



**HAL**  
open science

## Réussite scolaire et conduites adolescentes : origine culturelle, mixité et capital social

Hugues Lagrange

► **To cite this version:**

Hugues Lagrange. Réussite scolaire et conduites adolescentes : origine culturelle, mixité et capital social. Sociétés contemporaines, 2010, 80, pp.73 - 111. 10.3917/soco.080.0073 . hal-01400770

**HAL Id: hal-01400770**

**<https://sciencespo.hal.science/hal-01400770>**

Submitted on 22 Nov 2016

**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.

## Réussite scolaire et conduites adolescentes : origine culturelle, mixité et capital social

En quoi la composition sociale et ethnoculturelle des quartiers affecte-t-elle les chances de vie des adolescents ? L'analyse des données sur leurs conduites et inconduites dans plusieurs villes franciliennes et une ville de la banlieue nantaise montre que l'effet quartier est sensiblement plus fort sur la réussite au brevet que sur la délinquance. Cependant, l'effet du contexte de résidence est modeste au regard de la puissance des déterminations issues de la socialisation familiale. La forte présence de cadres à l'échelle micro-locale (IRIS) réduit la propension à la délinquance et augmente la réussite au brevet. On constate également que la concentration de familles migrantes dans un quartier a un effet « d'agency ». Elle permet une régulation des comportements délictueux qui vient compenser la réduction du capital social que l'on pourrait relier à l'absence de cadres dans ces espaces. De plus, l'interaction entre configuration monoparentale et origine culturelle fait ressortir l'importance de la monoparentalité dans les familles européennes et magrébines dans l'étiologie des propensions à la délinquance.

L'implication dans la délinquance acquisitive mais aussi dans les violences, à travers des procès verbaux d'infraction transmis par la police, varie selon les quartiers, pauvres ou riches, ségrégés ou mixtes (Hope, 1996, 2006 ; Lagrange et Cagliéro, 2006). Ordinairement on impute ces différences à un effet de composition sociale des quartiers. L'espace n'est alors qu'une grille de lecture des difficultés de socialisation que rencontrent les familles typiques qui y vivent. Mais cette lecture a depuis quelques décennies été mise en cause non seulement sur un plan théorique mais dans la sociologie empirique du fait de l'existence de méthodes statistiques susceptibles de révéler l'existence d'effets de contexte sur les comportements non réductibles à la composition des effets familiaux et/ou individuels.

Certes, de ce côté-ci de l'Atlantique, les recherches empiriques qui s'attachent à comprendre l'articulation des déterminations individualisées et de celles qu'on ne repère qu'à travers une prise en considération expresse du contexte restent peu nombreuses. Les analyses françaises, qui s'intéressent à la mesure des effets de contexte concernent la scolarité (Bressoux, 1997, Duru-Bellat et Mingat, 1993, Duru-Bellat et Suchaut 2005), encore s'agit-il des effets du contexte scolaire, les effets du contexte de résidence n'ont été, me semble-t-il, mis en évidence que par E. Maurin (2004). Cependant, au cours des dernières années, le débat sur la mixité et la ségrégation sociale a pris plus d'acuité. J. Donzelot (2003) souligne le développement de

l'entre-soi, E. Maurin (2004) évoque un nouveau séparatisme social, E. Préteceille (2006) écrit qu'en Île-de-France le phénomène marquant est le renforcement au cours de la décennie 1990 de la concentration des ménages de statut supérieur dans des espaces dont, de plus, le poids démographique s'élève<sup>1</sup>.

En France, l'espace était perçu comme la concrétisation d'une société politique qui se voit comme culturellement unifiée. La question de la mixité des quartiers et de la ségrégation qui était traditionnellement pensée en France exclusivement en termes de statut social a été élargie à la mixité de résidence à partir de la nationalité d'origine (Fougères et Safi, 2006 ; Safi, 2009) puis à la distribution spatiale des migrants, en prenant en compte la distinction des Français par acquisition et Français de naissance (Préteceille, 2009) ou l'origine ethno-culturelle, saisie à travers les lieux de naissance et les patronymes des parents (Lagrange, 2006). Jusqu'à présent, c'est surtout à la mixité et à la ségrégation qu'on s'est intéressé comme telles (Safi, 2009 ; Pan Ké Shon, 2009 ; Préteceille, 2009) sans envisager en même temps leurs effets sur d'autres comportements. Il n'y a en France, à ma connaissance, aucune étude sur un échantillon général de population, concernant l'origine culturelle et implication dans la délinquance<sup>2</sup>. En revanche on trouve des études sur échantillon portant sur la réussite ou l'échec scolaire qui distinguent les enfants de migrants des natifs issus de natifs. L-A. Vallet et J-P. Caille (1996) ont montré que les enfants de migrants ont, *ceteris paribus*, plus de réussite dans le secondaire et notamment au baccalauréat que les enfants de natifs. Ils soulignent l'importance de la persévérance de ces enfants face aux difficultés et le haut niveau d'aspiration des familles. La nature de l'échantillon de cette étude pionnière ne permet pas de prendre en compte l'effet éventuel du contexte de résidence sur les performances. G. Felouzis (2003), sur la base d'une tabulation des prénoms des élèves de l'académie de Bordeaux en autochtones et allochtones, montre qu'il y a une forte ségrégation ethnique au collège : très peu d'établissements rassemblent les allochtones<sup>3</sup>.

1/ Certes, Edmond Préteceille souligne que la ségrégation selon le statut social, est restée à des niveaux quasi identiques au cours des années 1980-2000.

2/ Jobard et Névanen ont apporté des résultats sur les liens entre condamnation pénale et origine des patronymes : il ne s'agit donc pas de la délinquance mais du processus judiciaire. Par ailleurs, S. Roché et M. Dagnaud, en 2002, ont étudié les dossiers des mineurs jugés pour des délits graves par le Tribunal de Grenoble entre 1985 et 2000. Ils disposent d'un fichier d'auteurs avec le lieu de naissance du père et peuvent comparer le pourcentage moyen d'étrangers dans le ressort du tribunal à celui des auteurs. Leur étude des fichiers de justice suggère l'existence d'une nette surreprésentation des jeunes d'origine étrangère et notamment maghrébine. Cependant, il ne s'agit pas d'une étude d'un échantillon de la population des mineurs d'une zone géographique permettant de comparer l'effet des caractéristiques sociales et culturelles des jeunes jugés et de ceux qui ne sont pas entrés en contact avec la justice.

3/ Selon lui la ségrégation dans les collèges influe peu sur les performances – les élèves scolarisés dans les collèges fortement ségrégués ont un handicap de 0,4 point sur 20 – de plus, les élèves des établissements les plus ségrégués sont plus souvent orientés en fin de troisième vers une seconde générale.

Dans la vaste littérature publiée par les revues économiques américaines sur les effets liés au contexte résidentiel, tant les sociologues que les économistes ont tendu à privilégier une réflexion en termes de capital social (Colemann, 1988 ; Putnam, 1993 ; Borjas, 1995 ; Cutler & Glaeser, 1997). La notion de capital social d'une communauté a aussi été mobilisée pour l'étude de la criminalité à Chicago (Samson & Groves, 1989 ; Bursick & Grasmick, 1993 ; Samson, Morenoff & Earls, 1999). Par ailleurs, les débats des années 1990 sur *l'Urban underclass* aux États-Unis, ont produit une réflexion riche sur le lien entre mixité sociale ou « ethno-raciale » (selon les classifications américaines) et conduites adolescentes (Datcher, 1991 ; Crane, 1991). Ainsi Crane montre que la probabilité d'abandonner l'école sans diplôme et celle des grossesses adolescentes croît fortement et de façon exponentielle avec la diminution de la proportion des actifs ayant un statut élevé – cadres et professions libérales – dans le voisinage. S. Mayer (1991) souligne que les risques de décrochage scolaire et de grossesses adolescentes diminuent avec la mixité « raciale » des établissements. J Brooks-Gun *et al.* (1993) concluent à la présence d'effets de voisinages puissants dans l'explication des abandons scolaires, des grossesses adolescentes et des performances au test du QI. Pour eux, les effets sont asymétriques : les enfants des familles blanches bénéficient plus de voisinages aisés que ceux des familles noires. Samson *et al.* (1999) écrivent que la stabilité résidentielle et la cohérence éducative de l'ensemble des acteurs qui interviennent dans un même quartier favorisent la cohésion sociale et la cohérence des réponses de la génération adulte. Il y a cependant des voix dissonantes : celle Gunther, Haverman et Wolfe (2000) notamment, dans une revue sur la robustesse des effets de contexte, qui prennent pour enjeu les déviances adolescentes – abandons scolaires, grossesses précoces, sorties sans diplôme. Ces auteurs considèrent que les effets de contexte sont des artifices dûs au déficit de mesures adéquates sur les situations individuelles et familiales. Mais dans l'ensemble, la conclusion est que ces effets contextuels sont significatifs.

