

# Délinquance et mobilité résidentielle

Denis Fougère (CNRS, CREST-INSEE, CEPR et IZA),  
Francis Kramarz (CREST-INSEE, CEPR et IZA),  
Julien Pouget (INSEE, CREST et IZA)

“The feelings of many of the respondents in our study were summed up by a 33-year-old married of three from a very poor West-Side neighborhood:

*If you live in an area in your neighborhood where you have people that don't work, don't have no means of support, you know, don't have no jobs, who're gonna break into your house to steal what you have, to sell to get them some money, then you can't live in a neighborhood and try to concentrate on tryin' to get ahead, then you get to work and you have to worry if somebody's breakin' into your house or not. So, you know, it's best to try to move in a decent area, to live in a community with people that works.”*

William Julius Wilson (*When Work Disappears*)

L'analyse économétrique de la délinquance a été longtemps, et reste encore aujourd'hui, largement dominée par l'approche beckerienne (Becker, 1968). Celle-ci 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 salarié) ou illégale (la délinquance). Selon Becker, cette décision dépend certes des préférences et des capacités de chaque individu, mais surtout des caractéristiques du contexte économique qui conditionne les possibilités de gain mais aussi les risques d'échec dans chacune de ces deux activités. Ainsi, des salaires peu élevés ou un fort taux de chômage devrait pousser l'individu à commettre des actes délictueux, alors qu'à l'inverse, des sanctions pénales ou un contrôle policier plus étroit devrait l'en dissuader. Pour se justifier, cette argumentation a pendant longtemps utilisé les corrélations entre certaines variables agrégées (par exemple, le taux de délinquance et le niveau du chômage constatés à un moment donné) sans être pour autant capable d'interpréter ces corrélations comme des relations causales.<sup>1</sup> Des analyses économétriques plus récentes, exploitant des séries plus longues et des données d'observation plus riches, ont pu, grâce à la méthodologie de l'économétrie des panels et des variables instrumentales, confirmer statistiquement l'existence des déterminismes postulés par Becker et les économistes qui ont repris et développé son analyse théorique (comme Ehrlich, 1973). Certains de ces travaux ont, par exemple, examiné les effets du renforcement des forces de police ou des sanctions pénales à l'égard des jeunes délinquants aux Etats-Unis (Levitt, 1997, Levitt, 1998). Pour la plupart, toutefois, les études récentes se sont efforcées de mesurer avec une plus grande précision les liens entre le niveau des inégalités de revenus, ou celui du taux de chômage, et le taux de délinquance (Gould, Weinberg et Mustard, 2002, Machin et Meghir, 2000, Entorf et Spengler, 2000, Fougère, Kramarz et Pouget, 2003, ces quatre études portant respectivement sur les U.S.A., la Grande-Bretagne, l'Allemagne et la France).<sup>2</sup>

---

<sup>1</sup> Sur ce point, voir les études étrangères citées par Hugues Lagrange (Lagrange, 2003, p. 67-75).

<sup>2</sup> L'étude conduite par Fougère, Kramarz et Pouget (2003) est, à notre connaissance, la première à évaluer l'effet du niveau du taux de chômage des jeunes sur le nombre de délits enregistrés dans chaque département français au cours de la dernière décennie. Le modèle statistique sur lequel s'appuie cette étude, identique en cela aux modèles des trois études étrangères citées, est un modèle de panel à effets fixes, dans lequel le taux de chômage, variable explicative du niveau de la délinquance enregistrée, est traité comme une variable endogène. Les variables instrumentales, dont la validité et l'exogénéité sont acceptées sur la base de procédures usuelles (tests de Sargan et de Holly-Sargan), sont les évolutions départementales des taux d'emploi dans les principaux secteurs d'activité économique.

