aucune indication sur le signe attendu des variables comptant pour la dissuasion dans le marché illégal. Sans aucune intention d'ingérence sur le plan théorique, nous croyons que la probabilité d'arrestation et de condamnation et l'amende imposée doivent obtenir un coefficient négatif, une fois mis en rapport avec le nombre de crime. Nous ne désirons en rien repartir le débat sur l'existence d'un effet de dissuasion du crime, mais croyons que les efforts de la société pour contrer le phénomène ne sont pas posés en vain.

L'OFFRE DE PRODUITS ILLEGAUX

Dans l'élaboration du modèle, il faut distinguer entre le crime et le résultat de ce crime; le produit illégal. L'acte criminel se voit donc comme une courbe de transformation des facteurs de production, temps et capital, en un bien final, le produit illégal. L'entreprise criminelle j , produira alors un bien illégal final à partir des intrants temps et capital t_j et c_j . Du fait même de l'activité illégal, la fonction de production fait aussi face au risque de l'activité, soit la probabilité d'arrestation dans le secteur de la production π_2 et la probabilité de condamnation et d'amende f_2 dans le même marché. Il faut noter que du point de vue de la firme, π_2 et

f_2 n'apparaissent pas comme des variables de décision, mais de niveaux (shifts variables). On assume que la fonction de production est différentiable partout et se présente comme suit:

$$q_j = f_j (C_j, t_j, \pi_2, f_2)$$

les dérivées partielles possèdent les propriétés suivantes:

$$\frac{\delta f_j (.)}{\delta C_j} \equiv mp_c > 0 \qquad \frac{\delta f_j (.)}{\delta t_j} \equiv mpt > 0$$

$$\frac{\delta f_j (.)}{\delta \pi_2} < 0 \qquad \frac{\delta f_j (.)}{\delta f_2} < 0$$

N.B.: $f_j (.) = f_j (C_j, t_j, \pi_2, f_2)$.

et mp_c : productivité maximale du capital
 mp_t : productivité marginale du temps

LA DEMANDE DERIVEE DES FACTEURS DE PRODUCTION

Nous simplifions l'analyse de la fonction de production en ne discutant pas du rôle des services en capital dans le travail. La seule variable de décision, dans ces conditions, reste le temps. La firme j a à choisir le niveau d'intrants qui maximise son profit:

$$\max_{t_j} \text{profit} = pf_j (t_j, \pi_2, f_2) - wt_j$$

Cette équation se vérifie sous acceptation des hypothèses néo-classiques de la firme, faisant face à un marché du produit et des facteurs en compétition parfaite. On obtient ainsi la demande d'intrants, la demande dérivée pour le temps illégal, comme condition nécessaire à la maximisation du profit sujet à la fonction de production.

si $t_j \geq 0$, les conditions de premier ordre deviennent:

$$\frac{\delta \text{ profit}}{\delta t_j} = \frac{P \delta f_j(.)}{\delta t_j} - w = 0 \text{ ou } \frac{\delta f_j (.)}{\delta t_j} = w/p$$

avec w : salaire nominal illégal

p : prix produit illégal

En résolvant pour t_j on obtient la fonction de demande de temps illégal:

$$t_j = h_j (p, w, \pi_2, f_2) \quad (2,3)$$

où t_j^d = demande temps illégal firme j

π_2 = probabilité arrestation secteur production

f_2 = amende imposée, une fois pris, dans le secteur de la production.

En insérant la demande de facteur dans la fonction de production, on obtient l'offre en fonction du prix du produit, du salaire et de la probabilité d'arrestation, de condamnation et l'amende:

$$q_j^s = X_j (P, W, \pi_2, f_2) \quad (2,4)$$

En termes réels, les deux équations deviennent la fonction d'offre de produits de la firme j:

$$q_j^s = X_j (p, w, \pi_2, f_2) \quad (2,5)$$

et le demande dérivée de temps de la firme j s'écrit:

$$t_j^d = h_j (p, w, \pi_2, f_2) \quad (2,6)$$

Comme l'offre de l'industrie est la somme horizontale des offres des firmes individuelles. on peut écrire:

$$Q^s = \sum_{j=1}^t q_j^s \quad \text{où } t = \text{nombre total de firmes}$$

$$\text{où } Q^s = X (p, w, \pi_2, f_2) \quad (2,7)$$

de même la fonction de demande dérivée de l'industrie:

$$T^d = h(p, w, \pi_2, f_2) \quad (2,8)$$

3.2.3 L'ÉQUATION D'ÉQUILIBRE DU MARCHÉ

Dans la position d'équilibre, l'offre doit être égale à la demande:

$$Nq^d = Q^s \quad (2,9)$$

où N: taille de la population, la variable N est déjà incluse dans l'équation d'offre exprimée en terme per capita:

$$q^s = \frac{Q^s}{N} = q(p, w, \pi_2, f_2, N) \quad (2,10)$$

Dans le court terme, une augmentation du prix du bien illégal, ceteris paribus, induit un mouvement à la hausse sur la courbe d'offre de ce produit. Une augmentation du taux de salaire déplace l'offre du produit illégal vers la gauche, donc une diminution de la quantité offerte. Une augmentation de la probabilité d'arrestation ou de condamnation et d'amende amène un déplacement vers la gauche, soit une diminution de l'offre du produit illégal.

LE MARCHÉ DES FACTEURS

Comme dans la discussion sur les déterminants de l'offre de produits illégaux, le marché des facteurs ne tient compte que de l'offre de temps illégale. Pour simplifier l'analyse, l'offre de capital illégal est ignorée. En se basant sur la théorie des préférences révélées (state preference analysis) et sans justifier le choix des variables en détails, la fonction d'offre de travail illégal, du point de vue micro-économique, se définit comme suit:

$$t^s = g(w, w_1, \pi_3, f_3) \quad (2,11)$$

- où t^s = temps offert dans le marché illégal
 w = salaire réel dans le marché illégal
 w_1 = salaire réel dans le marché légal
 π_3 = probabilité d'arrestation et de condamnation dans le marché des facteurs illégaux
 f_3 = valeur monétaire réelle de l'amende si condamné dans le marché des facteurs illégaux

On doit recourir à une hypothèse au sujet de w_1 , le salaire dans le marché légal. On assume w_1 exogène étant donné la taille du marché criminel, supposée petite par rapport à l'économie. Une augmentation de π_3 ou f_3 , les autres variables

de l'équation (2,11) restant constantes, diminue l'attrait du marché illégal et par voie de conséquence, diminue le temps de travail offert. Ceteris paribus, on s'attend à ce qu'une baisse du salaire réel de l'activité illégale, w , amène une baisse, encore une fois de l'offre de temps dans ce marché.

LA CONDITION D'EQUILIBRE DU MARCHE

L'équilibre du marché survient lorsque l'offre égale la demande, soit:

$$t^d = t^s \text{ avec } \begin{array}{l} t^d = \text{demande de temps illégal} \\ t^s = \text{offre de temps illégal} \end{array}$$

3.1.2 LE SECTEUR DE LA PREVENTION DU CRIME

Dans un cadre légal, le marché du produit, la production et le marché des facteurs, constituent un tour d'horizon complet du circuit d'acheminement d'un bien. La discussion, dans le cas d'un bien illégal, doit cependant tenir compte du secteur de la prévention, de façon à dépeindre fidèlement la situation d'un tel marché. Par définition un bien dit illégal se voit la cible de ce secteur de prévention. On doit donc formuler une modélisation agrégée du secteur de la sécurité

publique de façon à l'inclure dans le modèle de l'industrie du crime.

Le secteur de la prévention se structure comme suit: les individus expriment une demande pour les services de protection que produit le secteur policier à partir du travail et du capital. Ces facteurs originent du secteur privé ou public. Le lien entre le marché du produit illégal et le secteur de prévention s'établit par la probabilité d'arrestation et de condamnation.

La fonction de production des services de prévention a pour principaux facteurs, le nombre de policiers et le capital employé par les différents départements de police. De cette fonction de production on tire la demande de policiers, que l'on combine par la suite à l'offre de policiers, de façon à obtenir un équilibre dans le marché de la prévention. Le secteur de la prévention se manifeste sur le marché du crime par la probabilité d'arrestation qui influence, à des niveaux différents, les trois secteurs identifiés du marché criminel.

LA DEMANDE D'OFFICIERS DE POLICE

Dans la détermination de la demande de policiers, on doit noter tout d'abord trois hypothèses de travail. La règle de

la majorité s'applique pour les décisions du montant à dépenser en prévention; la décision est prise selon la règle du votant médian. La production s'établit au coût minimum et pour des raisons de simplicité mathématiques, la fonction de production se caractérise par des rendements constants à l'échelle ou Cobb-Douglas. La fonction de production s'écrit:

$$T = \tau PU^\alpha S^{1-\alpha} Z^\beta \quad (2,14)$$

avec:

- T: niveau des services de protection
- PU: nombre de policiers per capita
- S: capital dépensé par les services de police, per capita
- Z: vecteur de variables affectant la fonction de production (ex: taux criminalité)

La minimisation du coût de l'offre de cette protection, sous contrainte de la fonction de production, donne les conditions du premier ordre suivant:

$$w_p = \frac{\alpha C}{PU} \quad \text{ou} \quad PU = \frac{\alpha CT}{w_p}$$

$$w_s = \frac{(1-\alpha) CT}{S} \quad \text{ou} \quad S = \frac{(1-\alpha) CT}{w_s} \quad (2,15)$$

où C = coût marginal de la production;
 w_p = salaire des policiers;
 w_s = prix du facteur capital ("capital services")

Substitution de (2,15) et (2,16) dans (2,14) amène le coût marginal des services de protection:

$$C = \tau^{-1} \left(\frac{w_p}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{w_s}{(1-\alpha)} \right)^{(1-\alpha)} Z^{-\beta}$$

que l'on peut réécrire:

$$C = \tau' w_p^\alpha w_s^{(1-\alpha)} Z^{-\beta} \quad \text{avec } \tau' = \{\tau \alpha^\alpha (1-\alpha)^{(1-\alpha)}\} \quad (2,18)$$

Cette équation représente une fonction d'offre dépendant des prix des facteurs et des variables comprises dans Z . En termes réels (2,18) peut s'écrire:

$$C = \tau' (w_p)^\alpha (w_s)^{(1-\alpha)} Z^{-\beta} \quad (2,19)$$

$$\text{où } c = \frac{C}{p_0} ; \quad w_p = \frac{w_p}{p_0} ; \quad w_s = \frac{w_s}{p_0} \quad \text{et}$$

et p_0 = indice général des prix

En spécifiant une fonction de demande log-linéaire pour les services de protection publique dépendant des prix et du revenu on peut écrire:

$$PU = \delta_1 C^\epsilon Y^h \quad (2,20)$$

avec C: coût marginal de la production

y: revenu introduit pour refléter la contrainte de budget.

La forme log-linéaire de la fonction (2,20) reflète le caractère décroissant d'une augmentation marginale du revenu. Une relation linéaire entre logarithme amène une bonne spécification par rapport aux données, sans avoir à utiliser d'autres paramètres. C'est du moins la justification qu'amène Vandaele pour la forme fonctionnelle de cette équation. Substituant cette demande en termes réels dans l'équation (2,15):

$$PU^d = \alpha \delta_1 C^{1+\epsilon} \frac{Y^h}{w_p} \quad (2,21)$$

après remplacement de C par (2,19), la demande de police per capita devient:

$$PU^d = \delta w_p^{(1-\epsilon)\alpha-1} w_s^{(1+\epsilon)(1-\alpha)} Z^{-(1+\epsilon)\beta} Y^h$$

avec $\delta = \delta_1 \alpha \tau^{(1+\epsilon)}$

On peut résumer cette demande de policiers per capita par:

$$PU^d = d_1 (w_p, w_s, y, q^a)$$

où PU^d = demande de policiers per capita

w_p = salaire réel des policiers

w_s = rémunération réelle du capital ("capital services")

y = revenu réel per capita

q^a = index agrégé du crime (une variable du vecteur Z)

Si les autres variables demeurent constantes, on s'attend à ce qu'une augmentation du salaire réel w_p ou une diminution du prix réel du capital w_s , diminue la demande per capita de policiers. Toujours sous l'égide de ceteris paribus, on s'attend à ce qu'une augmentation de l'index agrégé du crime q^a ou une augmentation du revenu réel y , crée une augmentation de la demande per capita de policiers.

L'OFFRE DE POLICIERS

La fonction d'offre de policiers est issue de la théorie économique du choix de l'occupation (economic theory of occupational choice). Si l'individu a le choix entre deux occupations: devenir policier ou toute autre occupation, il

occupational choice). Si l'individu a le choix entre deux occupations: devenir policier ou toute autre occupation, il choisira celle qui génère le plus haut rendement réel. Par rendement réel on entend le salaire et les avantages réels autres que monétaires. On peut écrire qu'un individu entre dans le marché de l'offre de policiers si:

$$r_p > r_1$$

où r_p = rendement réel du travail policier

r_1 = rendement réel d'une autre occupation

Les facteurs tels que le risque associé aux différentes professions, la localisation de l'emploi etc... influencent les avantages non-monétaires. En ce qui concerne le métier de policier, on prend pour acquis que l'indice agrégé du crime agit comme variable de substitution pour les avantages non-monétaires. Le chômage influence le choix de l'individu, mais seulement dans le cas d'une occupation autre que policière. Au niveau du modèle, l'hypothèse à retenir est un chômage pratiquement inexistant chez les policiers.

Le revenu réel influence l'offre de policiers; on prend ainsi en compte l'effet du revenu sur la participation au marché du travail. A partir d'hypothèses de travail, on peut

démontrer qu'une augmentation du revenu de propriété (property income), alliée à un taux de salaire constant, amène une diminution du temps alloué au travail, et vice versa. Par contre une augmentation du taux de salaire, non-compensée, amène un résultat ambigu dû à un effet de substitution vers un plus grand nombre d'heures et un effet-revenu contre un plus grand nombre d'heures. On en arrive à une fonction d'offre de policiers qui prend la forme suivante:

$$PU^s = s_1 (w_p, w_l, Y, q^a, UR)$$

où $PU^s =$ l'offre de policiers per capita

$w_p =$ salaire réel des policiers

$w_l =$ salaire réel occupation alternative

$q^a =$ index agrégé du crime

$UR =$ taux de chômage occupation alternative

Pour le signe attendu des coefficients de la fonction d'offre, on peut entreprendre la discussion suivante. Une augmentation du taux de salaire réel des policiers, ceteris paribus, doit se traduire par une hausse de l'offre de policiers per capita. Une augmentation du taux de salaire dans l'occupation alternative ou une diminution du taux de chômage, dans le même marché, les autres variables restant constantes, doit amener l'offre de policiers vers la gauche. Dans le même

esprit, une augmentation du revenu réel ou de l'index agrégé du crime amènent une diminution de l'offre de policiers.