À travers une synthèse sur la littérature nord américaine qui en souligne la portée et les limites, M. Marpsat (1999) remarque que, depuis les années 1980, la volonté d'étudier les effets de contexte en s'attachant précisément aux conduites adolescentes et à des effets liés à la présence de classes moyennes s'est affirmée. Elle suggère que ces méthodes pourraient être intéressantes pour prendre en compte des indicateurs de l'action publique, notamment des périmètres ZEP et ZUS en France. C'est à ces enjeux que nous nous sommes confrontés. Les données rassemblées sur les conduites et les conduites des adolescents à la fin du premier lustre des années

2000, au cours de recherches menées avec le soutien de plusieurs institutions, n'ont pas la cohérence d'un protocole unifié, cependant elles incitent à mener ce débat à nouveaux frais<sup>4</sup>.

## SCHÈMES D'INTERPRÉTATION

Avant de décrire les inconduites pénales et les succès ou échecs scolaires, il paraît utile de s'arrêter un instant sur les effets qu'on peut attendre. Supposons qu'il existe une seule distinction, les « bonnes familles » et les « mauvaises », et un seul objet d'intérêt, la paix sociale. Dans une société sans effets de contexte, la propension à la délinquance d'un individu sera fonction du fait qu'il vient d'une « bonne » ou d'une « mauvaise » famille est identique quel que soit le quartier. Dès lors la proportion de délinquants sera fonction de la proportion de « mauvaises familles » ou bien, avec le signe inverse, de la proportion de « bonnes familles ». Un effet de contexte intervient dès lors que la propension à la délinquance n'est pas seulement déterminée par l'agrégation des déterminations familiales, mais aussi par des caractéristiques globales du quartier. La propension d'un adolescent à la délinquance dans un quartier dépendra, en l'espèce, non seulement de sa famille mais du nombre total d'enfants de « mauvaises familles » : ainsi, sans une masse critique de ces enfants, pas de délits. Aussi, un des indices de cet effet de contexte est la présence d'une relation non-linéaire entre la composition sociale d'un quartier et la propension à la délinquance ou à l'échec scolaire.

Vivre dans un quartier hétérogène socialement ou culturellement introduit des termes de comparaisons multiples, mobilisés par l'agir des adolescents de manière plus ou moins consciente, tandis que les milieux homogènes fournissent des références plutôt univoques concernant la réussite, le respect de certains interdits, etc. Pour les habitants des quartiers pauvres, l'hétérogénéité sociale recouvre une plus forte place des couches sociales aisées, pour ceux des quartiers riches elle implique symétriquement plus de contacts avec les milieux populaires. En s'inspirant de la réflexion de Jencks et Mayer (1991), on peut distinguer deux catégories de conséquences sur la socialisation. Dans la première catégorie, on envisage (a) l'influence par contagion des pairs et (a') l'attraction vers des modèles de rôles adultes plus ou moins institués, qui dépendent de caractéristiques du quartier. Dans la seconde, on retient (b) l'hétérogénéité des situations et des modèles de rôles adultes dans un quartier comme source de déviance.

4/ S. Roché (2003) a produit des données sur la délinquance auto-reportée mais n'a pas analysé les effets du contexte spatial.

Supposons qu'il y ait une forte présence de couches moyennes ou supérieures dans un quartier. Une interprétation simple, fondée sur l'hypothèse (a), suggère que les adolescents les moins performants, attirés par les « bons exemples » fournis par les enfants des milieux aisés, vont avoir de meilleurs résultats scolaires et être moins souvent impliqués comme auteurs de délits. Réciproquement, quand il y a une faible présence des élites, par exemple du fait d'une concentration des familles issues de l'immigration africaine, un raisonnement analogue conclut qu'on aura alors du mal à faire décoller les enfants qui ne trouvent dans leurs quartiers que d'autres enfants démunis. La forte présence de familles issues des migrations africaines est en général conçue comme source de synergies négatives, facilitant, pense-t-on, l'entrée en contacts avec des jeunes délinquants et réduisant l'importance des modèles de rôle positifs<sup>5</sup>.

Dans l'hypothèse (b) celle de la frustration relative, la déviance peut être expliquée – c'est le schéma mertonien classique – comme une conséquence du sentiment de l'impossibilité de réussir par les voies conformes, elle résulte de la perception d'un écart entre des modèles accessibles et ceux qui ne le sont pas. La question est de savoir comment est construite la référence. L'autrui pris comme référence est-il le petit voisin mieux loti ou bien une image plus globale de la présence de familles riches dans la ville ou le pays ? La mesure d'une distorsion locale entre les attentes et les possibilités, nécessaire pour mettre à l'épreuve cette hypothèse, est souvent construite à travers des comparaisons temporelles.

Schéma des dynamiques hypothétiquement liées à la composition sociale du quartier

Différences de composition sociale du quartier	(a) Contagion des comportements (effets des pairs)	(a') Modèles de rôles adultes et/ou institutionnels
<b>% cadres dans la population active du quartier élevé</b>	Influence de pairs mieux cadrés : réduction des inconduites	Émulation par des modèles de réussite adultes : réduction des inconduites
<b>% de familles originaires d'Afrique dans le quartier élevé</b>	Synergies avec des auteurs plus nombreuses élevant les inconduites (si l'on suppose que la propension est plus l'immigration élevée dans les familles immigrées)	Renforcement des régulations communautaires pour les enfants issus de

Ne disposant pas de mesures espacées dans le temps, on devra considérer avec circonspection les résultats concernant la frustration relative. Il s'agit plus modestement de vérifier l'existence d'effet de type (a). Premièrement, existe-t-il un effet dû au quartier de

5/ La tradition sociologique a montré que, contrairement à cette vision, une forte densité de familles immigrées ayant une certaine stabilité résidentielle et une certaine cohérence communautaire, pouvait avoir un rôle régulateur des déviances.

résidence, une fois contrôlées les déterminations majeures issues de la socialisation familiale ? Et, si c'est le cas, quel est l'ampleur de cet effet ? Dans ce cadre, il était assez naturel d'envisager formellement de rendre compte des comportements des adolescents par des analyses multi-niveaux (une présentation élémentaire de la démarche est rappelée plus bas).

