



HAL
open science

Effets contextuels et effets de pairs : quelles conséquences sur la réussite scolaire ?

Sabina Issehnane, Florent Sari

► **To cite this version:**

Sabina Issehnane, Florent Sari. Effets contextuels et effets de pairs : quelles conséquences sur la réussite scolaire ?. *Revue Economique*, 2013, 64 (5), pp.775 - 804. 10.3917/reco.645.0775 . hal-01921976

HAL Id: hal-01921976

<https://univ-rennes2.hal.science/hal-01921976v1>

Submitted on 14 Nov 2018

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

EFFETS CONTEXTUELS ET EFFETS DE PAIRS

Quelles conséquences sur la réussite scolaire ?

Sabina Issehnane, Florent Sari

Presses de Sciences Po (P.F.N.S.P.) | « [Revue économique](#) »

2013/5 Vol. 64 | pages 775 à 804

ISSN 0035-2764

ISBN 9782724633023

Article disponible en ligne à l'adresse :

<https://www.cairn.info/revue-economique-2013-5-page-775.htm>

Pour citer cet article :

Sabina Issehnane, Florent Sari « Effets contextuels et effets de pairs. Quelles conséquences sur la réussite scolaire ? », *Revue économique* 2013/5 (Vol. 64), p. 775-804.

DOI 10.3917/reco.645.0775

Distribution électronique Cairn.info pour Presses de Sciences Po (P.F.N.S.P.).

© Presses de Sciences Po (P.F.N.S.P.). Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

Effets contextuels et effets de pairs

Quelles conséquences sur la réussite scolaire ?

Sabina Issehnane*
Florent Sari**

Dans ce travail, nous nous intéressons aux liens potentiels entre le lieu de résidence des adolescents et leur réussite scolaire. Nous voulons montrer que le contexte local a un rôle important, au même titre que les caractéristiques individuelles ou familiales. Nous mobilisons les enquêtes Emploi pour étudier les comportements d'adolescents âgés de 15 ans entre 1990 et 2002 et avons suivi deux années. Nous analysons l'impact de résider dans un quartier défini comme plus ou moins « défavorisé » sur la probabilité de redoubler l'année suivante. Nous testons l'effet de différentes caractéristiques du quartier sur la réussite des adolescents ainsi que l'existence d'effets de seuil. Nous mettons en place des régressions avec variables instrumentales afin de contrôler de la potentielle endogénéité du lieu de résidence. Toutes choses égales par ailleurs, nos résultats plaident globalement pour l'existence d'un effet négatif du contexte local sur la probabilité de redoubler, pour ceux qui vivent dans les quartiers les plus « défavorisés ».

CONTEXTUAL EFFECTS AND PEER EFFECTS: WHAT ARE THE CONSEQUENCES ON SCHOOL ACHIEVEMENT?

In this work, we focus on the potential links between place of residence of young people and their school achievement. We want to show that local context plays an important role, as well as individual or family characteristics. We mobilize French employment survey in order to study behaviours of 15 year olds between 1990 and 2002 and followed two years. We analyze the effect of living in a neighbourhood defined as more or less “deprived” on the likelihood of repeat a year. We test the effect of different characteristics of the neighbourhood on school achievement of young people but also the existence of threshold effects. We run instrumental variables regressions to control for endogeneity of location place. All other things being equal, our results plead for the existence of a negative effect of the local context on likelihood of repeat a year, for young people living in the most “deprived” neighbourhoods.

Classification JEL : I21, J24.

* Université Rennes 2, CIAPHS, et Centre d'Études de l'emploi. *Correspondance* : CEE, Le Descartes I, 29 promenade Michel Simon, 93166 Noisy-le-Grand Cedex. *Courriel* : sabina.issehnane@cee-recherche.fr

** Université Paris-Est Marne-la-Vallée, ERUDITE, et TEPP (FR CNRS n° 3435). *Correspondance* : 5 boulevard Descartes, 77454 Marne-la-Vallée Cedex 2. *Courriel* : florent.sari@univ-mlv.fr

INTRODUCTION

Les différences en termes de résultats scolaires sont souvent expliquées par le statut socioéconomique de la famille, le sexe et les capacités intellectuelles de l'élève. Pourtant, les stratégies résidentielles choisies ou subies et le rôle du contexte local contribuent vraisemblablement à renforcer le rôle des antécédents socioéconomiques dans la réussite des enfants. Dans un article de 1987, Wilson suggère un processus par lequel le statut socioéconomique du quartier affecte fortement les aspirations, les attitudes et les motivations de ceux qui évoluent dans ce quartier et, par conséquent, la réussite scolaire. Tout se passe comme si les enfants étaient influencés par le comportement et le statut de ceux avec qui ils se socialisent ou de ceux qu'ils prennent comme modèle social.

La littérature en économie urbaine s'intéresse depuis longtemps aux liens potentiels entre les caractéristiques du quartier de résidence et la réussite scolaire des adolescents. Les revues de littérature de Haveman et Wolfe [1995], Ginther *et al.* [2000] ou Dietz [2002] offrent un aperçu des nombreux travaux empiriques sur la question. Pourtant, les travaux empiriques, qui cherchent à analyser les effets de quartier sur les comportements des individus, sont confrontés à une difficulté majeure : l'existence d'un potentiel biais d'endogénéité. C'est le cas lorsque des caractéristiques inobservables influent sur le choix du lieu de résidence et influent simultanément sur la réussite scolaire. Différentes méthodologies ont été développées afin de contrôler ce biais d'endogénéité. Certains travaux ont recours aux techniques de variables instrumentales pour intégrer la localisation résidentielle comme variable endogène (Evans *et al.* [1992] ; Newman et Harkness [2000] ; Currie et Yelowitz [2000] ; Galster *et al.* [2007]). D'autres travaux ont recours à des données sur les fratries. L'idée est d'analyser les trajectoires de deux individus nés de mêmes parents mais dont un aurait grandi dans un quartier « défavorisé », tandis que l'autre aurait vécu dans un quartier plus « favorisé » (Aronson [1998] ; Plotnick et Hoffman [1999] ; Vartanian et Buck [2005]). Ces travaux permettent de comparer les performances d'individus qui résident dans différents quartiers durant leur enfance, mais qui ont en commun les caractéristiques inobservées de leurs parents. D'autres encore utilisent des modèles basés sur des données longitudinales. Le recours à des modèles à effets fixes permet de contrôler les caractéristiques inobservables qui affectent le choix du voisinage et les performances individuelles (Hanushek *et al.* [2003] ; Weinberg *et al.* [2004]). On peut également citer des approches qui s'appuient sur des expériences naturelles ou quasi naturelles qui assignent aléatoirement des individus dans des localisations aux caractéristiques différentes, telles que le programme Gautreaux ou le programme *Moving To Opportunity* (Rosenbaum [1995] ; Katz *et al.* [2001] ; Mendenhall *et al.* [2006] ; Kling *et al.* [2007])¹. Ce processus d'affectation aléatoire garantit en effet l'absence de toute corrélation entre les caractéristiques du quartier, de la famille, qu'elles soient observables ou non.

En France, encore peu de travaux cherchent à mettre en avant cet effet contextuel. Les rares études étant celles de Goux et Maurin [2005], [2007] qui utilisent

1. Pour une synthèse des résultats, voir notamment : Oreopoulos [2003] ; Duncan et Zuberi [2006].

la structure aréolaire² des échantillons de l'enquête Emploi afin de mettre en évidence l'existence d'un effet causal significatif du contexte social. Une partie significative de l'échec scolaire semble ainsi s'expliquer par des effets de voisinage, au-delà des caractéristiques socioéconomiques individuelles.

Dans ce travail, nous mobilisons également la structure aréolaire de cette enquête et ceci afin d'estimer les effets causaux du quartier sur la probabilité de redoublement. L'enquête Emploi nous permet d'étudier les comportements d'adolescents âgés de 15 ans, pour la période de 1990 à 2002. À la période t , tous les adolescents de notre échantillon sont en classe de troisième. Nous regardons si les caractéristiques de l'aire (qui est un *proxy* du quartier) influent sur la probabilité de redoubler cette classe l'année suivante, soit en $t+1$. À l'aide d'une analyse en composantes principales (ACP), nous créons un indicateur, qui permet de décrire la « qualité » du quartier ou de dire si celui-ci est plus ou moins « défavorisé ». Pour pleinement mesurer l'effet de cet indicateur sur notre indicateur de réussite scolaire, il importe de considérer l'endogénéité du lieu de résidence. Pour cela, nous avons recours à des régressions avec variables instrumentales. Notre indicateur de la « qualité » du quartier est ensuite considéré comme variable dichotomique afin de tester si les effets se manifestent au-delà d'un seuil donné.

Ce travail est structuré de la manière suivante : la première section présente une brève revue de littérature sur les liens potentiels entre quartier et réussite scolaire ainsi qu'un aperçu de quelques travaux américains et français ayant étudié la question. La section suivante expose la démarche empirique et présente quelques faits stylisés. La troisième section présente les résultats des différentes estimations. Enfin, la dernière section apporte des éléments de conclusion.

EFFETS DE QUARTIER ET RÉUSSITE SCOLAIRE : UNE REVUE DE LITTÉRATURE

Dans un premier temps, nous exposons brièvement les mécanismes potentiels qui lient le contexte local des individus à leur réussite scolaire au travers, notamment, de l'influence du statut des pairs ou de ceux qu'ils vont considérer comme modèle social, et de leur comportement. Dans un second temps, nous présentons quelques travaux empiriques sur le sujet.

Effets de quartier et réussite scolaire : quels liens potentiels ?

La littérature concernant les effets potentiels du voisinage sur le développement des enfants demeure assez récente. L'article de Wilson, en 1987, s'impose en précurseur. Selon lui, les choix, les valeurs partagées dans les quartiers conduisent à une concentration de caractéristiques positives et/ou négatives.

2. On entend par structure aréolaire le fait que les ménages interrogés dans l'enquête Emploi soient tirés au sort par grappe de vingt ou quarante logements contigus (voir Goux et Maurin [2005], [2007]).

Lesquelles vont, en retour, affecter fortement les aspirations, les attitudes et les motivations de ceux qui évoluent dans ces quartiers. À partir de cette analyse, de nombreux travaux dans les sciences sociales ont essayé de mettre au jour les mécanismes et les facteurs qui lient le contexte local et la trajectoire scolaire des enfants.

Pour un certain nombre d'auteurs, les enfants sont influencés par le comportement, le statut de ceux avec qui ils se socialisent ou qu'ils vont accepter comme modèles. On peut voir ici l'implication d'au moins trois groupes de théories différentes : les *théories de la contagion* sur l'influence des groupes de pairs comme mécanisme générateur des effets de voisinage, les *théories de la socialisation collective* sur le rôle central des modèles que les adultes de l'environnement proposent et les *théories de la compétition* fondées sur un concept de ressources limitées dans lequel les voisins et/ou les compagnons de classe se disputent des ressources rares (les bonnes notes, par exemple)³.