Certains chercheurs ont cependant souligné que le modèle beckérien tend 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. Ces économistes se sont alors 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 Scheinkman (1996) montrent que cette hypothèse se vérifie particulièrement pour les atteintes aux biens, notamment celles commises par les hommes 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 construire et estimer un modèle avec interactions sociales, nous mettons en évidence dans cette étude les effets de la délinquance sur la mobilité résidentielle des ménages qui ont subi dans le passé proche des atteintes aux biens ou aux personnes. Nous présentons pour cela les résultats d'une étude économétrique conduite à partir des Enquêtes Permanentes sur les Conditions de Vie (EPCV) de l'INSEE. Ces enquêtes recueillent des informations sur les caractéristiques socio-économiques des 8 000 ménages interrogés, mais aussi sur leur cadre de vie, la qualité de leur voisinage et les actes délictueux dont ils ont pu être victimes. L'enquête est réalisée deux fois, à un an d'intervalle, auprès du même ménage. Elle permet ainsi de savoir si un ménage a quitté le logement qu'il occupait l'année précédente.

Notre étude se propose donc de quantifier l'effet causal de la délinquance subie par les ménages sur leur probabilité de déménagement. En ce sens, elle prolonge et complète celle réalisée par Levitt et Cullen (1999) qui ont quantifié les effets de la délinquance sur la mobilité résidentielle aux Etats-Unis à l'aide de données agrégées, mais qui ne disposaient pas pour cela d'observations individuelles sur les atteintes (aux biens ou aux personnes) directement subies par les ménages. Dans notre étude, nous analysons *simultanément* les deux phénomènes, délinquance subie par le ménage et déménagement, 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).

Nos résultats montrent que les ménages de revenu moyen ou élevé partent plus à la suite d'une atteinte à leurs biens (cambriolage ou vol de véhicule). Mais ils déménagent moins que les plus pauvres à la suite d'une agression contre un (au moins) de leurs membres. Ces résultats sont obtenus à l'aide de modèles à équations simultanées dans lesquels la localisation initiale du ménage dans une commune « pauvre », le fait d'avoir été victime et le départ du logement sont des variables endogènes. La première section rappelle les principaux résultats

des études antérieures, pour l'essentiel nord-américaines, consacrées au sujet. La seconde section présente les données que nous utilisons. La troisième section expose les principaux résultats de notre étude.

## 1. Les résultats des études nord-américaines

Plusieurs études nord-américaines ont par le passé essayé de quantifier les liens entre insécurité, criminalité et mobilité résidentielle. Pour ce faire, elles ont 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 ; Katzman, 1980 ; Grubb, 1982 ; Sampson et Woolredge, 1986).

Levitt et Cullen (1999) ont ré-examiné cette question en tentant d'y répondre avec des arguments économétriques plus rigoureux, malgré le caractère très agrégé des données à leur disposition. 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.

## 2. Les 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.

### 2.1. Les enquêtes de victimation de l'Insee

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, présupposent que les victimes sont capables d'y répondre (ce qui exclut par exemple les homicides). De ce fait, elles sont surtout relatives aux agressions et aux 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).

Les enquêtes de victimation que nous utilisons 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 logement 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. L'échantillon de panel comprend initialement 9885 ménages de toutes tailles.

En janvier de chaque année, l'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.