## DONNÉES ET MESURES

L'échantillon a été construit dans une démarche rétrospective et monographique. Nous avons recueilli, de manière exhaustive, des informations sur les conduites des adolescents de certains quartiers pour percevoir les éventuelles synergies négatives ou positives dans leurs comportements et notamment les liens de sociabilité locaux. Ici, chaque adolescent, élevé au sein d'une famille originelle ou adoptive, est l'unité de niveau un. Les adolescents et leurs familles vivent dans un quartier, qui constitue aussi par sa structure un contexte affectant les conduites, ce sera le niveau deux<sup>6</sup>. On a privilégié le quartier parce que les enjeux de délinquance et de réussite scolaire y sont associés à travers les politiques publiques (zonage ZEP et ZUS) et les préoccupations des familles. Plus exactement, en raison du nombre limité d'auteurs de délits on a utilisé dans les analyses multivariées un découpage basé sur des groupes de un à trois IRIS, au plus près de la structure des micro-quartiers retenus depuis deux recensements en France<sup>7</sup>. Suzanne Cagliéro, avec qui j'ai mené ces enquêtes, a géocodé les adresses données par les élèves de manière à les situer dans un des 155 IRIS des communes composant nos trois sites, – Val de seine, Paris 18<sup>e</sup> et Saint-Herblain/Nantes. Le terme de voisinage est parfois utilisé dans la littérature américaine en référence aux *census-tracts* (environ 4 000 personnes, ce qui est proche des IRIS), il désigne ordinairement en français un ensemble plus étroit<sup>8</sup>, c'est pourquoi nous parlons de quartiers et non de voisinages. J'ai apparié les données du recensement de 1999 à l'IRIS avec les résultats des enquêtes menées auprès des adolescents et de leur famille. On

6/ Dans certains cas, on est amené à penser les attributs familiaux partagés par les frères et sœurs comme attributs de niveau deux, cela suppose un autre protocole. Par construction des cohortes – l'ensemble des élèves scolarisés en 6<sup>e</sup> dans les collèges publics des villes considérées une année donnée –, il n'était pas possible de considérer la famille d'orientation comme unité de niveau deux : nous n'avons pas de données sur les frères et sœurs des adolescents suivis. On aurait pu considérer la classe d'école comme un attribut contextuel de niveau deux. Mais il n'y a pas nécessairement d'inclusion de l'ensemble classe ou collège dans un quartier et en général pas non plus d'inclusion de l'ensemble frères et sœurs dans les mêmes classes et collèges, c'est pourquoi il faut choisir l'une ou l'autre hiérarchie.

7/ Les IRIS sont formés par les 500 à 800 familles.

8/ E. Maurin (2004) a fait une étude qui porte sur des voisinages de 20 à 40 familles. Il s'agit donc ici d'une échelle beaucoup plus large.

dispose ainsi de la distribution des caractéristiques de la population des IRIS : notamment statut social, type de ménage, taux d'activité, auxquelles ont été adjointes des données sur l'origine socioculturelle des familles (cf. annexe). De fait les zones dans lesquelles nous avons enquêté comportent une forte population issue des migrations africaines et des périmètres ZEP/ZUS importants (près de la moitié de l'échantillon). Elles sont contrastées du point de vue des statuts sociaux, si la grande majorité des IRIS sont composés de familles d'origine populaire, les IRIS des Hauts de Villiers dans le bassin aval de la Seine ou certains des IRIS de la Butte Montmartre à Paris comprennent jusqu'à 50 % de cadres parmi les actifs.

Les deux indices de la socialisation à l'adolescence choisis sont l'implication de l'adolescent comme auteur de délit(s) par une procédure formelle transmise au parquet (vols, violences, dégradations, recels, usages de drogues illicites, menaces)<sup>9</sup> et la réussite au brevet des collèges.

Les propensions à la délinquance des adolescents sont mal connues en France, faute aux autorités de police et de gendarmerie qui publient des données précises sur les lieux de résidence des auteurs de délits mais se contentent de produire des données sur les lieux de commission des infractions. Nous avons dépouillé entre 2004 et 2006 les procès verbaux transmis par les services de police au parquet concernant l'ensemble des adolescents scolarisés en 6<sup>e</sup> quatre ou cinq ans plus tôt – soit 4 339 adolescents appartenant aux cinq cohortes suivies – pour la période qui va de leur 6<sup>e</sup> au terme de leurs années de collège.

Les modalités de la mesure des inconduites et la réponse institutionnelle affectent nos observations. Une objection classique des criminologues est que les données fournies par la Nouvelle Chaîne Pénale (NCP) ignorent une bonne part des infractions commises par les adolescents. Cela est vrai, mais les données de la NCP n'omettent pas, dès lors que les actes sont répétés ne serait ce qu'un petit nombre de fois, beaucoup d'infractants (Lagrange et Cagliéro, 2006)<sup>10</sup>. Pour autant, il y a d'autres effets institutionnels qu'il faut s'efforcer d'apprécier. Comme je l'ai observé, les situations qui donnent lieu à la rédaction d'un PV pour infraction transmis au parquet varient d'une zone

9/ Le recueil des données pénales vise les situations arrêtées au moment où les adolescents terminent leur scolarité au collège en 2004 ou 2005 dans les villes de la Communauté d'agglomération du Mantois, en 2005 ou 2006 dans les collèges publics de Paris 18<sup>e</sup> et de Nantes/St-Herblain.

10/ Certes ceux qui échappent ne sont pas toujours les moins actifs, mais les plus actifs, même s'ils sont habiles multiplient les risques et ont plus de probabilités de se voir infliger un PV (il s'agit de réitérants au sens usuel).



de police à l'autre. Le seuil d'envoi de procédures formelles est d'autant plus bas que la zone est relativement peu marquée par la délinquance. Les taux de transmissions de PV au parquet anticipent des taux d'encombrement et des politiques des parquets plus sélectives dans les zones difficiles (comme à Bobigny en Seine St-Denis). De ce fait, il y a des taux de délinquance « bruts » plus élevés à Saint-Herblain en 2005 qu'à Mantes la Jolie en 2004 ou aux Mureaux 2001, ce qui n'apparaît pas en accord avec ce que l'on sait par ailleurs de ces zones<sup>11</sup>. Pour autant le sens global des biais n'est pas facile à prédire. En effet, si le niveau de contrôle policier des adolescents des « cités » est, selon plusieurs études (notamment Roché, 2003) élevé, les seuils de transmission au parquet sont à l'inverse plus restrictifs dans les commissariats de police des zones « difficiles ». Dans un rapport sur la police et les minorités visibles, F. Jobard et R. Lévy ont mis en évidence des biais importants dans les contrôles de voie publique effectués à Paris aux abords des gares et dans des lieux de grand passage<sup>12</sup>. Par ailleurs, des analyses menées à partir des patronymes sur les infractions d'outrage et rébellion (IPDAP) au Tribunal de Melun tendent à montrer que les biais dans les condamnations des « Noirs » et des « Maghrébins », environ deux fois plus de peines de prison que les « Européens » pour les mêmes infractions, sont importants. Cependant, une fois contrôlées les circonstances propres à chaque situation – récidive, présence à l'audience ou non –, il reste peu de distorsion fondée sur l'origine dans les jugements (Jobard, Névanen 2007). Les analyses qui portent sur les infractions transmises au parquet ne peuvent ignorer la possibilité de biais de sélection, ces biais peuvent jouer sur plusieurs registres : l'apparence des jeunes, le type de quartier, la couleur de la peau ou l'ethnicité. Il est vraisemblable que ces biais affectent, de façon variable selon les groupes, la transmission de procès verbaux d'infraction au parquet. Par ailleurs, s'il y a des raisons de penser que, dans les territoires des politiques de la ville, des effets d'omerta réduisent les faits signalés, cela influe sur la distribution des taux de victimation, mais affecte moins la statistique des auteurs. Ces considérations

11/ Il en résulte que les taux de délinquance nationaux calculés sur la base des PV agrègent des données relativement hétérogènes. Il a été tenu compte formellement de ces distorsions soit en insérant dans les équations une indicatrice pour distinguer la cohorte interviewée en Loire-Atlantique, soit, plus systématiquement, par l'introduction d'une composante variable de la moyenne.

