

Communication au Séminaire Recherche de l'INSEE (12 février 2004)

**L'analyse économétrique de la délinquance :
une synthèse des résultats récents**

(Version préliminaire)

Denis Fougère *

(CNRS, CREST-INSEE, CEPR et IZA),

Francis Kramarz **

(CREST-INSEE, CEPR et IZA)

Julien Pouget ***

(CREST-INSEE et IZA)

* fougere@ensae.fr

** kramarz@ensae.fr

*** julien.pouget@insee.fr

1. Introduction

La criminalité et la délinquance constituent depuis longtemps des champs de recherche privilégiés pour les sociologues et les psychologues. Elles n'ont été étudiées que plus récemment par les économistes. La criminologie est une discipline à part entière, avec des revues spécialisées qui lui sont propres. Au delà des effets des inégalités économiques et de l'urbanisation, les experts en la matière ont notamment mis en évidence les impacts du contexte familial, du déficit de l'autocontrôle, et du contrôle social au sens large, sur l'évolution de la délinquance. Néanmoins, au cours de ces trente-cinq dernières années, notamment depuis les travaux de Becker (1968) et Ehrlich (1973), les économistes ont fait des incursions de plus en plus nombreuses dans le champ de la criminologie. De fait, les économistes n'ont pas le monopole de l'explication de la criminalité par la rationalité instrumentale. Cependant, ils ont développé des méthodes statistiques permettant d'évaluer plus rigoureusement les liens de causalité entre variables socio-économiques, l'application de ces méthodes pouvant s'avérer fructueuse dans le cas particulier de la criminalité et de la délinquance.

L'objet de cette communication est précisément de faire le point sur les apports essentiels de la théorie économique et de l'économétrie quant à la compréhension des causes et des conséquences de l'insécurité, puis de présenter quelques résultats récents concernant le cas de la France, en ayant auparavant rappelé les potentialités et les limites des données disponibles.

L'analyse économique de la délinquance a été longtemps, et reste encore aujourd'hui, largement dominée par l'approche beckerienne (Becker, 1968), qui postule la rationalité de l'individu supposé pouvoir choisir, sur la base d'une comparaison des coûts et des bénéfices, entre une activité légale (le travail rémunéré) ou illégale (la délinquance). En référence à cette analyse, de nombreux travaux économétriques ont cherché à évaluer l'impact du taux de chômage sur la criminalité. A titre d'exemple, nous présenterons les principaux résultats d'une de nos études, qui est, à notre connaissance, la première à avoir évalué l'impact du niveau du taux de chômage des jeunes sur le nombre de délits enregistrés dans les départements français au cours de la dernière décennie (Fougère, Kramarz et Pouget, 2003).

Développées au cours des années quatre-vingt-dix, les recherches des économistes sur les interactions sociales ont essayé de s'affranchir de certains des postulats habituels de la microéconomie néo-classique, postulats sur lesquels reposent en particulier le modèle de Becker sur le crime : ces travaux font ainsi l'hypothèse que l'utilité d'un agent économique dépend non seulement de ses choix, mais aussi des décisions des autres agents, ce qui est caractéristique dans la théorie économique d'une « externalité ». Sans aller jusqu'à construire un modèle avec interactions sociales, nous illustrerons, dans la dernière partie de notre communication, les effets négatifs (ou externalités négatives) de la délinquance sur la composition sociale des communes françaises.

2. Quelques exemples de contributions des économistes

La plupart des travaux économétriques sur la criminalité et la délinquance visent, sous une forme ou sous une autre, à tester la validité du modèle introduit par Becker en 1968, modèle selon lequel les individus arbitrent entre d'une part, les opportunités « légales » qui s'offrent à eux sur le marché du travail, et d'autre part, les opportunités « illégales » qui peuvent être associées à des gains plus élevés mais aussi à des risques éminemment plus importants. Si la formalisation de ce modèle de choix rationnel est apparue très novatrice en 1968, il faut cependant rappeler que les fondements de cette modélisation ont été posés par des criminologues des dix-huitième et dix-neuvième siècles, notamment Beccaria (1764) et Bentham (1811). En effet, selon Beccaria, cité par Foucault (1975), « pour que le châtement produise l'effet que l'on peut en attendre, il suffit que le mal qu'il cause surpasse le bien que le coupable a retiré du crime » : il s'agissait donc déjà de relier la pertinence des sanctions prononcées aux intérêts économiques du délinquant potentiel.

Selon Becker, la décision de devenir délinquant dépend certes des préférences et des capacités de chaque individu, mais surtout des caractéristiques du contexte économique et des institutions judiciaires, qui conditionnent les possibilités de gain mais aussi les risques d'échec dans chacune des deux activités. Ainsi, des salaires peu élevés ou un fort taux de chômage devraient pousser l'individu à commettre des actes délictueux, alors qu'à l'inverse, des sanctions pénales ou un contrôle policier plus étroit devraient l'en dissuader. On peut donc distinguer deux ensembles de travaux dérivés du modèle beckerien. Le premier s'attache plus spécifiquement à étudier les effets des opportunités légales sur la propension à devenir délinquant ou criminel : il s'agit alors de tenter d'examiner dans quelle mesure la criminalité et la délinquance sont liées à la situation du marché du travail (Freeman, 1983, 1996, 1999 propose des revues de littératures très intéressantes sur ce thème). Le second ensemble de travaux met davantage l'accent sur les coûts et les risques potentiels liés aux activités illégales : il s'agit ainsi d'évaluer les effets dissuasifs de la sévérité du système judiciaire.

2.1. Criminalité et marché du travail

La plupart des travaux récents s'efforcent de mesurer les liens entre le niveau des inégalités de revenus, ainsi que celui du taux de chômage, et le taux de délinquance. Si nombre de travaux se sont bornés à utiliser les corrélations constatées entre certaines variables agrégées, sans pour autant être en mesure d'interpréter ces corrélations comme des relations causales, en revanche des analyses économétriques plus récentes, exploitant des séries plus longues ou bien des données d'observation plus riches, ont pu, grâce aux méthodes de l'économétrie des panels et des variables instrumentales, confirmer statistiquement l'existence des déterminismes postulés par Becker et par les économistes qui ont repris et développé son analyse théorique.

Au delà de la diversité des méthodologies économétriques employées, il existe un consensus dans la littérature empirique sur le lien entre les inégalités de revenu et le niveau de la délinquance : toute augmentation des inégalités semble ainsi susceptible de se répercuter sur le taux de délinquance. Il faut néanmoins souligner que dans le cadre de la plupart des travaux mentionnés dans cette synthèse, s'il est relativement aisé d'accéder à des mesures des revenus associés aux activités légales, en revanche on dispose de peu d'informations sur les gains associés aux activités illégales. Autrement dit, on ne peut jamais estimer économétriquement tous les paramètres du modèle théorique de décision rationnelle proposé par Becker.

Néanmoins, les opportunités de gains illégaux sont souvent mesurées de manière approchée et agrégée : par exemple, le niveau moyen de revenu dans une région peut être considéré comme un indicateur de sa « richesse » relative, et donc des opportunités de gains illégaux. Mais, tout comme on le verra plus bas dans le cas du taux de chômage, il faut alors se garder de toute interprétation hâtive, la « pauvreté » relative d'une zone reflétant certes le faible montant des opportunités de gains illégaux, mais aussi et bien sûr la faiblesse des opportunités légales offertes par le marché du travail.

Les analyses agrégées peuvent être menées au niveau des villes, des régions ou des pays. Par exemple, Land, McCall et Cohen (1990) ont mis clairement en évidence la corrélation entre les taux d'homicides et différentes mesures d'inégalités dans les villes américaines. Kelly (2000) expose au niveau des comtés américains des résultats similaires mais tient un discours plus convaincant en termes de causalité ; il montre par ailleurs que ce sont les atteintes aux personnes qui apparaissent les plus sensibles aux inégalités. Fajnzylber, Lederman et Loayza (2002 a, 2002 b) présentent des conclusions semblables à partir d'un panel de pays. Parallèlement, d'autres analyses examinent plus spécifiquement l'effet des salaires des individus les plus susceptibles de commettre des actes délictueux. Ainsi Gould, Weinberg et Mustard (2002) montrent à partir d'un panel de comtés américains l'effet très important des salaires des hommes les moins qualifiés sur le taux de délinquance. Machin et Meghir (2000) aboutissent à la même conclusion en travaillant sur un panel de comtés britanniques. Enfin Grogger (1998) propose à partir de données individuelles une démonstration empirique très convaincante de l'effet des salaires sur la criminalité des hommes jeunes : en estimant un modèle structurel de choix, il montre qu'une baisse de 10% des salaires des jeunes entraîne une augmentation comprise entre 6 et 9% de leur probabilité de commettre un délit.

A l'inverse, les conclusions quant à la pertinence du lien de causalité entre le niveau du chômage et celui de la délinquance sont en général moins claires. La plupart des travaux sur ce sujet considèrent le taux de chômage comme une mesure des opportunités légales de gains. Au premier abord, cette hypothèse semble raisonnable d'un point de vue théorique : en effet, si l'on suit Becker (1968), les chômeurs qui, pour un grand nombre d'entre eux, ne peuvent tirer aucun revenu conséquent des activités légales (sauf les indemnités de chômage), seraient les plus enclins à se tourner vers les activités illégales. Mais peu d'études présentent des démonstrations empiriques incontestables de ce phénomène. De fait, si l'on en croit la revue de littérature proposée par Chiricos (1987), la plupart des études menées sur des données agrégées montrent que le chômage aggrave la délinquance, mais cet effet n'est pas toujours statistiquement significatif et il est même inverse dans certains travaux. Ainsi, par exemple, Entorf et Spengler (2000) constatent, à partir d'un panel de Länder allemands, le caractère ambigu de l'effet du taux de chômage total sur la délinquance ; mais cette ambiguïté est ensuite levée en considérant le seul taux de chômage des jeunes, qui, lui, semble davantage susceptible de faire augmenter le nombre d'actes délictueux. Il convient par ailleurs de souligner que si tous les travaux utilisant des données régionales ou communales sur la délinquance ne visent pas forcément à éclairer la relation entre délinquance et chômage, en revanche la plupart font appel au taux de chômage comme variable de contrôle. Il peut donc être intéressant de consulter ces études pour se faire une idée de l'effet de cette variable. Par exemple, dans les travaux de Levitt (1996, 1997, 1999) sur des panels de villes américaines, ce sont les atteintes aux biens qui sont, « toutes choses égales par ailleurs », les plus corrélées au niveau du chômage, alors que le lien entre chômage et atteintes aux personnes semble beaucoup moins évident.

Plusieurs hypothèses ont été avancées pour tenter d'expliquer ces ambiguïtés. D'après Thornberry et Christenson (1984), la structure de causalité entre le chômage et la délinquance est plus complexe qu'il n'y paraît, puisque si une variation du taux de chômage se répercute rapidement sur l'insécurité, inversement la délinquance peut contribuer, certes à plus long terme, à faire diminuer l'emploi. Parallèlement, Cantor et Land (1985) ont tenté d'identifier deux mécanismes aux effets contraires : d'une part, le chômage diminue les ressources légales des individus dont certains sont alors amenés à se tourner vers des activités illégales, mais d'autre part il diminue également les espérances de gains associées à ces activités. Si ces différents mécanismes semblent difficiles à identifier à partir de données agrégées, il faut toutefois remarquer qu'en revanche le lien de causalité entre le chômage et la délinquance apparaît nettement moins ambigu à la lumière d'études menées sur des données individuelles : c'est le cas, par exemple, des travaux de Witte et Tauchen (1994), ou, plus récemment, d'Imai et Krishna (2001) qui montrent la liaison causale entre la probabilité de chômage et celle de commettre un acte délictueux.

2.2. L'évaluation des politiques publiques de lutte contre la criminalité et la délinquance

Bon nombre de travaux empiriques, à commencer par celui d'Ehrlich (1973), se sont attachés à identifier les risques et les coûts potentiels de la décision de commettre des actes délictueux, et ont cherché à évaluer l'efficacité des politiques publiques de lutte contre la criminalité et la délinquance. En effet, d'après Becker, la sévérité des sanctions, associée à la menace d'être arrêté, doit avoir un caractère dissuasif. C'est ce coût de la sanction, ou tout au moins cette relation inverse entre sévérité de la peine et niveau de la délinquance, que les économètres ont tenté de mesurer.

La probabilité d'être appréhendé est généralement approchée par le rapport du nombre d'arrestations au nombre de délits. Presque toutes les études mettent à jour une liaison négative entre le taux de délinquance et le nombre d'arrestations par délit : cette constatation empirique est à considérer avec beaucoup de précautions, dans la mesure où elle est affectée d'erreurs de mesure importantes pouvant entraîner un biais de simultanéité (l'erreur de mesure sur le numérateur du taux de délinquance se répercutant sur le dénominateur du taux d'arrestation). Par ailleurs la plupart des travaux empiriques peinent à établir une relation claire et indiscutable entre le nombre de policiers par habitant et le taux de délinquance. Là encore en effet, la mesure de cette relation est potentiellement entachée par des erreurs de mesure (un nombre de policiers plus important étant susceptible d'augmenter les taux de plainte) et par des biais d'endogénéité (les pouvoirs publics étant précisément amenés à augmenter le nombre de policiers là où le taux de délinquance est important).