LES CONDITIONS D'EQUILIBRE

Le secteur de la prévention se complète par l'équation d'équilibre du marché:

$$PU^d = PU^s$$

où PU^d = quantité demandée de policiers

PU^s = quantité offerte de policiers

3.1.3 LA PROBABILITE D'ARRESTATION ET DE CONDAMNATION

La probabilité d'arrêt et de condamnation lie le secteur de la prévention aux autres secteurs présents dans le modèle du crime. Comme indiqué auparavant, le secteur de la prévention interagit avec le marché des facteurs, de la production et du produit criminel. Sous cet angle, la probabilité d'insuccès du crime apparaît comme le résultat tangible de la fonction de production du secteur de la prévention.

Les services de protection sont produits à partir des facteurs du secteur de la police. La probabilité d'arrestation et de condamnation est alors liée aux intrants de la fonction de production des services de prévention. Cet état de fait implique que la probabilité d'arrestation soit déterminée par des facteurs tels que: le nombre de policiers, le capital employé par les services de police, la densité de la population, les races et les groupes d'âges présents dans la population et l'index agrégé du crime.

Un certain nombre d'hypothèses caractérise la fonction de production de la probabilité d'arrestation. Premièrement, le nombre d'arrestations d'un policier s'accroît avec l'augmentation du nombre de crimes. En plus on s'attend à ce que le nombre d'arrestations d'un policier augmente fortement au début de sa carrière pour diminuer par la suite, démontrant l'atteinte d'une certaine efficacité dans son travail. La fonction de production de la probabilité d'arrestation s'écrit:

$$\pi = f (PU, s, PD, NW, ED, A)$$

avec π = probabilité d'arrêt et de condamnation
PU= nombre de policiers per capita
s= capital utilisé par les services de police per capita
 q^a = index agrégé du crime
PD= densité de la population
NW= pourcentage de non-blancs dans la population
ED= niveau de scolarité de la population
A= pourcentage d'adolescents dans la population

Dans le cas de la fonction de probabilité d'arrestation, la discussion sur les signes attendus peut se faire de la façon suivante; une augmentation des facteurs de production telle que le nombre de policiers per capita, ceteris paribus, doit résulter en une augmentation de la probabilité d'arrestations. On attend aussi, d'une augmentation du pourcentage de non-blancs ou d'adolescents dans la population, le même résultat.

CARACTERE SIMULTANE DU MODELE

La probabilité d'arrestation joue un rôle important dans la compréhension de l'industrie criminelle. Elle réconcilie l'idée d'un marché illégal, fonctionnant sur les mêmes bases que tout autre marché, avec la théorie économique traditionnelle. Le marché criminel se distingue d'un autre marché par la seule présence chez lui d'un risque supplémentaire; l'arrestation possible des agents de cette activité. Toute la différence tient dans la présence de cette équation dans le modèle. Si l'on accepte qu'un marché illégal, définit ainsi par la société, fournit des biens au même titre qu'un autre secteur de l'économie, c'est la seule façon de traiter le problème. Comme pour tout marché, la théorie de l'échange s'acquitte de sa tâche qui consiste à marquer les déterminants de son fonctionnement.

Au point de vue théorique, le modèle de l'industrie du crime possède une caractéristique particulière; la simultanéité. Le phénomène saute aux yeux en examinant de près le système d'équations retenu pour dépeindre ce marché. On peut le résumer ainsi: la probabilité d'arrestation agit sur les décisions d'investissements des services policiers, dans le même temps, l'influence de cette dépense joue sur l'index agrégé du crime. Donc dans l'estimation du modèle on doit

prévoir la prise en compte de ce problème. Comme discuté dans la recherche de documentation, un modèle à équations simultanées règle ce problème.

4. DONNEES EMPIRIQUES

4.1 LE MODELE EMPIRIQUE DE VANDEALE

Le côté empirique de l'étude sur le crime se fait dans un deuxième temps, après avoir écarté les difficultés d'estimation posées par la théorie. Des variables doivent être éliminées, d'autres modifiées de façon à rendre l'estimation possible. Les équations empiriques, avec lesquelles on teste le modèle, diffèrent donc des équations théoriques. Le tableau 1 montre les différences existant entre le modèle et son estimation. Comme on le constate, les différences n'apparaissent que pour des raisons empiriques évidentes. Seules les variables pour lesquelles il n'existe aucune observation ont été mises de côté.

Le tableau 2 donne la liste des variables endogènes et exogènes du modèle théorique. Une fois en rapport avec le tableau 1, il permet de saisir toute la différence entre la théorie et l'estimation du modèle de l'industrie du crime. Notons les différences les plus marquées, au niveau des équations: l'absence d'estimation pour le marché des facteurs. Comme ces équations impliquent des observations sur le temps offert dans le marché criminel, l'impossibilité de la tâche se passe de démonstration. Pour le reste des équations

discutées dans le modèle théorique, on les retrouve toutes, avec cependant quelques modifications pour certaines variables: la quantité d'autos volées, le prix des autos volées, l'index agrégé du crime, la peine imposée une fois condamné pour un délit, le capital employé par les services de police, le taux de participation au marché du travail et le risque d'arrestation pour activité dans un marché illégal.

TABIEAU 1 : Équations théoriques et empiriques du modèle sur l'industrie du crime; Le vol automobile (U.S.A.)

équations	théoriques	empiriques
Demande automobiles volées	$q_t^d = f(p_t, p_t^c, y_t, \pi_{1t}, f_{1t})$	$\ln q_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y + \alpha_2 \ln y_t + \alpha_3 \ln \pi_t + \alpha_4 \ln m_c + \epsilon$
Offre automobiles volées	$q_t^s = f(p_t, w_t, \pi_2, f_{2t}, N_t)$	$\ln q_t^s = \alpha_0 + \alpha_1 \ln p_t + \alpha_2 \ln w_t + \alpha_3 \ln \pi_t + \alpha_4 \ln A_t + \alpha_5 \ln M_w_t + \epsilon$
Fonction de la probabilité d'arrestation	$\pi_{1t} = f(p_{1t}, S_t, q_t^a, M_w_t, A_t)$	$\ln \pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln p_{1t} + \alpha_2 \ln q_t^a + \alpha_3 \ln A_t + \alpha_4 \ln M_w_t + \epsilon$
Demande de policiers	$p_{1t}^d = f(w_{pt}, w_{st}, y_t, q_t^a, A_t)$	$\ln p_{1t}^d = \alpha_0 + \alpha_1 \ln w_{pt} + \alpha_2 \ln y_t + \alpha_3 \ln q_t^a + \alpha_4 \ln M_w_t + \alpha_5 \ln A_t + \epsilon$
Offre de policiers	$p_{1t}^s = f(w_{pt}, w_{1t}, y_t, q_t^a, UR_t)$	$\ln p_{1t}^s = \alpha_0 + \alpha_1 \ln w_{pt} + \alpha_2 \ln w_{1t} + \alpha_3 \ln y_t + \alpha_4 \ln q_t^a + \alpha_5 \ln UR_t + \epsilon$
Offre de temps illégaux	$T_t^d = h(p_t, w_t, \pi_{2t}, f_{2t})$	nil

Tableau 2: Variables endogènes et exogènes du modèle sur l'industrie du crime; le vol d'automobiles (U.S.A.)

variables endogènes	définitions
q_t	Nombre d'automobiles volées, percapita, échangés avec; q_t^s = offre.
P_t	Prix réel automobiles volées.
T_t	Nombre d'heures-hommes passées dans le marché illégal; T_t^d = demande; T_t^s = offre.
w_t	Salaire réel dans le marché illégal.
PU_t	Nombre de policiers, per capita, avec PU_t^d = demande; PU_t^s = offre.
w_{pt}	Salaire réel des policiers.
π_{it}	Probabilité d'arrestation et de condamnation; $i=1$ marché du produit; $i=3$ marché facteurs.
q_t^a	Index agrégé du crime
q_t^p	Index du crime contre la propriété
S_t	Capital utilisé par les services policiers, per capita
variables exogènes	
P_t^c	Vecteur prix réels des biens étroitement liés au produit illégal
Y_t	Revenu réel per capita
N_t	Taille de la population
π_{it}^c	Probabilité de condamnation si mis en accusation; $i=1$ marché du produit; $i=2$ marché de production; $i=3$ marché des facteurs.
PR_t	Taux de participation au marché du travail
w_{lt}	Taux de salaire réel dans le marché légal
w_{st}	Prix réel de la localisation du capital dans le secteur policier.
f_{it}	Coût moyen réel des sanctions imposées: $i=1$ marché du produit; $i=2$ marché de la product $i=3$ marché des facteurs.
NW_t	Pourcentage de non-blancs dans la population
UR_t	Taux de chômage
A_t	Pourcentage de 14-24 ans dans la population
q_t^v	Index du crime contre la personne

Le tableau 2 nous présente les variables endogènes et exogènes du modèle de l'industrie du crime. Il faut cependant noter qu'un certain nombre de ces variables sont difficiles d'accès. Pour cette raison, il importe d'expliquer les méthodes retenues pour obtenir des observations dans certains cas. Pensons, en tout premier lieu, au prix des automobiles volées; cette variable n'apparaît pas dans les statistiques officielles. On formule alors une hypothèse sur le comportement du prix des voitures illégales permettant la transformation de la variable. Le prix des véhicules volés suit la même tendance que le prix des autos usagées. Une telle proposition semble réaliste car la rareté d'un modèle particulier d'automobile doit se refléter autant dans le marché des usagées que dans celui du recel. Le comportement de la variable prix des autos volées p_t , par rapport au prix des autos usagées, en supposant une relation log-linéaire entre elles, s'écrit:

$$\ln p_t = \tau_0 + \tau_1 \ln p_t^c \quad \text{où } \tau_1 > 0$$

et p_t = prix autos volées
 p_t^c = prix autos usagées

On peut arguer, en acceptant cette relation, que l'évolution de ces deux prix est la même mais que les

ordonnées à l'origine différent. En fait, toute la différence se trouve dans la constante de l'équation. Utiliser le prix des autos usagées, comme variable de remplacement, n'a pas d'effet sur le comportement du prix, en terme de tendance, mais biaise la constante de cette équation. C'est ce qu'implique l'hypothèse sur le prix des autos volées, croyons-nous. Dans le cas de la quantité d'autos volées, le raisonnement est le même. Cette fois on met cette variable en rapport avec le nombre de vol d'auto rapporté à la police. L'équation liant les deux variables se lit:

$$\ln q_t = \beta_0 + \beta_1 \ln r_t$$

avec q_t = quantité d'autos volées per capita

r_t = ratio du nombre de vol auto rapporté à la police
sur la population résidente

Encore une fois la fluctuation des variables se fait dans le même sens mais l'ordonnée à l'origine s'écarte de la vérité, en comparant les comportements respectifs. On peut s'accomoder d'une variable qui obtient un coefficient fiable au niveau de son comportement face à la variable dépendante, mais introduit un biais dans la constante de l'équation. De toute évidence c'est la façon de procéder si l'on désire

estimer un modèle empirique du crime, surtout en pensant au prix des automobiles volées.

D'autres variables, comme le temps offert t_t et le salaire réel w_t dans le marché illégal, ne posent pas de problème; l'impossibilité d'en retrouver la moindre trace, au point de vue empirique, clôt le débat. L'impossibilité de construire une série chronologique rigoureuse pour l'amende imposée f_{it} une fois condamné, conduit encore une fois à l'abandon de cette variable. La probabilité d'arrestation, théoriquement différente pour les trois secteurs du marché du crime, se limite à une seule pour les trois marchés, due à la non-disponibilité des détails nécessaires à la différenciation de ce risque. Finalement, le capital employé par les services policiers n'apparaît pas plus dans les statistiques officielles.

Le modèle théorique sur le crime et son pendant empirique, destiné à l'estimation, sont développés dans le cadre de l'économie américaine. Les variables retenues reflètent donc la disponibilité des données aux U.S.A., mais pas nécessairement ailleurs. Bien que subordonné au modèle de Vandeale, un modèle canadien a ses propres caprices, par exemple la disponibilité des données n'est pas la même. C'est

une nécessité de discuter des données canadiennes pour définir un modèle qui s'y adapte.

4.2 LA SITUATION CANADIENNE

Les faits saillants du vol d'automobile au Canada attestent tout à fait le besoin de modélisation dans le domaine. Durant la période 1979-1981, on note comme le montre le tableau 3, une diminution du taux de recouvrement des véhicules volés par les services policiers. On ne doit pas s'alarmer outre mesure d'une diminution du taux de recouvrement de l'ordre de trois pourcent en trois ans, mais tendre l'oreille au vol d'autos pour mieux le connaître. Sur une période de vingt ans, soit 1962 à 1981, le nombre de vol s'accroît de cent soixante-dix-sept pourcent au Canada. Une fois en rapport avec le nombre de véhicules automobiles immatriculés, au Canada toujours, qui augmente sur la même période de cent trente et un pourcent, la statistique prend tout son sens.

Le tableau 4 montre l'accroissement du nombre de voitures immatriculées et volées au Canada pendant la période, pour trois années choisies, nommément 1962, 1971 et 1981. Ces années représentent le début, le milieu et la fin de la période d'observation. Toujours au même tableau on peut

comparer ces années en terme du taux de vol pour cent mille véhicules immatriculés. Nonobstant le fait que ce taux de vol pour cent mille immatriculations évolue de vingt pour cent sur la période, il faut noter que le taux le plus élevé se retrouve à l'année 1971 avec sept cent trente, comparativement à cinq cent quatre-vingt-cinq en 1962 et à sept cent un en 1981. Peut-on rendre compte de cela ? Puisque le modèle soutient que le crime n'est pas différent d'une autre industrie, présentons ces faits avec une argumentation de marché.

Le prix moyen des automobiles usagées, baromètre de l'évolution de la situation dans le marché criminel qui nous occupe, peut nous enseigner quelque chose. Le tableau 5 donne un aperçu du prix moyen, toutes catégories, pour les années choisies. On retrouve dans ce tableau des outils de comparaison, comme l'indice des prix à la consommation, sur la base de 1981=100, pour les trois années, qui nous permettent de comprendre. Une fois pris en compte le problème de l'inflation, l'évolution de ce marché apparaît claire. Le prix moyen des automobiles, en dollars de 1981, s'est abaissé de 1962 à 1971 pour ensuite s'élever légèrement entre 1971 et 1981. Le tableau nous indique un prix moyen, en dollars constants, de 10547\$ en 1962, 6488\$ en 1971 et 7403\$ en 1981. Dans ces conditions, un entrepreneur illégal doit augmenter

sa production entre 1962 et 1971, et peut se permettre un léger fléchissement, de cette même production, entre 1971 et 1981, s'il désire maintenir ses revenus durant toute la période. En fait l'évolution du prix des voitures usagées reflète la situation de l'industrie légale de l'automobile qui voit, durant les années soixante, baisser le prix réel sur la majorité des modèles. Une compétition très vive a lieu sur le marché à l'époque, pour ensuite se stabiliser durant les années soixante-dix. A ce point de vue, les années quatre-vingts amènent sans doute une hausse dans le taux de vols pour cent mille véhicules immatriculés.