12/ Ainsi, les « Noirs » ont environ six fois plus de risque d'être contrôlés que les « Blancs » et les « Arabes » huit fois plus. Cependant, les auteurs montrent aussi que les probabilités d'être contrôlé sont étroitement liées au code vestimentaire, ainsi les jeunes arborent un look gothique ou punk ou techno (très près du corps) ou encore hip-hop ont onze fois plus de probabilité d'être contrôlés que ceux qui sont en « tenue de ville » ou « décontractés ». Le code vestimentaire et l'apparence raciale sont étroitement corrélés. Dès lors le biais de sélection peut aussi bien être un biais envers ces « looks », qu'un biais de sélection racisant. Dans la mesure où 6 % des « Blancs » portent ce type de vêtement contre 19 % des « Noirs » et 13 % des « Arabes » le ciblage des contrôles en fonction du look donne donc deux à trois fois plus de risques pour les « Arabes » et les « Noirs » d'être contrôlés. Cf. *Les contrôles d'identité à Paris*, Open Society Justice Initiative, 2009.

suggèrent d'être prudent lorsqu'on compare les groupes définis par la couleur de peau. Notre propos n'est pas centré sur cette comparaison. Il s'agit ici de rendre compte des écarts de conduite qui ne recoupent pas le clivage entre autochtones et « minorités visibles » mais traversent les groupes racisés et, notamment, qui distinguent les jeunes nés en France de parents nés en France des adolescents élevés dans des familles venues de diverses régions d'Europe, d'Afrique noire, de Turquie, du Maghreb. La seule garantie d'une pertinence des mesures sont les liens qu'elles permettent de mettre en évidence entre différents indices du comportement.

Nous avons interrogé sur leurs parcours scolaires et sur leur situation familiale une fraction des élèves qui étaient en 6<sup>e</sup> en 2000, nous avons recueilli dans la majorité des cas des informations plus sommaires par diverses sources (surveillants, CPE, etc.), concernant l'ensemble des élèves du public. Nous connaissons leurs résultats aux épreuves nationales de 6<sup>e</sup>, leurs absences moyennes en 3<sup>e</sup> et leurs résultats au brevet des collèges. Il s'agit donc de cohortes constituées entre 2004 et 2006, rétrospectivement, à partir des listes d'élèves scolarisés en 6<sup>e</sup> en 2000 ou 2001. Nous avons de plus des résultats partiels pour deux cohortes des élèves scolarisés en troisième aux Mureaux, à Mantes la Ville et Vernouillet, dans le bassin aval de la Seine en 1999 et 2001<sup>13</sup>. Nous avons retenu comme indice de réussite scolaire les résultats du brevet pour des raisons d'homogénéité avec les éléments sur la délinquance qui sont observés autour de 16 ans, âge moyen de la fin des études au collège. Les résultats obtenus aux épreuves nationales de 6<sup>e</sup> concernent des enfants de 11 ans et demi en moyenne, un âge où cela n'aurait guère de sens de mesurer des délits pénalement caractérisés. Nous ne présenterons pas ici les résultats issus de l'analyse des absences en 3<sup>e</sup>, qui sont un indice d'inconduites, car leur volume trimestriel s'est révélé être une mesure volatile, difficile à agréger aux indices d'implication dans des délits pénaux car fortement construite par l'administration des collèges. Nous avons également pris en compte des mesures des suivis par l'Aide Sociale à l'Enfance. Ces variables corrélées, tant à l'échelle individuelle que sur les zones considérées, suggèrent des dysfonctionnements d'une portée générale que les biais qui entachent chaque mesure séparément paraissent difficilement pouvoir expliquer.

S'agissant des variables explicatives, c'est aux déterminations héritées que je me bornerai par choix, gardant à l'esprit que l'ampleur

13/ Le délai est de 4 ans pour l'accomplissement de la scolarité au collège sans redoublement, il est de 5 ans avec un redoublement, la proportion des élèves qui redoublent deux fois durant leur scolarité au collège est infime.

des variations des conduites imputables au contexte et aux legs familiaux n'est pas toujours plus importante que celle qui dérive des efforts déployés par chacun pour infléchir un destin (cf. Lagrange, 2007).

Les configurations familiales caractérisent la relation entre les parents ou les adultes responsables des adolescents au moment où ceux-ci terminent le collège. Elles comprennent les familles biparentales, les familles monoparentales dont le chef de famille est dans plus de 90 % des cas la mère, les foyers polygames qui représentent dans les contextes que nous avons pris en compte environ 3 % des configurations connues – ce qui n'est pas anecdotique –, les familles recomposées, un peu plus de 5 %. Ces dernières sont assez hétérogènes : à côté de la famille « classiquement » recomposée avec père et belle mère ou mère et beau-père, il y a un certain nombre de situations d'adolescents élevés par un grand parent, un oncle ou une tante, associé ou non au père ou à la mère.

Les statuts sociaux sont repérés par la catégorie professionnelle du père ou, le cas échéant, de la mère s'il s'agit de famille monoparentale. On a construit une catégorie « inactifs de moins de 60 ans et chômeurs sans précision » pour traduire des situations fréquentes dans les IRIS populaires. De même les situations où le père est retraité sont aussi nombreuses et ont été prises en compte comme telles.

L'origine culturelle ne désigne ici ni le pays de naissance, ni la nationalité des parents mais le contexte de socialisation. Nous avons élaboré une classification de la population en fonction de l'origine culturelle pour définir la composition des quartiers et nous avons aussi fait une classification des adolescents en fonction de leur ascendance. La définition du contexte culturel des quartiers s'est faite à partir de la tabulation des fréquences des patronymes des familles enregistrés à plusieurs moments sur la base des données des annuaires téléphoniques<sup>14</sup>. On a distingué les familles originaires de France, d'Europe (France exceptée), de Turquie, d'Afrique sahélienne, d'Afrique noire non sahélienne, d'Afrique du Nord et du reste du monde. La classification des origines des adolescents a pu s'appuyer sur des éléments plus nombreux que celle des familles. Pour les adolescents nous disposons d'indications sur le pays de naissance des parents et parfois sur la langue parlée à la maison en plus des prénoms et patronymes. La classification qui nous a paru pertinente dans le contexte de cette recherche sur la socialisation

14/ Pour une réflexion sur la portée et les limites de ce recours aux patronymes cf. H. Lagrange « Ethnicité et déséquilibres sociaux en Île-de-France », in H. Lagrange (dir), 2006.

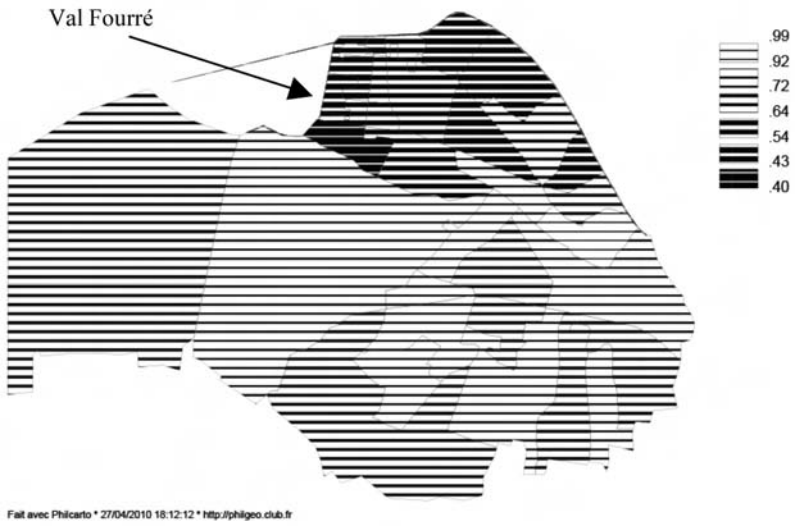
n'est pas une classification par pays mais par ensembles ethnoculturels qui ne coïncident pas avec les pays. Ainsi, les Haal-pular qui forment l'essentiel du groupe Sahel dans les communes étudiées se trouvent à la fois au Sénégal, au Mali et en Mauritanie (cf. annexe).

Enfin, une variable indicatrice des politiques publiques de discrimination positive territoriale distingue, au sein des 155 IRIS couverts par notre étude, d'abord ceux qui sont hors ZUS *et* hors ZEP (plus exactement dans lesquels moins de 75 % des élèves sont scolarisés dans des collèges ZEP), ensuite ceux qui appartiennent à un périmètre défini légalement comme ZUS *ou bien* dans lesquels 75 % des collégiens ou plus fréquentent des collèges ZEP, enfin ceux qui sont situés en ZUS *et* pour lesquels plus de 75 % des élèves sont en ZEP.