Les *théories de la contagion* avancent l'idée selon laquelle vivre dans un quartier dont le niveau socioculturel mesuré est faible peut être un frein à la réussite scolaire et, plus largement, à l'acquisition de capital humain. La réussite d'un étudiant dépend fortement des caractéristiques socioéconomiques ou encore du comportement des autres étudiants qui l'entourent. Dans ces conditions, la concentration d'étudiants aux faibles capacités et en échec scolaire peut être susceptible d'agir négativement sur la période d'apprentissage (Bénabou [1993]). De même, la *théorie épidémique* de Crane [1991]⁴ tend à montrer que la propension d'un adolescent à adopter un comportement est fortement corrélée à la proportion de personnes affichant déjà ce même comportement.

Pour les *théories de la socialisation*, les adultes d'un quartier ont une influence sur les enfants qui y résident et qu'ils côtoient. Les membres du voisinage vont exercer un contrôle social en aidant notamment les enfants à intérioriser les normes sociales. Le statut socioéconomique du voisinage, leur capital culturel, ainsi que leurs aspirations, impactent sur le devenir des enfants. De plus, ils agissent comme des modèles, si bien que côtoyer des personnes ne symbolisant pas une certaine réussite scolaire ou sociale ne motive pas ou peu un enfant à accroître ses propres chances de réussite durant son adolescence.

Les théories précédentes tendent à montrer les effets négatifs de l'appartenance à un quartier aux caractéristiques défavorables sur la réussite scolaire ; inversement, elles tendent à montrer que les voisinages plus favorisés agissent positivement sur la réussite. Les *théories de la compétition* montrent, quant à elles, que la présence de voisins favorisés peut avoir des effets néfastes sur les autres membres du voisinage (Cutler et Glaeser [1997]). Le fait de grandir dans un bon quartier peut être préjudiciable pour un enfant, en particulier dès lors que celui-ci est issu d'une famille plutôt défavorisée. L'hypothèse sous-jacente est que l'allocation de ressources rares est un jeu à somme nulle. En admettant l'idée selon laquelle la réussite scolaire fait l'objet d'une compétition, les voisins aisés peuvent être considérés comme une menace accrue. Si les adolescents réagissent

3. Voir notamment la revue de littérature de Jencks et Mayer [1990] pour plus de détails sur les différents mécanismes et les différentes théories à l'œuvre.

4. Cette théorie s'inscrit dans les théories de la contagion puisqu'elle en constitue une déclinaison ou un cas particulier.

à l'échec en perdant de leur motivation, le fait d'être entouré de voisins aisés pourrait diminuer les chances de réussite.

Dans ce travail, nous tentons d'évaluer la pertinence des théories de la contagion et de la socialisation collective sur la réussite scolaire. Dans le sens où les théories de la compétition peuvent potentiellement biaiser les effets obtenus, nous essayons de contrôler de ce phénomène par la définition même que nous retenons d'un voisinage « défavorisé ». En effet, pour nous, un tel voisinage est un voisinage qui concentre de fortes proportions de populations fragiles (voir section suivante). En ce sens, la présence de familles aisées sera faible ou insignifiante, ce qui tend à minimiser les problèmes de compétition tels qu'ils ont été décrits dans la littérature.

Enfin, il importe de distinguer différents effets de quartier mis en avant par Manski [1993], [2000]. Il distingue les effets de quartier *endogènes*, *exogènes* et *corrélés*. Les premiers correspondent à ces effets d'imitation et de renforcement qui sous-tendent les théories de la socialisation ou de la contagion. Les effets de quartier *exogènes* (ou effets contextuels) surviennent lorsque le comportement d'un individu dépend des caractéristiques exogènes des individus du voisinage. C'est typiquement ces deux types d'effets qui nous intéressent dans ce travail. Les effets *corrélés*, quant à eux, sont mis en avant dès lors que les individus d'un quartier tendent à avoir des caractéristiques similaires. Un phénomène qui peut s'expliquer par un processus de tri dans l'espace des individus. Ce tri spatial conduit également à un tri des comportements. Dans ce cas, on peut voir émerger des effets *corrélés* mais qui n'impliqueront pas nécessairement un lien de causalité entre le lieu de résidence et ce que l'on veut mesurer. L'endogénéité du lieu de résidence, telle que nous la définissons, est susceptible d'expliquer cette auto-sélection des individus dans l'espace. En contrôlant ce biais, nous pensons écarter de l'analyse ces effets *corrélés*.

Un aperçu de quelques travaux et approches méthodologiques aux États-Unis

Les premiers travaux

Un des premiers travaux empiriques cité dans les revues de littérature sur les effets de quartier est celui de Datcher en 1982. À partir de l'enquête PSID (*Panel Study of Income Dynamics*), il examine les effets du voisinage et de la famille sur la réussite. L'analyse est effectuée sur un échantillon d'individus âgés de 23 à 32 ans en 1978 et qui vivaient chez leurs parents en 1968. L'influence du quartier est notamment mesurée par le pourcentage de Blancs dans le *zipcode*⁵. Il s'appuie sur des régressions de type MCO pour expliquer le nombre d'années d'études ou le salaire de l'individu. Les résultats montrent qu'un quart des différences observées en termes d'éducation s'explique par la « qualité » du quartier.

Case et Katz [1991] examinent les effets du contexte familial et des pairs dans le quartier sur le comportement de jeunes qui vivent dans les quartiers pauvres de Boston. Les auteurs utilisent l'enquête sur le travail des jeunes de Boston (*NBER Boston Youth Survey*) pour expliquer différentes variables de résultat parmi

5. Le *zipcode* est un système de codes postaux utilisé aux États-Unis par les services postaux.

lesquelles le fait d'abandonner les études au lycée. Ils trouvent un lien important entre les comportements des membres plus âgés de la famille et les comportements observés de l'individu. Ils mettent également en évidence un lien entre le comportement des pairs du quartier et le comportement de l'individu, évoquant les modèles de contagion.

Dans la même optique, Crane [1991] s'intéresse à l'influence du voisinage sur l'abandon scolaire et les taux de grossesse chez les adolescentes, pour déterminer s'il y a une nette augmentation de ces problèmes dans les quartiers des grandes villes américaines pour lesquels la « qualité » évaluée est parmi les plus faibles. Son travail sur le recensement américain, dans les années 1970, montre que les effets du lieu de résidence sur l'abandon scolaire et la grossesse chez les adolescentes sont particulièrement marqués dans les quartiers les moins bien classés en termes de qualité (mesurée par la faible part de personnes ayant un statut social élevé). Les résultats obtenus soutiennent sa théorie « épidémique » des ghettos qui avance que la tendance des jeunes à adopter un comportement déviant (comme l'abandon scolaire) dépend de la proportion d'individus exhibant déjà ce comportement dans le quartier.

Duncan [1994] utilise également l'enquête PSID afin d'estimer les effets des caractéristiques familiales et du quartier sur le nombre d'années de scolarité effectuées pour un échantillon de 3 439 Blancs ou Noirs âgés de 16 à 22 ans, sur la période 1968-1991. Le fait d'avoir grandi dans un quartier aisé a un impact globalement positif, quel que soit le groupe considéré. En revanche, la composition raciale du quartier affecte les enfants Noirs, mais pas les Blancs.

À partir de données du recensement de 1970 et de 1980 sur la métropole de Chicago, Ensminger *et al.* [1996] regardent si le quartier de résidence influence la probabilité d'être diplômé du secondaire pour une cohorte d'Afro-Américains suivis de 1966 à 1993. Ils retiennent différentes variables pour caractériser le quartier comme : la part de ménages pauvres ou la part de cadres dans la population active. Les auteurs trouvent un effet favorable de résider dans un quartier avec une forte proportion de cadres sur la réussite scolaire, mais ne trouvent pas d'effets pour le fait de vivre dans un quartier avec une forte proportion de ménages pauvres. Ces résultats contrastés attestent de la nécessité de tester différentes caractéristiques du quartier sur la réussite scolaire. Il apparaît effectivement que certaines caractéristiques produisent des effets (positifs ou négatifs), tandis que d'autres, non.

Nombre de travaux qui étudient les liens entre le voisinage et la réussite des adolescents sont discutés ou contestés en raison de l'absence de prise en compte d'un biais d'endogénéité. Ce dernier peut être à l'origine d'une surestimation ou d'une sous-estimation des effets observés. En outre, la causalité observée pourrait n'être qu'une simple corrélation entre la variable explicative et la variable de résultat. La sous-section suivante présente quelques applications et méthodologies retenues dans la littérature pour contrôler ce biais.

La prise en compte de l'endogénéité

L'étude d'Evans *et al.* [1992] est l'une des premières à introduire des variables instrumentales pour considérer les problèmes d'endogénéité. Les auteurs analysent l'influence des pairs sur la grossesse chez les adolescentes et l'abandon scolaire, à partir d'un échantillon de 1 453 femmes âgées de 19 ans et

tiré de l'enquête *National Longitudinal Study of Youth*. Pour mesurer ces effets de pairs, ils retiennent le pourcentage d'étudiants économiquement désavantagés dans l'établissement de l'adolescente considérée. Comme cette variable est susceptible d'être endogène aux phénomènes que les auteurs cherchent à expliquer, les auteurs ont recours à des variables instrumentales. Ils retiennent un certain nombre de caractéristiques socioéconomiques à l'échelle de l'aire métropolitaine. Ces caractéristiques sont supposées être corrélées avec les caractéristiques de l'établissement de l'adolescente mais pas avec les variables de résultat. S'ils trouvent bien un effet significatif du groupe de pairs sans contrôle de l'endogénéité, l'effet tend à disparaître lorsqu'elle est prise en compte.

Galster *et al.* [2007] utilisent également la méthode des variables instrumentales pour étudier l'effet d'avoir grandi dans un quartier pauvre durant l'enfance sur la fécondité et l'éducation. Leur analyse est effectuée sur un échantillon d'individus nés entre 1968 et 1974, tirés de l'enquête PSID, pour lesquels ils regardent les variables de résultat lorsqu'ils ont entre 25 et 31 ans. Ils utilisent comme instrument, pour expliquer le taux de pauvreté dans le quartier, le taux correspondant à l'échelle du comté. Ils montrent notamment que vivre dans les quartiers où la pauvreté mesurée est élevée diminue la probabilité d'être diplômé du supérieur. Les estimations obtenues avec contrôle de l'endogénéité tendent à atténuer les effets de vivre dans un quartier pauvre.

Parmi les travaux qui utilisent les données sur les fratries pour contrôler le biais d'endogénéité, nous pouvons citer l'exemple de Plotnick et Hoffman [1999] qui examinent les effets de quartiers sur différents indicateurs de réussite, dont le fait d'être diplômée du supérieur, pour un échantillon de jeunes femmes. Outre un modèle standard qui inclut les caractéristiques de la famille, ils estiment des modèles à effets fixes qui contrôlent les caractéristiques inobservables de la famille qui pourraient affecter les résultats des individus. Le modèle à effets fixes pour la famille requiert de travailler sur un échantillon de familles avec aux moins deux individus d'une même fratrie. Les modèles sont estimés sur un échantillon de sœurs tiré de l'enquête PSID. Les effets significatifs obtenus dans les modèles standards ne se retrouvent pas dans les modèles à effets fixes. Pour les auteurs, ces constats suggèrent une relative prudence à la lecture des résultats des modèles qui ne prendraient pas en compte un possible tri spatial des individus dans les quartiers.