Tableau 3: Nombre de vol de voitures au Canada, 1962, 1971 et 1981 et statistiques

années	nombre de vol	période	variation
1962	33 758	—	—
1971	65 887	1962-1971	+ 95
1981	93 436	1962-1981	+ 177

Source: Statistique Canada

Tableau 4: Nombre de voitures immatriculées et taux de vol pour cent mille voitures immatriculées Canada 1962, 1971 et 1981.

années	nombre voitures immatriculées	période	variation (%)	taux de vol pour cent mille voitures immatriculées
1962	5 774 810	—	—	585
1971	9 022 136	1962-1971	+ 56	730
1981	1 333 375	1962-1981	+ 131	701

* en rapport avec le tableau 3
Source: Statistique Canada

Tableau 5: Prix moyen autos usagées en dollars courants, IPC 1981=100 et prix moyen autos usagées en dollars constants, Canada 1962, 1971 et 1981.

années	prix moyen autos usagées \$ courants	IPC	prix moyen autos usagées \$ constants (1981)
1962	3 375\$	32,0	10 547\$
1971	2 738\$	42,2	6 488\$
1981	7 403\$	100,0	7 403\$

Source: Canadian Red Book, Statistique Canada

Dans l'évaluation d'un modèle du vol d'automobile au Canada, nous acceptons d'emblée le système retenu par Vandeale. Comme on le fait dans l'article de référence, certaines variables théoriques n'apparaissent pas dans le travail empirique. Les variables comme la quantité de temps illégal échangée dans le marché criminel, le taux de salaire illégal, l'amende imposée après condamnation et les dépenses en capital des services de police ne sont pas plus disponibles au Canada qu'aux U.S.A.. De plus, comme l'estimation originale l'a fait, nous ne retenons pas dans les équations le taux de participation au marché du travail. Finalement, la seule différence entre la formulation de Vandeale et celle du Canada, se situe au niveau de l'absence du pourcentage de non-blancs dans la population. Cette variable ne se retrouve pas dans les statistiques officielles, sous forme comparable pour permettre d'en soutirer une série chronologique de qualité. La définition du pourcentage de non-blancs dans la population ayant subi plusieurs modifications durant la période d'observation, cette tâche devient impossible. Un autre argument milite en faveur de la non-inclusion de cette variable dans le modèle empirique; la présence d'ethnies au Canada ne représente pas un facteur aussi important qu'aux Etats-Unis.

Tableau 6: Equations empiriques retenues pour le modèle canadien

équations	équations retenues au Canada
demande automobiles volées	$\ln q_t^D = \alpha_0 + \alpha_1 \ln p_t + \alpha_2 \ln y_t + \alpha_3 \ln \pi_t + \alpha_4 \ln \pi_t^C + \epsilon$
offre automobiles volées	$\ln q_t^S = \alpha_0 + \alpha_1 \ln p_t + \alpha_2 \ln w_t + \alpha_3 \ln \pi_t + \alpha_4 \ln A_t + \epsilon$
fonction de la probabilité d'arrestation	$\ln \pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln p_t + \alpha_2 \ln y_t + \alpha_3 \ln q_t^S + \epsilon$
demande de policiers	$\ln p_t^D = \alpha_0 + \alpha_1 \ln p_t + \alpha_2 \ln y_t + \alpha_3 \ln q_t^S + \alpha_4 \ln A_t + \epsilon$
offre de policiers	$\ln p_t^S = \alpha_0 + \alpha_1 \ln p_t + \alpha_2 \ln w_t + \alpha_3 \ln y_t + \alpha_4 \ln q_t^S + \alpha_5 \ln R_t + \epsilon$
offre de temps illégal	n_t

Tableau 7: Variables endogènes et exogènes du modèle sur l'industrie du crime, retenues pour l'étude canadienne.

variables endogènes	définitions
q_t	Nombre d'automobiles volées, per capita, avec q_t^d = demande; q_t^s = offre
P_t	Prix réel automobiles volées
PU_t	Nombre de policiers, per capita, avec; PU_t^d = demande PU_t^s = offre
w_{pt}	Salaire réel des policiers
π_t	Probabilité d'Arrestation avec $i= 1$ marché du produit; $i= 2$ marché de la production; $i= 3$ marché des facteurs.
q_t^a	Index agrégé du crime
q_t^p	Index du crime contre la propriété
variables exogènes	
Y_t	Revenu réel, per capita
N_t	Taille de la population
π_{it}^c	Probabilité de la condamnation avec $i= 1$ marché du produit; $i= 2$ marché de la production; $i= 3$ marché des facteurs
wl_t	Taux de salaire réel dans le marché légal
UR_t	Taux de chômage
A_t	Pourcentage de 14-24 ans dans la population
q_t^u	Index du crime contre la personne

Donc, comme on peut le constater au tableau 6, le modèle canadien se compare en tous points au travail établi chez les américains, sauf pour l'absence du pourcentage de non-blancs. Pour s'assurer de cela on n'a qu'à comparer le tableau 6 et le tableau 1. Une liste des variables utilisées au Canada forme le tableau 7. Mis à part le pourcentage de non-blancs, le tableau 7 contient les mêmes variables, retenues pour estimations, que le tableau 2 présentant les variables empiriques de Vandeaale. Bref nous n'avons pas l'intention, ici, de discuter la théorie et l'évaluation du modèle de l'industrie du crime, qu'en a fait Vandeaale. Tout ce que le modèle canadien veut apporter à la discussion, c'est au niveau de la performance statistique. Vandeaale a utilisé, pour tester le modèle, des observations annuelles pour les Etats-unis entre 1935 et 1969. Avec trente-cinq observations annuelles pour les U.S.A., nous croyons que le modèle peut accepter des améliorations qui lui permettent de performer de meilleures façons.

Le modèle canadien augmente, dans un premier temps, le nombre d'observations et dans un deuxième temps, utilise des données désagrégées par rapport au modèle américain. Le but visé est d'augmenter la fiabilité statistique de l'estimation. Nous croyons que les données ont avantage à provenir d'unités plus petites qu'un pays. De cette façon nous pensons mieux

rendre compte des différences régionales existantes dans un pays aussi vaste que les Etats-Unis ou le Canada par exemple. Le modèle du Canada utilise des données provenant des douze régions métropolitaines d'importances de son territoire, sur une période de vingt ans comme déjà mentionné, entre 1962 et 1981. Une fois les données organisées en agrégation de coupes instantannées, le nombre d'observations grimpe à deux cent quarante. De cette façon la performance des tests statistiques s'améliore ou, à tout le moins, les conditions d'acceptabilité des hypothèses.

Pour l'étude canadienne, les variables se rapportent donc à des régions métropolitaines importantes, et non pas au pays entier. Le choix de ces régions se simplifie de lui-même par un examen de la disponibilité de l'information sur le crime publiée par le gouvernement. Dans les statistiques criminelles, on retrouve douze régions urbaines pour lesquelles il existe de l'information. La liste de ces régions se lit comme suit: Montréal, Toronto, Vancouver, Winnipeg, Ottawa, Hamilton, Edmonton, Calgary, Québec, Windsor, London et Halifax.

Dans un deuxième temps, un changement important au modèle original se retrouve dans l'estimation canadienne. La variable prix des autos usagées, utilisée comme variable de

substitution au prix des autos volées, est modifiée par rapport à la définition originale donnée par Vandeaale. Aux U.S.A., elle se définit comme le prix moyen de tous les modèles automobiles usagés disponibles dans le marché. Nous croyons fermement que le vol de voitures se divise en plusieurs catégories. Le vol de modèles de luxe ne se caractérise pas de la même façon que le vol de catégorie sous-compacte, par exemple. Nous avons donc défini six prix différents, pour rendre compte des six grandes catégories d'automobiles disponibles dans le marché, soit sous-compacte, compacte, intermédiaire, standard, de luxe et sport.

En fait cette idée a surgi après la lecture d'un article de Carlson et Umble de 1980. Dans cet article, les auteurs estiment une fonction de demande d'automobiles légales dans le contexte de crise, nommément, les crises du marché du pétrole des années soixante-dix. Le point important de cet article, pour nos travaux, se trouve dans la présence de catégories d'automobiles au lieu de la formulation agrégée habituelle dans l'étude du marché de l'automobile. Par cette astuce, Carlson et Umble obtiennent des résultats du point de vue de la prévision, très éloquent. De là l'idée, pour nous, de désagrégation au niveau du prix des autos usagées, variable de substitution pour le prix des autos volées. Toutefois la comparaison s'arrête là puisque dans le marché légal les

problèmes de disponibilité des données n'existent pas. Par exemple, nous n'avons pas réussi à amasser de l'information sur la quantité d'autos volées, pour chacune des catégories de voitures présentes sur le marché. Donc l'estimation des équations se fait à partir de la quantité d'autos volées avec comme variables explicatives six prix, représentant les six catégories de véhicules possibles. On n'estime pas à l'aide des six variables de prix à la fois, mais on procède par séquences de façon à déterminer le prix qui obtient le meilleur résultat, en termes économiques et économétriques. L'augmentation du nombre d'observations, par le truchement de variables se rapportant aux régions métropolitaines et l'utilisation de prix de catégories d'automobiles plutôt qu'un seul prix moyen, tous modèles confondus, améliorent grandement les chances de confirmation des hypothèses de départ.

En terminant ce tour d'horizon de la situation canadienne au point de vue des données, on doit noter certains faits saillants. Premièrement le choix de la période d'étude se motive aisément. Le début de la période d'observation, 1962, n'est pas le fait du hasard. Les statistiques sur le crime sont publiées depuis le dix-neuvième siècle par les organismes officiels. Les changements de définitions de ces variables ont été si fréquents durant cette période que la création d'une série chronologique de qualité relève de l'impossible. En 1962

toutefois, l'introduction de la déclaration uniforme de la criminalité (D.U.C.) fournit enfin la solution au problème de la multiplicité des définitions appliquées pour une variable. Comme nous travaillons sur les régions métropolitaines du Canada, la période d'observation doit se terminer en 1981 puisque les statistiques de 1982 et des années suivantes ne fournissent plus d'informations sur ces villes. La période d'étude, de 1962 à 1981, s'en trouve donc pleinement justifiée.

4.3 LE CHOIX DES VARIABLES ET LEUR CONSTRUCTION

Comme indiqué à la section 4,2 du présent chapitre, le choix de variables pour l'étude canadienne tient compte de toutes les spécifications empiriques retenues par Vandeaale dans son travail. Sauf pour l'absence du pourcentage de non-blancs, les variables choisies se veulent le plus fidèles possible des définitions originales. Nous suggérons le recours au tableau 7 pour suivre la discussion qui s'amorce.

Nous désirons ici décrire la méthode appliquée dans la cueillette de données. La quantité d'autos volées vient simplement du nombre de vols de véhicules rapportés par les citoyens aux services de police. Le prix des autos volées provient, comme on le sait maintenant, de l'hypothèse selon

laquelle la variation du prix des autos usagées a les propriétés nécessaires pour servir de variable de substitution. Comme nous avons décidé d'inclure dans l'étude les prix se rapportant aux six catégories d'autos sur le marché, des questions d'ordre pratique viennent à l'esprit. Comment déterminer les modèles appartenant à chacune des catégories pour toutes les années d'observations et un prix moyen représentatif ? Nous avons simplement choisi, selon la disponibilité de l'information, six modèles pour chacune des catégories d'automobiles. Ce qui se traduit par la présence de trente-six prix pour chacune des années d'observation du travail.

Le nombre de policiers est issu des statistiques officielles publiées annuellement et ne pose aucun problème particulier. Le salaire annuel des policiers, pour sa part, non disponible dans les publications gouvernementales, vient des différentes fédérations de policiers dont sont partenaires les régions métropolitaines de l'étude. Le salaire des constables de première classe retient l'attention comme variable empirique. Le risque d'arrestation et le risque de condamnation se conjugent à l'aide de trois variables; le nombre de cas classés par les services de police, le nombre de personnes inculpées et le nombre d'automobiles volées. Ces trois variables sont publiées dans les statistiques criminelles. Les statistiques du crime au Canada contiennent aussi de l'information sur les trois index du crime dont nous avons besoin pour l'estimation du modèle. Le nombre de crime

contre la propriété et le nombre de crime contre la personne sont publiés dans les catalogues officiels. A l'aide de ces deux statistiques on est en mesure de créer l'index agrégé du crime pour les régions concernées par l'étude.

D'autres variables dites exogènes au modèle ou déterminées à l'extérieur du paradigme de l'industrie des véhicules volés, interviennent dans l'estimation. Le revenu réel moyen de la population des régions concernées est publié dans les statistiques sur l'impôt et le revenu des particuliers au Canada. Notons à ce sujet que la variable se définit comme le total du revenu cotisé, divisé par le nombre total de déclarations imposables. Comme le but visé est un indice de richesse pour les régions métropolitaines, c'est la façon de procéder pour obtenir une série d'observations annuelles sur le sujet. La population ne pose aucun problème particulier, c'est une statistique publiée et très utilisée. Le taux de salaire dans le marché légal, indice du coût d'opportunité du crime, représenté par la moyenne des salaires dans le secteur manufacturier, ne présente aucun problème dans la cueillette. Pour terminer cette liste, le taux de chômage est une statistique standard des publications, tandis que l'on doit fabriquer la variable du pourcentage d'adolescents dans la population à partir de ce que l'on retrouve dans les catalogues concernant les caractéristiques de la population.

En résumé les variables sont toutes littéralement issues des statistiques officielles, sauf pour deux variables: le prix des voitures volées (variable de substitution) et le salaire des policiers qui provient des fédérations respectives.

Il faut noter toutefois que quelques unes des variables ont dû subir des ajustements pour utilisation sous forme de série chronologique. Plusieurs évènements peuvent mener à de telles transformations de variables, par exemple un changement de définition, la cessation de parution temporaire ou définitive,... etc. Une section de l'annexe apporte les renseignements nécessaires sur les modifications entreprises pour rendre ces données opérationnelles.

4.4 LISTE DES VARIABLES ET SOURCES

Comme nous ne fournissons pas les tableaux de variables colligées et utilisées de façon explicite, on se doit de mentionner les sources desquelles sont issues les informations. Les tableaux se voient ainsi exclus du mémoire avec toutefois l'assentiment de notre directeur de recherche.

Les indications de la présente section permettent, malheureusement, à un chercheur intéressé, de refaire le travail de collection des données. Voici donc cette liste:

Variables	Sources
-----------	---------

Nombre réel d'infractions
(vol d'automobile)
Infractions classées: par
mise en accusation ou
autrement.
Nombre de personnes
inculpées
Nombre de crimes de
violence
Nombre de crimes contre
la propriété

Statistique de la criminalité et de l'application des règlements de la circulation, Statistique Canada, Centre canadien de la statistique juridique, catalogue 85-205, annuel.

Population région
métropolitaine

Estimations de la population des régions métropolitaines du Canada, Statistique Canada, catalogue 91-207, annuel.