## PERFORMANCES SCOLAIRES ET PROPORTIONS D'AUTEURS DE DÉLITS : GROUPES SOCIAUX ET GÉOGRAPHIE DES DÉVIANCES

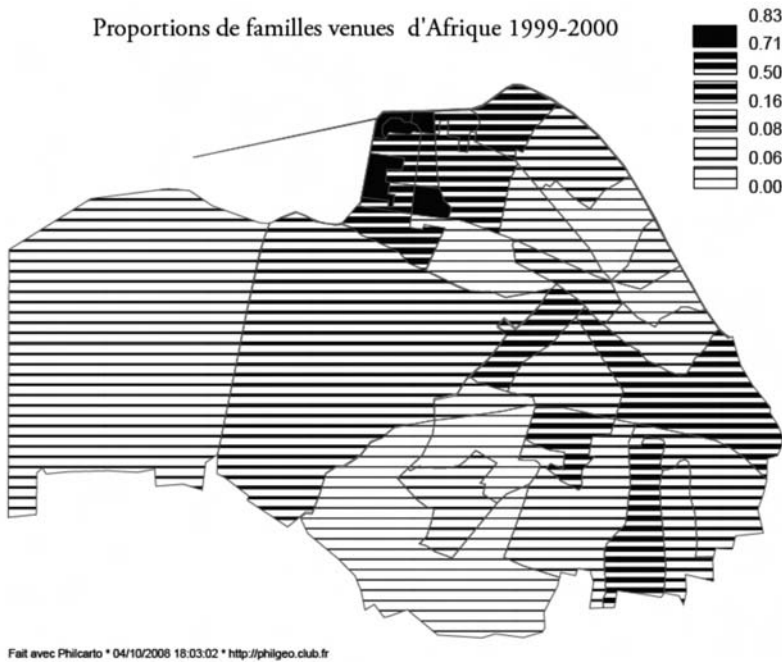
L'apport de l'analyse monographique à grain fin menée sur la base des IRIS est de donner à voir une géographie des comportements qui est rien moins qu'anodine. Nous n'avons représenté ici qu'un des quatre ensembles d'IRIS étudiés, correspondant à la communauté d'agglomération de Mantes-la-Jolie. Les IRIS de la ZUS du Val Fourré se distinguent par la faiblesse relative des résultats au brevet (échelle inversée), l'importance des proportions d'auteurs et des familles issus des migrations africaines. S'il n'est pas question de déduire de cette correspondance un « parce que », il reste qu'on prend rarement en France la mesure statistique du cumul des phénomènes sur des territoires finement découpés en raison de la rareté des échantillons localisés. Il faut garder à l'esprit les configurations que l'histoire a rassemblées et qui s'inscrivent elles-mêmes dans une histoire collective des trajectoires familiales. Le choix de prendre en considération l'ensemble des collégiens dans un petit nombre de communes a précisément pour enjeu de ne pas détruire dès le recueil des données les liens à base locale qu'une représentativité nationale ignore nécessairement.

**Mantois 2005-2006 : taux de réussite au brevet des collèges**



**Mantois IRIS : proportion d'adolescents auteurs de délits en 2004**





Les inconduites, plus encore que la réussite scolaire, varient fortement selon le sexe. Les configurations familiales différencient tant les inconduites que les taux de réussite au brevet. En ce qui concerne la délinquance et l'échec scolaire une partie importante de la littérature récente aux États-Unis a mis l'accent sur les « pathologies de la matriarchie », pour reprendre le titre de l'étude approfondie de Biblarz et Raftery (1999) et notamment sur les effets de la monoparentalité en ce qui concerne les performances scolaires et l'abandon de l'école sans diplôme. C'est moins le cas en Europe, en partie sans doute parce que les configurations familiales monoparentales sont globalement plus rares et du fait de l'importance de l'État-providence<sup>15</sup>.

Les milieux sociaux affectent dans le sens attendu les taux de réussite et la délinquance. Enfin les performances des adolescents et leur implication dans des délits sont, toutes choses inégales, fortement modulées par l'origine culturelle. Je suis conscient des limites tenant à l'imprécision des renseignements sur la profession et la configuration familiale, mais j'ai préféré éviter le biais de sélection qu'aurait introduit la restriction du fichier d'analyse aux seules

15/ Jusqu'en 2000 du moins – à l'exception du Royaume-Uni et de certains pays scandinaves.

Hugues LAGRANGE

situations où sont connues de façon précise l'activité professionnelle des parents et le statut matrimonial, c'est pourquoi j'ai maintenu des catégories résiduelles « travaille sans précision », et « situation familiale indéterminée » qui ne sont pas interprétables quant au contenu mais évitent ce biais<sup>16</sup>.

**TABLEAU 1**  
Taux de réussite et proportions d'élèves verbalisés selon les contextes familiaux

	% ont eu plus de 50 % de réussite en sixième	% ont eu le brevet des collèges	% ont été verbalisés comme auteurs d'infractions	Nombre d'élèves (N =)
Garçons	71,6	55,1	15,6	1 795
Filles	74,6	66,0	4,3	1 677
<i>Configuration familiale</i>				
Parents ensemble	74,5	61,4	9,7	1 858
Famille recomposée	58,5	47,4	11,5	122
Famille monoparentale	67,5	59,2	18,8	266
Famille polygame*	26,1	20,8	37,0	65
Situ. fam. indéterminée	71,7	63,0	7,7	1 161
<i>Profession du père ** (de la mère si mono)</i>				
Artisan, commerçant	67,3	66,6	13,5	126
Cadre, profession libérale, profession intermédiaire	91,0	90,2	1,8	109
Employé	89,7	83,0	2,7	184
Ouvrier	71,1	74,5	8,2	342
Inactif < 60 ans / chômeur	61,2	54,0	9,7	776
Inconnu, décédé	48,2	32,8	19,0	195
Retraité	47,7	31,6	18,0	273
Travaille sans précision	77,3	63,5	9,6	1 467
<i>Pays de naissance des parents</i>				
France	84,7	73,2	6,1	1 397
Autre pays d'Europe	80,0	66,1	6,5	274
Maghreb	64,0	53,4	13,6	1 020
Afrique noire (hors Sahel)	62,0	50,0	10,6	263
Afrique sahélienne	41,4	34,0	20,6	334
Turquie	49,1	44,4	10,5	76
Reste du monde	67,1	66,1	5,5	108

Source : Enquête multi-sites 1999-2006. Les effectifs en ligne indiquent la base sur laquelle sont calculés les pourcentages.

\* Le repérage des familles polygames a été fait de la façon suivante :

- lorsque 2 frères ou sœurs ont moins d'un an d'écart d'âge
- lorsqu'une fratrie comprend plus de douze frères et sœurs
- confirmation : par une demande expresse adressée aux adultes (enseignants, travailleurs sociaux) qui connaissent la famille.

\*\* Nous avons fourni en annexe une analyse de régression concernant l'implication dans des délits qui repose sur la distinction actif employé vs inactif ou chômeur.

16/ Je les ai fait figurer dans le tableau 4 où elles sont très significatives. De plus une analyse menée sur deux sous-échantillons (numéros pairs et impairs) montre que les coefficients des variables explicatives ont une structure analogue et donc suggère que l'inclusion dans les analyses multi-variée de catégories muettes qui sont proches de la moyenne est sans doute préférable à l'auto-sélection des valeurs non manquantes.

Présentation de l'analyse multi-niveaux appliquée ici à l'étude de la propension des adolescents (niveau 1) à la délinquance selon l'IRIS (niveau 2).