Pour pallier à ces difficultés, les économètres ont proposé différentes stratégies d'estimation. Une étude célèbre de Levitt (1997) fait par exemple appel à la technique des variables instrumentales : selon lui, les augmentations exogènes des nombres de policiers, augmentations constatées presque systématiquement dans l'année précédant une échéance électorale, permettraient d'identifier l'effet causal recherché. À l'aide de cette stratégie d'identification, Levitt montre clairement à partir d'un panel de villes américaines que l'accroissement des forces de police tend à réduire la criminalité, mais n'a que peu d'impact sur les atteintes aux biens¹. Il adopte une stratégie d'identification similaire (Levitt, 1996) pour estimer l'impact dissuasif du nombre d'incarcérations - impact lui aussi susceptible

¹ Néanmoins ces résultats ont été contredits par McCrary (2002), qui a relevé une erreur dans les travaux de Levitt. Ce dernier a reconnu son erreur, mais a montré qu'elle ne changeait pas qualitativement ses résultats (Levitt, 2002).

d'être affecté par un biais d'endogénéité - en utilisant cette fois comme variable instrumentale les libérations de prisonniers réalisées uniquement dans le but d'éviter la surpopulation des prisons de certains Etats américains : les sanctions semblent alors jouer clairement dans le sens prédit par Becker (1968).

2.3. Criminalité et interactions sociales : le cas de la mobilité résidentielle

En dépit de toutes les difficultés d'identification que l'on vient de souligner, le modèle Beckérien reste donc la référence théorique majeure de tous les travaux des économistes sur les déterminants de la criminalité et de la délinquance. Cependant, certains chercheurs ont souligné que les prédictions de ce modèle tendaient à sous-estimer l'insécurité qui sévit dans les plus grandes villes, particulièrement aux Etats-Unis, où la criminalité est bien identifiée comme un phénomène typiquement urbain : en 1993, les villes de plus de 500 000 habitants avaient un taux de criminalité quatre fois supérieur à celui des villes de moins de 50 000 habitants, et sept fois supérieur à celui des zones rurales. Certains économistes se sont donc proposés d'expliquer les fortes variations spatiales et temporelles de la délinquance à partir des recherches récentes sur les interactions sociales.

Ces travaux font l'hypothèse que l'utilité d'un agent économique dépend non seulement de ses décisions mais aussi de celles des autres agents, ce qui est caractéristique dans la théorie économique de la présence d'une externalité, qui peut être positive ou négative selon qu'elle écarte ou rapproche celui qui la subit de son optimum individuel. Appliquée à la délinquance, cette approche se révèle capable par exemple d'expliquer, mieux que ne le fait une approche économique classique en termes de comparaison de coûts et de bénéfices, la forte variabilité géographique et temporelle des taux de délinquance. Glaeser, Sacerdote et Sheinkman (1996) montrent que cette hypothèse se vérifie particulièrement pour les atteintes aux biens, notamment celles commises par les plus jeunes, mais moins dans le cas des crimes les plus violents, qui seraient davantage le fait de décisions purement individuelles.

Sans aller jusqu'à estimer un modèle avec interactions sociales, nous avons tenté dans une étude récente (Fougère, Kramarz et Pouget, 2004) de quantifier les externalités négatives de la délinquance sur la composition sociale des communes. Nous nous inspirons en cela des analyses menées américaines sur les liens entre insécurité et mobilité résidentielle. De nombreuses études ont en effet tenté d'évaluer l'impact du niveau de la délinquance sur les choix résidentiels et plus précisément sur le dépeuplement des villes les plus touchées par la criminalité. La plupart de ces analyses régressent des mesures agrégées de la dépopulation sur le niveau de la criminalité et de la délinquance, et concluent que toutes choses égales par ailleurs, les villes qui se dépeuplent le plus sont celles qui sont davantage affectées par la criminalité (Frey 1979, Grubb 1982, Katzman 1980, Sampson et Woolredge 1986).

Levitt et Cullen (1999) explorent à nouveau cette question, en tentant d'y répondre avec des arguments économétriques plus rigoureux, malgré le caractère très agrégé des données dont ils disposent. En premier lieu, ils choisissent d'analyser l'impact non pas du taux de criminalité, mais de son évolution sur le dépeuplement urbain. En effet, si le niveau de criminalité peut initialement affecter les choix de résidence, on peut en revanche supposer que c'est l'évolution de la criminalité qui est la plus à même d'expliquer les décisions de déménager. Ils estiment leur modèle sur un panel de villes américaines, en contrôlant par un certain nombre de variables démographiques et économiques (notamment la structure par âge, par origine ethnique, le taux de chômage et le revenu moyen), et évaluent qu'à chaque acte de délinquance supplémentaire, on peut associer le départ d'un habitant.

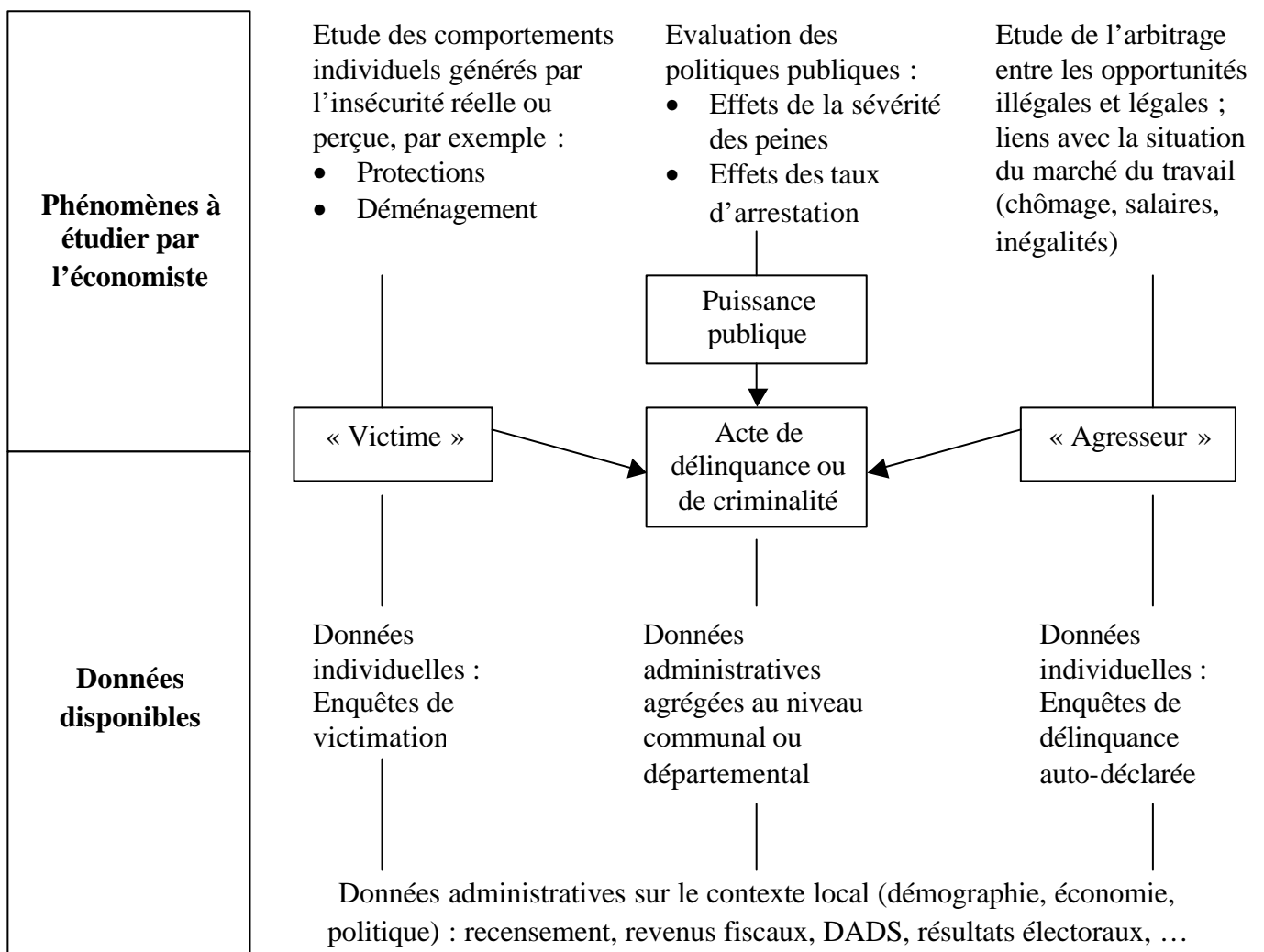
Néanmoins cette approche ne permet pas de conclure rigoureusement quant au sens de la causalité : en effet, il est possible que les augmentations conjointes de la criminalité et du dépeuplement urbain soient le fait d'un même troisième facteur, non pris en compte dans la modélisation. C'est pourquoi Levitt et Cullen estiment sur le même panel de villes américaines un modèle à variables instrumentales. Il s'agit alors de construire une variable susceptible d'affecter le taux de criminalité mais pas le dépeuplement urbain. Levitt et Cullen se proposent d'utiliser comme instruments des caractéristiques du système judiciaire, notamment le taux moyen d'emprisonnement par crime. Leur estimation par variables instrumentales confirme l'impact du taux de criminalité sur le dépeuplement des villes américaines.

Enfin, Levitt et Cullen cherchent à caractériser plus finement les catégories de population les plus susceptibles de quitter les villes à cause de l'augmentation de la délinquance et de la criminalité urbaines. Pour cela, ils disposent uniquement de données en coupe (agrégées et individuelles). Dans un premier temps, ils régressent les taux de migration de différentes catégories de la population sur les caractéristiques démographiques et économiques de chaque ville, ainsi que sur l'évolution du taux de criminalité. Dans un second temps, ce sont les décisions de chaque ménage qui sont analysées de la sorte. Les deux types de régression montrent que ce sont les ménages les plus aisés et ceux qui comprennent des enfants qui sont les plus sensibles à l'augmentation de la délinquance urbaine. La fuite des ménages les plus favorisés peut être vue comme une externalité négative susceptible d'entraîner une concentration de la pauvreté dans les centres urbains, et, par suite, une nouvelle augmentation de la criminalité.

3. Applications au cas de la France : thèmes d'études, données disponibles

3.1. Thèmes d'étude

L'analyse économétrique de la délinquance et de la criminalité peut, on l'a vu, prendre des formes variées. Le schéma ci-dessous vise à offrir une vision synthétique de quelques questions que nous nous sommes posées concernant le cas français, compte tenu des sources statistiques disponibles. Un acte délictueux met en jeu le plus souvent une « victime » et un « agresseur », mais on ne dispose pas, à notre connaissance, de données concernant simultanément ces deux acteurs. Aussi, les travaux examinent tantôt les motivations des délinquants potentiels, tantôt les comportements générés par l'insécurité réelle ou perçue, mais ils peuvent aussi tenter de mesurer les effets des politiques publiques de lutte contre la délinquance et la criminalité.



Idéalement, les motivations des « agresseurs » potentiels sont analysées à partir de données individuelles : l'enquête de délinquance auto-déclarée conduite par Roché (2001) sur un échantillon de jeunes âgés de 13 à 19 ans reste, sauf erreur de notre part, la seule source française de ce type. Les comportements des « victimes » potentielles seront de préférence étudiés à partir d'enquêtes de victimation, qui sont, elles, plus nombreuses. Par ailleurs les statistiques administratives recueillies par les services de police et de gendarmerie donnent des informations agrégées sur ceux des actes de délinquance et de criminalité qui ont fait l'objet d'une plainte. Enfin, ces trois types de sources peuvent être enrichis par des données d'origines diverses portant sur le contexte économique et démographique local, dont on présume l'importance pour l'analyse des phénomènes associés à la délinquance. Nous décrivons ci-dessous plus spécifiquement les données utilisées dans les deux études que nous avons choisi de présenter.

3.2. Données utilisées

Les criminologues ont depuis longtemps souligné les difficultés rencontrées pour mesurer le plus rigoureusement possible le niveau et l'évolution de la délinquance. En France, depuis quelques années, les interrogations quant à la fiabilité des différentes sources statistiques font même partie intégrante du débat public. Sans entrer dans ce débat, nous souhaitons éclairer le lecteur en lui présentant les différentes sources que nous avons utilisées ainsi que quelques statistiques descriptives.

Il faut préciser qu'historiquement, la criminalité et la délinquance ont d'abord été mesurées à partir des comptes rendus chiffrés de l'activité des services judiciaires, puis, un peu plus en amont, de celle de la police. Ces comptes rendus ne reflètent que les actes qui ont fait l'objet d'une plainte ou dont les autorités se sont saisis : ils permettent donc de dresser un tableau partiel de la délinquance et de la criminalité et de leurs évolutions à court terme. On considère par contre que la mesure des évolutions à plus long terme peut être affectée par des modifications dans le fonctionnement des institutions policières ou pénales, et par des changements dans la propension des victimes à porter plainte.

Les enquêtes de victimation présentent l'avantage de recueillir des informations qui se situent bien en amont du processus de prise en charge des délits par les institutions policières et judiciaires : elle permettent donc d'estimer l'importance des victimations non enregistrées par les pouvoirs publics. Elles fournissent en outre des informations précieuses sur les caractéristiques socio-démographiques des victimes et sur les comportements induits par la victimation et plus généralement par les peurs engendrées par le sentiment d'insécurité. Néanmoins, ces enquêtes, difficiles à élaborer, nécessitent que les victimes soient capables d'y répondre (ce qui exclut par exemple les homicides). Elles concernent donc surtout les agressions et les vols. Les données recueillies peuvent être également affectées par un certain nombre de biais (dus à des oublis, à des mauvaises datations des faits ou bien à des réticences à répondre).