Population de 15 à 24 ans
par zones métropolitaines
du Canada

Recensements 1961, 1966, 1971, 1976, 1981:

Recensement du Canada 1961, population: groupes d'âges, Bureau Fédéral de la Statistique, catalogue 92-542.

Recensement du Canada 1966, population: groupes d'âges, Bureau Fédéral de la Statistique, catalogue 92-610.

Recensement du Canada 1971, population groupes d'âges, Statistiques Canada, catalogue 92-715.

Recensement du Canada de 1976, population: répartition géographique, régions métropolitaines de recensement et agglomérations de recensement. - Caractéristiques de la population et du logement, catalogue 92-809.

Recensement du Canada de 1981, régions métropolitaines de recensement et agglomérations de recensement avec composantes, population logements privés occupés, ménages privés, certaines caractéristiques, Statistiques Canada, catalogue 95-903.

Nombre de policiers par
zones métropolitaines

Statistiques de l'administration policière. Division de la statistique judiciaire, Statistique Canada, catalogue 85-204, annuel (dernier numéro 1977)

Variables	Sources
Salaire annuel des policiers par zones métropolitaines	Fraternité des policiers de la Communauté Urbaine de Montréal Association des policiers du Québec Police association of Ontario Police association of Novia Scotia Association canadienne des policiers.
Revenu réel moyen annuel par régions métropolitaines	Statistiques Fiscale de 1981, analyse des déclarations T1 d'impôt sur le revenu des particuliers pour 1979 et statistiques diverses, Revenu Canada, Impôt, Ministère des approvisionnements et services du Canada, 1981. N.B.: exemple pour observations sur 1979, même titre, à peu de choses près, pour les autres années: Statistique Fiscale de 1967 et suivantes
Taux de chômage par zones métropolitaines	Moyennes annuelles de la population active 1975-1983, Division de l'enquête sur la population active, Statistique Canada, catalogue 71-529, hors série. Main-d'oeuvre, statistiques désaisonnalisées, Statistique Canada, catalogue 71-201, annuel.
Rémunération hebdomadaire, moyennes, secteur manufacturier par zones métropolitaines	Emploi, gains et durée du travail, Division du travail, Statistique Canada, janvier 1974, catalogue 72-002, mensuel. N.B. idem pour les autres années d'observations
Indice des prix à la consommation par zones métropolitaines	Statistiques Historiques au Canada, deuxième édition, Statistique Canada 1973. Cansim, base de données informatisées, Statistique Canada.
Prix automobiles usagées au Canada (variable de substitution pour prix autos volées)	Canadian Red Book, Mclean-Heinter editors, Federation of automotive dealers association of Canada, Toronto, monthly.

4.5 GENERATION DES VARIABLES UTILES AU MODELE

A partir des données colligées, on doit générer les variables servant à la construction du système d'équations. Ces variables se veulent le plus fiables possible aux indications présentes dans le modèle de Vandeaale. Pour évaluer

les équations représentant le crime au Canada, il faut connaître les origines des variables; les voici:

La quantité d'autos volées (vol auto):	Nombre d'infractions réelles rapportées à la police per capita (100 habitants)
Le prix autos volées (pt catégorie):	Prix réel des autos usagées (variable de substitution) en tenant compte de l'indice des prix à la consommation.
Le revenu moyen (y_t):	Revenu réel moyen annuel par régions métropolitaines en tenant compte de l'indice des prix à la consommation.
Le risque d'arrestation (R_t):	Le ratio du nombre de cas classés sur la quantité d'autos volées.
Le risque de condamnation (R_{T}^C):	Le ratio du nombre de personnes inculpées sur la quantité d'autos volées.
Le salaire moyen dans le secteur manufacturier (W_{lt}):	Rémunération hebdomadaire moyenne réelle, dans le secteur manufacturier, multipliée par cinquante-deux pour obtenir une base annuelle. On tient compte de l'indice des prix à la consommation.
Le pourcentage d'adolescent dans la population (A_t):	Pourcentage des adolescents de 15 à 24 ans par rapport à la population totale.
Le salaire d'un policier (W_{pt}):	Salaire annuel réel d'un policier en tenant compte de l'indice des prix à la consommation.
L'index agrégé du crime (q_t^R):	Le nombre de crime de violence multiplié par le nombre de crime contre la propriété.
Le nombre de policiers (PU_t):	Le nombre de policiers per capita (1000 habitants).
Le taux de chômage (UR_t):	Taux de chômage en pourcentage.

Il faut noter plusieurs points concernant ces variables. Premièrement, il s'agit d'informations ayant pour dénomination commune, les douze régions métropolitaines choisies pour l'étude. Deuxièmement, les symboles mathématiques représentant chacune des variables, sont le reflet fidèle des choix de

Vandeale. Ainsi la comparaison des deux études, américaine et canadienne, se simplifie. En terminant, notons que les formulations de chacune des variables, respectent en tous points celles émises par l'auteur de l'étude aux U.S.A.. Comme mentionné plus haut, dans certains cas, du travail a été effectué de façon à compléter les observations sur certaines variables. Une annexe porte sur cet aspect de la collecte des données du modèle sur le crime.

5. METHODOLOGIE ET RESULTATS

5.1 IDENTIFICATION DU MODELE

Dans le cas d'un modèle à équations simultanées, on peut ramener le problème de l'identification à la probabilité d'obtenir, de façon unique, des paramètres structurels à partir des coefficients de la forme réduite. Pour s'assurer de cela, on impose trois conditions au groupe d'équations retenu. Une première, qui bien que nécessaire ne s'avère pas suffisante, stipule que le nombre de variables exogènes exclues d'une équation doit équaler ou surpasser le nombre de variables endogènes, de cette même équation, moins un. Une deuxième condition pour l'identification d'une relation, nécessaire et suffisante cette fois, exige qu'il soit possible de former au moins un déterminant non-nul et d'ordre $m-1$, à partir de la matrice formée des variables exclues a priori de cette équation; avec m représentant le nombre total de variables endogènes du modèle. Finalement chaque équation doit être identifiée pour que le modèle complet soit identifiable.

Pour le travail au Canada, la première règle retient l'attention quant à l'identification de chacune des relations retenues. La démonstration se limite à l'examen du nombre de variables exogènes exclues et endogènes incluses dans chaque

équation. Un bref examen du système d'équations nous apprend qu'au moins trois variables endogènes apparaissent dans chaque relation, ce qui selon la règle numéro un de l'identification d'un système simultané, exige la présence d'un minimum de deux variables exogènes exclues. C'est exactement le cas pour l'étude entreprise ici; une seule équation se qualifie de juste identifiable tandis que les quatre autres sont suridentifiables. Rappelons que ce critère, nécessaire mais non-suffisant, apporte dans la majorité des cas une réponse acceptable au problème de l'identification. Dans le cas présent, c'est ce critère de préséance qui préside à l'acceptation de la spécification des relations et permet de procéder aux estimations. Comme l'étude n'a aucune visée sur une prise de décision dans la gestion du crime, pour le moment, l'observation de ce seul critère n'a pas de conséquences fâcheuses. On peut toujours se consoler en pensant que l'auteur de l'étude américaine a consacré une annexe au problème de l'identification, où il applique les trois critères énoncés, et conclue à l'opérabilité du modèle complet.

D'une façon détaillée on peut, à partir de chacune des équations constituant le paradigme du crime, montrer le critère d'identification appliqué explicitement. Le tableau 8 montre le nombre de variables endogènes et exogènes exclues

pour chacune des équations retenues dans l'étude; un rappel de la condition appliquée s'y trouve également. Un coup d'oeil rapide sur ce tableau nous renseigne sur le fait que seule une des cinq relations obtient le qualificatif de juste identifiable, les quatre autres étant suridentifiables. Une méthode d'estimation capable de traiter ces deux types d'équations est primordiale. Les doubles moindres carrés s'acquittent de cette tâche. Sans entrer dans les détails, retenons que dans les deux cas relatifs à l'identification, les résultats seront les mêmes.

tableau 8 Identification des équations du modèle sur le crime au Canada (cinq équations)

équation	variables endogènes de l'équation	variables exogènes exclues de l'équation
demande autos volées	3	3
offre autos volées	3	3
probabilité d'arrestation	3	4
demande de policiers	3	3
offre de policiers	3	2

n.b. le critère appliqué représente une condition nécessaire mais non-suffisante à l'identification:

$$\left[\begin{array}{c} \text{nombre de variables exclues} \\ \text{de l'équation} \end{array} \right] \geq \left[\begin{array}{c} \text{nombre de variables endogène} \\ \text{de l'équation} \end{array} \right] - 1$$

Le lecteur intéressé peut se convaincre des éléments d'identification du tableau 8, par l'examen des tableaux 6 et 7 se rapportant à l'étude canadienne. Après la lecture de chacune des équations retenues, le nombre de variables exogènes exclues et endogènes pour chaque équation apparaît clair. Un dernier mot au sujet du tableau 8, de façon à justifier sa présence par le souci de présenter au moins un critère d'identification, bien qu'incomplet, pour montrer l'intérêt qui nous occupe de couvrir tous les aspects du problème posé par le modèle sur le crime. Dans un travail à plus longue échéance, une attention particulière pourrait entourer le problème de l'identification de ce système à équations simultanées.

5.2 ESTIMATIONS A PARTIR DE DONNEES EN AGREGATION DE COUPES INSTANTANEEES

Le besoin de recourir à des données en agrégation de coupes instantanées, au Canada, se justifie de bien des façons. Premièrement, comme le pays se qualifie de petit, la possibilité d'y colliger des données en nombre suffisant pour une étude en un point fixe du temps, est restreinte. Par exemple, le petit nombre de villes de cent mille habitants et plus au pays, empêche une coupe instantanée d'obtenir des critères de performances acceptables. Bien sûr le sondage est

alors tout indiqué; mais quand il s'agit du crime, allez-y voir! On peut répondre par l'utilisation d'une série chronologique et le problème disparaît. C'est compter sans le point important souligné dans le chapitre des données: les statistiques sur le crime au Canada n'obtiennent une qualité permettant la comparaison annuelle, que depuis l'avènement de la déclaration uniforme sur la criminalité (D.U.C.) en 1962.

Deuxièmement, dans un marché comme celui du vol d'automobile, un modèle cherchant à le caractériser n'accepte que difficilement les données antérieures aux années soixante. Durant les années soixante, l'automobile obtient ses lettres de noblesse, se divise en catégories, s'adresse à différents groupes de consommateurs. Avant ces années, l'auto est un produit peu différencié, s'adressant à une clientèle homogène. Il est donc difficile de comparer l'automobile sur une période incluant l'avant et l'après 1960. Toutes ces raisons amènent une justification probante à l'utilisation de données en agrégation de coupes instantanées pour l'étude du vol d'automobile. En ne travaillant que sur la période post 1960, nous n'aurons pas à inclure de discussion concernant les grands changements survenus dans l'industrie automobile en termes de caractéristiques des modèles. Depuis les années soixante, il n'y a pas de changement drastique dans la

définition des différents types d'autos, que se soit du point de vue de la consommation d'essence, du luxe et du prestige, de la performance sportive ou de l'espace de rangement etc... Toutes ces grandes caractéristiques se retrouvent depuis une trentaine d'années dans le marché légal et, par le fait même, illégal. Tous les arguments cités nous mènent donc vers l'utilisation de données en agrégation de coupes instantanées si l'on désire un grand nombre d'observations pour la performance statistique.

L'utilisation de telle données, en coupes instantanées répétées, ne pose aucun problème particulier mais plusieurs hypothèses de travail s'offrent à nous en terme d'estimation. La panoplie d'hypothèses possibles concernant la détermination de la constante et des coefficients de chacune des variables, présente dans le système d'équations. Rappelons que les données se rapportent à douze régions métropolitaines canadiennes sur une période de vingt ans. Les possibilités de postulats de départ, concernant la forme de la relation considérée, dépendent de la comparabilité du phénomène dans chacune des régions choisies, tant dans l'espace que dans le temps. Ainsi on peut considérer l'ordonnée à l'origine et les différents coefficients comme étant tous deux constants à travers les régions et le temps. C'est dire qu'il n'existe aucune différence entre les villes choisies, comme si elles

forment un ensemble homogène nous fournissant un ensemble de données très comparables. Un autre paradigme peut s'appliquer, a priori, sur cet ensemble de données. On peut imaginer que chacune des villes retenues dans l'étude possède sa propre constante et son propre ensemble de coefficients, comme si chaque région métropolitaine se caractérise de façon unique par rapport aux autres. Entre les deux situations théoriques décrites, il existe une variété de postulats de départ pour l'estimation d'un tel système. On doit donc choisir parmi ces possibilités celle qui convient le mieux à l'analyse.

Dans le cas qui nous occupe ici, l'estimation s'établit sur la base d'observations très comparables entre les régions et dans le temps. Nous avons préféré cette approche simple pour des raisons évidentes de manque de ressources. Nous croyons tout de même devoir montrer un intérêt pour les problèmes économétriques courants à l'utilisation de données en agrégation de coupes instantanées. La section suivante s'y consacre.

5.3 PROBLEMES D'ORDRE STATISTIQUE

Bien que nous ayons décidé de traiter des données provenant de régions différentes et échelonnées sur vingt ans en bloc sans se préoccuper des différences, il apparaît souhaitable d'établir la crédibilité statistique de cette affirmation. Les deux grands problèmes d'ordre statistique qui interviennent dans un ensemble hétéroclite de données comme nous utilisons, se nomment hétérosédasticité et autocorrélation. Nous traitons un ensemble de villes différentes à travers le temps, faut-il le rappeler? Ainsi, la première estimation faite à l'aide des données colligées au Canada ont amené des résultats tout à fait farfelus, une fois les variables socio-économiques exprimées en rapport avec la population. Le modèle estimé sans l'aspect per capita de ces variables performait pourtant très bien. Nous considérons ce fait comme un indice de la présence d'un problème d'ordre hétérosédastique parmi les données. Bien sûr le deuxième problème traité, l'autocorrélation, se doit de retenir l'attention de tous chercheurs travaillant avec une série temporelle quelconque. Il faut s'en méfier. Ce sont donc là les deux tests qui viennent appuyer l'utilisation de données en agrégation de coupes instantanées avec des hypothèses, a priori, d'une constante et de coefficients identiques pour toutes les régions.