Soit  $Y_{ij}$  la variable représentant l'implication dans la délinquance de l'individu  $i$ , habitant le quartier  $j$ ;  $Y_{ij} = 1$  si c'est le cas, 0 sinon. Soit  $\pi_{ij}$  la probabilité que  $Y_{ij} = 1$ . Soit  $D_{ij}$  la propension à la délinquance, c'est une mesure continue supposée dépendre à la fois d'attributs de l'adolescent  $i$  et de caractéristiques du quartier  $j$ . On recourt classiquement à des fonctions de lien de type logit ou probit pour lier  $\pi_{ij}$  aux variables explicatives. Ainsi :

$$(1) D_{ij} = \text{logit}(\pi_{ij}) = \log(\pi_{ij} / (1 - \pi_{ij}))$$

Ces fonctions sont supposées dépendre linéairement des variables explicatives. Supposons pour simplifier que le logit dépende seulement du milieu «ouvrier vs cadres», du sexe et des caractéristiques du quartier représentées globalement par la variable indicatrice  $U_j$  :

$$(2) D_{ij} = \beta_{0j} U_j + \beta_1 \text{milieu-social}_{ij} + \beta_2 \text{sexe}_{ij} + \epsilon_{ij} \quad \text{où } \beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j} \text{ et } \beta_{2j} = \beta_2 + u_{2j}$$

$\beta_0$  et  $u_{0j}$  représentent respectivement la partie fixe et la partie variable (parfois dite aléatoire) de la moyenne, (de même  $\beta_2$  et  $u_{2j}$  représentent la partie fixe et la partie variable du coefficient de la variable sexe, c'est à dire que la moyenne de la propension à la délinquance et l'influence du sexe sont ici supposées varier d'un quartier à l'autre, tandis que l'influence du milieu social est supposée identique d'un quartier à l'autre ( $\beta_1$  ne dépend pas de  $j$ )).

L'objet d'une telle modélisation est d'abord d'évaluer l'importance de l'effet quartier. Comme on l'a écrit, la valeur moyenne du logit ( $\pi_{ij}$ ) est  $\beta_0$  et la valeur moyenne pour un quartier  $j$  donné est  $\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j}$ ; les valeurs estimées de la constante relative à chaque quartier  $\beta_{0j}$  sont comprises à 95% dans l'intervalle  $\beta_0 \pm 1,96 \sigma_{u_0}$ , où  $\beta_0$  est la constante générale du modèle et  $\sigma_{u_0}$  son écart-type. Cette variable  $u_{0j}$  est supposée être normale, de moyenne nulle (puisqu'il y a  $\beta_0$ ) et d'écart type  $\sigma_{u_0}$ . L'importance de cet effet quartier est égale à la part de variance représentée par  $\sigma_{u_0}^2$ .

Ainsi dans le premier modèle testé (tableau 2), les ordonnées à l'origine des courbes de propension varient de moins de 1% d'auteurs à plus de 3%. Si l'on reprend l'écriture du modèle ci-dessus, sachant que  $\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j}$ , et que  $\epsilon_{ij}$  suit une loi de distribution logistique de variance  $\pi^2/3$  on peut décomposer la variance expliquée totale en deux :  $\sigma_{u_0}^2$  et  $\sigma_\epsilon^2$ , et la part de la variance représentée par l'effet quartier est :  $\rho = \sigma_{u_0}^2 / (\sigma_{u_0}^2 + \sigma_\epsilon^2)$ .

En appliquant la même décomposition au coefficient du « sexe »  $\beta_{2j} = \beta_2 + u_{2j}$  entre une composante fixe pour tous les individus et une composante variable d'un quartier à l'autre, on généralise le modèle en permettant que la sensibilité de la propension à la délinquance associée au sexe soit différente d'un quartier à l'autre. De plus on abandonne l'hypothèse implicite, commune aux modèles ignorant les déterminations contextuelles, que l'effet d'une variable, par exemple le sexe, sur la propension à la délinquance est identique d'un quartier à l'autre (la variabilité éventuelle selon l'IRIS des coefficients  $\beta_1, \dots, \beta_n$  des variables explicatives).

La relation entre les effets fixes et les effets aléatoires associés à la moyenne nous concerne ici. L'introduction explicite de caractéristiques du contexte affecte la valeur de  $\sigma_{u_0}$ . En effet :



$$(3) D_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \text{milieu-social}_{ij} + \beta_2(\text{contexte})_i + \varepsilon_{ij}$$

$$(4) D_{ij} = \beta'_{0i} + \beta_1 \text{milieu-social}_{ij} + \varepsilon'_{ij}, \text{ où } \beta'_{0i} = \beta'_0 + u_{0i}$$

$$(4') D_{ij} = \beta'_0 + \beta_1 \text{milieu-social}_{ij} + u_{0i} + \varepsilon'_{ij}$$

Dans le modèle (4'), sans contexte dans la partie fixe, on estime une moyenne générale  $\beta'_0$  et l'écart-type  $\sigma_{u_0}$  de cette moyenne, ce qui donne l'ampleur des variations de la moyenne  $D_{ij}$  selon les quartiers. L'estimation du modèle représenté par l'équation (3) revient à calculer une moyenne générale  $\beta_0$  et un coefficient  $\beta_2$  relatif au contexte social explicitement retenu. Le modèle (3) est analogue avec le modèle (4') car on peut identifier  $\text{var}(\{\beta_2(\text{contexte})_i\})$  et  $\text{var}(u_{0i}) = \sigma_{u_0}^2$ .

En l'occurrence, la variance de cette variable contexte (agrégeant les effets du % de cadres et du % de familles « africaines ») est très proche de la valeur  $\sigma_{u_0}^2$  calculée sur le modèle 2 (sans effet de contexte). Dès lors les effets quartiers sont capturés par les caractéristiques quartiers explicites (% de cadres, % de familles d'origine africaines, etc.).

## L'IMPLICATION DANS LA DÉLINQUANCE

Les analyses menées ici se limitent aux caractéristiques ascriptives des adolescents. Outre le sexe, les trois groupes de déterminations héritées – la configuration familiale, le statut socioprofessionnel de la famille et l'origine ethnoculturelle – affectent les propensions des adolescents à la délinquance. Nous passerons rapidement en revue les effets de ces déterminations individuelles qui ont fait l'objet d'une publication précédente (Lagrange, 2007), pour insister sur les interactions entre origine culturelle et configuration familiale et sur les effets de contexte.

Si l'on excepte les situations de chômage et d'inactivité, les différences de statut professionnel du père n'introduisent que des modulations faibles de la propension à la délinquance. Certes les enfants de cadres et de professions intermédiaires sont moins souvent auteurs de délits, mais le coefficient passe tout juste le seuil de significativité à 5 % dans un modèle sans effet de contexte et se situe en dessous du seuil dès qu'on intègre comme effet de contexte l'importance des cadres supérieurs dans la population active. Un seul élément de statut fait une différence très significative : les adolescents élevés dans des foyers où le père est inactif de moins de 60 ans ou bien durablement au chômage sont beaucoup plus souvent impliqués en tant qu'auteurs de délits. Certes on pourrait objecter que le nombre élevé de situation où l'activité du père n'a pu être précisément décrite biaise les résultats. Nous avons mené des analyses en

prenant en compte la distinction actif/inactif (cf. annexe)<sup>17</sup>. La probabilité d'implication dans la délinquance sanctionnée varie fortement selon l'origine culturelle. Les adolescents élevés dans des familles originaires du Sahel et, à un degré sensiblement moindre, d'Afrique noire non sahélienne ou du Maghreb, sont plus souvent auteurs que les adolescents issus de familles autochtones. Les adolescents dont la famille est venue d'un autre pays d'Europe ou de Turquie ne sont pas impliqués dans des procédures pénales plus souvent que les adolescents de la population de référence.