Harding [2003] compare les risques d'abandon scolaire et de grossesse pour des adolescents qui sont issus soit de quartiers à fort taux de pauvreté, soit de quartiers à faible taux de pauvreté. Il utilise l'enquête PSID sur la période 1968-1997 pour comparer des individus identiques sur leurs caractéristiques observables à l'âge de 10 ans, mais qui connaissent des quartiers aux caractéristiques différentes lors de l'adolescence. L'auteur développe des méthodes d'estimation par appariement sélectif pour contrôler le biais de sélection sur les caractéristiques observables. Il s'appuie ensuite sur des tests d'analyse de sensibilité pour s'assurer que les résultats qu'il obtient ne sont pas faussés par la non-prise en compte d'un biais de sélection sur les inobservables. Ses résultats montrent que les adolescents qui ont grandi dans des quartiers caractérisés par un taux élevé de pauvreté ont plus de chances que ceux vivant dans les quartiers à faibles taux de pauvreté de sortir précocement du système scolaire. Ils connaissent aussi un risque plus élevé de grossesse.

Aux États-Unis, différentes expériences en grandeur nature existent grâce à des programmes qui sont mis en place pour faire face aux effets potentiellement négatifs de résider dans un quartier défavorisé. Les deux principaux programmes les plus cités sont : le programme Gautreaux et le programme *Moving To Opportunity* (ou MTO). Le premier a consisté à reloger des familles noires issues du centre-ville de Chicago au sein de quartiers dans les banlieues blanches, occupées par la classe moyenne. Le second repose sur une stratégie similaire puisqu'il s'agit de délocaliser des familles de quartiers pauvres des cinq grandes villes suivantes : Baltimore, Boston, Chicago, New York et Los Angeles, vers des quartiers plus riches mais dans la même ville d'origine.

Dans le cadre du programme Gautreaux, Rosenbaum [1995] compare les trajectoires d'individus ayant déménagé d'un quartier défavorisé pour aller soit dans un quartier plus favorisé, soit dans un quartier défavorisé similaire à celui d'origine. Il trouve notamment que les enfants du premier groupe ont plus de chances d'aller à l'école, de poursuivre des études universitaires ou d'obtenir un emploi. Ceux qui ont déménagé vers des quartiers de type « classe moyenne » connaissent une meilleure intégration sociale car ils ont davantage d'interactions avec leurs voisins du quartier de résidence.

Parmi les études qui se sont intéressées aux conséquences du programme MTO, l'une des plus citées est celle de Katz *et al.* [2001]. Les auteurs comparent les familles qui ont bénéficié de subventions pour déménager (celles qui ont eu des contraintes dans les choix de relocalisation et celles qui n'en ont pas eu) avec celles qui n'en ont pas bénéficié. Les familles sont suivies entre un an à trois ans après la mise en place de l'expérimentation. Les résultats montrent que les familles dans le groupe de traitement ont une probabilité plus forte de vivre dans un quartier avec un faible taux de pauvreté et un niveau d'éducation élevé que les familles dans le groupe de contrôle. Elles connaissent aussi une amélioration de leur bien-être : les enfants et les adultes de la famille ont moins de risques d'être confrontés à la délinquance ou à la criminalité.

Les travaux sur le cas français

Les travaux français sur le sujet sont encore rares. On peut néanmoins citer les travaux de Goux et Maurin [2005], [2007]. Ces derniers utilisent la structure aréolaire des échantillons des enquêtes Emploi afin de définir de petits voisinages de quelques dizaines de logement. Les auteurs s'intéressent particulièrement aux conséquences de résider dans un voisinage caractérisé par son taux de retard scolaire et par différentes variables relatives à la composition socio-économique sur le retard scolaire de jeunes adolescents ayant 15 ans ou 16 ans. Dans l'article de 2005, ils cherchent à expliquer le fait d'être en retard scolaire à l'âge de 15 ans (les adolescents doivent être logiquement en classe de troisième à cet âge). Dans l'article de 2007, ils retiennent différents indicateurs de réussite scolaire, tels que le fait de redoubler entre l'âge de 15 et 16 ans et le fait d'avoir redoublé avant l'âge de 16 ans. Différentes stratégies sont retenues pour identifier l'effet du quartier. Ils comparent le sous-échantillon des jeunes qui viennent d'arriver dans une aire au sous-échantillon des adolescents qui y résident déjà depuis un an. Ils comparent également des jeunes qui vivent dans des logements HLM avec d'autres qui n'y vivent pas. Cette stratégie s'approche des protocoles

décrits dans le cas des expérimentations aux États-Unis, car les ménages n'ont que peu de contrôle sur l'affectation et la localisation de leurs logements. Le lieu de résidence peut ainsi être considéré comme quasi exogène. Enfin, puisque la réussite des pairs dans le quartier est forcément endogène à la réussite d'un individu donné, les auteurs ont recours au mois de naissance des pairs comme variable instrumentale. Celle-ci doit permettre d'expliquer la réussite scolaire des voisins mais pas la réussite de l'adolescent de référence. Les résultats de leurs travaux montrent que, *toutes choses égales par ailleurs*, les enfants sont davantage en retard à l'école lorsqu'ils habitent dans un quartier où le taux de retard scolaire des autres enfants est élevé, ainsi que lorsque la composition socioéconomique du quartier est défavorable.

Dans un autre registre, Piketty [2004] s'est intéressé à deux outils de politique éducative les plus fréquemment évoqués pour réduire les inégalités scolaires : la taille des classes et la ségrégation sociale. L'un des objectifs de sa recherche est ainsi d'estimer l'impact de la ségrégation sociale sur la réussite scolaire. À partir de régressions linéaires standards sur le panel primaire 1997, il explique le score obtenu par les élèves aux évaluations d'entrée en CE2. Il retient comme variables explicatives de contrôle un ensemble de caractéristiques individuelles mais également des variables mesurant l'environnement social de l'élève (part de parents de CSP favorisées, part de parents diplômés du supérieur dans la classe, etc.). Bien que l'auteur ait conscience de l'endogénéité du voisinage, il ne propose pas de méthodologie pour corriger ce biais. Il prévient que les coefficients estimés pourraient surestimer le véritable impact causal du voisinage. Il montre globalement un effet négatif de la ségrégation sociale sur les notes obtenues, mais néanmoins plus faible que celui des tailles de classe.

Un travail plus récent de Brodaty et Gurgand [2008] évalue les effets de pairs et l'influence du professeur sur la réussite scolaire dans les études supérieures. Ils cherchent à vérifier l'existence d'effets de pairs mais également à vérifier si ceux-ci se produisent de manière non linéaire. Ils s'appuient sur certaines particularités propres à l'Université Paris-Dauphine par rapport aux autres universités françaises : les classes d'étudiants sont de taille relativement réduite (moins de trente étudiants) ; il n'y pas de cours communs en amphithéâtre pour l'ensemble d'une promotion ; le processus d'affectation des classes est aléatoire et définitif pour l'année scolaire. Cette dernière particularité permet de s'assurer que les étudiants ne se trient pas en fonction de leurs aptitudes ou de leurs préférences, ce qui serait source de biais. Ils trouvent que les effets de pairs sont significatifs et non linéaires. Plus précisément, les étudiants les plus faibles semblent tirer particulièrement profit de la présence d'étudiants très performants dans le groupe.

DONNÉES, VARIABLES ET STRATÉGIE ÉCONOMÉTRIQUE

Nous présentons d'abord les données mobilisées et les variables construites pour l'analyse. Nous présentons ensuite quelques statistiques descriptives sur l'échantillon et en lien avec les mécanismes que nous souhaitons tester. Nous présentons finalement la méthode retenue pour la partie économétrique.

Données et variables mobilisées

Les données

Afin de mesurer l'impact du quartier sur la réussite scolaire, nous mobilisons les enquêtes Emploi de l'Insee pour l'ensemble de la période 1990-2002. Notre démarche est proche de celle de Goux et Maurin [2005], [2007], puisque nous utilisons la structure aréolaire de cette enquête. Nous raisonnons effectivement au niveau des « aires » qui représentent des micro-quartiers abritant entre vingt à quarante logements. Dans ces « aires », toutes les personnes de plus de 15 ans sont enquêtées, c'est-à-dire environ quarante à soixante personnes. L'échantillon de départ comporte plus de 13 000 aires différentes, interrogées une fois, deux ou trois fois.

Sur l'ensemble de ces aires, nous nous intéressons aux ménages qui hébergent au moins un individu âgé de 15 ans et qui sont observés deux ans de suite. L'idée est d'étudier l'impact du lieu de résidence pour des jeunes de 15 ans sur leur réussite scolaire un an plus tard (soit à l'âge de 16 ans). Ce choix garantit que nos individus se sont socialisés au moins une année avec les pairs qui les entourent. Ce faisant, nous cherchons à estimer un effet « retardé » du lieu de résidence (au travers des effets de pairs potentiels) sur la réussite scolaire. Cette première contrainte réduit notre échantillon à 7 987 aires, pour un total de 17 108 ménages. Toutefois, les autres ménages du quartier sont conservés pour permettre la construction de nos indicateurs mesurant la composition socio-économique du quartier.

La variable à expliquer

Pour mesurer la réussite scolaire d'un individu à l'âge de 16 ans, nous regardons si celui-ci a redoublé au cours de la fenêtre temporelle observée. Concrètement, nous pouvons voir si l'individu est en troisième à l'âge de 15 ans⁶ et s'il est encore à ce niveau ou à un niveau supérieur l'année suivante (à l'âge de 16 ans). Si le niveau d'enseignement reste le même d'une année sur l'autre, alors nous créons une variable dichotomique qui informe sur le fait que l'individu a redoublé au cours de l'année. Ce choix méthodologique garantit que le redoublement observé, pour un individu donné, a bien eu lieu au cours de l'année et non lors des années antérieures. Nous écartons de l'analyse tous les enfants qui ne sont pas en classe de troisième à l'âge de 15 ans. Ce procédé exclut de notre échantillon les enfants qui ont déjà redoublé auparavant, ceux qui auraient pris une autre orientation mais aussi ceux qui sont en avance scolaire (le cas des enfants qui ont sauté une classe). Sur 17 748 adolescents de 15 ans, nous en retenons seulement 9 593 qui sont en classe de troisième lors de la première année considérée.