Données administratives agrégées

Nous présenterons tout d'abord des résultats obtenus à partir des données administratives publiées annuellement sous le titre « Aspects de la criminalité et de la délinquance constatées en France par les services de police et de gendarmerie d'après les statistiques de police judiciaire » (Ministère de l'Intérieur, 1990-2000). Ces données institutionnelles (aussi dénommées « Etat 4001 ») sont disponibles année par année, de 1990 à 2000, pour chacun des

95 départements français. Cette source comptabilise les crimes et délits dont les services de police et les unités de gendarmerie ont eu connaissance et qui sont consignés dans une procédure judiciaire transmise au parquet. Pour qu'une infraction soit connue des services de police ou de gendarmerie, il faut donc qu'elle ait été constatée par les services eux-mêmes, ou bien qu'elle ait fait l'objet d'une plainte par la victime. Ces données excluent en particulier les contraventions de toute nature, les délits routiers, les faits mentionnés en « main courante » ainsi que les infractions constatées par d'autres institutions.

En revanche, elles présentent l'avantage de dresser une typologie assez fine des différents types d'infractions, réparties en 107 catégories. Pour tenir compte des changements intervenus dans la définitions de ces catégories, nous n'avons cependant étudié précisément que 17 agrégats pérennes (voir tableau 1). Dans la suite de cet article, on raisonnera toujours en termes de taux de criminalité (calculés ici comme le nombre de crimes et délits pour 100 000 habitants).

Enquêtes de victimation

Les enquêtes de victimation que nous utilisons dans la dernière partie de notre intervention sont issues du dispositif d'Enquêtes permanentes sur les conditions de vie des ménages (EPCV), mis en place par l'Insee à partir de 1996 et qui donne lieu depuis cette date à trois enquêtes par an. En particulier, l'enquête de janvier, utilisée ici, traite des questions de la qualité de l'habitat et du voisinage, des équipements collectifs et de l'insécurité (voir Dumartin et Taché, 2001). L'enquête est mise en œuvre sur un échantillon d'environ 8000 logements, et fournit alors des résultats sur un peu moins de 6000 ménages effectivement répondants. A partir de 1997, deux ensembles d'informations sont collectés, au niveau « ménage » et au niveau « personne répondante ». En effet, au sein de chaque ménage, sont interrogées trois personnes au plus parmi les personnes « éligibles » (de 15 ans et plus). Dans tous les ménages où vivent moins de quatre personnes de 15 ans et plus, toutes ces personnes sont interrogées. Dans les ménages de quatre personnes de 15 ans et plus, trois personnes seulement sont tirées au sort pour être interrogées.

Les occupants d'un logement donné sont interrogés deux années de suite à la même date : l'échantillon de logements est renouvelé par moitié tous les ans. Cela permet de construire des panels de deux années consécutives. Si un ménage a quitté le logement entre ces deux années, les nouveaux occupants du logements sont interrogés, mais le fichier final précise que ces occupants ne sont pas les mêmes que ceux interrogés dans l'enquête précédente : on en déduit alors le déménagement des occupants initiaux. Cette information n'est néanmoins disponible que pour les années 1998, 1999, 2001 et 2002 : nous avons donc utilisé dans notre étude l'ensemble des ménages interrogés deux années consécutives (1997-1998, 1998-1999, 2000-2001, 2001-2002) ; les variables analysées étant toujours celles de la première année, la seconde servant exclusivement à nous renseigner sur la mobilité résidentielle du ménage. Ce premier échantillon comprend 9885 ménages. Par ailleurs certaines analyses ont été menées sur les seuls ménages d'au plus trois personnes, dont tous les individus (de plus de quinze ans) ont donc été interrogés. Ce second échantillon comprend 7433 ménages.

En janvier de chaque année, cette enquête fournit des informations sur les actes de délinquance dont ont été victimes les ménages et les individus durant *les deux années précédentes*. Les ménages sont interrogés sur la sécurité de leur logement et de leur véhicule, tandis que les individus sont interrogés sur les agressions et les vols dont ils ont pu être victimes (en dehors des cambriolages et des vols de voiture).

Par exemple, en janvier 2002, les questions posées aux ménages étaient les suivantes :

« *Votre logement a-t-il été cambriolé en 2000 ou 2001 ?* »

« *En 2000 et 2001, avez-vous été victime d'un vol de voiture ou d'objet se trouvant dans une voiture du ménage ?* »

Quant aux individus, on leur posait en 2002 ces deux questions :

« *En 2000 ou 2001, avez-vous été victime personnellement de vols en dehors des cambriolages et des vols de voiture (par exemple vol de sac à main, de portefeuille, dans un lieu public ou sur le lieu de travail) ?* »

« *En 2000 ou 2001, avez-vous été personnellement victime d'agressions ou d'actes de violence ; y compris de la part de personnes que vous connaissiez ?* »

Pour toutes ces questions, les modalités de réponses sont les suivantes:

1. *Oui, en 2000 et 2001*
2. *Oui, en 2000*
3. *Oui, en 2001*
4. *Non*
5. *Ne sait pas*

sauf pour la question concernant les agressions, pour laquelle la modalité « *Refuse de répondre* » a été ajoutée.

Dans le cadre de notre étude, nous considérons qu'un ménage ou une personne a été victime si il (ou elle) a répondu à ces questions par une des trois premières modalités. Au niveau des ménages, nous agrégeons également les deux types de victimation mesurés, en construisant une variable «ménage victime» si celui-ci a été cambriolé ou bien a été victime d'un vol concernant son véhicule. De même, pour les seuls ménages dont tous les individus ont été interrogés, nous repérons les ménages dont au moins un des membres a été victime d'un vol ou d'une agression.

Les enquêtes sur les conditions de vie nous fournissent bien évidemment des informations démographiques et économiques sur les ménages, dont notamment la nationalité de la « personne de référence », le niveau de vie et la composition de chaque ménage. Le niveau de vie du ménage est calculé comme le revenu du ménage par unité de consommation. Les ménages enquêtés ont été ventilés entre quatre classes dont les bornes sont les quartiles de niveau de vie. Le type de ménage permet d'avoir des informations croisées sur la composition et l'âge de la personne de référence du ménage. On distingue ainsi, parmi les personnes seules et les couples sans enfants, ceux dont la personne de référence a moins de 30 ans, entre 30 et 59 ans, ou plus de 60 ans. On distingue également les couples avec un, deux, ou plus de trois enfants, ainsi que les familles monoparentales.

Données sur les contextes locaux

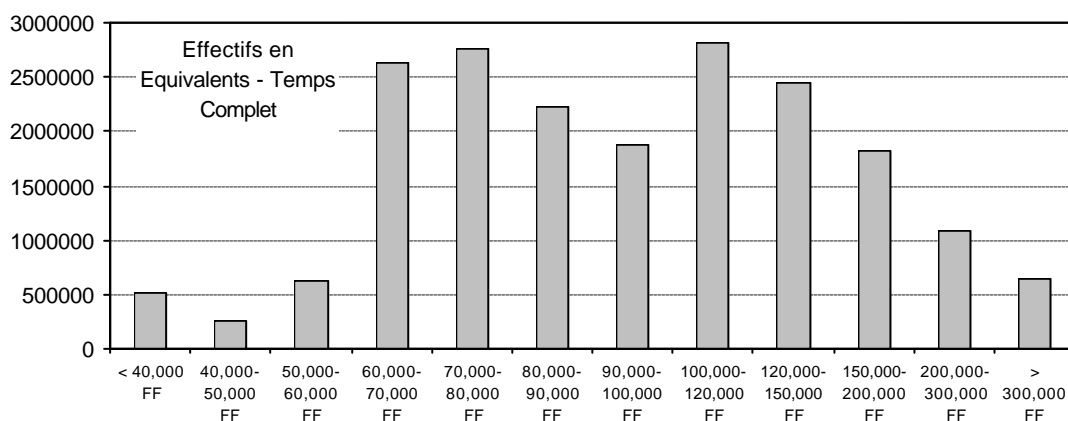
Afin d'enrichir ces statistiques de délinquance sur les caractéristiques du contexte local, nous avons utilisé un certain nombre de données administratives ou d'enquête disponibles au niveau des départements et des communes.

Ainsi, nous avons construit un certain nombre de variables socio-démographiques au niveau départemental à partir des Enquêtes sur l'Emploi de l'Insee entre 1990 et 2000. Pour chaque année, nous avons ainsi calculé la part des étrangers dans la population totale, celle des individus âgés de 15 à 24 ans, de 25 à 49 ans ou de plus de 50 ans, la part de différents types de ménages et de différents niveaux d'éducation, et enfin les parts des individus vivant en zone rurale et ceux habitant les zones urbaines. Le nombre de chômeurs par classe d'âge et par département provient quant à lui de l'ANPE.

Au niveau des communes, le recensement de la population de 1999 nous fournit la structure de la population par âge et par nationalité. Nous avons ainsi construit la part des jeunes de 10 à 19 ans dans la population de la commune, ainsi que la part des étrangers. Nous disposons également du nombre d'actifs et du nombre de chômeurs par commune, ce qui nous permet de calculer des taux de chômage communaux.

Les variables concernant le niveau de richesse relatif des différentes communes ont été calculées à partir des Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS), disponibles facilement à ce niveau pour l'année 1996. Il s'agit donc d'utiliser les distributions de salaires dans le secteur privé et semi-public pour construire des indicateurs de pauvreté et de richesse des communes. Ce choix peut être discutable dans la mesure où ces indicateurs ne prennent pas en compte l'ensemble des revenus. Néanmoins ils donnent une indication approchée des distributions des niveaux de vie dans une commune, dans la mesure où l'on considère ici des effectifs et des salaires mesurés au lieu de résidence (et non pas au lieu de travail).

Graphique 1 : distribution des salaires en 1996.



Source: DADS (1996)

Champ : tous salariés (secteurs privé et semi-public temps complet ou partiel)

Unité : nombre de postes rémunérés dans l'année, équivalents-temps-complet

Le graphique 1 représente la distribution des salaires en 1996 pour tous les salariés travaillant dans les secteurs privé et semi-public. A partir de cette distribution, trois indicatrices ont été créées : une commune est considérée comme « pauvre » si les postes rémunérés moins de 90,000 FF par an représentent plus de 50% du total des postes. Elle est considérée comme « riche » si les postes rémunérés plus de 100,000 FF par an représentent plus de 50% du total des postes. Et enfin, l'indicatrice d'inégalité concerne les communes dont les postes rémunérés moins de 70,000 FF par an représentent plus de 18% du total des postes et dont les postes rémunérés plus de 150,000 FF par an représentent plus de 18% du total des postes.

3.3. Quelques statistiques descriptives sur le niveau et l'évolution de la délinquance et de la criminalité

Sur le tableau 1 figurent le niveau ainsi que la variabilité géographique de différents types de délits pour les années 1990 et 2000. Ces statistiques ont été calculées à partir des données administratives recueillies par les forces de police et de gendarmerie. Les atteintes aux biens sont, de loin, les plus nombreuses, et présentent une variabilité géographique beaucoup plus importante que les atteintes aux personnes, réparties plus uniformément sur le territoire.

Tableau 1: Niveau et variabilité géographique de quelques types d'infractions en France (1990-2000)

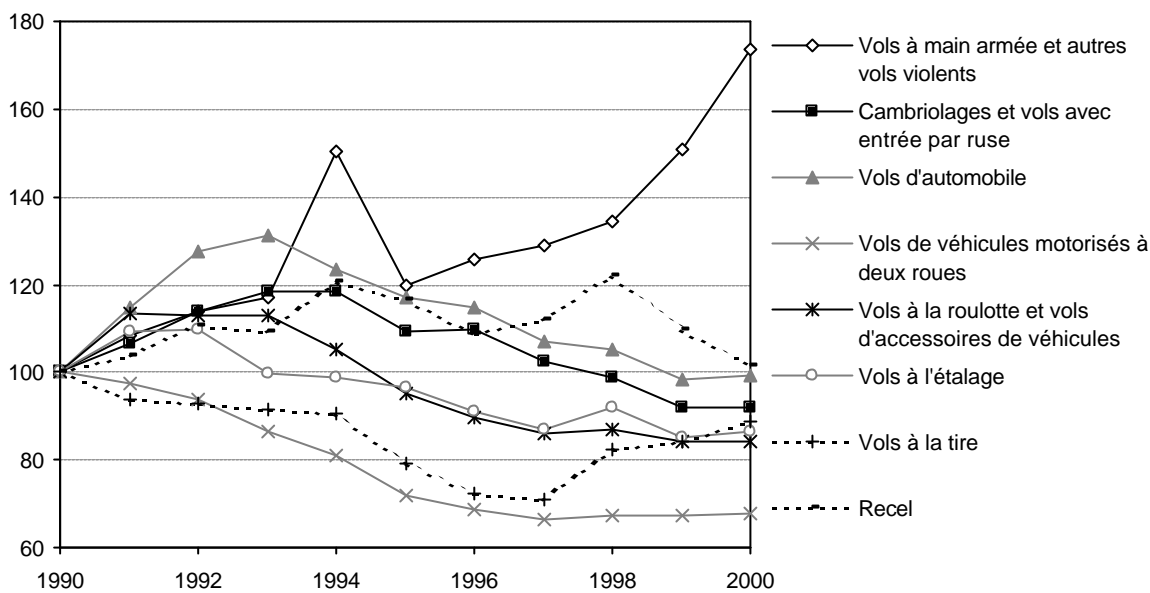
Taux d'infraction	1990			2000		
	Moyenne	Ecart-type	Coeff. de variation	Moyenne	Ecart-type	Coeff. de variation
<i>Atteintes aux biens</i>						
Vols à main armée et autres vols violents	107,5	100,4	0,93	186,8	193,0	1,03
Cambriolages et vols avec entrée par ruse	712,5	384,9	0,54	656,5	232,6	0,35
Vols d'automobile	519,9	343,7	0,66	515,1	290,0	0,56
Vols de véhicules motorisés à deux roues	246,6	132,2	0,54	167,5	76,3	0,46
Vols à la roulotte et vols d'accessoires de véhicules	1355,1	658,5	0,49	1140,7	450,1	0,39
Vols à l'étalage	112,9	58,5	0,52	97,7	37,7	0,39
Vols à la tire	193,6	334,6	1,73	171,4	270,3	1,58
Recel	54,5	27,1	0,50	55,3	26,8	0,48
<i>Atteintes aux personnes</i>						
Homicides (y compris tentatives)	4,5	2,4	0,54	3,7	2,0	0,54
Coups et blessures volontaires	90,3	55,3	0,61	181,2	65,2	0,36
Menaces, chantages, atteintes à la dignité	55,2	16,4	0,30	82,7	35,1	0,42
Atteintes aux mœurs	39,3	16,8	0,43	57,0	12,5	0,22
Infractions contre la famille et l'enfant	52,0	14,6	0,28	72,0	18,6	0,26
<i>Autres infractions</i>						
Infractions à la législation sur les stupéfiants	99,9	76,7	0,77	176,2	64,1	0,36
Destructions et dégradations de véhicules privés	296,8	164,0	0,55	479,0	212,4	0,44
Port ou détentions d'armes prohibées	26,6	14,8	0,55	37,3	24,1	0,65
Outrages ou violences à représentant de l'autorité	39,4	12,7	0,32	66,6	33,8	0,51

Source: Ministère de l'Intérieur

Les taux d'infractions sont calculés comme le nombre d'infractions pour 100 000 habitants.