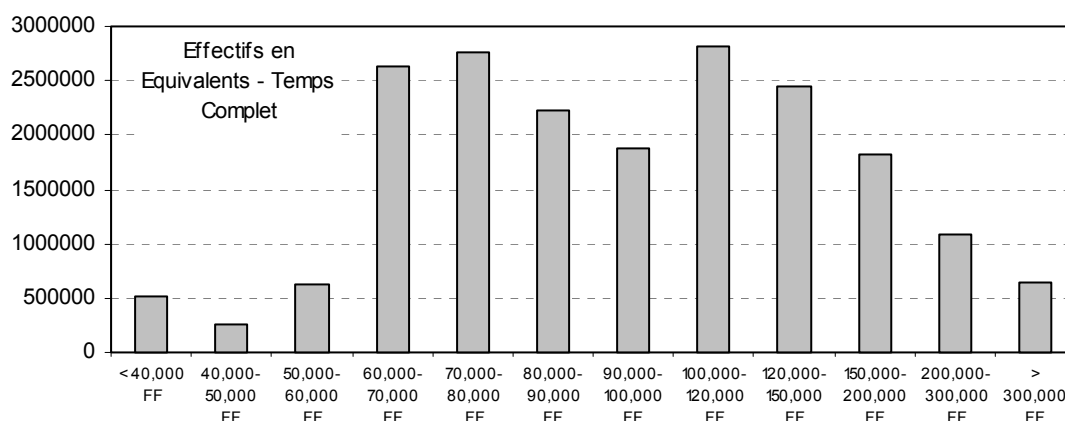
## 2.2. Les données sur les contextes locaux

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.

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.

### 2.3. L'échantillon retenu

Comme indiqué dans la section précédente, 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, comme nous l'avons dit plus haut, 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.

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.<sup>3</sup> 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 l'évidence une hypothèse peu admissible, que nous n'avons donc pas retenue. La solution la plus satisfaisante consisterait à traiter

---

<sup>3</sup> 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 (à ce propos, les chiffres rendus publics par le Ministère de l'éducation nationale font état d'une nette augmentation des violences scolaires depuis le dernier trimestre de l'année 2003 ; cf. le journal *Le Monde*, édition du 5 juin 2004, p. 13). De ce fait, notre étude sous-estime vraisemblablement l'effet de la délinquance sur le départ du logement.

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%.<sup>4</sup> Cet écart positif ne peut être directement interprété comme l'effet causal de la délinquance subie sur le déménagement. Dans la suite de notre article, nous voulons savoir si cet effet apparent résiste à une analyse du type « *toutes choses observables et non-observables par ailleurs* ». Pour cela, nous essayons notamment de tenir compte de l'endogénéité potentielle de la victimation, et au-delà de la localisation du ménage dans une commune « pauvre ». Cela suppose bien évidemment que nous puissions estimer des modèles à équations simultanées dans lesquels les variables expliquées sont qualitatives (se localiser ou non dans une commune pauvre, être ou non victime, déménager ou non) et les résidus des différentes équations sont potentiellement corrélés.

### 3. Les 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 1 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 :

---

<sup>4</sup> Remarquons que cette proportion est très inférieure au résultat obtenu par Levitt et Cullen (1999) à partir de statistiques agrégées, puisque ceux-ci concluent que dans les grandes villes des Etats-Unis, chaque nouvel acte de délinquance enregistré est associé au départ d'une personne hors de l'agglomération.



- 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 1 : Probabilité de déménager**

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

Seuls les coefficients associés à la victimation sont indiqués ici.

Source: Enquêtes Conditions de vie, INSEE, 1997-2002. 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 du ménage et d'âge de la personne de référence, de niveau de revenu du ménage en interaction avec le niveau de vie de la commune d'habitation, ainsi que la nationalité de la personne de référence. 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 tout d'abord essayé d'estimer un modèle à quatre équations probits simultanées par la technique du maximum de vraisemblance simulé. Les quatre variables expliquées sont en ce cas : la localisation initiale dans une commune classée comme « pauvre » selon le critère retenu, le fait que le ménage ait été victime d'un cambriolage ou d'un vol de véhicule au cours des deux années précédant la première enquête, le fait qu'au moins un individu de plus de quinze ans du ménage ait subi une agression dans le même intervalle, et enfin le fait que le ménage ait déménagé entre les dates des deux enquêtes. Malheureusement, aucune des tentatives menées en ce sens n'a débouché sur une convergence de l'algorithme d'optimisation.

Face à ces difficultés, nous nous sommes limités à l'estimation de 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. Des estimations intermédiaires ayant 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,<sup>5</sup> 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 2 et 3.