Les variables de contrôle

Pour expliquer la réussite scolaire, nous mobilisons différentes variables qui renseignent sur les caractéristiques des adolescents. Il s'agit du sexe, de la nationalité (française ou non) ou encore du nombre de frères et sœurs. Nous mobilisons des caractéristiques relatives au ménage dans lequel l'adolescent se situe : la

6. Nous rappelons qu'un enfant qui entre à l'âge de 6 ans au CP doit avoir normalement 15 ans lorsqu'il est en classe de troisième, s'il n'a pas redoublé.

catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage (ouvrier, employé, profession intermédiaire, cadre, chef d'entreprise), son niveau de diplôme (pas de diplôme, BEPC, CAP-BEP, bac, bac + 2, diplôme du supérieur), sa nationalité (française ou non) mais aussi son statut marital (en couple ou seul). Nous cherchons aussi à prendre en compte les disparités territoriales, notamment entre les académies ou entre les villes. Nous mobilisons des indicatrices relatives à la région de résidence et à la tranche d'unité urbaine (commune rurale, unité urbaine de moins de 20 000 habitants, unité urbaine de 20 000 à 200 000 habitants, unité urbaine de plus de 200 000 habitants, agglomération parisienne) dans laquelle se situe le quartier. Enfin, il importe de contrôler le fait que notre échantillon d'étude – les jeunes de 15 ans – est focalisé sur différentes générations. Certains des adolescents sont nés en 1975, d'autres en 1978 ou encore en 1983. Si la réussite scolaire varie d'une année sur l'autre, en raison de facteurs divers tels que l'implication des étudiants ou des professeurs sur une année donnée ou en raison de la démocratisation de l'accès au diplôme, les résultats obtenus peuvent être biaisés. Nous devons contrôler le fait qu'obtenir un diplôme en 1975 n'est pas identique à l'obtention de ce même diplôme dix ans plus tard, indépendamment des caractéristiques des individus. L'introduction d'indicatrices temporelles dans nos estimations doit permettre de capturer l'hétérogénéité inobservée entre les années.

La variable d'intérêt : la « qualité » du quartier

Par ailleurs, nous cherchons à construire un indicateur synthétique qui permet de mesurer la composition socioéconomique du quartier. Cet indicateur est basé sur différentes caractéristiques qui reflètent chacune un aspect différent du quartier. Nous retenons des indicateurs relatifs à la qualification (la part des chefs de ménage diplômés du supérieur), à la catégorie socioprofessionnelle (la part des chefs de ménage « cadres »), au statut d'emploi (le taux de chômage), au niveau scolaire (la part des individus âgés de 16 à 18 ans considérés comme en retard scolaire) et à la composition démographique (la part des familles monoparentales). Nous avons recours à une analyse en composantes principales (ACP), avec l'objectif de trouver des facteurs non corrélés qui résument les indicateurs cités précédemment. Nous ne retenons que le premier facteur qui représente plus de 40 % de la variance de nos variables. Cet axe oppose les quartiers avec des caractéristiques favorables (part des chefs de ménage « cadres » et part des chefs de ménage diplômés du supérieur élevées) aux quartiers avec des caractéristiques plus défavorables (taux de chômage et retard scolaire importants et, dans une moindre mesure, la part des familles monoparentales). Afin d'évaluer la « qualité » d'un quartier, nous retenons les coordonnées de celui-ci sur le premier axe comme indicateur. En outre, les quartiers sont distribués selon une loi normale sur cet axe (voir l'annexe 1). Les plus désavantagés par leur composition sont ceux avec les valeurs les plus faibles, alors que les plus avantagés sont ceux avec les valeurs les plus élevées⁷.

L'analyse en composantes principales est effectuée sur l'ensemble des aires pour lesquelles nous avons identifié au moins un enfant de 15 ans qui est en classe de troisième lors de la première année observée. Cette méthode permet de voir l'importance de chacune de ces caractéristiques dans notre évaluation de la

7. Les coordonnées sur ce premier axe varient de - 4 pour les quartiers avec la « qualité » la plus faible jusque + 7,3 pour ceux dont la « qualité » est la plus élevée.

« qualité » d'un quartier. En revanche, l'indicateur créé ne permet pas de voir quelles sont les caractéristiques, mobilisées pour définir le quartier, qui sont les plus pertinentes pour expliquer la réussite scolaire. Pour cette raison, nous proposons ultérieurement des régressions où la « qualité » du quartier est mesurée par cet indicateur mais aussi par chacune des variables considérées isolément. De cette manière, nous pouvons vérifier si c'est le niveau de qualification des voisins ou l'échec scolaire des autres adolescents qui est le plus déterminant.

Quelques faits stylisés

Le tableau 1 présente les statistiques sur l'ensemble des variables retenues pour notre échantillon d'étude. Parmi l'ensemble de ces adolescents de 15 ans, nous observons que moins de la moitié (46 %) sont des hommes. La très grande majorité des adolescents est de nationalité française. Notre échantillon inclut potentiellement des immigrés de deuxième ou de troisième génération. Les parents ou grands-parents sont probablement nés à l'étranger et se sont ensuite établis en France. Ceci explique potentiellement la forte proportion d'adolescents de nationalité française par rapport aux recensements officiels. Sur les 9 225 adolescents considérés, il ressort que plus du quart redouble l'année suivante. Cette statistique ne considère pas les réorientations ou les sorties du cursus scolaire, ce qui est une mesure imparfaite de la réussite ou de l'échec scolaire.

La grande majorité des familles dans lesquelles se situent les adolescents de notre échantillon, soit 88 %, sont en couple (les parents peuvent être mariés ou non). Les familles sont rarement des familles avec un seul enfant. Nous n'observons que 15 % des ménages qui n'ont qu'un seul enfant. 44 % des familles ont deux enfants et 40 % ont trois enfants ou plus. Il s'agit souvent d'une configuration de type famille nombreuse. Ces faits ne sont pas anodins car le nombre d'enfants dans la famille peut avoir une influence sur la réussite des adolescents. Avoir des frères et sœurs plus âgés peut aider les plus jeunes pour faire les devoirs, par exemple. Inversement, certains peuvent moins réussir, car ils doivent s'occuper de leurs frères et sœurs. Cela peut être le cas des plus âgés qui s'occupent de leurs frères et sœurs cadets. La partie économétrique nous permet de voir l'influence du nombre de frères et sœurs mais pas le rôle de l'ordre dans la fratrie, car nous ne le distinguons pas dans nos variables.

Concernant les caractéristiques des chefs de ménage, nous observons que la grande majorité sont des hommes. Ce qui n'est pas surprenant, car les femmes sont considérées comme tels exclusivement lors des cas de familles monoparentales (qui sont peu représentées dans notre échantillon d'études). La plupart des chefs de ménage sont considérés comme actif occupé (91 %). La répartition des diplômes est assez inégale. Une forte proportion d'individus n'a pas de diplôme (26 %) ou est peu diplômée : 40 % affichent un diplôme de niveau inférieur ou équivalent au CAP ou au BEP. Les chefs de ménage diplômés du supérieur ne représentent que 13 % de la population. Si la répartition des diplômes ne montre pas une population hautement diplômée, la répartition des catégories socioprofessionnelles révèle un profil différent. En effet, il apparaît que près de 50 % de la population considérée sont de catégorie « chefs d'entreprise, cadres » ou « professions intermédiaires » (respectivement 28 % et 22 %). Les ouvriers sont également fortement représentés avec une proportion de 29 %.

Tableau 1. *Caractéristiques des individus de l'échantillon*

	Observations	%
CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES		
Homme	4 235	45,9
Nationalité française	8 928	96,8
RÉUSSITE SCOLAIRE		
A redoublé l'année suivante	2 376	25,8
CARACTÉRISTIQUES DU MÉNAGE		
Vie en couple	8 078	87,6
Un enfant	1 412	15,3
Deux enfants	4 082	44,3
Trois enfants ou plus	3 687	40,0
CARACTÉRISTIQUES DU CHEF DU MÉNAGE		
Homme	8 317	90,3
En activité	8 361	90,8
<i>Diplôme</i>		
Diplôme supérieur	1 205	13,1
Bac + 2	810	8,8
Bac ou brevet professionnel	1 041	11,3
CAP, BEP	3 059	33,2
BEPC	682	7,4
Aucun diplôme	2 416	26,2
<i>Catégorie socioprofessionnelle</i>		
Agriculteurs	368	4,0
Chefs d'entreprise, cadres	2 579	28,0
Professions intermédiaires	2 066	22,4
Employés	1 081	11,7
Ouvriers	2 668	29,0
Autres	451	4,9
CARACTÉRISTIQUES DU LIEU DE RÉSIDENCE		
Commune rurale	2 809	30,5
Unité urbaine < 20 000 hab.	1 647	17,9
Unité urbaine 20 000 à 200 000 hab.	1 831	19,9
Unité urbaine > 200 000 hab.	1 769	19,2
Agglomération parisienne	1 153	12,5
Total	9 225	
<i>Champs</i> : Statistiques sur l'ensemble des adolescents de 15 ans qui sont en classe de troisième sur la période 1990-2002. Les adolescents sont équitablement répartis sur l'ensemble des années de l'échantillon.		
<i>Source</i> : INSEE, enquêtes « Emploi », 1990-2002.		

Le découpage en tranches d'unités urbaines révèle que près d'un tiers des ménages (30,5 %) est localisé dans des communes rurales. L'agglomération parisienne est sous-représentée par rapport aux différentes autres unités urbaines (12,5 %). Enfin, les ménages résident à part égale dans des unités urbaines de moins de 20 000 habitants, dans des unités urbaines entre 20 000 et 200 000 habitants et dans des unités urbaines à plus de 200 000 habitants.

Dans le tableau 2, nous analysons le redoublement selon les caractéristiques de l'aire de résidence des adolescents de 15 ans, sur la période 1990-2002. Le pourcentage d'individus de 15 ans qui redoublent l'année suivante semble lié à la composition du quartier. Les quartiers avec un taux de chômage supérieur à la médiane connaissent un taux de redoublement plus élevé que ceux dont le taux est inférieur à la médiane (respectivement 28,5 % et 23 %). Les quartiers aux caractéristiques plus favorables, représentées par la part des chefs de ménage « cadres » ou ayant un diplôme supérieur au bac, suggèrent une corrélation négative avec le redoublement. Lorsque ces deux indicateurs sont en dessous de la médiane, pour un quartier donné, le taux de redoublement est supérieur à 30 %. Lorsqu'ils sont inférieurs à la médiane, le taux de redoublement descend à 21 %. Ces premiers constats suggèrent l'existence d'une relation entre la composition socioéconomique du quartier et la réussite scolaire des enfants.

Le taux de retard scolaire, pour les individus entre 16 et 18 ans dans le quartier, semble également source d'inégalités en ce qui concerne le risque de redoublement. Le pourcentage d'adolescents de 15 ans qui redoublent lorsque le taux de

Tableau 2. *Caractéristiques du quartier et réussite scolaire*

Caractéristiques du quartier	Redoublement	
	Observations	%
<i>Taux de chômage</i>		
< médiane	1 065	23,1
> médiane	1 311	28,5
<i>Part des chefs de ménage « cadres »</i>		
< médiane	1 414	30,7
> médiane	962	20,9
<i>Part des chefs de ménage avec un diplôme > bac</i>		
< médiane	1 413	30,4
> médiane	963	21
<i>Taux de retard scolaire (16-18 ans)</i>		
< médiane	1 021	22,9
> médiane	1 355	28,4
<i>Part des familles monoparentales</i>		
< médiane	1 124	24,4
> médiane	1 252	27,2
<i>Coordonnées sur le premier axe</i>		
< médiane	1 437	31,2
> médiane	939	20,4
Observations	9 225	
<i>Champs</i> : Statistiques sur l'ensemble des adolescents de 15 ans qui sont en classe de troisième sur la période 1990-2002.		
<i>Notes</i> : La caractéristique « coordonnées sur l'axe » correspond à l'indicateur synthétique obtenu par l'analyse en composantes principales.		
<i>Lecture</i> : 28,4 % des individus de 15 ans redoublent lorsqu'ils sont issus d'un quartier où le taux de retard scolaire est supérieur à la médiane.		
<i>Source</i> : INSEE, enquêtes « Emploi », 1990-2002.		

retard scolaire est supérieur à la médiane est de plus de 28 % contre moins de 23 % lorsqu'il est inférieur. La part des familles monoparentales est la caractéristique du quartier qui semble la moins liée à l'échec observé. Que le quartier se situe au-dessus ou en dessous de la valeur médiane pour cette caractéristique, le taux de redoublement observé reste globalement proche. Le redoublement concerne 24,4 % des adolescents dans les quartiers où la part des familles monoparentales est faible contre seulement 27 % dans les quartiers où cette part est forte.