Les populations départementales ont été utilisées comme pondérations dans le calcul des dispersions.

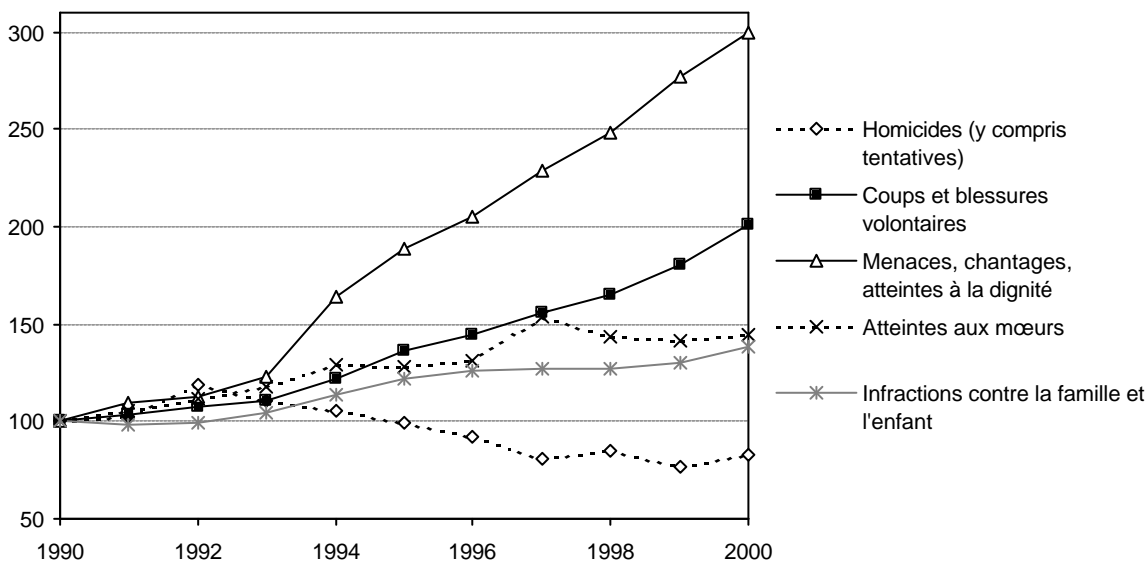
Graphique 2 : Evolution des taux d'atteintes aux biens (1990-2000)



Référence : 1990=100

Source : calculs des auteurs à partir de données fournies par le Ministère de l'Intérieur

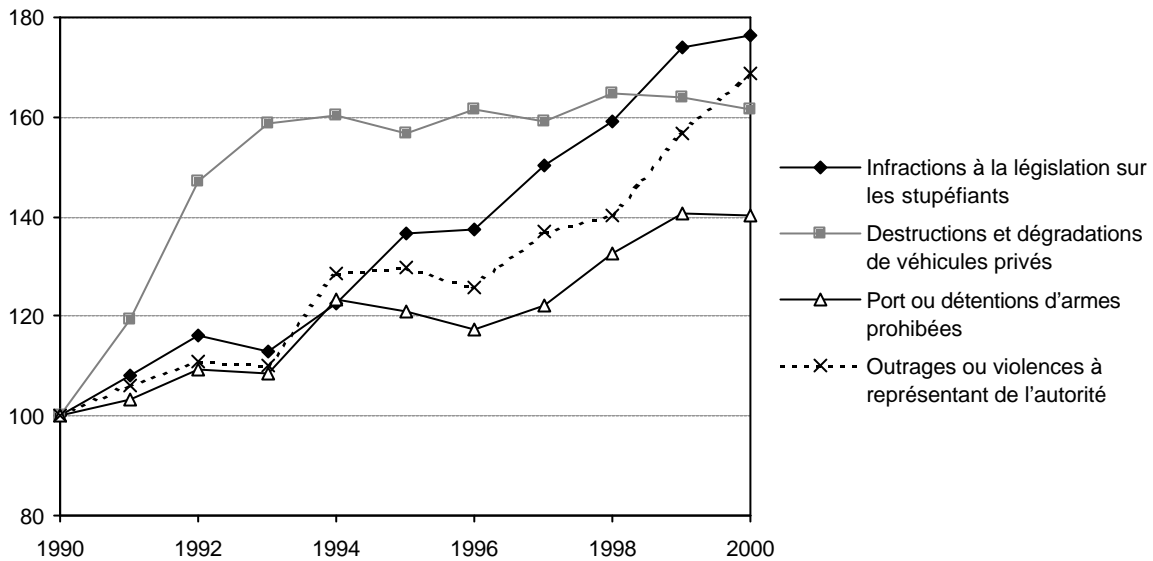
Graphique 3: Evolution des taux d'atteintes aux personnes (1990-2000)



Référence : 1990=100

Source : calculs des auteurs à partir de données fournies par le Ministère de l'Intérieur

Graphique 4 : Evolution des taux d'infractions diverses (1990-2000)



Référence : 1990=100

Source : calculs des auteurs à partir de données fournies par le Ministère de l'Intérieur

Les graphiques 2, 3 et 4 présentent les évolutions des différents types de délits pendant la période 1990-2000. Ces évolutions sont suffisamment contrastées pour justifier une étude détaillée de chaque délit plutôt que l'analyse d'un indice agrégé. La plupart des atteintes aux biens (les vols de voitures, les vols à la roulotte, les vols à la tire et les cambriolages) ont d'abord augmenté entre 1990 et 1993, avant de décroître lentement jusqu'en 2000 : par exemple, les cambriolages ont vu leur nombre par habitant diminuer de 8% entre 1990 et 2000. A l'inverse, au cours de la même période, les taux de vols à main armée et d'autres vols avec violence ont connu un accroissement considérable de 74%. Il en va de même pour toutes les atteintes aux personnes (à l'exception notable des homicides) : les coups et blessures volontaires ont ainsi vu leur taux doubler.

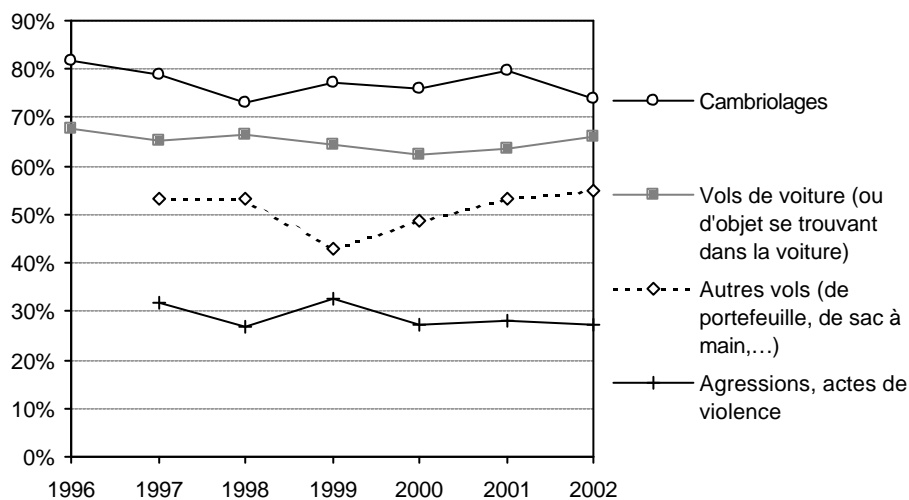
Par construction, les niveaux de délinquance mesurés dans les enquêtes de victimation sont largement supérieurs à ceux évalués par les services de police de les unités de gendarmerie : Robert, Zauberman, Pottier et Lagrange (1999) proposent une comparaison détaillée des deux types de sources. Entre 1996 et 2002, d'après les enquêtes de victimation de l'Insee, 3,0 des ménages se sont fait cambrioler et 13,5% ont été victimes d'un vol de voiture ou de quelque chose dans leur voiture au cours des deux années précédant l'enquête. Sur la période 1997-2002, 4,8% des individus âgés de plus de 15 ans ont été victimes d'un vol (de sac à main, de portefeuille, ...) et 8,5% d'agressions ou d'acte de violence, toujours au cours des deux années qui précèdent l'enquête.

Le taux de plainte dépend de l'importance du délit (et des obligations institutionnelles en matière d'assurance par exemple) : si 80% des ménages cambriolés et 64% des victimes de vols de voiture (ou de quelque chose dans la voiture) ont porté plainte, en revanche seuls 53% des victimes d'un vol (de sac à main, de portefeuille, ...) et 29% des victimes d'agressions ou

d'actes de violence se sont rendues dans un service de police ou de gendarmerie pour le déclarer.

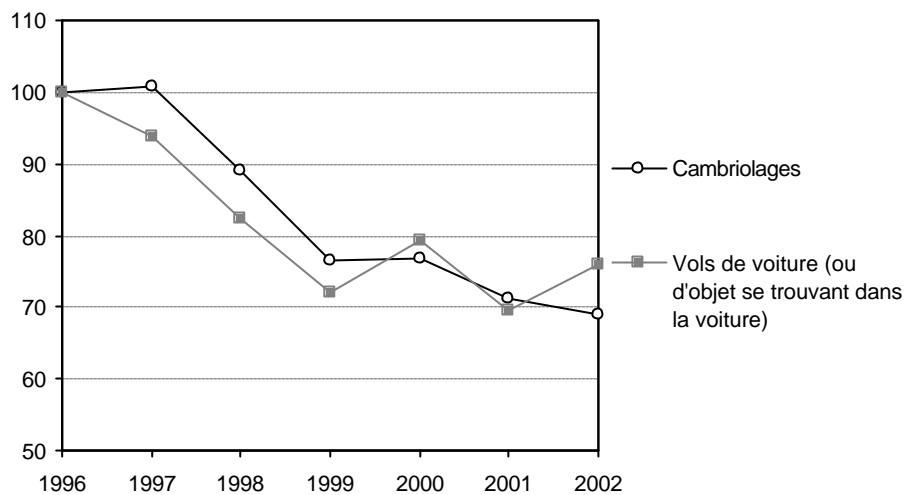
Il faut souligner que ces taux de plainte n'évoluent quasiment pas au cours de la période étudiée (graphique 5) : cela laisse à penser que le comptage administratif réalisé par les services de police et de gendarmerie, s'il est incomplet, n'est pas – ou peu – altéré par des modifications dans les comportements de plainte. Par ailleurs, les évolutions des taux de délinquance, même s'ils ne concernent pas exactement les mêmes catégories d'infractions, semblent qualitativement similaires pour les deux types de sources statistiques : d'après les enquêtes de victimation, les taux de cambriolages et de vols de voitures ont décliné entre 1996 et 2002, alors que les agressions et les violences se sont accrues (graphiques 6 et 7). Tandis que Bogess et Bound (1993) soulignaient les résultats contradictoires donnés par les deux types de sources quant à l'évolution de la criminalité aux Etats-Unis au cours des années 1980, il semble donc à l'inverse que pour la France, on puisse formuler un diagnostic convergent pour caractériser l'évolution de la criminalité au cours des dernières années : une baisse des atteintes aux biens, mais, en parallèle, une augmentation de la violence.