---

<sup>5</sup> Ce résultat est obtenu dans le cadre de l'estimation de probits bivariés (victimation du ménage et victimation individuelle), mais aussi de probits trivariés (victimation du ménage, victimation individuelle et déménagement).

**Tableau 2 : Localisation (dans commune pauvre), victimation au niveau du ménage, et déménagement**

	Victimation (Ménage)		Localisation (ans une commune pauvre)		Déménagement	
	Coef.	Std. Err	Coef.	Std. Err	Coef.	Std. Err
Constante	-2,5401	(0,2175)	0,0401	(0,0567)	-1,6723	(0,1311)
<i>Nationalité</i>						
Communauté européenne	-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)
Autres pays d'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>						
Personne âgée isolée	-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)				
Ménage victime					-0,1414	(0,5602)
Ménage victime (avec revenu moyen)					0,3283	(0,1728)
Ménage victime (avec revenu élevé)					0,3242	(0,1847)
Taille de la 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 dans la commune	-0,0690	(0,5295)			-0,3285	(0,4996)
Part d'adolescents dans la commune	4,0897	(0,9756)				
Corrélation entre localisation (dans commune pauvre) et déménagement	0,5940	(0,1910)				
Corrélation entre victimation (niveau ménage) et déménagement	-0,0030	(0,2760)				

Notes: Enquêtes *Conditions de vie*, INSEE. Nombre d'observations: 7 433. Modèle estimé par maximum de vraisemblance. Log-vraisemblance moyenne: -1.2832.

**Tableau 3: Localisation (dans commune pauvre), victimisation au niveau individuel, et déménagement**

	Victime individuelle		Localisation (vit dans une commune pauvre)		Déménagement	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
Constante	-2,0348	(0,2085)	0,0378	(0,0565)	-1,7103	(0,1283)
<i>Nationalité</i>						
Communauté européenne	-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)
Autres pays d'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 individuelle (ménage à revenu moyen)					-0,2414	(0,1286)
Victime individuelle (ménage à revenu élevé)					-0,3178	(0,1405)
Taille de la 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 dans la commune	0,8134	(0,4548)			-0,3708	(0,4897)
Part d'adolescents dans la commune	2,6845	(0,9472)				
Corrélation entre localisation (dans commune pauvre) et déménagement	0,6130	(0,1730)				
Corrélation entre victimation et déménagement	-0,1990	(0,2450)				

Notes: Enquêtes *Conditions de vie*, INSEE. Nombre d'observations: 7 433. Modèle estimé par maximum de vraisemblance. Log-vraisemblance moyenne: -1.3174.

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 dans le ménage 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 et 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 global (non interagi avec le revenu) de chaque type de victimation,<sup>6</sup> 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. Expliquer ce dernier résultat, 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), est toutefois difficile, en raison de la faiblesse des effectifs des cellules obtenues après croisement.

L'examen de quelques statistiques descriptives, calculées sur la totalité de l'échantillon (soit 65000 personnes), révèle toutefois que si les individus appartenant aux ménages les plus pauvres ne subissent pas plus fréquemment des agressions graves, entraînant de longs arrêts de travail, ils sont relativement plus nombreux à connaître leur agresseur (tableau 4). Bien évidemment, la relation entre la connaissance de l'agresseur et le déménagement mériterait d'être validée à l'aide de données plus nombreuses que celles utilisées dans cet article.