Enfin, notre indicateur qui permet de synthétiser les informations, et qui renseigne sur la « qualité » du quartier, laisse apparaître d'importantes inégalités entre les quartiers dont la valeur est supérieure à la médiane et les autres. Cet indicateur, qui représente une combinaison des différentes autres variables du tableau, montre que le redoublement dépasse 31 % dans les quartiers où il est supérieur à la médiane mais retombe à 20 % pour les autres quartiers. C'est ainsi l'indicateur qui génère le plus d'inégalités en termes de réussite scolaire.

Ces statistiques montrent un lien entre les caractéristiques du quartier et la réussite scolaire des adolescents, comme peut le suggérer la littérature en économie urbaine. Pour autant, si l'on montre bien l'existence de corrélations, nous ne pouvons pas parler de relation de cause à effet. Il est probable que la composition du quartier ait une influence sur le comportement des individus, mais il est aussi possible qu'il existe des caractéristiques non observables qui font que les adolescents se retrouvent dans des quartiers plus ou moins favorisés et qui soient corrélées avec la réussite scolaire. On peut penser, par exemple, que les parents les plus motivés pour vivre dans un quartier « favorisé » sont aussi les parents qui investissent le plus de temps dans l'éducation de leur enfant. Il est ainsi nécessaire d'avoir recours à une analyse *toutes choses égales par ailleurs* et qui prend également en compte ce biais de variable omise susceptible de créer de l'endogénéité.

La méthodologie pour évaluer les effets de quartier

Évaluer l'effet de vivre dans un quartier « défavorisé » lorsque la variable endogène est continue

Dans le modèle que nous souhaitons estimer, notre principale variable explicative (la caractéristique du lieu de résidence) est caractérisée par une variable continue, tandis que la variable que l'on cherche à expliquer (redoubler l'année suivante) est dichotomique. Nous sommes dans le cas d'un modèle *probit* avec une variable continue qui est suspectée d'être endogène.

Nous considérons le modèle linéaire à variable latente suivant, dans lequel Y_1^* est la variable dépendante dans l'équation structurelle et Y_2 est un régresseur endogène dans cette équation. La variable Y_1^* est latente et n'est pas directement observée. En revanche, la variable binaire Y_1 est observée, avec $Y_1 = 1$ si $Y_1^* > 0$, et $Y_1 = 0$ sinon.

Le modèle s'écrit de la manière suivante :

$$Y_1^* = \alpha + \theta Y_2 + \beta I_1 + \gamma M_1 + \mu_1 \quad (1)$$

$$Y_2 = \alpha + \beta I_2 + \gamma M_2 + \phi Z_2 + \nu_2 \quad (2)$$

où I_1 représente un vecteur de variables exogènes qui inclut quelques caractéristiques individuelles telles que le sexe, la nationalité et les indicatrices pour l'année de naissance ; M_1 représente un vecteur de variables exogènes qui regroupe des caractéristiques propres au ménage ou au chef de ménage : le nombre d'enfants dans le ménage, la structure du ménage (en couple ou non), le sexe du chef de ménage, le plus haut diplôme obtenu ou la catégorie socioprofessionnelle ; Z_2 inclut les variables instrumentales qui doivent expliquer Y_2 et qui ne doivent pas être corrélées avec les termes d'erreur de l'équation Y_1^* ; μ_1 et ν_2 représentent les termes d'erreurs.

Nous supposons que μ_1 et ν_2 ont 0 pour moyenne et ont une distribution normale bivariée. La première équation est l'équation dite « structurelle » et la seconde est l'équation dite de première étape (ou la forme réduite pour Y_2). Cette dernière est utile comme source d'identification des instruments. Elle permet de vérifier la validité des instruments et la qualité prédictive de la forme réduite. Elle explique la variation de la variable endogène à partir de variables strictement exogènes en incluant des variables instrumentales qui sont ensuite exclues de la forme structurelle. Ces variables dites d'exclusion sont essentielles pour identifier les paramètres de l'équation structurelle.

Lorsqu'on estime un modèle *probit* avec une variable explicative continue endogène, la procédure la plus appropriée est celle en deux étapes développée par Rivers et Vuong [1988]. La procédure consiste à : (i) estimer la relation, d'une part, entre les caractéristiques du lieu de résidence et les variables exogènes plus les variables instrumentales à l'aide des MCO, tout en conservant les résidus ; (ii) estimer l'équation [1] à l'aide d'un modèle *probit* simple par le maximum de vraisemblance, y compris les vecteurs des résidus précédents en tant que variables indépendantes additionnelles. Bien que l'approche décrite par Rivers et Vuong [1988] pour estimer un modèle à deux étapes donne des estimations robustes, elle requiert néanmoins d'importants ajustements pour obtenir les bons écarts types. Pour cette raison, plutôt qu'utiliser cette procédure en deux étapes, nous estimons par la méthode du maximum de vraisemblance la partie continue et la partie dichotomique du modèle. Ce qui permet d'obtenir les bons écarts types (voir Wooldridge [2002] pour plus de détails). On parle, dans ce cas, de *probit* avec variables instrumentales (IV *probit*).

Pour remédier au problème d'endogénéité produisant une corrélation entre la variable explicative (la « qualité » du quartier de résidence) et le terme d'erreur, nous devons identifier un ou plusieurs instruments pour cette variable. Ces instruments doivent satisfaire deux conditions : ils doivent être corrélés à la variable explicative mais pas avec le terme d'erreur. Nous retenons comme instruments : le statut résidentiel du ménage (locataire privé, locataire en HLM, propriétaire ou logé à titre gratuit) et le type de logement (ferme, hôtel, maison individuelle, immeuble, etc.). Nous supposons que ces éléments sont susceptibles d'expliquer le fait d'habiter dans un quartier de plus ou moins bonne « qualité », mais que cela n'agit pas directement sur la réussite scolaire des individus. Cette hypothèse est en partie vérifiée par le travail de Newman et Harkness [1999] qui étudient le lien entre le fait de résider dans un logement social sur le niveau d'éducation atteint par les enfants. En effet, les auteurs ne trouvent pas d'effet mais observent que c'est davantage le niveau de pauvreté qui peut l'expliquer. Dans nos régressions, nous incluons des variables sur le niveau de CSP ou de qualification du chef de ménage, qui peuvent représenter un bon *proxy* du niveau de revenu propre au

ménage. En incluant ces informations sur le chef de ménage, nous contrôlons potentiellement du fait que ce sont les ménages les plus fragiles qui habitent dans des logements HLM ou dans certains types d'habitat peu valorisés.

Ces instruments sont utilisés pour l'indicateur synthétique de la « qualité » du quartier, mais aussi pour chacune des variables qui décrivent une dimension du quartier. Pour le taux de retard scolaire des 16-18 ans dans le quartier, ces instruments ne sont pas satisfaisants. Si nos instruments n'expliquent pas la probabilité de redoubler pour un jeune de 15 ans, ils ne peuvent non plus pas expliquer le taux de retard scolaire des jeunes de 16 à 18 ans dans le voisinage. Pour cette variable uniquement, nous utilisons la part de familles nombreuses dans le voisinage (c'est-à-dire les familles qui ont trois enfants ou plus). Avoir un grand nombre de frères et sœurs est susceptible d'expliquer l'échec ou la réussite scolaire mais pas directement celle des voisins.

Évaluer l'effet de vivre dans un quartier « défavorisé » lorsque la variable endogène est dichotomique

Dans le cas où l'on regarde l'effet de différents seuils pour la « qualité » du quartier sur la probabilité de redoubler, la variable endogène est cette fois dichotomique. Nous devons considérer deux équations différentes. Notre principale équation explique la probabilité de redoubler, alors que la seconde explique la probabilité de vivre dans un quartier plus ou moins « défavorisé ». Nos variables observées Y_1 et Y_2 qui correspondent respectivement au fait de redoubler entre l'âge de 15 et 16 ans et de vivre dans un quartier plus ou moins « défavorisé », sont définies par :

$$Y_1 = \begin{cases} 1 \text{ si } Y_1^* > 0 \\ 0 \text{ sinon} \end{cases}$$

$$Y_2 = \begin{cases} 1 \text{ si } Y_2^* > 0 \\ 0 \text{ sinon} \end{cases}$$

Y_1^* et Y_2^* sont des variables latentes qui influencent la probabilité de vivre dans un quartier défini comme plus ou moins « défavorisé » (selon notre indicateur synthétique) et la probabilité de redoubler. Nous considérons le modèle *probit bivarié* suivant :

$$\begin{cases} Y_1^* = \alpha + \theta Y_2 + \beta I_1 + \gamma M_1 + \mu_1 \\ Y_2^* = \alpha_2 + \beta I_2 + \gamma M_2 + \phi Z_2 + \nu_2 \end{cases}$$

Les résidus de ces deux équations sont supposés suivre une loi normale bivariée de moyenne 0 et dont la matrice de covariance, après normalisation à 1 des éléments diagonaux, s'écrit :

$$\begin{pmatrix} \mu_1 \\ \nu_2 \end{pmatrix} \rightarrow N(0; \Sigma) \text{ où } \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}$$

Nous considérons un modèle *probit* à deux équations dans lequel nous supposons que les termes d'erreurs sont corrélés et que la variable dépendante binaire de la seconde équation (Y_2^*) est un régresseur endogène dans la première

équation (Y_1^*). Le *probit bivarié* nous permet d'estimer les effets des variables explicatives et d'identifier si les résidus des deux équations sont corrélés ou non. Si tel n'est pas le cas, alors le *probit bivarié* est inapproprié et il est préférable d'estimer séparément les deux équations, avec Y_2^* introduite simplement comme covariable dans la seconde équation Y_1^* .

Les variables explicatives introduites dans le modèle sont les mêmes que celles utilisées dans le modèle décrit précédemment. Toutefois, afin de permettre l'identification du *probit bivarié*, il est nécessaire de disposer d'au moins une variable supplémentaire qui explique la probabilité de vivre dans un quartier donné mais qui n'a pas d'incidence sur la probabilité de redoubler (comme dans le modèle précédent). Cette variable instrumentale garantit l'identification du modèle et permet d'estimer les coefficients de corrélation (Maddala [1983]). Les instruments que nous retenons sont les mêmes que ceux du modèle précédent.

RÉSULTATS

Dans cette section, nous testons l'effet du quartier, mesuré par différentes caractéristiques, sur la probabilité de redoubler. Les indicateurs sont d'abord considérés comme des variables endogènes continues. Ensuite, nous dichotomisons cette variable pour tester la non-linéarité des effets de quartier et vérifier l'existence d'effets de seuil.