De façon à corriger les données des problèmes que posent l'hétérosédasticité et l'autocorrélation, nous avons appliqué une méthode développée par Kmenta (1986). Il s'agit d'examiner le terme d'erreur, relié à chacune des équations estimées, de près. Le comportement de ce terme d'erreur entre les villes choisies, a toutes les chances du monde de se différencier par rapport à l'erreur s'appliquant à une région donnée à travers la période de temps retenue. Ce que la méthode estime alors c'est, dans un premier temps, un facteur d'autocorrélation qui affecte chacune des régions et, dans un deuxième temps, une mesure de la variance affectant le terme d'erreur pour chacune des villes. Reprenons cette explication à l'aide d'une formulation mathématique plus formelle:

Au départ, nous retenons les hypothèses suivantes:

$$E(\epsilon_{it}^2) = \sigma_i^2 \text{ (hétérosédasticité)}$$

$$E(\epsilon_{it} \epsilon_{jt}) = 0 \text{ (} i \neq j \text{) (indépendance inter-unité)}$$

$$\epsilon_{it} = \rho_i \epsilon_{it-1} + u_{it} \text{ (autocorrélation)}$$

$$\text{avec } U_{it} \sim N(0, \sigma_{ui}^2) \text{ et } \epsilon_{it} \sim N\left(\frac{\sigma_{ui}^2}{1 - \rho_i^2}\right)$$

$$E(\epsilon_{it-1} U_{jt}) = 0 \quad \forall_{ij}$$

Notons que le modèle permet la détermination d'un facteur d'autocorrélation par unité présente dans le modèle. Ce sont là les hypothèses de départ que nous avons appliqué au système

d'équations. En appliquant les M.C.O. sur toutes les observations, on peut calculer un coefficient de corrélation entre e_{it} et $e_{i,t-1}$ à l'aide de la relation:

$$\hat{\rho}_i = \frac{\sum e_{it} + e_{i,t-1}}{\sqrt{\sum e_{it}^2} \sqrt{\sum e_{i,t-1}^2}} \quad (t= 2, \dots, T)$$

On corrige pour l'autocorrélation à partir de cette estimation, ce qui permet d'aborder le problème de l'hétérosédasticité. On applique les M.C.O. sur les données transformées. ce qui nous permet de développer une estimation de σ^2 par:

$$S_{i'}^2 = \frac{S_{\mu i}^2}{1 - \hat{\rho}_i^2}$$

On corrige une deuxième fois l'ensemble des données à l'aide de l'estimateur de variance que l'on vient de dériver. Une fois les deux transformations appliquées aux observations complétées, nous sommes en présence d'un terme d'erreur ayant des propriétés asymptotiques, homosédastique et sans influence liées à l'autocorrélation.

La première transformation de Kmenta se traduit par:

$$Y_{it}^* = \beta_1 X_{it,1}^* + \beta_2 X_{it,2}^* + \dots + \beta_k X_{it,k}^* + \mu_{it}^*$$

où $Y_{it}^* = \sqrt{1 - \hat{\rho}_i^2} Y_{it} \quad (t= 1)$

$$Y_{it}^* = Y_{it} - \hat{\rho}_i Y_{i,t-1} \quad (t= 2, \dots, T)$$

et

$$\begin{aligned}
 X_{it,K}^* &= \sqrt{1 - \hat{\rho}_i^2} X_{it,K} \quad (t= 1) \\
 X_{it,K}^* &= X_{it,K} - \hat{\rho}_i X_{i,t-1,K} \quad (t= 2, \dots, T) \\
 &K= 1, \dots, K \\
 &i= 1, \dots, N
 \end{aligned}$$

et la deuxième par:

$$\begin{aligned}
 Y_{it}^{**} &= \beta_1 X_{it,1}^{**} + \beta_2 X_{it,2}^{**} + \dots + \beta_K X_{it,K}^{**} + \mu_{it}^{**} \\
 \text{où } Y_{it}^{**} &= \frac{Y_{it}^*}{S_{\mu i}} \quad \text{et } X_{it,K}^{**} = \frac{X_{it,K}^*}{S_{\mu i}} \quad (K= 1, 2, \dots, K) \\
 U_{it}^{**} &= \frac{U_{it}^*}{S_{\mu i}} \quad (t= 1, \dots, T) \\
 &\quad (i= 1, \dots, N)
 \end{aligned}$$

Comme déjà mentionné, la signification des transformations du modèle proposées par Kmenta, est claire, en termes d'hypothèses de travail. Nous sommes en mesure de considérer les données comme si elles provenaient de régions comparables à tous points de vues. C'est ce qu'apporte à la discussion la correction pour l'autocorrélation et l'hétérosédasticité soupçonnées. Par cet artifice statistique, le modèle sur le crime canadien fonctionne à l'aide de deux cent quarante observations très comparables. A cet égard, l'estimation proposée par Kmenta performe de belle façon.

5.4 TRAITEMENT INFORMATIQUE

Le modèle de Kmenta ne peut, malheureusement, s'appliquer directement au travail entrepris ici. Rappelons que l'ensemble d'équations retenues contient des variables dépendantes qui déterminent d'autres variables. Un modèle à équations simultanées; voilà comment percevoir le crime. Le problème survient lorsque l'on désire opérationnaliser les corrections de Kmenta. Le logiciel Shazam contient la procédure d'ajustement pour l'hétérosédasticité et l'autocorrélation, mais seulement pour la méthode des m.c.o.. On contourne toutefois le problème en utilisant de façon séquentielle deux logiciels.

Premièrement rappelons que l'estimation, pour tenir compte de la simutanéité, se fait par les doubles moindres carrés. Ce que cette méthode implique, c'est une première régression par la méthode m.c.o., des variables endogènes par rapport à toutes les variables exogènes du modèle. De cette première estimation l'on tire de nouvelles variables endogènes générées, qui on l'espère, ne sont plus liées entre elles. On fixe d'une certaine façon, des nouvelles valeurs pour les variables endogènes en souhaitant faire disparaître la relation de simultanéité entre les variables. Pour compléter la méthode, on reprend l'estimation, par les m.c.o., des

équations de départ en ayant soin de remplacer les valeurs des variables endogènes originales par les nouvelles prédictions faites sur ces variables. Jusqu'à présent, on demeure dans les sentiers battus. Le point à retenir ici, est le désir ardent qui nous occupe de profiter de l'estimation de Kmenta déjà présente dans le logiciel Shazam.

La marche à suivre pour profiter d'une économie de programmation reste simple. Dans un premier temps, nous avons utilisé les m.c.o. pour produire des équations exprimant chacune des variables endogènes du système, en fonction de toutes les variables exogènes du modèle. Ensuite, on recueille les valeurs prédites des variables endogènes, par le systèmes d'équations que l'on vient de créer. Finalement, on soumet à la procédure de Kmenta le modèle original, en remplaçant les variables endogènes par les valeurs prédites de la première étape de régression m.c.o.. On recrée ainsi la méthode des d.m.c. tout en incluant la procédure de correction de l'autocorrélation et de l'hétérocédasticité.

En terminant cette discussion sur le traitement informatique, notons que la première étape de la procédure des doubles moindres carrés est le fait du logiciel T.S.P. et que la deuxième étape, concernant les corrections que propose Kmenta, celui du logiciel Shazam.

5.5 DISCUSSION DES RESULTATS

Notons que dans le cas du modèle canadien, le but premier se restreint à l'application du modèle sur le vol d'automobile pour le pays. Dans ces conditions, la discussion des résultats se limite à une comparaison avec l'étude déjà complétée sur le même sujet. Le résultat le plus prisé, ici, reste le signe et la signification des coefficients obtenus lors de l'estimation. Les régressions sont donc analysées sous cet éclairage. Bien entendu plusieurs autres critères importe dans l'évaluation d'un modèle, mais nous devons limiter le travail de façon à conserver un objectif raisonnable.

Par exemple, en ce qui a trait à l'autocorrélation, il y a lieu de se questionner quant à la pertinence d'une correction d'ordre un pratiquée dans le travail. Pour déterminer le degré optimal de correction, nous devrions comparer un indice tel que le FPE (final prediction error), par exemple, associé à l'estimation des équations pour différents degrés de lien dans le temps du terme d'erreur. Pour l'évaluation du modèle dans son ensemble, nous devrions encore une fois avoir recours à un test spécifique. Rappelons que comme nous travaillons un modèle à équations simultanées, la performance du système diffère de la performance individuelle des équations. Une façon de tester le modèle

serait d'établir des prévisions dites historiques, à l'aide des paramètres obtenus, sur les variables endogènes et de les comparer avec les valeurs réelles observées. L'évaluation de la performance du modèle se fait alors à partir d'indices de comparaison entre les valeurs prédites et réelles d'une variable. Le choix de l'indice dépend de ce que l'on désire évaluer, mentionnons par exemple le rms (root mean square) ou le "rms percent error". Dans la présente étude, nous nous limiterons à une discussion sur les signes et la signification des coefficients des variables de chacune des équations.

Les résultats canadiens dans l'ensemble, montrent une grande efficacité une fois comparés aux attentes du modèle théorique. Les équations estimées obtiennent des performances, au niveau des coefficients et des statistiques générales, qui attestent l'application du paradigme économique traditionnel au marché du crime. Comme le nombre d'études sur une industrie du crime se limite à peu de chose, les comparaisons se rapportent au travail de Vandeaie (1978).

Tableau 9 : Résultats de l'étude américaine (Vandeale, 1978) sur le vol automobile, demande et offre d'automobiles volées, fonction de production de production du secteur policier et demande et offre de policiers (1935-1969).

équations	variable	variables indépendantes	résultats coeffi- cients (β)	signes attendus	écart- type SE(β)	t de Student β/SE(β)	résultats généraux de la ré- gression
Demande autos volées (méthode DMC)	lnqt	B ₀	+ 3,71	(...)	1,71	+ 2,17	NOB=35 SE= 0,13 f ₁ = 0,59 f ₂ = 0,19 f ₃ = -0,55 avec un écart-type de 0,17
		lnp _t	- 0,59	(-)	0,42	- 1,38	
		lny _t	+ 0,66	incertain	0,16	+ 4,11	
		lnπ _t ^c	- 1,30	(-)	0,25	- 5,20	
		lnπ _t ^c	- 0,32	(-)	0,89	- 3,64	
Offre autos volées (Méthode DMC)	lnqt	B ₀	- 3,63	(...)	2,15	- 1,68	NOB=35 SE=0,075 f ₁ = 0,20 f ₂ = 0,31 f ₃ =-0,16 avec un écart-type de 0,17
		lnp _t	- 0,44	(+)	0,26	- 1,70	
		lnw _t	- 0,54	(-)	0,40	- 1,36	
		lnπ _t	- 0,45	(-)	0,20	- 2,22	
		NW _t	+65,36	(...)	12,6	+ 5,18	
		A _t	+ 4,20	(...)	1,13	+ 3,71	

Tableau 9: Résultats de l'étude américaine (Vandeale, 1978) sur le vol automobile, demande et offre d'automobiles volées, fonction de production de production du secteur policier et demande et offre de policiers (1935-1969).

équations	variable	variables	résultats	signes	écart-	t de	résultats
	dépen-	indépen-	coeffi	attendus	type	Student	généraux de
	dante	dantes	clients		SE($\hat{\beta}$)	$\hat{\beta}/SE(\hat{\beta})$	la ré-
			($\hat{\beta}$)				gression
Demande agents de police méthode DMC)	InPUt	B ₀	- 8,14	(...)	3,93	- 2,07	NOB=35
		InMP _t	+ 0,33	(-)	0,17	+ 1,90	SE= 0,041
		InY _t	+ 0,33	(+)	0,12	+ 2,64	f ₁ = 0,31
		Inq ^a _t	+ 0,016	(+)	0,013	+ 1,16	f ₂ = 0,24
		InNW _{tt}	- 1,52	(-)	0,81	- 1,87	f ₃ = -0,55
		InAt	- 0,13	(+)	0,093	- 1,38	avec un écart-type de 0,17
Offre agents de police (Méthode DMC)	InPUt	B ₀	+ 3,24	(...)	3,51	0,092	NOB=35
		InMP _t	- 0,28	(+)	0,23	- 1,04	SE=0,042
		InY _t	+ 0,35	(-)	0,24	+ 1,44	f ₁ = 0,38
		Inq ^a _t	- 0,11	(-)	0,25	- 0,42	f ₂ = 0,20
		InNW _{tt}	+ 0,025	(-)	0,018	+ 1,43	f ₃ =-0,45
		InAt	+ 0,015	(-)	0,023	+ 0,64	avec un écart-type de 0,17

Tableau 10 :

Résultats de l'étude canadienne sur le vol d'automobiles, demande et offre d'automobiles volées, fonction de production du secteur policier et demande et offre de policiers (1962-1981).

équations	variable	variables indépendantes	résultats coefficients	signes attendus	écart-type	t de Student
	dépendante	dépendantes	clients ($\hat{\beta}$)		SE($\hat{\beta}$)	$\hat{\beta}/SE(\hat{\beta})$
Demande autos volées (méthode DMC)	lqtep	B_0	- 7,56	(...)	5,02	- 1,51
		$lptint$	0,021	(-)	0,57	0,036
		lny_t	0,81	incertain	0,13	6,10
		lnR_t	- 0,69	(-)	0,21	- 3,35
		lnR_t^c	0,26	(-)	0,16	1,62
Offre autos volées (Méthode DMC)	lqtep	B_0	-11,41	(...)	5,00	- 2,28
		$lptint$	0,77	(+)	0,57	1,36
		lny_t	0,33	(-)	0,15	2,14
		lnR_t	- 0,33	(-)	0,062	- 5,33
		lnA_t	0,79	(...)	0,18	4,41
Probabilité d'arrestation autos volées (Méthode DMC)	LR_t	B_0	1,34	(...)	1,10	1,22
		LP_{utt}	0,068	(+)	0,44	0,15
		Lq_t	- 0,14	(-)	0,033	- 4,04
		LA_t	0,18	(+)	0,31	0,60

Tableau 10 :

Résultats de l'étude canadienne sur le vol d'automobiles, demande et offre d'automobiles volées, fonction de production du secteur policier et demande et offre de policiers (1962-1981).