**Tableau 4 : Proportion d'agressions ayant entraîné des arrêts de travail (en fonction du revenu du ménage)**

<b>Classe de revenu</b>	1 <sup>er</sup> quartile	2 <sup>nd</sup> quartile	3 <sup>ème</sup> quartile	4 <sup>ème</sup> quartile
<b>Agressions suivies d'un arrêt de travail</b>	7,4%	6,3%	7,4%	5,1%
<b>Durée de l'arrêt de travail</b>				
1 semaine ou moins	56,3%	46,2%	59,1%	49,1%
Entre 1 semaine et 1 mois	31,0%	34,6%	28,8%	34,0%
Plus d'un mois	12,7%	19,2%	12,1%	17,0%
<b>Victimes connaissant l'agresseur</b>	50,8%	39,2%	35,3%	32,0%

Source: Enquêtes Conditions de vie, INSEE, 1997-2002. Nombre d'observations: 65000.

<sup>6</sup> Les estimations avec le seul effet de la victimation sur le déménagement, sans interactions entre victimation et niveau de revenu du ménage, ne sont pas reportées ici. Elles sont disponibles auprès des auteurs.

## 4. Conclusion

Notre étude avait pour objectif de quantifier l'effet causal de la délinquance subie par les ménages sur leur probabilité de déménagement. Elle prolonge et précise celle réalisée par Levitt et Cullen (1999) qui ont quantifié les effets de la délinquance sur la mobilité résidentielle aux Etats-Unis à l'aide de données agrégées. Nos résultats, obtenus à l'aide des données des Enquêtes sur les Conditions de vie de l'INSEE, montrent que :

1. la probabilité d'une atteinte aux biens du ménage (cambriolage ou 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 » ;
2. la probabilité qu'une personne au moins dans le ménage 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 et 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 ou à un ménage monoparental ;
3. l'intensité des déménagements consécutifs à des atteintes aux biens ou aux personnes est inférieure à celle reportée par Levitt et Cullen (1999) qui estiment qu'aux Etats-Unis, chaque nouvel acte de délinquance enregistré est associé au départ d'une personne hors de l'agglomération ;
4. les ménages de revenu moyen ou élevé déménagent plus fréquemment 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.

Ce dernier résultat est quelque peu inattendu. Les statistiques descriptives calculées sur la totalité de l'échantillon (soit 65000 personnes) révèlent toutefois que les individus appartenant aux ménages les plus pauvres connaissent plus souvent leur agresseur que les personnes appartenant à des ménages plus riches. Victimes de délinquants qui sont vraisemblablement leurs voisins, exposés de ce fait à des violences physiques ou verbales répétées, privés de la protection des forces de police, les ménages les plus pauvres victimes de la délinquance échapperaient à leurs agresseurs par le biais de cette « mobilité inquiète » qu'évoque Karl Marx<sup>7</sup> ; ils espéreraient ainsi accéder à des zones d'habitation pas forcément plus aisées, mais peut-être plus laborieuses et moins dangereuses. La jeune femme américaine interrogée par William Julius Wilson (1996), et dont les propos sont repris au début de cet article, le dit fort bien : « Mieux vaut déménager pour s'installer dans un quartier décent et vivre au sein d'une communauté de personnes qui ont un travail ».

Il reste malgré tout une hypothèse à valider, celle concernant la relation entre le revenu moyen de la commune de résidence et le niveau de revenu des ménages qui la quittent après avoir été victimes de délinquants. Cette question est importante car elle est au centre de l'analyse des phénomènes de ghettoïsation. Dans les quartiers défavorisés, la délinquance pourrait expliquer, en relation étroite avec d'autres phénomènes (localisation des entreprises

---

<sup>7</sup> « Le criminel suscite cette tension et cette mobilité inquiète sans lesquelles l'aiguillon de la concurrence lui-même s'émousserait » (Marx, *Matériaux pour « l'économie »*, in Œuvres, Tome II, p. 399).