L'effet des différentes caractéristiques du quartier sur la réussite scolaire

Le tableau 3 montre les résultats du modèle *probit* avec variables instrumentales dans lequel nous cherchons à expliquer la probabilité de redoubler entre l'âge de 15 ans et 16 ans. Parmi les caractéristiques individuelles, il ressort que les garçons ont une probabilité de redoubler plus faible que les filles. Ce premier constat semble aller à l'encontre des idées reçues, puisque les chiffres de l'Éducation nationale montrent que, dès l'école primaire, les filles obtiennent de meilleurs résultats scolaires que les garçons : elles redoublent moins, leur taux de réussite au diplôme national du brevet et au baccalauréat est plus élevé. En ce qui concerne les caractéristiques du ménage de l'adolescent, avoir un parent isolé ou les deux parents ne semble pas affecter les chances de redoubler. Le nombre de frères et sœurs augmente la probabilité de redoubler. On peut imaginer que, dans une telle configuration, les parents ont moins le temps ou moins de ressources pour aider à la réussite de l'enfant. On peut également imaginer que l'enfant doit s'occuper de ses frères et sœurs et a ainsi moins de temps pour ses devoirs.

Si l'on s'intéresse aux caractéristiques du chef de ménage, on peut observer une influence significative de la catégorie socioprofessionnelle ou du niveau de diplôme atteint. Plus l'individu est issu d'une CSP élevée ou plus il est diplômé et moins l'enfant a de chances de redoubler. Ce simple résultat rejoint les théories de Bourdieu [1979] en montrant le rôle du capital culturel. Les parents plus diplômés ou plus qualifiés disposeraient d'un capital culturel (diplômes, livres,

Tableau 3. Probabilité de redoubler (modèle *probit* avec variables instrumentales)

Variables	Coefficients	Écart type
Coordonnées sur le 1 ^{er} axe	- 0,114**	0,04
CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES		
Garçon	- 0,228***	0,029
Nationalité française	0,019	0,084
CARACTÉRISTIQUES DU MÉNAGE		
Vie en couple	- 0,084	0,083
Un enfant	- 0,012	0,044
Deux enfants	<i>Réf.</i>	
Trois enfants	0,090**	0,036
Quatre enfants ou plus	0,191***	0,05
CARACTÉRISTIQUES DU CHEF DU MÉNAGE		
Homme	0,317***	0,092
En activité	- 0,089	0,07
<i>Diplôme</i>		
Diplôme supérieur	- 0,249**	0,079
Bac + 2	- 0,041	0,073
Bac ou brevet professionnel	<i>Réf.</i>	
CAP, BEP	0,291***	0,055
BEPC	0,09	0,072
Aucun diplôme	0,476***	0,061
<i>Catégorie socioprofessionnelle</i>		
Chefs d'entreprise, artisans	- 0,049	0,086
Cadres, professions intermédiaires	- 0,100*	0,052
Employés	<i>Réf.</i>	
Ouvriers	0,068	0,052
Autres	- 0,044	0,098
CARACTÉRISTIQUES DU LIEU DE RÉSIDENCE		
Commune rurale	- 0,170*	0,091
Unité urbaine < 20 000 hab.	- 0,175*	0,091
Unité urbaine 20 000 à 200 000 hab.	- 0,204**	0,086
Unité urbaine > 200 000 hab.	- 0,180**	0,078
Agglomération parisienne	<i>Réf.</i>	
Indicatrices de régions	Oui	
Indicatrices de générations	Oui	
ρ_{12}	0,090**	0,044
Observations		9 202
Log Likelihood		- 18 154,34
<i>Champs</i> : ensemble des 9 202 adolescents qui étaient en classe de troisième à l'âge de 15 ans.		
<i>Notes</i> : Résultats de la deuxième étape du modèle <i>probit</i> avec variables instrumentales. La première étape est l'équation qui modélise le fait d'habiter dans un quartier plus ou moins « défavorisé ».		
<i>Niveaux de significativité</i> : *** au seuil de 1 % ; ** au seuil de 5 % ; * au seuil de 10 %.		
<i>Source</i> : INSEE, enquêtes « Emploi », 1990-2002.		

langage, etc.) qui contribue à déterminer la réussite scolaire de l'adolescent. Cela peut passer par la valorisation du savoir scolaire ou par la connaissance des codes et des attentes du système scolaire. Enfin, le fait que l'homme soit le chef de ménage (ce qui représente 90 % des cas) tend à augmenter les chances de redoubler. Cela signifie que, lorsqu'on est dans le cas d'un parent isolé, il est préférable que l'enfant soit avec la mère. Celle-ci est peut-être plus attentive à la réussite scolaire de l'enfant.

Concernant le lieu de résidence, il apparaît que le fait de résider en région parisienne est le moins favorable en termes de réussite scolaire. Les unités urbaines de taille moyenne (entre 20 000 et 200 000 habitants) sont celles où la probabilité de redoubler est la plus faible. Les communes rurales sont les moins favorables après l'agglomération parisienne. Cela peut s'expliquer en partie par le fait que ces communes attirent peut-être des enseignants de moindre qualité ou alors que les services qui jouent positivement sur la réussite sont moins développés. On pense, en particulier, aux écoles privées, aux bibliothèques ou encore aux cours particuliers.

Enfin, notre indicateur « coordonnées sur le 1^{er} axe » affiche une relation négative avec la probabilité de redoubler. Or, plus les coordonnées sont importantes et plus la « qualité » du quartier mesurée est élevée. Cela signifie que la « qualité » de l'aire de résidence, en termes de caractéristiques socioéconomiques, influe négativement sur l'échec scolaire. On retrouve l'effet auquel l'on pouvait s'attendre et qui est largement partagé dans la littérature. Les effets de pairs influent donc sur le comportement des adolescents. Il est préférable que l'individu soit issu d'un quartier évalué comme « favorisé » pour que se produisent des effets de pairs positifs sur ses chances de succès à l'école.

Le coefficient ρ_{12} est le coefficient de corrélation entre les résidus de chacune des deux équations. Il est statistiquement et significativement différent de 0 au seuil de 5 %. Il confirme le fait que la localisation résidentielle est endogène à la probabilité de redoubler et, par la même occasion, confirme le recours aux méthodes qui contrôlent ce biais. Le signe est assez inattendu car il révèle une corrélation positive. Ce qui revient à dire que les adolescents, qui ont une probabilité plus forte de redoubler que celle expliquée par leurs caractéristiques observables, sont plus enclins à vivre dans un quartier « favorisé ».

Une des limites de notre régression tient au fait que nous ne pouvons pas contrôler la qualité éventuelle des établissements scolaires dans lesquels sont inscrits les enfants de notre échantillon. Généralement, la qualité des établissements scolaires est un avantage recherché par les familles lorsqu'elles choisissent de résider dans un quartier donné. Comme c'est un bien rare que les ménages se concurrencent, il en découle que ce sont généralement les ménages les plus aisés qui résident à proximité de ce type d'établissement. De même, la qualité de l'établissement peut être liée aux impôts locaux versés par les ménages à proximité. L'indicateur de « qualité » du quartier, inclus dans nos régressions, comprend, entre autres, la part des cadres ou le taux de chômage dans l'aire de référence, ce qui représente un bon *proxy* de la capacité financière de cette aire ou une bonne indication de la qualité des établissements présents localement. En d'autres termes, nous pensons contrôler en partie de cet effet « qualité de l'établissement » grâce à l'introduction de ces indicateurs dans les variables explicatives. Un autre problème peut se poser dès lors que l'établissement scolaire de l'adolescent ne coïncide pas avec son lieu de résidence. Si deux enfants d'un

même quartier vont dans des établissements différents, en termes de réussite scolaire, les résultats de nos estimations pourraient être affectés. Toutefois, l'existence de la carte scolaire et de la sectorisation, sur la période, permet de s'assurer qu'une grande majorité des adolescents s'inscrivent effectivement dans l'établissement proche de leur domicile⁸.

Le tableau 4 compare l'effet de différentes caractéristiques du quartier sur la probabilité de redoubler. Nous ne présentons pas l'effet des caractéristiques individuelles et du ménage comme dans le tableau précédent car les résultats restent globalement les mêmes. Il importe de noter que tous les coefficients vont dans le sens attendu. La comparaison des différents coefficients montre que les caractéristiques relatives à la composition socioéconomique sont celles qui présentent l'impact le plus important sur l'échec scolaire. Le taux de chômage dans l'aire de l'individu ou la part des chefs de ménage qui sont de CSP cadres sont les variables qui affichent les effets les plus forts en valeur absolue. Comparativement, l'effet du taux de retard scolaire chez les jeunes entre 16 et 18 ans est deux fois moins élevé. Cela peut suggérer que les adultes du quartier ont un poids plus important en termes de référence et de modèles que ne l'ont les pairs dans des tranches d'âge plus proches. La part des familles monoparentales, qui ne semblait pas véritablement être source d'inégalités au vue des statistiques descriptives, révèle tout de même un impact important sur la probabilité de redoubler. Inversement, la part des chefs de ménage diplômés du supérieur dans le quartier ne présente qu'un effet relativement limité sur la réussite scolaire.

Tableau 4. *Probabilité de redoubler*
(comparaison des différentes caractéristiques du quartier)

Variables	Coefficients	ρ_{12}	Log Likelihood
Taux de chômage	3,740** (1,538)	-0,150*** (0,072)	10 677,89
Part des chefs de ménage « cadres »	-2,086** (0,822)	0,112** (0,056)	7 183,38
Part des chefs de ménage avec un diplôme > bac	-1,107* (0,538)	0,124** (0,056)	3 371,91
Taux de retard scolaire (16-18 ans)	1,089** (0,460)	-0,298** (0,144)	-6 325,81
Part des familles monoparentales	1,907*** (0,563)	-0,164*** (0,052)	4 625,68

Champs : ensemble des 9 202 adolescents qui étaient en classe de troisième à l'âge de 15 ans.

Notes : Résultats de la deuxième étape du modèle *probit* avec variables instrumentales. La première étape est l'équation qui modélise le fait d'habiter dans un quartier plus ou moins « défavorisé ». Hormis pour le taux de retard scolaire, les variables instrumentales sont : le type de logement et le statut résidentiel du ménage. Pour le taux de retard scolaire, il s'agit de la part de familles nombreuses dans l'aire. Les écarts types sont représentés entre parenthèses.

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1 % ; ** au seuil de 5 % ; * au seuil de 10 %.

Source : INSEE, enquêtes « Emploi », 1990-2002.

8. Par exemple, selon une enquête menée en 1998 sous la responsabilité de la direction de la Programmation et du développement du ministère de l'Éducation nationale, seulement 9 % des élèves entrant en sixième intègrent un collège public hors du secteur du collège dont dépend leur habitation.

Effets de seuils et non-linéarité

Après avoir démontré l'existence d'un effet du quartier et de sa composition sur la réussite scolaire des adolescents, nous cherchons désormais à vérifier si ces effets se produisent de manière non linéaire ou au-delà d'un seuil donné.