équations	variable dépendante	variables indépendantes	résultats coefficients ($\hat{\beta}$)	signes attendus	écart-type $SE(\hat{\beta})$	t de Student $\hat{\beta}/SE(\hat{\beta})$
Demande de policiers méthode DMC)	LPU _t	B ₀	- 2,16	(...)	0,50	- 4,33
		LW _{pt}	0,02E-03	(-)	0,063	0,0031
		LY _t	0,11	(+)	0,066	1,66
		Lq ^a _t	0,036	(+)	0,014	2,58
		LA _t	0,27	(+)	0,056	4,97
Offre de policiers (Méthode DMC)	LPU _t	B ₀	- 2,46	(...)	0,64	- 3,85
		LW _{pt}	- 0,18	(+)	0,088	- 2,07
		LW _{1t}	0,13	(-)	0,13	1,03
		LY _t	0,21	(-)	0,071	3,01
		Lq ^a _t	0,070	(-)	0,19	3,66
		LUR _t	0,035	(+)	0,015	2,23

5.5.1 LA DEMANDE D'AUTOMOBILES VOLEES

La demande estimée dans le modèle se tire bien d'affaire une fois mise en rapport avec la spécification de la partie théorique. Il faut toutefois faire preuve de prudence, comme le souligne Vandeaale, dans l'interprétation de coefficients se rapportant à une industrie du crime. On doit se rappeler que certaines variables sont le fruit de l'imagination, puisque aucune observation, de facto, n'existe sur leur compte. Dans le cas de l'équation de demande d'automobiles volées, rappelons que la quantité réelle de véhicules volés et le prix de ces mêmes voitures ne sont pas publiés officiellement. Rappelons aussi les hypothèses suivantes:

le nombre réel d'infractions (autos volées):

$$\ln q_t = \beta_0 + \beta_1 \ln r_t$$

où r_t = le nombre de vols autos rapportés

q_t = nombre réel d'infractions (autos volées)

le prix réel des autos volées :

$$\ln p_t = \tau_0 + \tau_1 \ln p_t^c$$

où p_t = prix réel autos volées
 p_t^c = prix réel autos usagées

A la lumière de l'information contenue dans ces équations, il apparaît claire que le prix des automobiles volées est la conjugaison de deux composantes importantes. La première, le prix lui-même des voitures illégales et la deuxième le prix des autos usagées. C'est ce qu'implique l'hypothèse sur le prix des automobiles volées. Alors le signe du coefficient attendu dépend de l'addition de ces deux effets dans le modèle. On doit s'attendre à des résultats extrêmes selon le lien existant entre le prix de l'automobile usagée et la quantité de vol. L'élasticité croisée sera négative si c'est un bien complémentaire ou positive si c'est un substitut. Tous les cas sont possibles, l'élasticité croisée pouvant même aller jusqu'à renverser le signe de l'élasticité prix des autos volées. Cela dépend de la valeur absolue des coefficients.

En estimant par la méthode des doubles moindres carrés nous obtenons l'équation de demande suivante:

$$\ln q_t = -7,56 + 0,02 \ln p_t + 0,81 \ln y_t - 0,69 \ln \pi_t$$

$se(\hat{\beta})$	5,02	0,57	0,13	0,21
$\hat{\beta}/se(\hat{\beta})$	-1,51	0,04	6,10	-3,35

$$+ 0,26 \ln \pi_t^c$$

$$se(\hat{\beta}) \quad 0,16$$

$$\hat{\beta}/se(\hat{\beta}) \quad 1,62$$

$\ln q_t$ = quantité demandée d'autos volées

nombre d'observations = 204 (12 régions sur 17 ans)

A la page suivante, nous trouvons les statistiques diverses liées à l'estimation. Comme nous appliquons la méthode de Kmenta nous obtenons un vecteur (12*1) de rho et un vecteur (12*1) de variances: l'ordre d'apparition des différentes estimations, de l'autocorrélation et de la variance, pour chacune des régions est le suivant:

Montréal, Toronto, Vancouver, Winnipeg, Ottawa,
Hamilton, Edmonton, Calgary, Québec, Windsor,
London et Halifax.

Aux tableaux 9 et 10, on peut comparer les résultats américains et canadiens quant aux coefficients obtenus du modèle sur le crime. En se rapportant aux signes attendus, on

DEMANDE

I_POOL LQTEP LPTINT LYT LRTT LRTO/NO=12 CORCOEF
 POOLED CROSS-SECTION TIME-SERIES ESTIMATION
 12 CROSS-SECTIONS AND 17 TIME-PERIODS
 DEPENDENT VARIABLE = LQTEP

OLS COEFFICIENTS

-0.90249 0.99467 -0.24991 -0.13058 -1.3663

RHO VECTOR

0.52503 0.97365 0.59484 0.88676 0.76057
 0.50027 0.70954 0.79937 0.61398 0.46201
 0.89861 0.60949

CONSTANT RHO = 0.73801

VARIANCES

0.26345E-01 0.16661E-01 0.16155E-01 0.25744E-01 0.24681E-01
 0.20190E-01 0.39166E-01 0.24585E-01 0.26046E-01 0.50260E-01
 0.20938E-01 0.31113E-01

FINAL COEFFICIENTS

0.20848E-01 0.81252 -0.69382 0.26394 -7.5630
 FINAL SSE = 143.65

LOG-LIKELIHOOD FUNCTION = 111.350
 BUSE R-SQUARE = 0.3431 BUSE RAW-MOMENT R-SQUARE = 0.9193
 VARIANCE OF THE ESTIMATE = 0.72187
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE = 0.84963
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 1.1940
 LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 111.350

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)
 AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE = 0.73957
 (FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
 AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC = -0.30170
 SCHWARZ(1978) CRITERION-SC = -0.22037

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO 199 DF	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
LPTINT	0.20848E-01	0.57420	0.36307E-01	0.0026	0.16907E-02	0.15033
LYT	0.81252	0.13326	6.0973	0.3968	0.41472	6.6481
LRTT	-0.69382	0.20706	-3.3508	-0.2311	-0.60213	0.91034
LRTO	0.26394	0.16286	1.6206	0.1141	0.26824	-0.37520
CONSTANT	-7.5630	5.0245	-1.5052	-0.1061	0.00000E+00	-6.3341

peut conclure, dans le cas de la demande, à des résultats acceptables. Notons que pour des raisons de présentation traditionnelle, nous avons retenu les équations de demande et d'offre spécifiées à l'aide du prix des automobiles de catégorie intermédiaire. Nous avons opté pour une présentation de ces équations à partir d'un seul et même prix. Nous modélisons une industrie, il serait gênant de procéder autrement. En annexe, le lecteur intéressé trouvera les résultats obtenus à partir de tous les autres prix. Certains de ces résultats sont très intéressants.

Le prix des autos de catégorie intermédiaire obtient un signe positif non-significatif dans l'évaluation de la demande. Nous attendions un signe négatif pour cette variable. Une explication à cela pourrait se trouver dans le problème de dualité posé par le prix des autos utilisé pour tester le modèle. La composante prix des autos usagées a bien pu renverser l'élasticité-prix du vol auto. De toute façon le coefficient se lit 0,02 avec un écart-type de 0,57 en logarithme népérien, on est loin de conclure au non-fonctionnement du modèle. Le revenu réel moyen est positif et fortement significatif, comme c'est d'ailleurs le cas chez Vandeaie. Ce fait éclaire la nature de ce type de biens, peut-être un peu plus normal et non inférieur que l'on ne pense. Le risque d'arrestation, comme prévu, agit négativement sur

la quantité de vols et son niveau de signification est plus qu'acceptable. Le risque de condamnation quant à lui, laisse perplexe. Nous attendions un coefficient négatif pour cette variable tout comme chez les américains. Il faut toutefois noter que la définition de la variable diffère au Canada. Dûe à la non-disponibilité, nous l'avons définie comme le ratio du nombre de personnes inculpées sur le nombre de vols automobiles. Comme on ne connaît pas le nombre de cas de vols menant à des condamnations au Canada, on ne peut définir la variable comme aux U.S.A.. Cela a sûrement un effet sur les résultats du coefficient.

5.5.2 L'OFFRE D'AUTOMOBILES VOLEES

L'équation d'offre qui se dégage de notre travail obtient les résultats suivants:

$$\ln q_t = -11,41 + 0,77 \ln p_t + 0,33 \ln w_t - 0,33 \ln \pi_t$$

$se(\hat{\beta})$	5,00	0,57	0,15	0,06
$\hat{\beta}/se(\hat{\beta})$	-2,28	1,35	2,14	-5,33

	+ 0,79	$\ln A_t$
$se(\hat{\beta})$	0,18	
$\hat{\beta}/se(\hat{\beta})$	4,41	

$\ln q_t$ = quantité offerte d'autos volées

nombre d'observations = 204 (12 régions sur 17 ans)

La page suivante nous renseigne sur les résultats spécifiques de l'estimation. Toujours dans le même ordre d'apparition, on y retrouve les facteurs de correction développés par Kmenta. Rappelons cet ordre, pour l'autocorrélation de degré un et la variance propre à chaque région:

Montréal, Toronto, Vancouver, Winnipeg, Ottawa,
Hamilton, Edmonton, Calgary, Québec, Windsor,
London et Halifax

En se rapportant aux tableaux 9 et 10, on est en mesure de comparer les résultats. L'offre canadienne, estimée à l'aide du prix des voitures intermédiaires, montre un lien positif et significatif, à 90 % , entre le prix et la quantité d'autos volées. C'est un résultat très intéressant qui abonde dans le sens d'une théorie traditionnelle applicable au crime. Le salaire moyen réel, duquel nous attendions un signe négatif pour sa qualité de coût d'opportunité au crime, déçoit avec son coefficient positif et significatif. Il y a là des questions à poser quant à la définition d'une variable évaluant le coût d'opportunité du crime pour le modèle canadien. Le risque d'arrestation amène les résultats

OFFRE

I_POOL LQTEP LPTINT LWLT LRTT LAT/NC=12 CORCOEF
 POOLED CROSS-SECTION TIME-SERIES ESTIMATION
 12 CROSS-SECTIONS AND 17 TIME-PERIODS
 DEPENDENT VARIABLE = LQTEP

OLS COEFFICIENTS

0.20689 0.46122 -0.43581 0.79112 -8.0064

RHO VECTOR

0.56947 0.95482 0.68042 0.87453 0.75096
 0.33135 0.67841 0.71096 0.53079 0.42862
 0.86565 0.81487

CONSTANT RHO = 0.76417

VARIANCES

0.27748E-01 0.18075E-01 0.16394E-01 0.22373E-01 0.19871E-01
 0.23909E-01 0.36994E-01 0.22453E-01 0.23058E-01 0.45488E-01
 0.22489E-01 0.41952E-01

FINAL COEFFICIENTS

0.77249 0.33042 -0.33378 0.78940 -11.405
 FINAL SSE = 143.89

LOG-LIKELIHOOD FUNCTION = 115.740
 BUSE R-SQUARE = 0.3960 BUSE RAW-MOMENT R-SQUARE = 0.9320
 VARIANCE OF THE ESTIMATE = 0.72306
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE = 0.85033
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 1.1940
 LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 115.740

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)
 AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE = 0.74078
 (FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
 AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC = -0.30006
 SCHWARZ(1978) CRITERION-SC = -0.21873

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO 179 DF	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
LPTINT	0.77249	0.56965	1.3561	0.0957	0.62646E-01	5.5703
LWLT	0.33042	0.15447	2.1390	0.1499	0.18328	2.6984
LRTT	-0.33378	0.62616E-01	-5.3306	-0.3535	-0.28967	0.43794
LAT	0.78940	0.17919	4.4053	0.2981	0.35648	1.8711
CONSTANT	-11.405	4.9961	-2.2828	-0.1597	0.00000E+00	-9.5517

escomptés, un signe négatif et une signification très élevée. Les entrepreneurs supportent donc un risque supplémentaire en évoluant dans un secteur criminel. Finalement le pourcentage d'adolescents dans la population obtient un coefficient positif et significatif une fois mis en rapport avec la quantité offerte de véhicules illégaux. Cette variable doit représenter la proportion de voitures volées, retrouvées dans un délai de quarante-huit heures. Ce que l'on pourrait appeler une partie de plaisir (joy ride).

5.5.3 FONCTION DE PRODUCTION DES SERVICES DE POLICE

Au Canada, selon le modèle théorique appliqué, la fonction de production des services de police ou la probabilité d'arrestation se lit:

$$\ln \pi_t = 1,34 + 0,07 \ln PU_t - 0,14 \ln q_t^a + 0,19 \ln A_t$$

$se(\hat{\beta})$	1,10	0,44	0,03	0,31
$\hat{\beta}/se(\hat{\beta})$	1,22	0,16	-4,04	0,60

$\ln \pi_t$ = probabilité d'arrestation

nombre d'observations = 12 régions sur 20 ans

A la page suivante, on retrouve la panoplie de statistiques fournies lors de l'estimation par la machine. La

PROBABILITE D'ARRESTATION

I_POOL LRT LPUTT LOTAT LAT/HO=12 CURCODEF
 POOLED CROSS-SECTION TIME-SERIES ESTIMATION ..
 12 CROSS-SECTIONS AND 20 TIME-PERIODS
 DEPENDENT VARIABLE = LRT

OLS COEFFICIENTS

-0.18146 -0.10885 0.42467E-01 0.51589

RHO VECTOR

0.76316 0.91889 0.68583 0.56610 0.83197
 0.69175 0.79299 0.81808 0.83567 0.61147
 0.93724 0.81052

CONSTANT RHO = 0.81519

VARIANCES

0.17873E-01 0.19237E-01 0.39662E-01 0.34962E-01 0.35296E-01
 0.13576E-01 0.28330E-01 0.33131E-01 0.64725E-01 0.11140
 0.47257E-01 0.36339E-01

FINAL COEFFICIENTS

0.68046E-01 -0.13537 -0.18457 1.3354
 FINAL SSE = 189.45

LOG-LIKELIHOOD FUNCTION = 86.2739
 BUSE R-SQUARE = 0.1357 BUSE RAW-MOMENT R-SQUARE = 0.8968
 VARIANCE OF THE ESTIMATE = 0.80275
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE = 0.89596
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = -1.5782
 LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 86.2739

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)
 AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE = 0.81613
 (FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
 AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC = -0.20318
 SCHWARZ(1978) CRITERION-SC = -0.14517

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO 236 DF	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
LPUTT	0.68048E-01	0.43919	0.15494	0.0101	0.26580E-01	-0.14448E
LOTAT	-0.13537	0.33479E-01	-4.0434	-0.2545	-0.53223	1.5402
LAT	-0.18457	0.30928	-0.59679	-0.0368	-0.79341E-01	0.33394
CONSTANT	1.3354	1.0977	1.2165	0.0789	0.00000E+00	-0.84615

méthode de Kmenta nous donne des coefficients d'autocorrélation et des variances pour chacune des régions. L'ordre d'apparition de ces valeurs reste le même, encore une fois:

Montréal, Toronto, Vancouver, Winnipeg, Ottawa,
Hamilton, Edmonton, Calgary, Québec, Windsor,
London et Halifax

Aux tableaux 9 et 10, on trouve les résultats canadiens et américains. En comparant les deux modèles, on peut mettre en perspective les résultats canadiens. L'élasticité se rapportant au nombre de policiers par rapport à la probabilité d'arrestation, obtient un signe positif, ce qui confirme nos attentes à cet égard. Par contre, ce coefficient n'atteint pas un niveau de confiance acceptable nous permettant de tirer des conclusions plus avant. On peut toutefois expliquer cela, comme le fait Vandeaie d'ailleurs, par la diversité de mandats présents dans le travail policier. Par exemple, un policier fait de la prévention face au crime, pas seulement des arrestations. Il faudrait développer une variable qui tienne compte des différentes facettes du travail policier.

L'index agrégé du crime, avec son coefficient négatif et significatif, rencontre tout à fait nos vues théoriques là-

dessus. En le comparant avec celui obtenu aux U.S.A., sa valeurs de -0,14 est acceptable, si on en croit le commentaire de Vandeaale dans son étude, qui à -0,08 le trouve très peu élevé. En examinant le résultat apparenté au pourcentage d'adolescents dans la population en rapport avec le vol auto, le signe positif de ce coefficient confirme nos attentes sur cette variable. La signification de ce coefficient laisse à désirer. Pour une augmentation du nombre d'adolescents dans la population, on voit une augmentation de la probabilité d'arrestation. On peut discuter longtemps sur ce résultat, mais nous croyons que ces jeunes entrepreneurs sans expérience sont facilement éliminés du marché par le secteur policier.