La fréquence du nombre de familles monoparentales varie sensiblement selon l'origine culturelle<sup>18</sup>. Aussi, les analyses de la délinquance qui ignorent les interactions entre configuration familiale et origine culturelle conduisent à mal interpréter les raisons des dérives adolescentes. C'est pourquoi on a construit des variables d'interaction entre l'origine culturelle et la monoparentalité. Par rapport aux adolescents élevés par leurs deux parents, ceux qui vivent à l'adolescence dans un foyer monoparental d'origine européenne ou d'origine maghrébine sont plus souvent auteurs de délits. Cette configuration monoparentale, encore rare chez les Sahéliens et les Turcs n'a de plus pas d'effet sur l'implication dans la délinquance (un effet ambigu chez les adolescents élevés dans des familles noires non sahéliennes). Les adolescents élevés dans des foyers polygames sont plus souvent impliqués dans des inconduites pénalement sanctionnées<sup>19</sup>, les familles recomposées ne sont pas associées à une différence d'implication des adolescents comme auteurs de délits<sup>20</sup>.

17/ Les résultats sont complètement analogues, le coefficient de détermination est plus faible en raison de la perte d'information (les enfants de cadres sont assimilés alors aux enfants d'ouvriers et d'employés).

18/ Nous n'interprétons pas la morphologie familiale comme une détermination de l'action délinquante, la situation de ses parents n'est pas en tant que telle pour un adolescent une raison d'agir. En revanche, l'adolescent ayant des raisons d'agir, la situation de ses parents peut réduire les obstacles que rencontre un tel projet (déficit de surveillance), elle peut aussi élever le niveau de ses motivations. Être élevé dans une famille noire qu'il perçoit comme méprisée, peut élever le ressentiment qu'il nourrit à l'égard de la société et favoriser des délits.

19/ Certes le nombre de familles polygames n'est pas considérable (65) mais ce n'est pas une objection dirimante dans la mesure où ce qui est à prendre en compte ici dans une analyse multi-variée ce n'est pas le nombre absolu mais la variable polygame/non-polygame.

20/ Quand on s'intéresse à des zones urbaines à forte population de migrants, il faut prendre en compte le fait que les configurations monoparentales ont des fréquences très variables selon l'origine migratoire. Une inspection des taux de monoparentalité en France selon l'origine nationale, en 2006, montre que si les taux sont élevés parmi les migrants originaires des pays du nord et du sud de l'Europe – Espagne, Italie, Grèce (35 %) – à l'exception des Portugais, ils sont beaucoup plus faibles parmi les Marocains et Tunisiens, les Turcs et les Asiatiques (8 à 14 %). Les migrants d'origine Algérienne ont un taux de monoparentalité nettement plus élevé que les Marocains. Les données concernant les pays d'Afrique noire ne sont pas détaillées dans les publications du recensement. D'après notre étude, les proportions de familles monoparentales sont extrêmement faibles parmi les migrants du Sahel mais très élevées dans les familles noires venues des autres régions d'Afrique et parmi les Antillais. De plus, si les proportions de familles monoparentales autochtones et d'origine européenne sont sensiblement plus élevées en ZUS qu'en dehors des quartiers sensibles, c'est juste l'inverse pour les groupes culturels les plus ségrégués – Maghrébins, Noirs du Sahel et Turcs – pour lesquels la monoparentalité est sensiblement plus faible lorsqu'ils vivent en ZUS, et parmi lesquels les formes familiales traditionnelles, notamment la polygamie au Sahel, sont plus fortement présentes. Dans les quartiers sensibles, les familles d'origine sahélienne et turque ne se sont pas décomposées, elles se sont plutôt re-traditionnalisées, alors que les familles d'origine européenne sont plus altérées là qu'ailleurs.

**TABLEAU 3**  
Variable dépendante : implication des adolescents en tant qu'auteurs de délits

Modèles		1	2	3	4	5	6
<b>Niveau individuel</b>		xlogit	xlogit	xlogit	logit	logit	logit
Situation parentale	Parents biologique	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
	Fam. mono européenne (a)	1,18***	1,24***	1,24***	1,15***	1,17***	1,20***
	Fam. mono maghrébine	1,15***	1,14***	1,08***	1,12***	1,09***	1,08***
	Fam. mono noire hors Sahel	-.63	-.69	-.71	-.78	-.81	-.81
	Fam. mono. sahélienne. ou turque	.52	.51	.55	.54	.47	.46
	Autres fam. monoparentales	.54	.64	.65	-.11	-.09	-.05
	Fam. recomposée	.46	.42	.40	.46	.44	.41
	Fam. polygame	1,14***	1,13***	1,17***	1,04***	1,09***	1,16***
Profession père (= prof. mère si fam. mono)	Artisan/commerçant	.57	.62*	.59*	.55	.50	.58
	Cadre/prof. libérale	-1,50*	-1,41	-1,43*	-1,44*	-1,51*	-1,43*
	Prof. intermédiaire	-.96*	-.94*	-.96*	-.97*	-1,02*	-.96*
	Employé	-.09	-.06	-.03	-.14	-.18	-.13
	Ouvrier	réf	réf	réf	réf.	réf.	réf.
	Inactif < 60 ans/chômeur	.83***	.85***	.86***	.80***	.79***	.82***
	Retraité/Inconnu/décédé	.31	.35	.31	.30	.31	.29
Origine culturelle (=pays de nais. père si pays naissance père et mère différents)	France	réf	réf	réf	réf.	réf.	réf.
	Autre Europe	.14	.21	.15	.16	.16	.15
	Maghreb	.81***	.88***	.82***	.78***	.84***	.84***
	Afrique noire hors Sahel	.71**	.84***	.76*	.68**	.75**	.74**
	Afrique sahélienne	1,31***	1,45***	1,37***	1,26***	1,37***	1,36***
	Turquie	.36	.41	.35	.42	.51	.53
	Reste du monde	-.19	-.05	-.14	-.30	-.28	-.28
Sexe	Filles	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
	Garçons	1,50***	1,49***	1,50***	1,48***	1,49***	1,50***
<b>Niveau quartier</b>							
	Dummy St-Herblain (b)	-	-	-	.50*	.36~*	.35~*
Intervention publique	Ni ZEP 75 %, ni ZUS	-	-	réf	-	-	réf
	ZEP 75 % ou ZUS	-	-	.38	-	-	.04
	ZEP 75 % et ZUS	-	-	-.52*	-	-	-.52**
	% fam. d'origine africaine	-	-1,14***	-	-	-.72**	-
	% cadres dans l'IRIS	-	-.33***	-.33*	-.19*	-.30**	-.33**
	Constante	-4,06***	-3,46***	-3,83***	-4,02***	-3,84***	-3,96***
	Sigma_u (écart type)	.42 (.10)	.17 (.09)	.22 (.11)	-	-	-
	rho	.03*	.01	.01	-	-	-
	Nb d'individus	3 472	3 472	3 472	3 472	3 472	3 472
	Log-Likelihood	-996	-988	-987	-992	-989	-985
	Signif. chi2 du lrtest entre les modèles emboîtés y et x					5 et 4 : *	6 et 4 : **

Estimé avec la procédure « xlogit » de Stata®, il s'agit des coefficients et pas d'odds ratio.

~\* signif à 10 %, \* signif. à 5 %, \*\* signif à 1 %, \*\*\* signif à 1 %.

(a) Nous avons regroupé dans la variable « situation familiale » toutes les origines européennes d'une part, et les familles sahéliennes et turques d'autre part, dont les comportements sont proches, pour garder des coefficients estimables (b) Comme les modèles comportent des moyennes variables par IRIS nous avons supprimé la variable qui distinguait la juridiction de St Herblain des deux autres. Le coefficient associé à la modalité travail sans précision oscille autour de .3 et n'est jamais significatif.

S'agissant de la propension à la délinquance, j'ai testé des variables de contexte qui recouvrent les trois dimensions : familiale, socio-professionnelle et ethno-culturelle. La part de la variance, imputable à l'effet quartier est de l'ordre de 3 % de la variance expliquée, ce qui est faible. Le modèle 1 décompose la moyenne en une partie commune (fixe) et une partie variable propre à chaque IRIS, ce qui revient à endogénéiser ce type d'effet. Les modèles 2 et 3 apportent un supplément d'information par rapport au modèle 1 et permettent de préciser la nature de cet effet contextuel sur la délinquance.