Les résultats précédents ont montré que la « qualité » du quartier est susceptible d'influer sur la réussite scolaire. On peut se demander si cette relation est linéaire ou non. Selon Galster *et al.* [2000] et Galster [2008], il y a potentiellement différents mécanismes qui peuvent produire une relation non linéaire entre les caractéristiques du quartier et les performances de l'individu. Les groupes sociaux exercent une pression sur les comportements et les attitudes des individus, mais cette pression à se conformer peut ne devenir effective que lorsque le groupe atteint une densité critique dans la zone de référence. Lorsque c'est le cas, la capacité du groupe à pousser les autres à se conformer augmente probablement de manière non linéaire. Ce phénomène est également vérifié avec les modèles de contagion qui sont applicables lorsque les quartiers ont atteint des niveaux critiques d'incidence des problèmes sociaux. Dès lors qu'ils excèdent un certain seuil, le processus croît de manière exponentielle.

Pour tester l'existence de tels phénomènes, nous revenons à notre indicateur synthétique de la « qualité » de l'aire de l'individu afin de définir différents groupes de quartiers. À partir de la distribution de ces aires sur le premier axe de l'ACP, nous définissons des seuils qui permettent de créer des sous-groupes. Tous les quartiers qui se voient attribuer une valeur en dessous de la valeur médiane, sur cet axe, sont considérés comme « défavorisés ». Nous définissons comme les plus « défavorisés » ceux qui appartiennent au premier décile (soit les 10 % des quartiers qui ont les coordonnées les plus faibles), puis aux trois premiers déciles (30 %) et aux cinq premiers déciles (50 %) de la distribution. Le même processus est reproduit pour les quartiers définis comme « favorisés ». Nous nous intéressons d'abord aux quartiers qui appartiennent au dernier décile de la distribution (soit les 10 % des quartiers avec les coordonnées les plus élevées), aux trois derniers déciles (30 %) et aux cinq derniers déciles (50 %). La synthèse des différentes estimations est présentée dans le tableau 5. L'annexe 2 présente les détails pour l'ensemble des variables de l'estimation du *probit bivarié* et sur l'un des seuils retenus (les 10 % des quartiers les plus « défavorisés »).

Les résultats montrent que le fait de vivre dans un quartier « défavorisé » est d'autant plus préjudiciable pour la réussite scolaire que les individus se situent dans les quartiers les plus défavorables. Nous constatons un coefficient positif du fait de vivre dans un quartier « défavorisé » qui est plus fort lorsqu'on se situe dans les 10 % des quartiers avec la plus mauvaise notation que lorsqu'on se situe dans les 30 % de ces quartiers. De même, vivre dans les 30 % des quartiers les plus défavorables a des effets plus importants sur le redoublement que pour ceux qui vivent dans les 50 % des quartiers les plus défavorables. Le fait d'agrandir l'échantillon des quartiers définis comme « défavorisés » tend à améliorer les caractéristiques moyennes de ces quartiers et atténue, par la même occasion, l'effet de résider dans un tel quartier sur l'échec scolaire.

Les différents seuils testés pour le fait de résider dans un quartier « favorisé » dévoilent des résultats intéressants. Ainsi, il apparaît que le fait d'être issu des quartiers les plus favorisés n'a aucun impact sur la probabilité de redoubler. Ce constat est valable à la fois lorsqu'on s'intéresse aux 10 % des quartiers les plus

favorisés mais également lorsqu'on agrandit l'échantillon à 30 %. Si les pairs semblent avoir une influence lorsque les adolescents résident dans des quartiers aux caractéristiques plutôt défavorables, cet effet disparaît pour les quartiers les mieux lotis. *Toutes choses égales par ailleurs*, résider dans les quartiers les plus favorisés ne semble pas procurer d'avantage en termes de réussite scolaire. En revanche, le fait de résider dans un quartier globalement favorable (soit dans les 50 %) semble avoir un effet positif sur la réussite scolaire. Cet effet est d'une ampleur comparable à celle observée pour l'effet de résider dans les 50 % des quartiers les plus « défavorisés ».

Tableau 5. *Effet de la « qualité » du quartier sur le redoublement (tests de différents seuils)*

	DÉFAVORISÉS		
	10 %	30 %	50 %
Coefficients	0,427** (0,132)	0,373** (0,101)	0,358*** (0,110)
ρ_{12}	-0,188** (0,076)	-0,193** (0,065)	-0,183** (0,071)
Log Likelihood	-6 868,81	-9 169,87	-9 733,31
	FAVORISÉS		
	10 %	30 %	50 %
Coefficients	-0,092 (0,174)	-0,231 (0,150)	-0,348** (0,129)
ρ_{12}	0,061 (0,101)	0,086 (0,090)	0,180** (0,081)
Log Likelihood	-6 530,82	-8 869,73	-9 527,56

Champs : ensemble des 9 202 adolescents qui étaient en classe de troisième à l'âge de 15 ans.
Notes : synthèse des estimations de différents modèles *probit bivarié*. Les écarts types sont représentés entre parenthèses.
Niveaux de significativité : *** au seuil de 1 % ; ** au seuil de 5 % ; * au seuil de 10 %.
Source : INSEE, enquêtes « Emploi », 1990-2002.

CONCLUSION

Dans ce travail, nous avons cherché à vérifier l'existence d'un effet du contexte local sur la réussite scolaire des adolescents. Nous évaluons la « qualité » du quartier à l'aide de différents indicateurs relatifs à la composition socioéconomique, démographique et au retard scolaire. Nous retenons des stratégies d'estimations avec variables instrumentales pour tenter de contrôler l'endogénéité du lieu de résidence. Les résultats de nos différentes estimations montrent que, lorsque la « qualité » du quartier augmente, la probabilité de redoubler diminue. Il ressort de notre analyse que ce sont davantage les caractéristiques des adultes du quartier qui jouent plutôt que celles de pairs plus proches en termes d'âge. Par la suite, les tests de différents seuils pour définir les quartiers « favorisés » et « défavorisés » montrent des effets différenciés selon la démarche retenue. Plus nous nous situons sur les quartiers les plus « défavorisés », plus l'effet du lieu de résidence sur l'échec scolaire est important. À l'inverse, il est surprenant de constater que le fait de résider dans les quartiers les plus avantageés sur les différentes caractéristiques retenues n'a pas d'effet significatif sur la réussite scolaire, *toutes choses égales par ailleurs*. Si les pairs ou les adultes du quartier de résidence d'un

adolescent semblent avoir une influence sur la probabilité de redoubler, force est de constater qu'elle ne se manifeste que dans les quartiers les moins favorables. On peut penser qu'il reste certaines caractéristiques inobservables non contrôlées qui confèrent un avantage tel aux habitants des quartiers les plus « favorisés » que la composition locale ne produit pas d'effets significatifs.

Finalement, bien que notre méthode ne permette pas de dire lequel des mécanismes évoqués prévaut (effets de contagion, problème de frein à l'accumulation de capital humain, etc.), il demeure toutefois possible d'en tirer des conclusions en termes de politiques publiques. On peut penser, entre autres, à bon nombre de programmes qui développeraient ou encourageraient la mixité sociale au sein des quartiers. En effet, nous avons vu que, lorsque la « qualité » des quartiers est meilleure (en passant d'un seuil de 10 à 30 % ou à 50 %), l'effet sur le redoublement tend à s'atténuer. Améliorer la composition dans les quartiers les moins favorables est susceptible de créer des externalités positives en termes de réussite scolaire. Cela peut passer par le respect de politiques déjà établies, telles que le quota de logements sociaux de 20 % dans certaines communes imposé par la loi SRU (Solidarité et renouvellement urbains), afin que ces logements ne soient pas toujours concentrés dans les mêmes localisations. Cela peut également passer par des politiques plus ambitieuses, telles que des mesures qui imposeraient à certaines familles de se relocaliser dans des quartiers dont la composition serait plus favorable que celle du quartier d'origine (comme l'ambitionnaient les programmes Gautreaux et MTO aux États-Unis). En outre, l'existence d'un effet de seuil (puisque la composition du quartier ne joue qu'à partir d'un niveau de « qualité » suffisamment faible) suggère qu'il est important de concentrer les efforts sur un certain nombre de quartiers identifiés comme prioritaires plutôt que d'agir de manière diffuse sur l'ensemble des quartiers.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- AARONSON D. [1998], « Using sibling data to estimate the impact of neighborhood on children's educational outcomes », *Journal of Human Resources*, 33 (4), p. 915-946.
- BENABOU R. [1993], « Working of a city: Location, education and production », *Quarterly Journal of Economic*, 108, p. 619-652.
- BOURDIEU P. [1979], *La distinction. Critique sociale du jugement*, Paris, Minuit.
- BRODATY T., GURGAND M. [2008], « Teacher and peer effects in higher education: Evidence from a French university », *Working Paper*.
- CASE C., KATZ L. [1991], « The company you keep: The effects of family and neighborhood on disadvantaged youths », *NBER Working Paper* 3705.
- CRANE J. [1991], « The epidemic theory of ghettos and neighbourhood effects on dropping out and teenage childbearing », *American Journal of Sociology*, 96, p. 1226-1259.
- CURRIE J., YELOWITZ A. [2000], « Are public housing projects good for kids? », *Journal of Public Economics*, 75, p. 99-124.
- CUTLER D., GLAESER E. [1997], « Are Ghettos Good or Bad? », *Quarterly Journal of Economics*, 112, p. 827-872.
- DATCHER L. [1982], « Effects of community and family background on achievement », *The Review of Economics and Statistics*, 64 (1), p. 32-41.
- DIETZ R. [2002], « The estimation of neighborhood effects in the social sciences: An interdisciplinary approach », *Social Science Research*, 31, p. 539-575.