5.5.4 LA DEMANDE DE POLICIERS

Voici la fonction de demande de policiers selon les estimations faites au Canada:

$$\ln PU_t = -2,16 + 0,197 \times 10^{-3} \ln w_{pt} + 0,11 \ln y_t + 0,04 \ln q_t^a$$

$\widehat{se}(\widehat{\beta})$	0,50	0,06	0,07	0,01
$\widehat{\beta}/\widehat{se}(\widehat{\beta})$	-4,33	0,003	1,66	2,58

$$+ 0,28 \ln A_t$$

$$\widehat{se}(\widehat{\beta}) \quad 0,06$$

$$\widehat{\beta}/\widehat{se}(\widehat{\beta}) \quad 4,97$$

$\ln PU_t = \ln$ de la quantité demandée de policiers

nombre d'observations = 220 (12 régions sur 20 ans)

A la page suivante, on trouve les statistiques usuelles ainsi que les coefficients d'autocorrélation et les variances se rapportant à chaque région de l'étude, selon la méthode de Kmenta. L'ordre d'apparition n'a pas changé:

Montréal, Toronto, Vancouver, Winnipeg, Ottawa,
Hamilton, Edmonton, Calgary, Québec, Windsor,
London et Halifax

Un résultat qui étonne dans cette équation, est le coefficient positif mais non-significatif de la variable salaire des policiers, une fois mise en rapport avec la quantité demandée d'agents de la paix. Nous attendions un signe négatif pour cette variable. On peut se consoler en examinant la signification très faible du coefficient. En plus, à l'aide des tableaux 9 et 10, on voit que le résultat pour ce coefficient est tout aussi médiocre dans l'étude de Vandeaale. Le revenu réel moyen, une fois lié à la demande de policiers, amène les résultats escomptés, soit un coefficient positif et significatif. L'index agrégé du crime a lui aussi un coefficient positif et significatif comme nous l'espérons. Le pourcentage d'adolescents s'inscrit dans la même veine avec, comme attendu, un coefficient positif et significatif.

DEMANDE DE POLICIERS

95 A

1 POOL LPUT LWPTT LYT LOTAT LAT/NC=12 CORCOEF
 POOLED CROSS-SECTION TIME-SERIES ESTIMATION
 12 CROSS-SECTIONS AND 20 TIME-PERIODS
 DEPENDENT VARIABLE = LPUT

OLS COEFFICIENTS

-0.95411E-01 0.21618E-01 0.60737E-01 0.61913 -1.7818

RHO VECTOR

0.98121 0.95499 0.77316 0.76922 0.93378
 0.96219 0.95264 0.98220 0.86983 0.95418
 0.97254 0.71091

CONSTANT RHO = 0.95918

VARIANCES

0.10143E-02 0.16742E-02 0.10148E-02 0.96043E-03 0.14131E-02
 0.16718E-02 0.71558E-03 0.13719E-02 0.38719E-02 0.24865E-02
 0.17219E-02 0.16130E-02

FINAL COEFFICIENTS

0.19770E-03 0.10898 0.36014E-01 0.27639 -2.1562
 FINAL SSE = 179.61

LOG-LIKELIHOOD FUNCTION = 462.209
 BUSE R-SQUARE = 0.3143 BUSE RAW-MOMENT R-SQUARE = 0.6224
 VARIANCE OF THE ESTIMATE = 0.76431
 STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE = 0.87425
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 0.33507
 LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 462.209

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)

AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE = 0.78024
 (FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)
 AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC = -0.24816
 SCHWARZ(1978) CRITERION-SC = -0.17565

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO 235 DF	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEAN
LWPTT	0.19770E-03	0.62969E-01	0.31397E-02	0.0002	0.23421E-03	0.58969
LYT	0.10898	0.65528E-01	1.6630	0.1079	0.10305	3.1881
LOTAT	0.36014E-01	0.13977E-01	2.5767	0.1658	0.29647	1.9299
LAT	0.27639	0.55590E-01	4.9718	0.3085	0.22740	2.3553
CONSTANT	-2.1562	0.49760	-4.3331	-0.2720	0.00000E+00	-6.4347

En fait pour les trois variables, revenu réel moyen, l'index du crime et le pourcentage d'adolescents, on peut imaginer les liens suivants. A mesure que la richesse augmente, la population a plus de biens à protéger, ce qui se traduit par un effet positif sur la demande de protection. Notons, à titre d'exemple, que dans la région de Montréal, depuis quelques années, il existe une demande croissante pour la protection. En particulier pour les régions cossues, la majorité des villes possède un service de protection parallèle, de façon à augmenter la présence policière dans les rues. Ce, malgré la contribution faite par ces villes à la C.U.M. pour les services de la S.P.C.U.M.. Le raisonnement reste le même pour l'index agrégé du crime. Les gens demandant plus de protection lorsque cet indice est à la hausse. Le pourcentage d'adolescents représente la population de quinze à vingt-quatre ans. C'est dans ce groupe d'âge que l'on retrouve la majorité des criminels si l'on examine l'ensemble de tous les crimes. Une augmentation de cette population entraîne une demande supplémentaire de policiers.

5.5.5 L'OFFRE DE POLICIERS

Au Canada, la fonction d'offre de policiers qui se dégage des estimations se lit:

$$\ln PU_t = -2,47 - 0,18 \ln w_{pt} + 0,13 \ln w_{lt} + 0,21 \ln y_t$$

$se(\hat{\beta})$	0,64	0,09	0,13	0,07
$\hat{\beta}/se(\hat{\beta})$	-3,85	-2,07	1,03	3,01

$$+ 0,07 \ln q_t^a + 0,04 \ln UR_t$$

$se(\hat{\beta})$	0,02	0,02
$\hat{\beta}/se(\hat{\beta})$	3,66	2,24

$\ln PU_t = \ln$ de la quantité offerte de policiers
 nombre d'observations = 220 (12 régions sur 20 ans)

Les statistiques diverses et les calculs de la méthode de Kmenta, concernant les coefficients d'autocorrélation et les variances pour chacune des régions se trouvent à la page suivante. L'ordre d'apparition reste le même.

Montréal, Toronto, Vancouver, Winnipeg, Ottawa,
 Hamilton, Edmonton, Calgary, Québec, Windsor,
 London et Halifax

La fonction d'offre de policiers estimée au Canada ne confirme pas les attentes que nous avons formulées dans le modèle théorique. On se console en pensant que Vandeaale a éprouvé les mêmes difficultés. Un résultat qui étonne en examinant l'estimation, c'est le coefficient négatif et

OFFRE DE POLICIERS

I_POOL LPUT LWPTT LWLT LYT LOTAT LURT/NC=12 CORCOEF
 POOLED CROSS-SECTION TIME-SERIES ESTIMATION
 12 CROSS-SECTIONS AND 20 TIME-PERIODS
 DEPENDENT VARIABLE = LPUT

OLS COEFFICIENTS

0.18756 -0.51177 0.63762 0.40724E-01 0.48765E-01
 -3.5956

RHO VECTOR

0.96375 0.95489 0.98930 0.96968 0.94254
 0.96229 0.95066 0.97612 0.88520 0.94327
 0.98450 0.87789

CONSTANT RHO = 0.96029

VARIANCES

0.13232E-02 0.19322E-02 0.80395E-03 0.98492E-03 0.14719E-02
 0.17578E-02 0.85623E-03 0.17329E-02 0.42028E-02 0.23988E-02
 0.19413E-02 0.27837E-02

FINAL COEFFICIENTS

-0.18258 0.12863 0.21308 0.70162E-01 0.34620E-01
 -2.4648

FINAL SSE = 167.71

LOG-LIKELIHOOD FUNCTION = 455.598

BUSE R-SQUARE = 0.2477 BUSE RAW-MOMENT R-SQUARE = 0.5131

VARIANCE OF THE ESTIMATE = 0.71672

STANDARD ERROR OF THE ESTIMATE = 0.84660

MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 0.33507

LOG OF THE LIKELIHOOD FUNCTION = 455.598

MODEL SELECTION TESTS - SEE JUDGE ET.AL.(1985, P.242)

AKAIKE (1969) FINAL PREDICTION ERROR- FPE = 0.73464

(FPE ALSO KNOWN AS AMEMIYA PREDICTION CRITERION -PC)

AKAIKE (1973) INFORMATION CRITERION- AIC = -0.30938

SCHWARZ(1978) CRITERION-SC = -0.22137

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO 234 DF	PARTIAL CORR.	STANDARDIZED COEFFICIENT	ELASTICITY AT MEANS
LWPTT	-0.18258	0.88262E-01	-2.0686	-0.1340	-0.21629	-5.4458
LWLT	0.12863	0.12529	1.0267	0.0670	0.13023	3.7553
LYT	0.21308	0.70785E-01	3.0102	0.1931	0.20149	6.2335
LOTAT	0.70162E-01	0.19149E-01	3.6640	0.2329	0.57759	3.7599
LURT	0.34620E-01	0.15464E-01	2.2387	0.1448	0.62407E-01	0.17077
CONSTANT	-2.4648	0.63980	-3.8524	-0.2442	0.00000E+00	-7.3559

significatif du salaire réel des policiers, par rapport à la quantité offerte de policiers. Nous nous expliquons mal ce fait; un signe positif aurait plutôt nos vues là-dessus. Le même malaise apparaît avec le salaire réel dans le secteur manufacturier. Une fois mis en rapport avec l'offre de policiers, ce coût d'opportunité du travail de constable devrait montrer un lien négatif. Continuons dans la même veine, nous attendions un signe négatif pour le revenu réel moyen de la population, ce n'est pas le cas. La même déception pour l'index agrégé du crime, présent pour approximer le risque d'une carrière policière. Cette variable montre un lien positif, bien que nos attentes penchaient plutôt vers un signe négatif. Finalement, le taux de chômage obtient un coefficient positif et significatif rencontrant en tout points de vue les attentes théoriques sur cette variable. Aux tableaux 9 et 10, on peut comparer les résultats empiriques canadiens et américains. Les résultats se valent, dans une étude comme dans l'autre.

Comme le souligne Vandeaie, on peut réfléchir sur les résultats obtenus dans l'estimation de l'offre de policiers. Pensons aux crimes contre la personne qui, ces dernières années, prennent de plus en plus d'ampleur. Les effectifs policiers, tout en demeurant assez stables, sont affectés vers ce type de crimes plus graves, selon certains. Ce qui laisse

le cas du crime contre la propriété dans une certaine ambiguïté. Les variations des effectifs policiers n'étant pas associés directement aux mêmes variations dans le secteur spécifique du crime contre la propriété. Il y a là, certainement, une part d'explication pour la piètre performance de l'estimation de l'offre de policiers. Un travail important reste à faire, à tout le moins pour cette équation du modèle.

6. CONCLUSION

Le travail entrepris ici se consacre à l'élaboration d'un modèle de l'industrie criminelle, à peu de choses près, comparable à toute autre industrie légale. Un effort important est déployé au niveau de la recherche des données permettant d'estimer le modèle. Le côté théorique du travail se base sur le modèle développé par Vandeale (1978). Cette réflexion sur le crime se concrétise par la présence de cinq équations, résumant le fonctionnement d'un marché criminel. On y retrouve une offre et une demande d'automobiles volées, une probabilité d'arrestation et une offre et une demande de policiers.

Au Canada, on teste ce modèle à l'aide de données se rapportant à douze régions métropolitaines d'importances, sur une période de vingt ans, qui sont: Montréal, Toronto, Vancouver, Winnipeg, Ottawa, Hamilton, Edmonton, Calgary, Québec, Windsor, London et Halifax. Notons qu'une particularité distingue l'estimation canadienne de celle de Vandeale. Plutôt que de tester à partir du prix moyen des voitures usagées, nous avons segmenté ce prix par catégories d'automobiles. Ce qui, une fois cette variable acceptée comme substitution au prix des voitures volées, permet une liberté d'ajustement selon la popularité des modèles auprès des consommateurs et des entrepreneurs de véhicules illégaux. La méthode des doubles moindres carrés, avec une

correction pour l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation de degré un, selon la méthode de Kmenta (1986), sont appliquées.

Les résultats, en termes de signes des coefficients obtenus pour les variables de l'étude, amènent une certaine satisfaction. On n'a qu'à penser au signe positif et significatif du prix des autos dans l'équation d'offre de véhicules volés. Rappelons que dans le cas de la demande, pour la même catégorie de voitures, on n'obtient pas le résultat escompté pour la variable prix. Cependant, pour des catégories de voitures différentes, on obtient des résultats intéressants autant du côté de l'offre que de la demande d'autos volées. Par exemple, du côté de la quantité demandée, une fois mise en rapport, sans changer la spécification, avec le prix des autos de catégories de luxe ou sport, le coefficient devient négatif et très significatif. Du côté de l'offre, le meilleur résultat en terme d'attentes théoriques, reste celui obtenu à l'aide du prix des voitures de catégorie intermédiaire. Rappelons que cette spécification amène un coefficient, pour le prix des autos volées, positif et significatif à 90 % . Les résultats pour les estimations à partir de chacune des catégories de prix autre qu'intermédiaire se trouvent à l'annexe.

Une amélioration des résultats empiriques du modèle pourrait survenir de deux façons. Une façon consiste à obtenir de l'information, segmentée par catégories d'automobiles, sur la

quantité de véhicules volés annuellement par région métropolitaine au Canada. Une deuxième consiste à appliquer une méthode d'estimation plus sophistiquée que les doubles moindres carrés, par exemple, une méthode dite du maximum de vraisemblance, un FIML (full information maximum likelihood) ferait l'affaire. Bref, améliorer le modèle dans le but de fabriquer une représentation la plus fidèle possible de la réalité. L'intérêt principal étant de créer un modèle pouvant prédire de façon fiable les valeurs des variables endogènes.

BIBLIOGRAPHIE

- Becker, G. "Crime and Punishment: An Economic Approach",
Journal of Political Economy, March/April, 1968.
- Carlson, R.L., Umble, M.M. "Statistical Demand Functions for
Automobiles and Their Use for Forecasting in an Energy
Crisis", Journal of Business, vol. 53, no. 2, 1980.
- Heineke, J.M. "Economic Models of Criminal Behavior: An
Overview, in: Economic Models of Criminal Behavior,
J.M.Heineke (ed.), North-Holland Publishing Company,
1978, p. 1-33.
- Johnston, J. "Econometric Methods", California, 1984, third
edition, 567p.
- Judge, G.G. et coll. "The Theory and Practice of Econometrics"
2nd edition, New York, Toronto, Wiley, 1985, 1019p.
- Kmenta, J. "Elements of Econometrics", 2nd edition, New York,
Macmillan, London, 1986, 786p.