et des commerces dans les centres des villes et dans les zones dédiées aux activités industrielles et commerciales, désengagement des services publics, diminution de la qualité des établissements scolaires, etc.)<sup>8</sup> le départ des classes moyennes et même de certains ménages modestes. Une étude statistique rigoureuse permettrait peut-être de valider l'hypothèse de Jacques Donzelot, selon qui « les pauvres relégués en périphérie constituent une « menace » pour les moins pauvres, en termes de sécurité pour leur personne et leurs biens », ces derniers voulant « à tout prix quitter la périphérie pour fuir les effets négatifs de la promiscuité avec ceux qui s'y trouvent relégués » (Donzelot, 2003). Ce type de résultat permettrait également d'interpeller les partisans de la mixité sociale en leur rappelant que celle-ci ne se décrète pas. La mobilité résidentielle et la structure sociale de l'espace géographique, qui est le produit de cette mobilité, sont des processus endogènes.<sup>9</sup> La définition et la mise en place de dispositifs d'incitations ou d'interventions permettant de limiter la ségrégation urbaine passe par la mise en évidence préalable des logiques qui la déterminent.

## Bibliographie

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

Donzelot J. (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.

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

Entorf, H. et H. 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.

Fitoussi J. P., Laurent E. et J.Maurice (2004) : *Ségrégation urbaine et intégration sociale*. Rapport n° 45, Conseil d'Analyse Economique, La Documentation Française, Paris.

Fougère, D., F. Kramarz et J. Pouget (2003) : "Crime and Unemployment in France", mimeo, CREST-INSEE.

---

<sup>8</sup> Ces phénomènes et leurs conséquences néfastes sur la ségrégation urbaine sont bien décrits dans un rapport récent du Conseil d'Analyse Economique (Fitoussi, Laurent et Maurice, 2004), qui, entre autres mérites, plaide pour la mise en place d'une politique publique volontariste en faveur des quartiers et zones de relégation sociale. Il est évident que dans l'esprit des auteurs de ce rapport, comme dans le nôtre, les instruments d'une telle politique doivent impérativement compléter toute action publique visant à rétablir la sécurité des habitants de ces quartiers. Si la puissance publique oublie ce que sont les causes sociales et économiques de la délinquance, sa politique sécuritaire serait à terme condamnée à l'échec.

<sup>9</sup> C'est ce dont nous avons essayé de tenir compte en incorporant dans notre modèle une équation explicative de la localisation initiale des ménages dans le groupe des communes classées comme « pauvres ».

- Frey, W. (1979) : "Central City White Flight: Racial and Nonracial causes", *American Sociological Review*, Vol. 44, pp. 425-448.
- Glaeser, E. L., Sacerdote, B. et J. Scheinkman (1996) : "Crime and Social Interactions", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.111, pp. 507-548.
- Gould, E., B. Weinberg et D. B. Mustard (2002) : "Crime Rates and Local Labor Market Opportunities in the United States: 1977-1997," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, pp. 45-61.
- Grubb W. N. (1982) : "The Flight to the Suburbs of Population and Employment, 1960-1970", *Journal of Urban Economics*, Vol. 11, pp. 348-367.
- Katzman (1980) : "The Contribution of Crime to Urban Decline", *Urban Studies*, Vol. 17, pp. 277-286.
- Lagrange H. (2003) : *Demandes de sécurité. France, Europe, Etats-Unis*. La République des Idées, Editions du Seuil, Paris.
- Levitt, S. D. (1997) : "Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime", *American Economic Review*, Vol. 87, pp. 270-90.
- Levitt, S. D. (1998) : "Juvenile Crime and Punishment", *Journal of Political Economy*, Vol. 106, pp. 1156-1185
- 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.
- Machin, S. et 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*.
- Marx, K. (1861-1865): *Matériaux pour « l'économie »*, in Œuvres, Tome II, Bibliothèque de la Pléiade, Editions Gallimard, Paris.
- Sampson R. J. et J. D. Wooldredge (1986) : "Evidence that High Crime Rates Encourage Migration Away from Central Cities", *Sociology and Social Research*, Vol. 90, pp. 310-314.
- Wilson, W. J. (1996) : *When Work Disappears. The World of the New Urban Poor*. Alfred A. Knopf, Inc., New-York.