Graphique 5 : Evolution des taux de plainte



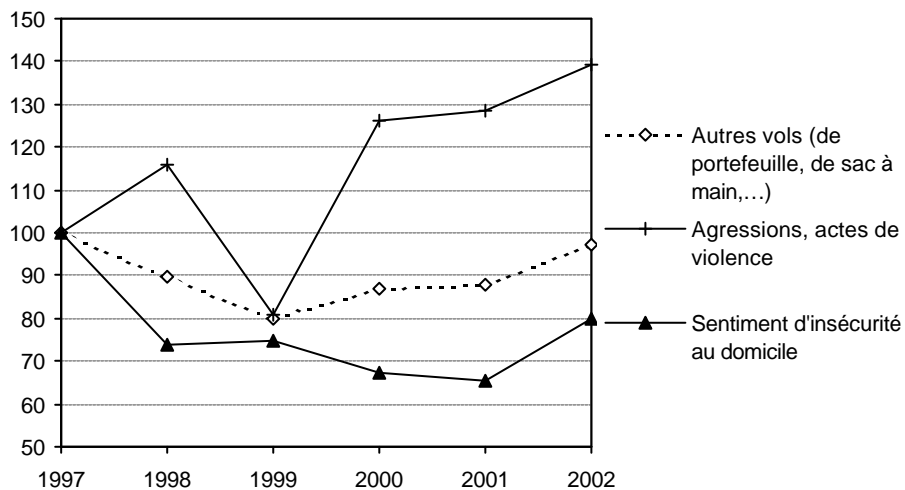
Source : Enquêtes de victimation (1996-2002), Insee

Graphique 6 : Evolution des taux de victimation des ménages



Base 100=1996 ; source : enquêtes de victimation (1996-2002), Insee

Graphique 7 : Evolution des taux de victimation des individus de plus de 15 ans



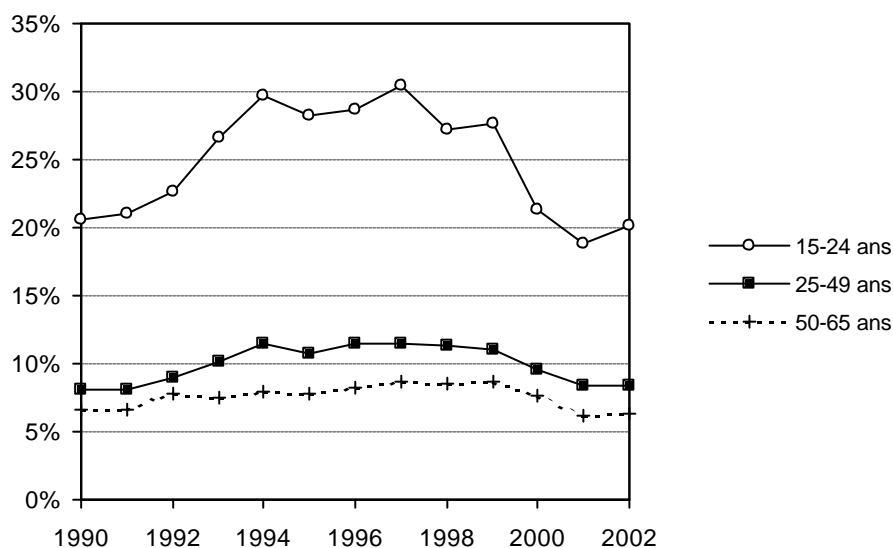
Base 100=1997 ; source : enquêtes de victimation (1997-2002), Insee

4. Criminalité et chômage en France

4.1. But de l'étude

Alors même que la littérature économique internationale est abondante sur le sujet, la question des liens entre le chômage et la délinquance a fait l'objet en France d'un vif débat politique mais de peu de travaux empiriques. Entre 1990 et 1997, le taux de chômage est passé de 8,9% à 12,5% de la population active, pour, ensuite, diminuer jusqu'en 2001 (graphique 7). Les atteintes aux biens ont quant à elles augmenté entre 1990 et 1993, puis décliné continûment, tandis qu'augmentaient les délits les plus violents. Ces tendances apparemment divergentes ont conduit en son temps le Premier ministre Lionel Jospin à formuler cet aveu, en pleine campagne électorale pour l'élection présidentielle : « *J'ai péché un peu par naïveté. Je me suis dit (...): si l'on fait reculer le chômage, on va faire reculer l'insécurité* » (mars 2002).

Graphique 7 : Evolution du taux de chômage en France (1990-2002) par tranche d'âge



Source : enquêtes Emploi, Insee

Nous nous proposons ici d'examiner les éléments empiriques susceptibles d'éclairer ce paradoxe apparent, en montrant notamment que le taux de chômage considéré globalement constitue sans doute une mesure trop fruste des opportunités d'activité légale : nous suggérons en particulier de distinguer le taux de chômage des plus jeunes (15-24 ans) et celui des adultes (plus de 25 ans). Comme le montre le modèle microéconomique simple ci-dessous, ces deux taux de chômage sont en effet susceptibles d'avoir des effets différenciés sur le niveau de la délinquance. Nous présentons ensuite une évaluation empirique de ces effets, en ayant recours notamment à la technique des variables instrumentales.

4.2. Modèle microéconomique

Soit une population composée de deux groupes, les agresseurs ou délinquants potentiels, et les victimes potentielles. Ces deux groupes sont notés 0 et 1 respectivement. Les variables sont indicées par l'un ou l'autre de ces deux chiffres, selon qu'elles sont relatives au premier ou au second de ces groupes. Le modèle est statique. Une activité légale est une activité salariée, rémunérée au salaire w_j ($j = 0, 1$). Chaque individu, quel que soit son type, agresseur ou agressé, est soumis à une probabilité de chômage non nulle, égale à p_j ($j = 0, 1$). Lorsqu'il est

chômeur, l'individu de type j ($j = 0, 1$) perçoit une allocation chômage égale à une fraction a_j de son salaire.

Une activité illégale consiste en une agression contre un individu de type 1, qui peut être chômeur avec probabilité p_1 et employé au salaire w_1 avec probabilité $(1-p_1)$. Cette agression procure à l'agresseur un butin représentant une fraction β du revenu de la victime, et sa probabilité de réussite, ou en d'autres termes la probabilité que l'agresseur ne soit pas capturé par la police et sanctionné par une peine de prison, est égale à q . La désutilité associée à un échec (capture suivie d'une sanction pénale), événement de probabilité $(1-q)$, est égale à C . Un revenu R , obtenu légalement ou illégalement, procure à l'individu de type 0 une utilité (indirecte) $U(R) = \ln R$, le choix de la fonction logarithmique impliquant que l'aversion relative pour le risque de cet individu est constante. En outre, cette spécification s'accorde naturellement avec l'hypothèse selon laquelle le logarithme du salaire légal d'un délinquant potentiel est distribué selon une loi log-normale de moyenne μ_0 et de variance s_0 . En d'autres termes, on peut écrire $w_0 = \mu_0 + e_0$, le terme aléatoire e_0 étant distribué selon une loi normale $N(0, s_0)$.

L'espérance d'utilité associée à une activité légale pour un individu de type 0 est :

$$E_0 = p_0 U(a_0 w_0) + (1 - p_0) U(w_0) = \ln w_0 + p_0 \ln a_0 = \mu_0 + e_0 + p_0 \ln a_0 .$$

L'espérance d'utilité associée à une activité illégale pour ce même individu est :

$$E_1 = -qC + (1-q) [p_1 U(\beta a_1 w_1) + (1 - p_1) U(\beta w_1)] = -qC + (1-q) [\ln \beta + \ln w_1 + p_1 \ln a_1] .$$

Un individu de type 0 décide de s'engager dans une activité illégale si $E_1 > E_0$. Cet événement a pour probabilité :

$$\begin{aligned} \Pr[E_1 > E_0] &= P_I = \Pr \{ e_0 < (1-q) [\ln \beta + \ln w_1 + p_1 \ln a_1] - \mu_0 - p_0 \ln a_0 - qC \} \\ &= \Phi \left(\frac{(1-q) [\ln \mathbf{b} + \ln w_1 + p_1 \ln \mathbf{a}_1] - \mathbf{m}_0 - p_0 \ln \mathbf{a}_0 - qC}{\mathbf{s}_0} \right) \end{aligned}$$

A l'aide de cette dernière formule, on vérifie aisément que :

$$a) \quad \frac{\partial P_I}{\partial p_0} = -\frac{\ln \mathbf{a}_0}{\mathbf{s}_0} \mathbf{j} \left(\frac{(1-q) [\ln \mathbf{b} + \ln w_1 + p_1 \ln \mathbf{a}_1] - \mathbf{m}_0 - p_0 \ln \mathbf{a}_0 - qC}{\mathbf{s}_0} \right) > 0 ,$$

$$b) \quad \frac{\partial P_I}{\partial \mathbf{m}_0} = -\frac{1}{\mathbf{s}_0} \mathbf{j} \left(\frac{(1-q) [\ln \mathbf{b} + \ln w_1 + p_1 \ln \mathbf{a}_1] - \mathbf{m}_0 - p_0 \ln \mathbf{a}_0 - qC}{\mathbf{s}_0} \right) < 0 ,$$

$$c) \quad \frac{\partial P_I}{\partial p_1} = \frac{(1-q) \ln \mathbf{a}_1}{\mathbf{s}_0} \mathbf{j} \left(\frac{(1-q) [\ln \mathbf{b} + \ln w_1 + p_1 \ln \mathbf{a}_1] - \mathbf{m}_0 - p_0 \ln \mathbf{a}_0 - qC}{\mathbf{s}_0} \right) < 0 ,$$

$$d) \quad \frac{\partial P_I}{\partial w_1} = \frac{(1-q)}{w_1 \mathbf{s}_0} \mathbf{j} \left(\frac{(1-q) [\ln \mathbf{b} + \ln w_1 + p_1 \ln \mathbf{a}_1] - \mathbf{m}_0 - p_0 \ln \mathbf{a}_0 - qC}{\mathbf{s}_0} \right) > 0 .$$

Dans la suite de notre étude, nous montrons qu'il est pertinent de distinguer les plus jeunes du reste de la population. Appliqué à ces deux catégories, notre modèle théorique prédit que la propension d'un jeune à être délinquant est, toutes choses égales par ailleurs, une fonction croissante du taux de chômage des jeunes et du niveau du salaire des adultes, et une fonction décroissante du salaire moyen offert aux jeunes et du taux de chômage des adultes.

3.2. Principaux résultats

Nos analyses, menées sur un panel de 11 années (1990-2000) et de 95 départements, dérivent toutes de l'équation suivante :

$$\ln(CR_{it}) = X_{it} \mathbf{b} + gU_{it} + \mathbf{a}_i + \mathbf{d}_t + \mathbf{e}_{it}$$

où CR désigne le taux de délinquance dans le département i l'année t , X regroupe un ensemble de caractéristiques observées de la population de chaque département, U est la part de chômeurs dans la population. Dans la plupart des spécifications utilisées, nous incluons également des effets fixes (annuels et départementaux). Enfin, \mathbf{e} désigne le résidu statistique.

Le tableau 2 présente les résultats obtenus par moindres carrés ordinaires pour cette spécification de base. Chaque régression inclut de nombreux contrôles socio-démographiques: la part des étrangers issus d'Afrique du Nord, celle des autres étrangers, la part des 15-24 ans, des 25-49 ans, des hommes vivants seuls, des individus vivant dans une famille monoparentale, la proportion d'individus non diplômés, celle des titulaires d'un diplôme du supérieur, la fraction des individus vivant dans les zones rurales, dans les villes de 20 000 à 200 000 habitants, dans les villes de plus de 200 000 habitants (hors 200 000 Paris), et enfin à Paris et sa banlieue.

Les coefficients de détermination des différentes régressions sont assez importants, signe d'un bon ajustement statistique des données à la modélisation proposée. Mais surtout, les atteintes aux biens sont mieux expliquées que les atteintes aux personnes : cette remarque avait déjà été formulée dans le cas américain par Kelly (2000). Il semble donc que les délits ayant des motivations économiques soient le plus corrélés aux variables socio-économiques, ce qui va bien sûr dans le sens des prédictions formulées par Becker (1968).

Les coefficients associés à la fraction de chômeurs dans la population sont positifs : autrement dit, même après avoir contrôlé par un certain nombre de variables socio-démographiques, les départements dont les taux de chômage sont les plus élevés connaissent également les taux de criminalité les plus importants. Néanmoins, cette relation disparaît pour la plupart des atteintes aux biens dès lors que l'on introduit dans la régression des effets fixes pour chaque département et chaque année : le coefficient associé à la fraction de chômeurs devient dans ce cas négatif mais peu significatif, et ce pour la plupart des infractions.

Pour tenter de lever cette ambiguïté et de confirmer les intuitions données par le modèle théorique, nous avons considéré la part des chômeurs non plus dans la population totale mais au sein des jeunes de 15 à 24 ans d'une part, et des adultes de 25 à 49 ans d'autre part. Les résultats sont donnés dans le tableau 3 : il semble que ce soit bien le chômage des plus jeunes qui soit susceptible d'entraîner une hausse de la délinquance, alors que celui des adultes aurait un impact négatif ou non significatif.

Tableau 2: Effets du chômage sur la criminalité et la délinquance (MCO)

	Modèle sans effets fixes		Modèle avec effets fixes temporels et spatiaux	
	Part de chômeurs	R ² ajusté	Part de chômeurs	R ² ajusté
Vols à main armée et autres vols violents	12,22 (0,89)	0,83	-0,78 (1,22)	0,95
Cambriolages et vols avec entrée par ruse	7,41 (0,60)	0,69	-1,76 (0,66)	0,94
Vols d'automobile	14,80 (1,01)	0,69	-1,54 (0,94)	0,95
Vols de véhicules motorisés à deux roues	3,56 (0,75)	0,50	-1,32 (0,73)	0,92
Vols à la roulotte et vols d'accessoires de véhicules	6,42 (0,69)	0,65	-2,76 (0,86)	0,91
Vols à l'étalage	-0,85 (0,93)	0,34	-0,52 (1,45)	0,73
Vols à la tire	7,79 (1,41)	0,75	-0,03 (1,40)	0,96
Recel	6,91 (0,84)	0,52	-2,37 (1,64)	0,70
Homicides (y compris tentatives)	4,25 (1,03)	0,42	2,90 (1,98)	0,64
Coups et blessures volontaires	4,17 (0,80)	0,52	0,30 (0,95)	0,64
Menaces, chantages, atteintes à la dignité	3,70 (0,87)	0,36	2,92 (1,32)	0,75
Atteintes aux mœurs	5,66 (0,66)	0,32	-0,65 (1,09)	0,69
Infractions contre la famille et l'enfant	3,56 (0,59)	0,44	-0,37 (0,73)	0,86
Infractions à la législation sur les stupéfiants	2,64 (1,12)	0,39	-3,48 (1,68)	0,77
Destructions et dégradations de véhicules privés	10,00 (0,88)	0,65	-2,76 (1,36)	0,86
Port ou détentions d'armes prohibées	3,09 (0,93)	0,54	5,41 (1,54)	0,79
Outrages ou violences à représentant de l'autorité	1,99 (0,67)	0,57	2,49 (0,95)	0,86

Sur chaque ligne sont présentés les résultats de deux régressions. Seul le coefficient correspondant à la variable "chômage" est indiqué. La première régression ne comprend pas d'effets fixes, alors que la seconde inclut des effets fixes construits par année et département. Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. Chaque observation représente une année et un département, soit un total de 1045 observations pour la période 1990-2000. La variable dépendante est le logarithme du taux de délinquance ou de criminalité (nombre d'infractions pour 100 000 habitants). Chaque régression inclut les contrôles socio-démographiques suivants: part des étrangers issus d'Afrique du Nord, part des autres étrangers, part des 15-24 ans, des 25-49 ans, des hommes vivants seuls, des individus vivant dans une famille monoparentale, part des individus non diplômés, part des titulaires d'un diplôme du supérieur, part des individus vivant dans les zones rurales, dans les villes de 20 000 à 200 000 habitants, dans les villes de plus de 200 000 habitants (hors Paris), dans Paris et sa banlieue. Toutes les régressions sont pondérées par les populations départementales. Sources: Ministère de l'Intérieur, ANPE, et INSEE (Enquêtes sur l'Emploi, 1990-2000).