- Nagin, D. "General Deterrence: A Review of the Empirical Evidence" in Blumstein et al. Eds, Deterrence and Incapacitation: Estimating the effects of Criminal Sanctions on Crime Rates. Washington D.C.:National Academy of Sciences, The National Research Council, Panel on Research on Deterrent and Incapacitative Effects, 1978, p. 95-139.
- Palmer, J. "Economic Analysis of the Deterrent Effect of Punishment: A Review Journal of Research in Crime and Delinquency, January 1977, p. 4-21.
- Pindyck, R.S., Rubinfeld, D.L. "Econometric Models and Economic Forecasts", 2nd edition, New York, Montreal: Mc Gray-Hill, 1981, 630p.
- Taylor, J.B. "Econometric Models of Criminal Behavior: A Review" in Economic Models of Criminal Behavior, J.M. Heineke (ed.), North-Holland Publishing Company, 1978, p. 35-81.
- Vandeale, W. "An Econometric Model of Auto Theft in the United States" in Economic Models of Criminal Behavior, J.M. Heineke (ed.), North-Holland Publishing Company, 1978, p. 303-391.

ANNEXE A

Travail sur certaines variables

Deux solutions ont retenu notre attention quant au travail à effectuer sur les variables dont certaines observations sont manquantes. Nous avons tenté de limiter le plus possible l'intervention dans la cueillette de données. La première solution s'applique à des variables où manquent quelques données d'observations. Dans ce cas, nous avons établi une régression simple entre la variable et le temps, qui nous permet de générer par la suite les observations manquantes. Nous avons alors:

$$y = mx + b$$

avec y = variable que l'on désire prédire
 x = variable temporelle, $x = 1, 2, \dots, N$
 b = ordonnées à l'origine
 N = nombre d'observations

Une deuxième solution s'adresse aux cas où l'on ne publie pas les variables dans les termes désirés. Par exemple, on ne publie pas le nombre d'adolescents par région métropolitaine annuellement. Dans ce cas, nous avons calculé des ratios des régions métropolitaines sur les provinces respectives. Ensuite, nous avons régressé ce ratio avec le temps, pour prédire la valeur relative de la métropole sur la

province. Nous appliquons le ratio prédit pour chaque région métropolitaine, aux données annuelles sur le groupe d'âge de la population provinciale.

Travail sur certaines variables

A. Population

Publiée par régions métropolitaines de 1966 à 1981. De 1961 à 1965, on ne retrouve pas cette variable sous la dénomination région métropolitaine. Nous avons compléter la période d'observation par une prédiction de la population, à partir d'une régression entre le temps et la variable.

B. Population de 15 à 24 ans

Cette information existe par régions métropolitaines, mais seulement pour les années de recensement. On a de l'information annuelle sur ce groupe d'âge, pour les provinces. Nous avons fabriqué un ratio région métropolitaine sur province pour les années censitaires et établit des prédictions sur ce ratio pour les autres années, à partir d'une régression entre le temps et la proportion ville-province. Nous avons appliqué ensuite le ratio annuel prédit, à la population provinciale de ce groupe d'âge.

C. Nombre de crimes de violence et contre la propriété

Statistiques Canada ne les publie pas par zones métropolitaines pour les années 1972, 1973 et 1974. Nous avons établi des prédictions à partir d'une régression entre une variable temporelle et la variable recherchée.

D. Nombre de policiers

Statistique Canada arrête la publication de cette information par zones métropolitaines, en 1978. Nous avons complété la période d'observations en effectuant une régression entre le temps et le nombre de policiers, pour en tirer des prédictions sur la variable recherchée.

E. Salaires des policiers

Nous avons de l'information complète pour la ville de Montréal seulement. Pour Toronto, Vancouver, Winnipeg, Edmonton et Calgary, nous possédons des observations couvrant la période de 1966 à 1981. Pour toutes les autres villes, nous n'avons que de l'information de 1977 à 1981. La solution retenue reste la régression entre le temps et la progression du salaire dans le cas de villes où l'information est disponible et application de ce taux de progression aux

autres villes, de la même province, sur une période quinquennale.

ex: Pour le cas d'Ottawa, nous appliquons le taux de progression des salaires de la ville de Toronto par tranche de cinq ans. Une période plus longue que cinq ans mène à des résultats farfelus.

N.B. Comme nous n'avons pas d'information à Toronto de 1962 à 1965, nous y appliquons le taux de progression observé à Montréal pour cette période.

F. Taux de chômage

Il existe de l'information pour les régions métropolitaines, de 1975 à 1981 inclusivement. Pour les années antérieures, nous avons appliqué la variation annuelle observée dans la province de chaque région métropolitaine. Nous couvrons ainsi 1962 à 1974.

G. Indice des prix à la consommation

Quelques villes posent un problème à ce sujet, Hamilton, London, Windsor, Québec et Halifax. Dans le cas d'Hamilton, London et Windsor, comme aucune information n'est disponible,

nous avons appliqué le taux d'inflation moyen à Toronto et Ottawa, deux villes de la même province. Pour Québec et Halifax, nous n'avons que de l'information partielle sur l'évolution des prix. Nous avons complété la période d'observation en appliquant, pour ces villes, la variation annuelle de l'inflation au Canada.

H. Prix des autos volées

Pour cette variable, nous n'avons pu recueillir de l'information pour les années 1962, 1964 et 1977. La même solution a été appliquée soit une régression entre une variable temporelle et le prix, de façon à prédire les années manquantes.

ANNEXE B

Présentation des équations de demande et d'offre, spécifiées à l'aide des prix des différentes catégories d'automobiles disponibles sur le marché.

Dans la présentation des résultats, nous avons montré une industrie du vol automobile spécifié à partir du prix moyen des voitures de catégorie intermédiaire. Comme l'information sur le prix que nous possédons, se rapporte aux six catégories de véhicules disponibles, nous avons procédé à des estimations pour chacun de ces groupes. Ces estimations montrent des résultats fort convainquant en terme de réalisation des attentes théoriques sur les coefficients. Pour des raisons de convenance, nous avons présenté les résultats d'une seule et même catégorie d'autos dans l'évaluation de la demande et de l'offre de voitures volées. Il est délicat de présenter un modèle d'une industrie, qui n'utilise pas le prix du même bien pour ces deux équations. Nous attirons, tout de même, l'attention sur les résultats, de la demande et de l'offre, pris isolément.

Par exemple, la demande spécifiée à l'aide du prix des voitures sports ou des voitures de luxes, amène un coefficient négatif et significatif en regard de la variable prix des

voitures volées. Un résultat comme celui-là est attendu dans une discussion sur le fonctionnement d'une industrie. Pour l'équation d'offre, comme on le sait, le meilleur résultat, au niveau de la variable prix, est dérivé à partir du prix moyen des autos de catégorie intermédiaire. Nous présentons donc ces résultats pour montrer l'importance, à ce stade de l'étude, d'obtenir de l'information sur la quantité d'autos volées par catégories de voitures. C'est la condition nécessaire à l'avancement de l'hypothèse d'une industrie du crime.

Une dernière remarque concernant les estimations présentées dans l'annexe. La fonction d'offre a été estimée à l'aide du pourcentage d'adolescent dans la population, comme on le sait. Vandeaie note dans son ouvrage, qu'il a spécifié l'offre avec et sans le logarythme népérien de cette variable. Nous avons fait de même, de façon à choisir la meilleure représentation du phénomène. Nous l'indiquons pour justifier la présence de dix équations d'offre dans l'annexe et non cinq, comme c'est le cas pour les équations de demande.

N.B. $L_{ptsct} = \ln$ prix moyen autos de catégorie sous-compacte

$L_{ptcpt} = \ln$ prix moyen autos de catégorie compacte

Lptint= ln prix moyen autos de catégorie
intermédiaire

Lptstdt= ln prix moyen autos de catégorie standard

Lptdelt= ln prix moyen autos de catégorie de luxe

Lptspt= ln prix moyen autos de catégorie sport

Etude Canada 1988

Estimations de la demande d'automobiles volées, à partir des prix des différentes catégories de voitures disponibles sur le marché.

Equation	variable dépendante	VariabLes indépen dantes	Résultats coefficients	Signes attendus	Ecart-type SE (β)	t de Student ($\beta/SE(\beta)$)
Demandes autos volées (Méthode DMC)	Lqtep	Lptcpt	- 0,18	(-)	0,21	- 0,88
		Lyt	0,86	incertain	0,13	6,83
		Rtt	- 0,78	(-)	0,20	- 3,84
		LRtc	0,38	(-)	0,16	2,40
		β_0	- 6,18	(...)	2,30	- 2,69
	Lqtep	Lptdelt	- 0,68	(-)	0,30	- 2,27
		Lyt	0,67	incertain	0,15	4,52
		LRtt	- 0,77	(-)	0,21	- 3,60
		LRtc	0,37	(-)	0,16	2,30
		β_0	0,48	(...)	3,84	0,12
Lqtep	Lptspt	- 4,45	(-)	1,17	-3,79	
	Lyt	0,16	incertain	0,20	0,82	
	LRtt	- 0,40	(-)	1,60	-2,49	
	LRtc	0,09	(-)	0,13	0,73	
	β_0	38,56	(...)	11,86	3,25	

Etude Canada 1988 (suite)

Estimations de la demande d'automobiles volées, à partir des prix des différentes catégories de voitures disponibles sur le marché.

Equation	variable dépendante	Variabes indépen dantes	Résultats coefficients	Signes attendus	Ecart-type SE (β)	t de Stu dent (β /SE (β))
Demande autos volées (Méthode DMC)	Lqtep	Lptscpt	0,95	(-)	0,43	2,22
		Lyt	- 0,027	incertain	0,22	- 0,12
		LRtt	- 0,011	(-)	0,25	- 0,05
		LRtc	- 0,11	(-)	0,19	- 0,56
		β_0	- 6,51	(...)	2,84	- 2,29
DEMANDE AUTOS VOLEES (METHODE DMC)	Lqtep	Lptsttdt	- 0,35	(-)	0,19	- 1,85
		Lyt	0,76	(-)	0,14	5,50
		LRtt	- 0,80	(-)	0,21	- 3,81
		LRtc	0,39	(-)	0,16	2,39
		β_0	- 3,67	(...)	2,56	- 1,43

ETUDE CANADA 1988

Estimations de l'offre d'automobiles volées, à partir des prix des différentes catégories de voitures disponibles sur le marché.

Equation	variable dépendante	Variabiles indépendantes	Résultats coefficients β	Signes attendus	Ecart-type SE ($\hat{\beta}$)	t de Student ($\hat{\beta}/SE(\hat{\beta})$)
Offre autos volées (Méthode DMC)	Lqtep	Lptcpt	0,22	(+)	0,21	1,04
		Lwlt	0,30	(-)	0,14	2,11
		LRtt	- 0,29	(-)	0,056	- 5,26
		LAt	0,91	(...)	0,17	5,30
		β_0	- 6,60	(...)	2,26	- 2,92
		Lptcpt	0,18	(+)	0,21	0,84
		Lwlt	0,31	(-)	0,14	2,14
		LRtt	- 0,29	(-)	0,055	- 5,28
		AT	0,054	(...)	0,010	5,34
		β_0	- 4,64	(...)	2,29	- 2,02
Lqtep	Lptstat	0,22	(+)	0,22	1,00	
	Lwlt	0,34	(-)	0,15	2,26	
	LRtt	- 0,28	(-)	0,055	- 5,07	
	LAt	0,94	(...)	0,18	5,10	
	β_0	- 7,07	(...)	2,77	- 2,56	

ETUDE CANADA 1988

Estimations de l'offre d'automobiles volées, à partir des prix des différentes catégories de voitures disponibles sur le marché.

Equation	variable dépendante	Variables indépendantes	Résultats coefficients	Signes attendus	Ecart-type SE (β)	t de Student (β/SE)
Offre autos volées (Méthode DMC)	Lqtep	Lptstdt	0,17	(+)	0,22	0,78
		Lwlt	0,33	(-)	0,15	2,23
		LRtt	- 0,28	(-)	0,055	- 5,15
		At	0,055	(...)	0,108	5,11
		β_0	- 4,89	(...)	2,71	- 1,80
OFFRE AUTOS VOLÉES (METHODE DMC)	Lqtep	Lptdelt	0,37	(+)	0,38	0,97
		Lwlt	0,36	(-)	0,16	2,28
		LRtt	- 0,29	(-)	0,056	- 5,23
		LAt	0,95	(...)	0,19	4,92
		β_0	- 8,90	(...)	4,64	- 1,91

ETUDE CANADA 1988

Estimations de l'offre d'automobiles volées, à partir des prix des différentes catégories de voitures disponibles sur le marché.

Equation	variable dépendante	Variables indépendantes	Résultats coefficients β	Signes attendus	Ecart-type SE (β)	t de Student (β/SE)
Offre autos volées (Méthode DMC)	Lqtep	Lptdelt	0,27	(+)	0,37	0,73
		Lwlt	0,35	(-)	0,16	2,21
		LRtt	- 0,29	(-)	0,055	- 5,24
		At	0,056	(...)	0,011	4,91
		β_0	- 6,17	(...)	4,47	- 1,38
	Lqtep	Lptspt	- 2,00	(+)	2,01	- 1,00
		Lwlt	0,15	(-)	0,30	0,48
		LRtt	- 0,21	(-)	0,062	- 3,34
		LAt	0,81	(...)	0,24	3,45
β_0		14,89	(...)	20,58	0,73	
Lqtep	Lptspt	- 1,98	(+)	1,99	- 0,99	
	Lwlt	0,16	(-)	0,30	0,54	
	LRtt	- 0,21	(-)	0,061	- 3,47	
	At	0,043	(...)	0,12	3,44	
	β_0	16,07	(...)	20,26	0,79	

ETUDE CANADA 1988

Estimations de l'offre d'automobiles volées, à partir des prix des différentes catégories de voitures disponibles sur le marché.

Équation	variable dépendante	Variabes indépendantes	Résultats coefficients β	Signes attendus	Ecart-type SE (β)	t de Student (β /SE (β))
Offre autos volées (Méthode DMC)	Lqtep	Lptscpt	- 1,88	(+)	0,78	- 2,40
		Lwlt	0,55	(-)	0,30	1,82
		LRtt	- 0,18	(-)	0,063	- 2,86
		LA	2,23	(...)	0,47	4,69
		β_0	4,97	(...)	3,52	1,41
OFFRE AUTOS VOLÉES (METHODE DMC)	Lqtep	Lptscpt	- 1,59	(+)	0,76	- 2,09
		Lwlt	0,47	(-)	0,30	1,58
		LRtt	- 0,19	(-)	0,063	- 2,93
		At	0,10	(...)	0,023	4,32
		β_0	7,99	(...)	4,19	1,91

REMERCIEMENTS

Je désire remercier monsieur Claude Montmarquette pour avoir accepté de devenir le directeur de ce mémoire. Je voudrais aussi souligner le nom de madame Sophie Mahseredjian pour tous les conseils techniques qu'elle a pu prodiguer durant l'estimation du modèle.

1