- DUNCAN G. [1994], « Family and neighbors as sources of disadvantage in the schooling decisions of White and Black adolescents », *American Journal of Education*, 1003, p. 20-53.
- DUNCAN G., ZUBERI A. [2006], « Mobility lessons from Gautreaux and Moving To Opportunity », *Journal of Law and Social Policy*, 1 (1), p. 110-126.
- ENSMINGER M., LAMKIN R., JACOBSON N. [1996], « School leaving: a longitudinal perspective including neighborhood effects », *Child Development*, 67, p. 2400-2416.
- EVANS W., GATES W., SCHWAB R. [1992], « Measuring peer group effects: A study of teenage behavior », *Journal of Political Economy*, 100, p. 961-991.
- GALSTER G. [2008], « Quantifying the effect of neighbourhood on individuals: Challenges, alternative approaches and promising directions », *Schmollers Jahrbuch*, 128, p. 1-42.
- GALSTER G., MARCOTTE D., MANDELL M., WOLMAN H., AUGUSTINE N. [2007], « The influence of neighborhood poverty during childhood on fertility, education and earnings outcomes », *Housing Studies*, 22 (5), p. 723-751.
- GALSTER G., QUERCIA R., CORTES A. [2000], « Identifying neighborhood thresholds: An empirical exploration », *Housing Policy Debate*, 11 (3), p. 701-732.
- GINTHER D., HAVEMAN R., WOLFE B. [2000], « Neighborhood attributes as determinants of children's outcomes : How robust are the relationships? », *The Journal of Human Resources*, 35 (4), p. 603-642.
- GOUX D., MAURIN E. [2005], « Composition sociale du voisinage et échec scolaire », *Revue économique*, 56 (2), p. 349-362.
- GOUX D., MAURIN E. [2007], « Close neighbours matter: Neighbourhood effects on early performance at school », *Economic Journal of Labor Economics*, 117, p. 1-24.
- HANUSHEK E., KAIN J., MARKMAN J., RIVKIN S. [2003], « Does peer ability affect student achievement? », *Journal of Applied Econometrics*, 18 (5), p. 527-544.
- HARDING D. [2003], « Counterfactual models of neighborhood Effects: The effect of neighborhood poverty on dropping out and teenage pregnancy », *American Journal of Sociology*, 109 (3), p. 676-719.
- HAVEMAN R., WOLFE B. [1995], « The determinants of children's attainments: A review of methods and findings », *Journal of Economic Literature*, 33 (4), p. 1829-1878.
- JENCKS C., MAYER E. [1990], « The social consequences of growing up in a poor neighbourhood », dans LYNN L.E., MCCOY M.G. (dir.), *Inner-City Poverty in the United States*, Washington D.C., National Academy Press.
- KATZ L., KLING J., LIEBMAN J. [2001], « Moving to opportunity in Boston: early results of a randomized mobility experiment », *The Quarterly Journal of Economics*, 116, p. 607-654.
- KLING J., LIEBMAN J., KATZ L. [2007], « Experimental analysis of neighborhood effects », *Econometrica*, 75 (1), p. 83-119.
- MADDALA G. [1983], *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Economics*, Cambridge, Cambridge University Press.
- MANSKI C. [1993], « Identification of endogenous social effects: the reflection problem », *Review of Economic Studies*, 60 (3), p. 531-542.
- MANSKI C. [2000], « Economic analysis of social interactions », *Journal of Economic Perspectives*, 14, p. 115-136.
- MENDENHALL R., DE LUCA S., DUNCAN G. [2006], « Neighborhood resources, racial segregation, and economic mobility: Results from the Gautreaux program », *Social Science Research*, 35, p. 892-923.
- NEWMAN S., HARKNESS J. [2000], « Assisted housing and the educational attainment of children », *Journal of Housing Economics*, 9, p. 40-63.
- MARPSAT M. [1999], « La modélisation des "effets de quartier" aux États-Unis », *Population*, 54 (2), p. 303-330.
- OREOPOLOUS P. [2003], « The long-run consequences of living in a poor neighborhood », *Quarterly Journal of Economics*, 118, p. 1533-1575.

- PIKETTY T. [2004], « L'impact de la taille des classes et de la ségrégation sociale sur la réussite scolaire dans les écoles françaises: une estimation à partir du panel primaire 1997 », *Document de travail*.
- PLOTNICK R., HOFFMAN S. [1999], « The effect of neighborhood characteristics on young adult outcomes : Alternative estimates », *Social Science Quarterly*, 80, p. 1-18.
- RIVERS D., VUONG H. [1988], « Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models », *Journal of Econometrics*, 39, p. 347-366.
- ROSENBAUM J. [1995], « Changing the geography of opportunity by expanding residential choice: Lessons from the Gautreaux program », *Housing Policy Debate*, 6 (1), p. 231-269.
- SAMPSON R., MORENOFF J., GANNON-ROWLEY T. [2002], « Assessing “neighborhood effect” : Social processes and new directions in research », *Annual Review of Sociology*, 28, p. 443-478.
- VARTANIAN T., BUCK P. [2005], « Childhood and adolescent neighborhood effects on adult income: Using siblings to examine differences in OLS and fixed effect models », *Social Service Review*, 78 (1), p. 60-94.
- WEINBERG B., REAGAN P., YANKOW J. [2004], « Do neighborhood affect work behavior? Evidence from NLSY79 », *Journal of Labor Economics*, 22, p. 891-924.
- WILSON W. [1987], *The truly disadvantaged: the inner city, the underclass and public policy*, Chicago, University of Chicago Press.
- WOOLDRIDGE J. [2002], *Introductory Economics: A Modern Approach*, Chula Vista, Southwestern College Publishing.

ANNEXE 1

CONSTRUCTION DE L'INDICATEUR SYNTHÉTIQUE
DE LA QUALITÉ DU QUARTIER

Tableau A1. Statistiques descriptives sur les variables retenues

Variabes	Quartile inf.	Médiane	Quartile sup.	Moyenne	Écart type
Taux de chômage	3,4 %	6,1 %	9,6 %	7,1 %	0,054
Part des chefs de ménage « cadres »	1,7 %	4,8 %	10,3 %	7,8 %	0,091
Part des chefs de ménage avec diplôme > bac	6,9 %	12,8 %	22,5 %	16,7 %	0,140
Taux de retard scolaire (16-18 ans)	0,0 %	33,3 %	50,0 %	33,3 %	0,313
Part des familles monoparentales	30,6 %	36,3 %	43,6 %	37,6 %	0,103
Coordonnées sur le premier axe	- 0,810	- 0,138	0,748	0,116	1,454

Champs : Statistiques sur les 5 614 aires ayant un adolescent de 15 ans en classe de troisième.

Source : INSEE, enquêtes « Emploi », 1990-2002.

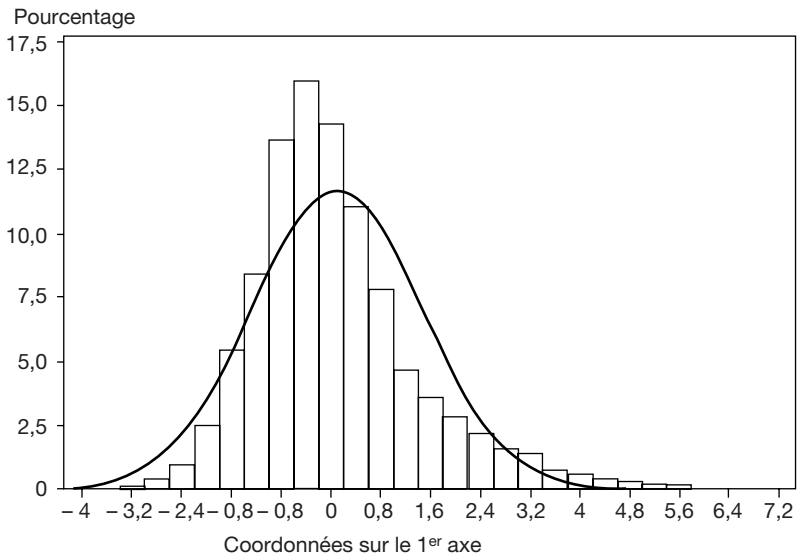
Tableau A2. Coordonnées et contributions des variables sur les axes

Variables	Coordonnées		Contributions		Cos carré	
	Axe 1	Axe 2	Axe 1	Axe 2	Axe 1	Axe 2
Taux de chômage	-0,515	0,590	12,464	28,429	0,265	0,348
Part des chefs de ménage « cadres »	0,894	0,251	37,594	5,131	0,799	0,063
Part des chefs de ménage avec diplôme > bac	0,876	0,307	37,640	7,702	0,800	0,094
Taux de retard scolaire (16-18 ans)	-0,483	0,110	11,964	0,994	0,233	0,012
Part des familles mono-parentales	-0,169	0,841	4,338	57,743	0,028	0,708

Champs : analyse en composantes principales effectuée sur les 5 614 aires ayant un adolescent de 15 ans en classe de troisième.

Source : INSEE, enquêtes « Emploi », 1990-2002.

Graphique A1. Distribution des quartiers sur le premier axe de l'ACP



Champs : analyse en composantes principales effectuée sur les 5 614 aires ayant un adolescent de 15 ans en classe de troisième.

Source : INSEE, enquêtes « Emploi », 1990-2002.

ANNEXE 2

RÉSULTAT DU MODÈLE PROBIT BIVARIÉ

Tableau A2. Probabilité de redoubler (variable dichotomique pour la « qualité » du quartier)

Variables	Quartier « défavorisé »		Redoublement	
	Coefficients	Écart type	Coefficients	Écart type
Constante	- 2,514***	0,232	- 0,743***	0,162
Quartier « défavorisé » (10 %)			0,427***	0,132
CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES				
Garçon	0,007	0,044	- 0,226***	0,029
Nationalité française	- 0,110	0,095	0,011	0,082
CARACTÉRISTIQUES DU MÉNAGE				
Vie en couple	- 0,046	0,124	- 0,072	0,072
Un enfant	0,092	0,066	0,011	0,083
Deux enfants	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Trois enfants	0,091*	0,056	0,097**	0,036
Quatre enfants ou plus	0,374***	0,064	0,191***	0,049
CARACTÉRISTIQUES DU CHEF DU MÉNAGE				
Homme	0,095	0,136	0,306***	0,092
En activité	- 0,329***	0,084	- 0,071	0,071
<i>Diplôme</i>				
Diplôme supérieur	- 0,424**	0,142	- 0,341***	0,07
Bac + 2	- 0,201	0,138	- 0,072	0,072
Bac ou brevet professionnel	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
CAP, BEP	0,221**	0,09	0,309***	0,054
BEPC	0,111	0,115	0,098	0,072
Aucun diplôme	0,463***	0,09	0,491***	0,058
<i>Catégorie socioprofessionnelle</i>				
Chefs d'entreprise, artisans	0,335**	0,151	- 0,055	0,086
Cadres, professions intermédiaires	- 0,137*	0,076	- 0,123**	0,051
Employés	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Ouvriers	0,115*	0,07	0,068	0,052
Autres	0,091	0,12	- 0,046	0,099
CARACTÉRISTIQUES DU LIEU DE RÉSIDENCE				
Commune rurale	0,449***	0,116	- 0,010	0,073
Unité urbaine < 20 000 hab.	0,624***	0,11	- 0,035	0,073
Unité urbaine 20 000 à 200 000 hab.	0,424***	0,107	- 0,098	0,074
Unité urbaine > 200 000 hab.	0,481***	0,104	- 0,115	0,072
Agglomération parisienne	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
INDICATRICES DE RÉGIONS				
	Oui		Oui	

Tableau A2. *Suite*

Variables	Quartier « défavorisé »		Redoublement	
	Coefficients	Écart type	Coefficients	Écart type
INDICATRICES DE GÉNÉRATIONS	Oui		Oui	
TYPE DE LOGEMENT				
Ferme	- 0,192	0,18		
Maison individuelle	<i>Réf.</i>			
Maison ou imm. avec plusieurs log.	0,439***	0,07		
Autres (hôtel, logement fortune, etc.)	0,382**	0,17		
STATUT RÉSIDENTIEL				
Locataire public	0,943***	0,07		
Propriétaire ou accédant	<i>Réf.</i>			
Locataire privé	0,163**	0,07		
Logé à titre gratuit	0,20	0,13		
ρ_{12}	- 0,188**	0,08		
Log Likelihood	- 6 868,81			
LR test	6,06			

Source : INSEE, enquêtes « Emploi », 1990-2002.

Champs : ensemble des 9 202 adolescents qui étaient en classe de troisième à l'âge de 15 ans.

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1 % ; ** au seuil de 5 % ; * au seuil de 10 %.