Tableau 3: Effets du chômage (par tranche d'âge) sur la criminalité et la délinquance (MCO)

	Proportion de chômeurs parmi les 15- 24 ans		Proportion de chômeurs parmi les 25- 49 ans		R2 ajusté
Vols à main armée et autres vols violents	4,13	(1,11)	-5,27	(1,46)	0,95
Cambriolages et vols avec entrée par ruse	2,63	(0,59)	-1,88	(0,78)	0,94
Vols d'automobile	1,05	(0,85)	0,41	(1,12)	0,95
Vols de véhicules motorisés à deux roues	3,33	(0,65)	-1,83	(0,86)	0,92
Vols à la roulotte et vols d'accessoires de véhicules	2,50	(0,78)	-2,96	(1,03)	0,91
Vols à l'étalage	-0,55	(1,33)	0,91	(1,75)	0,73
Vols à la tire	1,15	(1,29)	-0,40	(1,69)	0,96
Recel	4,94	(1,49)	-7,38	(1,96)	0,70
Homicides (y compris tentatives)	-1,76	(1,81)	1,61	(2,39)	0,64
Coups et blessures volontaires	1,78	(0,86)	-2,57	(1,14)	0,89
Menaces, chantages, atteintes à la dignité	1,21	(1,21)	0,79	(1,60)	0,75
Atteintes aux mœurs	-1,39	(0,98)	4,74	(1,29)	0,70
Infractions contre la famille et l'enfant	-0,77	(0,67)	1,37	(0,88)	0,86
Infractions à la législation sur les stupéfiants	6,64	(1,52)	-5,01	(2,00)	0,78
Destructions et dégradations de véhicules privés	1,05	(1,25)	-1,48	(1,64)	0,86
Port ou détentions d'armes prohibées	0,86	(1,41)	-1,53	(1,86)	0,79
Outrages ou violences à représentant de l'autorité	-3,27	(0,85)	0,69	(1,12)	0,86

Seuls les coefficients associés aux variables de chômage sont indiqués. Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. Chaque observation représente une année et un département, soit un total de 1045 observations pour la période 1990-2000. La variable dépendante est le logarithme du taux de délinquance ou de criminalité (nombre d'infractions pour 100 000 habitants). Chaque régression inclut les contrôles socio-démographiques suivants: part des étrangers issus d'Afrique du Nord, part des autres étrangers, part des 15-24 ans, des 25-49 ans, des hommes vivants seuls, des individus vivant dans une famille monoparentale, part des individus non diplômés, part des titulaires d'un diplôme du supérieur, part des individus vivant dans les zones rurales, dans les villes de 20 000 à 200 000 habitants, dans les villes de plus de 200 000 habitants (hors Paris), dans Paris et sa banlieue, part des chômeurs parmi les plus de 50 ans, et des effets fixes construits par année et département. Toutes les régressions sont pondérées par les populations départementales.

Sources: Ministère de l'Intérieur, ANPE, et INSEE (Enquêtes sur l'Emploi, 1990-2000).

Pour aller au-delà de cette première approche descriptive et adopter une démarche plus causale, il convient de faire appel à la technique des variables instrumentales. En effet, le taux de chômage est une variable potentiellement endogène : un taux de délinquance élevé est susceptible de dissuader les entreprises de s'installer ou de rester dans certaines zones, ce qui peut faire baisser l'emploi dans les zones les plus touchées.

Nous nous sommes inspirés des travaux menés par Gould, Weinberg et Mustard (2002), qui proposent un ensemble d'instruments fondés sur des prévisions de la structure industrielle de l'emploi : en effet, de telles prévisions ne s'appuient que sur des éléments purement économiques, sans être a priori influencées par le niveau de la criminalité et de la délinquance. Nous construisons quatre groupes socio-démographiques ($g = 1, 2, 3, 4$) en croisant le sexe et le niveau de diplôme (qui peut être soit inférieur, soit au moins égal au baccalauréat). L'évolution de la part du groupe g dans l'emploi total entre les dates 0 et t dans le département d s'écrit alors :

$$f_{g|dt} - f_{g|d0} = \sum_i f_{g|d0i} (f_{i|dt} - f_{i|d0}) + \sum_i f_{i|d0} (f_{g|dti} - f_{g|d0i})$$

où:

- $f_{g|dti}$ (respectivement, $f_{g|d0i}$) désigne la part du groupe g dans l'emploi du secteur i à la date t (respectivement, à la date 0) dans le département d ,
- $f_{g|dt}$ (respectivement, $f_{g|d0}$) désigne la part du groupe g dans l'emploi total à la date t (respectivement, à la date 0) dans le département d ,
- $f_{i|dt}$ (respectivement, $f_{i|d0}$) désigne la part du secteur i dans l'emploi total du département d à la date t (respectivement, à la date 0).

Dans cette équation, le premier terme de la somme rassemble les effets des taux de croissance des différents secteurs, tandis que le second reflète les évolutions de la part de chaque groupe socio-démographique dans l'emploi de chaque secteur. A l'instar de Gould et al. (2002), nous remplaçons $f_{g|dti}$ et $f_{g|d0i}$ par les proportions $f_{g|ti}$ et $f_{g|0i}$, ainsi que $f_{i|dt}$ par sa prévision $\hat{f}_{i|dt}$ calculée comme suit:

$$\hat{f}_{i|dt} = \frac{f_{i|d0} \left(\frac{f_{i|t}}{f_{i|0}} - 1 \right)}{\sum_j f_{j|d0} \left(\frac{f_{j|t}}{f_{j|0}} - 1 \right)}$$

Notre ensemble d'instruments est alors constitué d'une part des taux de croissance prévus² pour l'emploi au sein de chaque secteur i , $\hat{f}_{i|dt} - f_{i|d0}$, ainsi que des évolutions prédites³ $\sum_i f_{i|d0} (f_{g|ti} - f_{g|0i})$ pour chaque groupe g .

² Les secteurs retenus dans notre analyse sont : l'agriculture, les industries des biens de consommation, l'industrie automobile, les industries des biens d'équipement, les industries des biens intermédiaires, l'énergie, la construction, le commerce et les réparations, les services aux entreprises, les services aux particuliers.

³ Cela fournit trois instruments et non pas quatre, puisque par construction la somme des quatre évolutions est nulle.

Ces instruments, convenablement corrélés aux variables endogènes, sont valides au regard des tests de Sargan. Les résultats, présentés dans le tableau 4, confirment que si le chômage des 25-49 ans n'a qu'un impact limité sur les taux d'infractions, en revanche celui des jeunes de 15 à 24 ans semble favoriser les atteintes aux biens, les coups et blessures volontaires et les infractions à la législation sur les stupéfiants. Autrement dit, il semble bien qu'il ne soit pas vain d'espérer lutter contre l'insécurité via des politiques publiques tournées essentiellement vers l'emploi: il s'agirait seulement de concentrer les efforts sur les populations pour lesquelles la précarité est susceptible d'entraîner facilement la délinquance.

**Tableau 4: Effets du chômage (par tranche d'âge) sur la criminalité et la délinquance
(Variables instrumentales)**

	Proportion de chômeurs parmi les 15-24 ans		Proportion de chômeurs parmi les 25-49 ans	
Vols à main armée et autres vols violents	4,82	(5,56)	16,06	(10,12)
Cambriolages et vols avec entrée par ruse	14,69	(4,39)	4,90	(8,00)
Vols d'automobile	16,95	(4,42)	-1,88	(8,05)
Vols de véhicules motorisés à deux roues	11,61	(3,26)	0,38	(5,93)
Vols à la roulotte et vols d'accessoires de véhicules	10,89	(4,43)	4,70	(8,07)
Vols à l'étalage	-3,01	(5,86)	7,73	(10,67)
Vols à la tire	5,36	(5,41)	-10,04	(9,86)
Recel	21,52	(6,63)	-13,44	(12,07)
Homicides (y compris tentatives)	15,76	(9,58)	-37,21	(17,45)
Coups et blessures volontaires	8,71	(4,35)	10,64	(7,93)
Menaces, chantages, atteintes à la dignité	-2,90	(5,80)	-1,31	(10,55)
Atteintes aux mœurs	-2,07	(4,06)	6,02	(7,40)
Infractions contre la famille et l'enfant	-10,54	(3,17)	6,84	(5,77)
Infractions à la législation sur les stupéfiants	30,55	(8,74)	-2,87	(15,92)
Destructions et dégradations de véhicules privés	15,73	(6,52)	3,58	(11,88)
Port ou détentions d'armes prohibées	7,79	(7,47)	-12,62	(13,60)
Outrages ou violences à représentant de l'autorité	-14,34	(5,26)	-1,55	(9,57)

Seuls les coefficients associés aux variables de chômage sont indiqués. Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. Chaque observation représente une année et un département, soit un total de 1045 observations pour la période 1990-2000. Les instruments sont présentés dans le corps du texte. Les variables endogènes sont les proportions de chômeurs parmi les 15-24 ans, parmi les 25-49 ans et parmi les plus de 50 ans. La variable dépendante est le logarithme du taux de délinquance ou de criminalité (nombre d'infractions pour 100 000 habitants). Chaque régression inclut les contrôles socio-démographiques suivants: part des étrangers issus d'Afrique du Nord, part des autres étrangers, part des 15-24 ans, des 25-49 ans, des hommes vivants seuls, des individus vivant dans une famille monoparentale, part des individus non diplômés, part des titulaires d'un diplôme du supérieur, part des individus vivant dans les zones rurales, dans les villes de 20 000 à 200 000 habitants, dans les villes de plus de 200 000 habitants (hors Paris), dans Paris et sa banlieue et des effets fixes construits par année et département. Toutes les régressions sont pondérées par les populations départementales. Sources: Ministère de l'Intérieur, ANPE, et INSEE (Enquêtes sur l'Emploi, 1990-2000).

5. Délinquance et mobilité résidentielle en France

5.1. But de l'étude et données utilisées

Comme indiqué dans la section 3.2, les Enquêtes permanentes sur les conditions de vie (INSEE) permettent de collecter des informations sur le cadre de vie des occupants d'un logement donné. Ces enquêtes, réalisées deux années de suite durant le mois de janvier auprès du même logement, permettent ainsi d'observer tout à la fois les délits dont ont été victimes les ménages au cours des deux années précédant leur première interrogation et leur éventuel déménagement du logement dans l'année qui sépare les deux interrogations. Cette dernière information ayant été collectée seulement en 1998, 1999, 2001 et 2002, l'échantillon total obtenu après empilement des enquêtes de 1997-1998, 1998-1999, 2000-2001, et 2001-2002, comprend 9885 ménages. Les variables utilisées sont toujours celles de la première enquête, notamment l'information relative aux caractéristiques du ménage (type de ménage, niveau de revenu) et aux actes de délinquance dont celui – ci ou ses membres pris individuellement ont été victimes. La seconde enquête sert exclusivement à observer la mobilité résidentielle du ménage.

Dans l'étude économétrique que nous avons conduite à partir de ces données (Fougère, Kramarz et Pouget, 2004), nous avons essayé de mettre en évidence l'effet causal de la délinquance subie par les ménages sur leur probabilité de déménagement. Notre étude prolonge et complète celle réalisée par Levitt et Cullen (1999). Ceux-ci étudient la mobilité résidentielle à l'aide de données individuelles, mais ne disposent pas d'observations sur la victimation. Dans notre étude, nous analysons *simultanément* les deux phénomènes en tenant compte de l'endogénéité potentielle de la victimation, mais aussi celle de la localisation initiale du ménage dans l'espace des communes (« pauvres », « riches » ou « intermédiaires » selon notre classification fondée sur la distribution des rémunérations salariales dans la commune du logement ; voir section 3.2).

Le déménagement étant une décision du ménage dans son entier, nous avons en conséquence utilisé l'information collectée au niveau du ménage, en particulier celle relative aux atteintes à ses biens (cambriolages au domicile, vols de et dans les véhicules), mais aussi l'information agrégée collectée auprès de chacun de ses membres (en particulier les agressions contre les personnes et les vols d'effets personnels), pour autant que cette information concerne l'ensemble des personnes du ménage ayant plus de 15 ans.⁴ Pour les ménages comprenant au moins quatre personnes de plus de quinze ans, seules trois personnes de plus de quinze ans ont été interrogées, sur la base d'une procédure aléatoire (ont été retenus les trois personnes nées le plus tôt dans l'année, c'est-à-dire ceux dont les mois de naissance sont les plus proches de janvier). Cela implique que l'information relative aux individus n'est exhaustive que pour les ménages d'au plus trois personnes de quinze ans. Pour éviter le problème d'erreur de mesure inhérent à cette procédure de sondage, nous avons limité notre étude aux ménages d'au plus trois personnes. Cette restriction de champ conduit vraisemblablement à une surestimation des possibilités de déménagement, qui sont plus grandes pour des ménages de taille plus faible. Une autre méthode eût consisté à réaliser l'analyse au niveau des individus, en faisant l'hypothèse que les individus constituent des unités statistiques indépendantes : ceci est à

⁴ Malheureusement, les enquêtes EPCV ne contiennent aucune information sur les violences subies par les enfants de moins de quinze ans. Cette omission est regrettable, car il est probable que ces violences incitent fortement au déménagement. De ce fait, notre étude sous-estime vraisemblablement l'effet de la délinquance sur le départ du logement.

l'évidence une hypothèse peu admissible, que nous n'avons donc pas retenue. La solution la plus satisfaisante consisterait à traiter simultanément l'information au niveau du ménage et les observations relatives aux individus membres du ménage à l'aide d'un modèle multi-niveaux, incorporant un effet aléatoire spécifique au ménage et des effets individuels corrélés entre eux mais aussi à cet aléa « ménage ». Cette modélisation sera estimée dans le cadre d'un travail ultérieur.

L'échantillon finalement retenu contient donc les 7433 ménages de trois personnes. Parmi ceux-ci, l'on compte 3363 ménages (45,25%) résidant en communes « pauvres », 2282 ménages (30,70%) résidant en communes « intermédiaires », et 1788 (24,05%) résidant en communes « riches » ; 5594 ménages (75,26%) déclarent n'avoir été victime d'aucun des types de délits recensés dans l'enquête, 716 ménages (9,63%) déclarent avoir été victimes d'atteintes aux biens mais pas d'agressions contre les personnes, 875 (11,77%) ont été victimes d'agressions contre les personnes mais pas d'atteintes aux biens, et enfin 248 ménages (3,34%) ont été victimes des deux types de délits. Parmi ces 7433 ménages, 590 (7,94%) ont déménagé entre les deux enquêtes. Parmi les ménages qui n'ont été victimes d'aucun délit, la proportion de ceux ayant déménagé entre les deux enquêtes est de 7%. Parmi les ménages ayant subi l'un ou l'autre des types de délits recensés (atteinte aux biens ou agression contre l'un au moins des membres du ménage), la même proportion est de 10,5%.

5.2. Principaux résultats

Une première analyse, conduite à l'aide de modèles probits dans lesquels le fait d'avoir ou non déménagé (variable prenant respectivement les valeurs 1 et 0) est expliqué par plusieurs caractéristiques du ménage et du contexte local, mais aussi par le fait que le ménage ait subi ou non une atteinte aux biens (cette variable prend la valeur 1 s'il a été victime d'un cambriolage ou d'un vol de ou dans son automobile, 0 sinon), et qu'au moins l'un de ses membres âgé de plus de quinze ans ait subi ou non une agression ou un vol d'effets personnels. Le tableau 5 reporte les résultats de ces analyses probits dans lesquelles la localisation initiale du ménage et la victimation sont supposées exogènes. Les couples les plus âgés, les couples mariés et les familles monoparentales déménagent moins. La fréquence des déménagements est plus élevée dans les communes de grande taille et dans celles dans lesquelles la dispersion des rémunérations est élevée. Les ménages les plus riches (quatrième quartile de revenu) déménagent moins lorsqu'ils habitent des communes « riches ». Ceux dont le revenu appartient au troisième quartile de la distribution des revenus (par unité de consommation) déménagent moins lorsqu'ils résident dans des communes « intermédiaires » en termes de rémunérations salariales. Les estimations font également apparaître que :

- un ménage victime de l'un ou l'autre des types de délits (atteinte aux biens ou agressions contre les personnes) déménage plus probablement (colonne 1 du tableau),
- le départ du logement est plus corrélé aux atteintes aux biens qu'aux agressions contre les personnes (colonne 4),
- le déménagement suite à une atteinte aux biens est facilité par le niveau de revenu (colonne 5),
- les ménages les plus pauvres sont plus sensibles aux agressions contre les personnes (colonne 5).

Tableau 5: Probabilité de Déménager

	Coef. StdErr	Coef. StdErr	Coef. StdErr	Coef. StdErr	Coef. StdErr
Victime (ménage ou individu)	0,1300 (0,0505)	0,2134 (0,1003)	0,2769 (0,0835)		
Victime (ménage ou individu) (Niveau de revenu moyen)		-0,1149 (0,1451)			
Victime (ménage ou individu) (Niveau de revenu assez élevé)		-0,0576 (0,1398)			
Victime (ménage ou individu) (Niveau de revenu élevé)		-0,1672 (0,1352)			
Victime (ménage ou individu) (Vivant dans un commune pauvre)			-0,2456 (0,1159)		
Victime (ménage ou individu) (Vivant dans un commune riche)			-0,2180 (0,1254)		
Victime (individu)				0,0785 (0,0592)	0,3209 (0,1108)
Victime (individu) (Niveau de revenu moyen)					-0,3895 (0,1738)
Victime (individu) (Niveau de revenu assez élevé)					-0,2479 (0,1630)
Victime (individu) (Niveau de revenu élevé)					-0,3886 (0,1561)
Victime (ménage)				0,1406 (0,0621)	-0,1779 (0,1594)
Victime (ménage) (Niveau de revenu moyen)					0,3645 (0,2058)
Victime (ménage) (Niveau de revenu assez élevé)					0,3980 (0,1970)
Victime (ménage) (Niveau de revenu élevé)					0,3843 (0,1911)

Seuls les coefficients associés à la victimation sont indiqués ici.

Source: enquête condition de vie. Nombre d'observations: 7 433. Une observation est un ménage d'au plus trois personnes. Un ménage est victime s'il a subi une atteinte aux biens. Un individu est victime s'il a subi une atteinte à la personne. La variable endogène est égale à 1 quand le ménage n'est plus dans le logement à la seconde interrogation. Les régressions incluent une constante, des variables de composition et d'âge du ménage, de niveau de revenu du ménage en interaction avec le niveau de vie de la commune d'habitation, ainsi que la nationalité du chef de ménage. Le modèle est estimé par maximum de vraisemblance.

Ces résultats sont-ils confirmés lorsque l'on tient compte de l'éventuelle endogénéité de la localisation initiale du ménage et de sa victimation, c'est-à-dire lorsque l'on fait l'hypothèse que localisation et victimation du ménage dépendent elles-mêmes non seulement de variables exogènes caractéristiques du ménage et du contexte local, mais aussi de termes aléatoires potentiellement corrélés avec le résidu de l'équation probit de déménagement ? Pour répondre à cette question, nous avons estimé deux modèles à trois équations probits simultanées. Dans le premier modèle, nous expliquons simultanément la localisation initiale du ménage dans une commune « pauvre », le fait que le ménage ait été victime d'au moins une atteinte aux biens

(cambriolage ou vol de la voiture), et le déménagement. Dans le second, nous expliquons simultanément la localisation initiale du ménage dans une commune « pauvre », le fait que l'un au moins de ses membres âgés de plus de quinze ans a été victime d'une agression, et le déménagement. Une étape ultérieure de notre travail consistera à estimer les quatre équations simultanément, en mettant en œuvre une procédure de maximum de vraisemblance simulé. Compte-tenu d'estimations intermédiaires qui ont montré que le coefficient de corrélation entre les résidus des équations des deux types de délits (atteintes aux biens et agressions contre les personnes) est non significativement différent de zéro, et donc que ces deux types de délits frappent indépendamment les ménages, nous avons recouru à l'estimation de deux modèles probits trivariés. Leur identification repose sur l'exclusion dans l'équation de déménagement de variables explicatives intervenant dans l'équation de localisation initiale et dans l'équation de victimation. L'enquête ne fournissant pas de variables susceptibles de jouer clairement le rôle d'instruments valides, nous avons eu recours à des tests directionnels nous conduisant à exclure de l'équation de déménagement des variables qui s'y étaient révélées statistiquement non significatives. Ainsi figure dans l'équation de localisation, mais pas dans l'équation de déménagement, la variable indicatrice des couples jeunes, qui affecte positivement la localisation initiale dans une commune « pauvre » mais pas le déménagement. Par ailleurs, sont incluses dans l'équation de victimation, mais pas dans celle de déménagement, la proportion d'adolescents et le taux de chômage dans la commune (mesurés à l'aide du recensement de 1999), ces deux variables accroissant de manière significative la probabilité d'être victime, mais étant sans effet sur le déménagement. Les résultats des estimations des deux modèles probits trivariés sont contenus dans les tableaux 6 et 7.

Les estimations montrent que la probabilité d'un cambriolage ou d'un vol de véhicule augmente avec le niveau de revenu du ménage, la taille de la commune, son taux de chômage et la proportion d'adolescents qui y résident. Elle est plus élevée dans les communes « riches » et pour certains types de ménages (hommes célibataires, jeunes couples sans enfant ou avec un enfant, familles monoparentales), mais elle est plus faible pour les ménages âgés. La probabilité qu'une personne au moins déclare avoir été agressée est sans relation avec le revenu du ménage, la « richesse » de la commune ou son taux de chômage. C'est malgré tout une fonction croissante de la taille de la commune, de la proportion d'adolescents qui y résident. Elle est moins élevée pour les personnes appartenant à des ménages âgés, et plus élevée pour les personnes appartenant à un couple jeune (sans ou avec enfant) ou à un ménage monoparental. Les célibataires, les couples jeunes, les ménages les plus riches, mais aussi les étrangers, résident moins fréquemment dans les communes « pauvres ». Pour l'essentiel seuls sont corrélés (positivement) les résidus des équations de localisation initiale et de déménagement.

Par ailleurs, ces estimations, dans lesquelles localisation initiale et victimation sont endogénéisées, font apparaître que les effets croisés de la victimation et du revenu du ménage sont statistiquement moins significatifs que l'effet moyen (non interagi avec le revenu) de chaque type de victimation, ceci pouvant s'expliquer par la faiblesse des effectifs dans les cellules correspondantes. Toutefois, elles confirment que les ménages de revenu moyen ou élevé partent plus à la suite d'une atteinte aux biens. Mais ils déménagent moins que les plus pauvres à la suite d'une agression contre un (au moins) de leurs membres. Il est nécessaire d'affiner le diagnostic, notamment en essayant de tenir compte de la gravité des agressions physiques ou du préjudice financier, des caractéristiques des personnes agressées (âge, sexe) et en croisant les effets du revenu du ménage et du contexte local (commune, ou quartier, pauvre ou riche).

Tableau 6: Localisation (commune pauvre), Victimisation du Ménage, et Déménagement

	Victime Ménage		Localisation (vit dans une commune pauvre)		Déménagement	
	Coef.	StdErr	Coef.	StdErr	Coef.	StdErr
Constante	-2,5401	(0,2175)	0,0401	(0,0567)	-1,6723	(0,1311)
<i>Nationalité</i>						
Communauté	-0,1873	(0,1389)	-0,4776	(0,1021)	-0,1823	(0,1498)
Pays de l'Est	-0,3204	(0,4059)	0,0295	(0,2600)	0,5721	(0,3855)
Maghreb	-0,3261	(0,2094)	-0,4318	(0,1552)	-0,3578	(0,2264)
Afrique	-0,3725	(0,3954)	-0,9200	(0,3279)	-0,2255	(0,3867)
Autres	-0,5814	(0,5315)	-1,4369	(0,4897)		
<i>Type de Ménage</i>						
Vieux isolé	-0,4873	(0,0652)	0,2232	(0,0615)	-0,5199	(0,1063)
Jeune couple, sans enfants	0,0535	(0,0547)	0,1338	(0,0681)	-0,4485	(0,1191)
Couple âgé	-0,4193	(0,0592)	0,2920	(0,0758)	-0,1768	(0,0689)
Couple, 1 enfant			0,0834	(0,0729)	-0,4489	(0,0847)
Famille monoparentale	0,0907	(0,0717)	-0,0055	(0,0726)	-0,3449	(0,1595)
Autres			0,1341	(0,1201)	-0,3757	(0,1478)
<i>Situation Matrimoniale</i>						
Femme célibataire	-0,2134	(0,0750)				
Homme célibataire			0,0767	(0,0694)		
Marié			0,0287	(0,0510)	-0,3311	(0,0710)
<i>Revenu</i>						
Revenu moyen	0,1653	(0,0625)	-0,1679	(0,0437)		
Revenu assez élevé	0,2904	(0,0601)	-0,3428	(0,0435)		
Revenu élevé	0,3568	(0,0600)	-0,6359	(0,0440)		
Revenu moyen dans commune pauvre					-0,1399	(0,0888)
Revenu assez élevé dans commune pauvre					-0,2319	(0,0948)
Revenu élevé dans commune pauvre					-0,3981	(0,1084)
Revenu faible dans commune moyenne					1,1144	(0,3295)
Revenu moyen dans commune moyenne					0,8022	(0,3409)
Revenu assez élevé dans commune moyenne					0,5928	(0,3243)
Revenu élevé dans commune moyenne					0,5759	(0,2728)
Revenu faible dans commune riche					0,9938	(0,3578)
Revenu moyen dans commune riche					1,0259	(0,3166)
Revenu assez élevé dans commune riche					0,6592	(0,3220)
Revenu élevé dans commune riche					0,4516	(0,2844)
Commune pauvre	-0,0653	(0,0517)				
Commune riche	0,1630	(0,0562)				
Victime Ménage					-0,1414	(0,5602)
Victime Ménage (revenus moyens)					0,3283	(0,1728)
Victime Ménage (revenus élevés)					0,3242	(0,1847)
Taille commune	0,0475	(0,0131)			0,0457	(0,0134)
Inégalité au sein de la commune	0,0692	(0,0708)			0,1151	(0,0695)
Taux de chômage communal	2,4098	(0,5091)				
Part d'étrangers communale	-0,0690	(0,5295)			-0,3285	(0,4996)
Part d'adolescents communale	4,0897	(0,9756)				
Corrélation localisation (commune pauvre) et déménagement	0,5940	(0,1910)				
Corrélation victime ménage et déménagement	-0,0030	(0,2760)				

Notes: Enquête conditions de vie. Nombre d'observations: 7 433. Modèle estimé par maximum de vraisemblance. Log-vraisemblance moyenne: -1.2832.

Tableau 7: Localisation (commune pauvre), Victimation au niveau individuel, et Déménagement

	Victime individuelle		Localisation (vit dans une commune pauvre)		Déménagement	
	Coef.	StdErr	Coef.	StdErr	Coef.	StdErr
Constante	-2,0348	(0,2085)	0,0378	(0,0565)	-1,7103	(0,1283)
<i>Nationalité</i>						
Communauté	-0,0836	(0,1232)	-0,4773	(0,1021)	-0,1961	(0,1442)
Pays de l'Est	-0,2857	(0,3266)	0,0314	(0,2634)	0,6009	(0,3486)
Maghreb	-0,3669	(0,1916)	-0,4334	(0,1559)	-0,3251	(0,2242)
Afrique	0,0681	(0,3168)	-0,9248	(0,3333)	-0,2791	(0,3636)
Autres	-0,0972	(0,3983)	-1,4427	(0,4899)		
<i>Type de Ménage</i>						
Vieux isolé	-0,5312	(0,0628)	0,2258	(0,0615)	-0,4779	(0,0976)
Jeune couple, sans enfants	0,0592	(0,0522)	0,1378	(0,0682)		
Couple âgé	-0,4988	(0,0582)	0,2951	(0,0758)	-0,4010	(0,1083)
Couple, 1 enfant			0,0865	(0,0728)	-0,1630	(0,0675)
Famille monoparentale	0,2066	(0,0662)	-0,0031	(0,0725)	-0,4768	(0,0848)
Autres			0,1378	(0,1202)	-0,3419	(0,1597)
<i>Situation Matrimoniale</i>						
Femme célibataire	-0,1863	(0,0704)				
Homme célibataire			0,0819	(0,0691)		
Marié			0,0281	(0,0510)	-0,3349	(0,0692)
<i>Revenu</i>						
Revenu moyen	-0,0751	(0,0589)	-0,1684	(0,0438)		
Revenu assez élevé	-0,0210	(0,0568)	-0,3434	(0,0435)		
Revenu élevé	0,0708	(0,0563)	-0,6366	(0,0441)		
Revenu moyen dans commune pauvre					-0,0666	(0,0874)
Revenu assez élevé dans commune pauvre					-0,1530	(0,0902)
Revenu élevé dans commune pauvre					-0,3160	(0,1018)
Revenu faible dans commune moyenne					1,1095	(0,3091)
Revenu moyen dans commune moyenne					0,9132	(0,3095)
Revenu assez élevé dans commune moyenne					0,6966	(0,2975)
Revenu élevé dans commune moyenne					0,6905	(0,2481)
Revenu faible dans commune riche					0,9797	(0,3378)
Revenu moyen dans commune riche					1,1217	(0,2885)
Revenu assez élevé dans commune riche					0,7615	(0,2945)
Revenu élevé dans commune riche					0,5619	(0,2600)
Commune pauvre	-0,0795	(0,0502)				
Commune riche	0,0590	(0,0552)				
Victime individuelle					0,6420	(0,4613)
Victime individu (revenus moyens)					-0,2414	(0,1286)
Victime individu (revenus élevés)					-0,3178	(0,1405)
Taille commune	0,0806	(0,0123)			0,0385	(0,0137)
Inégalité au sein de la commune	0,0666	(0,0687)			0,1107	(0,0674)
Taux de chômage communal	-0,0561	(0,4954)				
Part d'étrangers communale	0,8134	(0,4548)			-0,3708	(0,4897)
Part d'adolescents communale	2,6845	(0,9472)				
Corrélation localisation (commune pauvre) et déménagement	0,6130	(0,1730)				
Corrélation victime ménage et déménagement	-0,1990	(0,2450)				

Notes: Enquête conditions de vie. Nombre d'observations: 7 433. Modèle estimé par maximum de vraisemblance. Log-vraisemblance moyenne: -1.3174.

Bibliographie

Becker, Gary S. (1968), "Crime and Punishment: An Economic Approach", *Journal of Political Economy*, Vol. 76, pp. 169-217.

Beccaria, Cesare (1764), *Traité des délits et des peines*. Edition de F. Hélie, Paris, 1856.

Bentham, Jeremy (1811), *Théorie des peines et des récompenses*. Traduit et édité par Etienne Dumont, Londres, 1811.

Bogess, Scott et John Bound (1993), "Did Criminal Activity Increase During the 1980s? Comparisons Across Data Sources", National Bureau of Economic Research Working Paper no. 4431, Cambridge MA.

Cantor, David et Kenneth C. Land (1985), "Unemployment and Crime Rates in the post-World-War II United States: A Theoretical and Empirical Analysis", *American Sociological Review*, Vol. 50, pp. 317-323.

Chiricos, Theodore (1987), "Rates of Crime and Unemployment: An analysis of Aggregate Research Evidence", *Social Problems*, Vol. 34, pp. 187-211.

Donzelot, Jacques (2003) : « Les nouvelles inégalités et la fragmentation territoriale », *Esprit*, n° 299, pp. 132-157.

Dumartin S. et C. Taché (2001), « Evaluations de la qualité de l'environnement, des nuisances et de l'insécurité », Insee-Résultats n°740, INSEE.

Entorf, Horst et Hannes Spengler (2000), "Socio-economic and Demographic Factors of Crime in Germany: Evidence from Panel Data of the German States", *International Review of Law and Economics*, Vol. 20, pp. 75-106.

Entorf, Horst et Hannes Spengler (2002), *Crime in Europe: Causes and Consequences*, Springer, Berlin.

Ehrlich, Issac (1973), "Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation", *Journal of Political Economy*, Vol. 81 (3), pp. 521-65.

Ehrlich, Issac (1996), "Crime, Punishment, and the Market for Offences", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 10 (1), pp. 43-67.

Fajnzylber, Pablo, Lederman, Daniel and Norman Loayza (2002a), "What Causes Violent Crime?", *European Economic Review*, Vol. 46, pp. 1323-1357.

Fajnzylber, Pablo, Lederman, Daniel and Norman Loayza (2002b), "Inequality and Violent Crime", *Journal of Law and Economics*, Vol. 45, pp. 1-40.

Foucault, Michel (1975), *Surveiller et punir. Naissance de la prison*. Editions Gallimard, Paris (nouvelle publication dans la Collection *Tel*, Editions Gallimard, Paris, 2000).

- Fougère, Denis, Kramarz, Francis, et Julien Pouget (2003), "Crime and Unemployment in France", mimeo CREST.
- Fougère, Denis, Kramarz, Francis, et Julien Pouget (2004), "Délinquance et mobilité résidentielle", mimeo CREST.
- Freeman, Richard B. (1983), "Crime and Unemployment", in: James Q. Wilson, ed., *Crime and Public Policy*, Institute for Contemporary Studies Press, San Francisco, CA.
- Freeman, Richard B. (1996), "Why Do So Many Young American Men Commit Crimes and What Might We Do About It?", *Journal of Economic Perspectives*, Vol 10 (1), pp. 25-42.
- Freeman, Richard B. (1996), "Crime and the Job Market", National Bureau of Economic Research Working Paper no. 4910, Cambridge MA.
- Freeman, Richard B. (1999), "The Economics of Crime", in: Orley Ashenfelter and David Card, eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3c, chapter 52, North Holland Publishers, Amsterdam.
- Frey, W. (1979), "Central City White Flight: Racial and Nonracial causes", *American Sociological Review*, n°44, pp. 425-448.
- Glaeser, Edward L., Sacerdote, Bruce et José A. Sheinkman (1996), "Crime and Social Interactions", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.111, pp. 507-548.
- Glaeser, Edward L. et Bruce Sacerdote (1999), "Why Is There More Crime in Cities?", *Journal of Political Economy*, Vol. 107, pp. S225-S258.
- Gould, Eric, Bruce Weinberg et David B. Mustard (2002), "Crime Rates and Local Labor Market Opportunities in the United States: 1977-1997," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 84 (1), pp. 45-61
- Grogger, Jeffrey (1992), "Arrests, Persistent Youth Joblessness, and Black-White Employment Differentials", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, pp. 100-106.
- Grogger, Jeffrey (1998), "Market Wages and Youth Crime", *Journal of Labor Economics*, Vol. 16(4), pp. 756-791.
- Grubb W. N. (1982), "The Flight to the Suburbs of Population and Employment", 1960-1970", *Journal of Urban Economics*, n°11, pp. 348-367.
- Imai, Susumu et Kala Krihna (2001), "Employment, Dynamic Deterrence and Crime", National Bureau of Economic Research Working Paper no. 02138, Cambridge MA.
- Imrohoroglu, Ayse, Antonio Merlo et Peter Rupert (2000), "On the Political Economy of Redistribution and Crime", *International Economic Review*, Vol. 41, pp. 1-25.
- Kelly, Morgan (2000), "Inequality and Crime", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 82(4), pp. 530-539.

Kostela, Erkki et Matti Virén (1997), “An Occupational Choice Model of Crime Switching”, *Applied Economics*, Vol. 29, pp. 655-660.

Lagrange Hugues (2003) : *Demandes de sécurité. France, Europe, Etats-Unis*. La République des idées, Editions du Seuil, Paris.

Land, K. C., Patricia McCall et Lawrence Cohen (1990), “Structural Covariates of Homicides Rates: Are There Any invariance Across Time and Social Space”, *American Journal of Sociology*, Vol. 95(4), pp. 922-963.

Levitt, Steven D. (1996), “The Effect of Prison population Size on Crime Rates: Evidence from Prison Overcrowding Litigation”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, pp. 319-352.

Levitt, Steven D. (1997), “Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime”, *American Economic Review*, Vol. 87(3), pp. 270-90.

Levitt, Steven. D. (1998) : “Juvenile Crime and Punishment”, *Journal of Political Economy*, Vol. 106(6), pp. 1156-1185

Levitt, Steven D. (1999), “The Changing Relationship between Income and Crime Victimization”, *Federal Reserve Bank of New York Policy Review*, Vol. 5(3), pp. 87-98.

Levitt, Steven D. et Julie B. Cullen (1999), “Crime, Urban Flight, and the Consequences for Cities”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, pp. 159-169.

Levitt, Steven D. et Lance Lochner (2000) “The Determinants of Juvenile Crime”, in: Jonathan, ed., NBER volume on *Risky Behavior by Youths*.

Levitt, Steven D. (2002). “Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effects of Police on Crime: Reply.”, *American Economic Review*, Vol. 92(4), pp. 1244-1250.

Machin, S. and C. Meghir (2000) : “Crime and Economic Incentives”, The Institute for Fiscal Studies Working Paper no. 00/17, London, à paraître dans *The Journal of Human Resources*.

McCrary, Justin. (2002), “Do Electoral Cycles in Police Hiring Really Help Us Estimate the Effect of Police on Crime? Comment.”, *American Economic Review*, Vol. 92(4), pp 1236-1243.

Ministère de l’Intérieur (1990 à 2000), *Aspects de la criminalité et de la délinquance constatées en France par les services de police et les unités de gendarmeries, d’après les statistiques centralisées par la Direction Centrale de la Police Judiciaire*, La Documentation Française, Paris.

Myers, Samuel L. (1983), “Estimating the Economic Model of Crime : Employment versus Punishment Effects”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 98(1), pp. 157-166.

Papps, Kerry et Rainer Winkelmann (1998), “Unemployment and Crime: New Answers to an Old Question”, IZA Discussion Paper no. 25, Bonn.

Witte, Ann. D. (1980) “Estimating the Economic Model of Crime with Individual Data”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 94(1), pp. 57-84.

Witte, Ann. D et Helen Tauchen (1994) “ Work and Crime: An Exploration Using Panel Data”, *Public Finance*, Vol. 49, pp. 155-167.

Raphael, Stephen et Rudolf Winter-Ebmer (1998), “Identifying the Effect of Unemployment on Crime”, Centre for Economic Policy Research Discussion Paper no. 2129, London.

Robert Ph., Zauberman R., Pottier M.-L. et H. Lagrange (1999), “Mesurer le crime: Entre statistiques de police et enquêtes de victimation (1985-1995) ”, *Revue Française de Sociologie*, Vol. 40, n°2, pp. 225-294.

Roché, Sebastian (2001), *La Délinquance des jeunes : Les 13-19 ans racontent leurs délits*, Le Seuil, Paris.

Sampson R. J. et J. D. Woolredge (1986), “Evidence that High Crime Rates Encourage Migration Away from Central Cities”, *Sociology and Social Research*, n°90, pp. 310-314.

Thornberry, Terence et R.L. Christenson. (1984), “Unemployment and Criminal Involvement: An investigation of Reciprocal Causal Structures”, *American Sociological Review*, Vol. 56, pp.609-627.