L'élévation de la proportion de cadres et professions intellectuelles dans un IRIS réduit de façon significative la probabilité des adolescents d'être auteurs de délits. En d'autres termes, le risque pour un adolescent, qu'il soit fils d'ouvrier ou fils de cadre, d'être impliqué dans la délinquance est plus faible quand il y a, dans le quartier, un pourcentage significatif de familles de cadres que lorsqu'il y en a presque pas. De même, la proportion de familles d'origine africaine dans l'IRIS contribue à réduire la propension à la délinquance. C'est à dire que, du moins quand on contrôle le pourcentage de familles de cadres, l'élévation de la proportion de familles d'origine africaine dans un IRIS a un effet régulateur des comportements délinquants et non amplificateur (modèle 2). Dans le modèle 3 on a retenu à la fois la proportion de cadres et le fait que le quartier soit ZEP/ZUS. L'inscription du quartier/IRIS dans les politiques ZEP/ZUS diminue le risque d'implication dans la délinquance.

Dans les modèles 2 – comportant en outre des effets de quartiers fixes dus à la proportion de cadres et de familles « africaines », et 3, effets fixes dus à la proportion de cadres et à la politique ZEP/ZUS –, la partie « aléatoire » de la variance se réduit à presque rien : 1 %<sup>21</sup>. Une des explications de la faible variance inter-quartiers de la propension moyenne à la délinquance est la nature même de ce phénomène. La propension à la délinquance est de l'ordre de 10 %<sup>22</sup>. Dès lors, mécaniquement,  $\sigma_{U_0} = \pi(1 - \pi)$  est plus faible lorsque  $\pi$  est petit que s'agissant du brevet où  $\pi$  proche de un-demi.

C'est pourquoi j'ai repris l'analyse sans effets de quartier aléatoires dans les modèles 4, 5, 6 pour tenter de préciser l'impact respectif de la mixité sociale, de la mixité culturelle (% de familles d'origine africaine) et des politiques ZEP/ZUS, cependant dans les modèles 4,

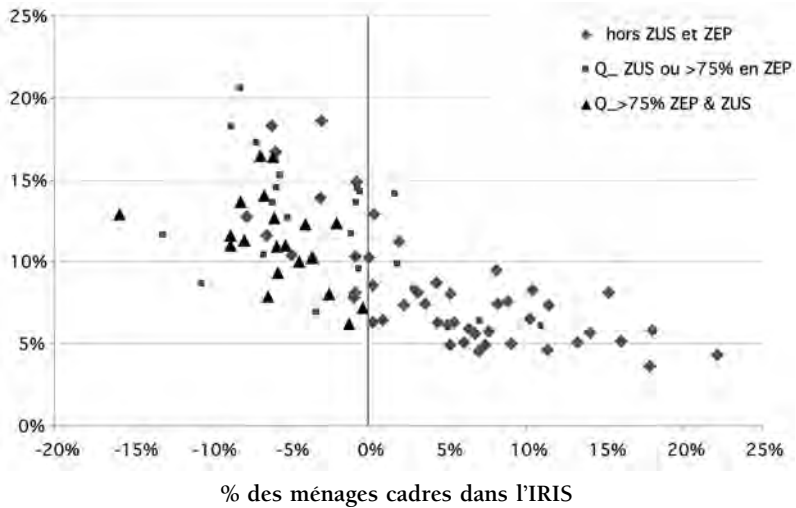
21/ De plus on n'a pas trouvé pour ces variables contextuelles de coefficients associés à la « pente » significatifs.

22/ Dans beaucoup de quartiers, la propension est nulle et elle est bornée en pratique à 20 % dans les quartiers les plus délictueux.

Hugues LAGRANGE

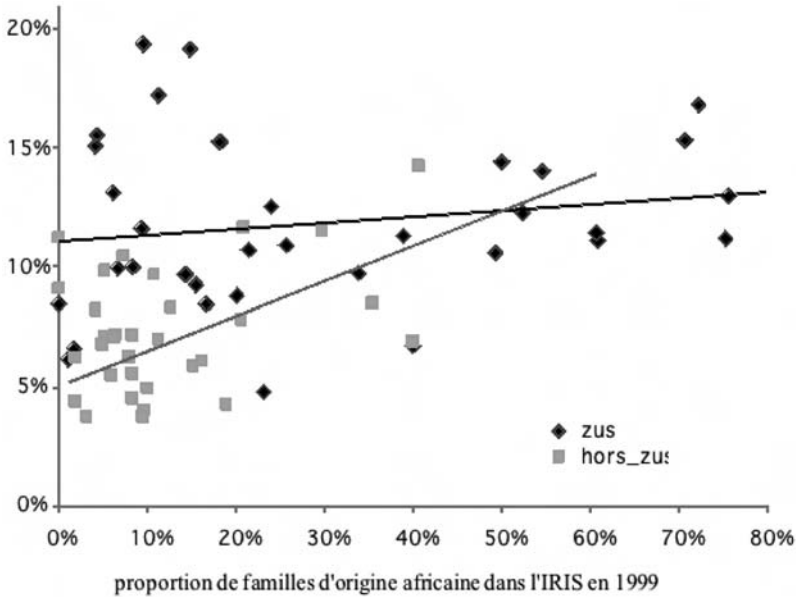
5 et 6 distinguant par une dummy variable la juridiction de Nantes St-Herblain qui transmet au parquet des affaires qui n'auraient pas dépassé la main courante en Région parisienne. Le calcul du *log-likelihood ratio test* (6 vs 4 comparé à 5 vs 4) indique que le modèle 6 – celui qui inclut à côté de la proportion de cadres l'action ZEP/ZUS – est sensiblement meilleur. Concrètement dans les IRIS qui sont à la fois ZEP et ZUS, la propension à la délinquance est plus faible que dans des quartiers analogues par la composition, qui ne bénéficient pas de ces politiques. Cet effet est similaire à l'effet de régulation, dû à la densité des familles d'origine africaine dans un IRIS, mais un peu plus accentué.

% des adolescents auteurs de délits en 2004 selon la proportion relative de ménages de cadres et le type d'IRIS



Ainsi, on note sur le graphique ci-dessus que les IRIS représentés par des triangles noirs (ZUS) sont ceux pour lesquels, en dépit d'un pourcentage de familles de cadres faible, les taux de délinquance sont plutôt inférieurs à ceux des IRIS figurés par des losanges ou des carrés gris foncé (ayant le même déficit de cadres) qui ne bénéficient pas des politiques ZEP/ZUS. Par ailleurs, comme le suggère le graphique ci-dessous, si la propension à la délinquance s'élève avec la proportion de familles originaire d'Afrique hors ZUS, en ZUS il n'y a pas de lien entre la densité de la présence des familles africaines et la délinquance.

% d'auteurs de délits, selon la densité des familles d'origine africaine et le type d'IRIS



Source : enquête multi-sites. Les droites tracées sont les droites de régression du % d'auteurs en ZUS et hors ZUS.

## LA RÉUSSITE/L'ÉCHEC AU BREVET DES COLLÈGES

Le modèle b1 (tableau 4), qui sert de référence, suggère que l'échec au brevet n'est pas plus important chez les adolescents vivant dans des familles monoparentales (nous avons par ailleurs vérifié que le croisement de cette modalité avec l'origine ou le statut de la famille n'affecte pas les performances au brevet)<sup>23</sup>. Les familles dont nous ne connaissons pas la configuration précise s'avèrent être un cadre défavorisant la réussite, ce qui suggère qu'il y a dans ce groupe beaucoup de familles « décomposées », puisque les familles dont on sait précisément qu'elles sont recomposées sont aussi des familles dans lesquelles la propension à la réussite est plus faible.

Les caractéristiques socioprofessionnelles du ménage ont une forte influence sur la réussite au brevet : en particulier les enfants dont le père est durablement au chômage, inactif ou retraité ont un

23/ Cette faiblesse de l'influence de la structure familiale sur les performances au collège pourrait être particulière à notre échantillon de communes, car une analyse des performances au brevet des élèves en ZEP menée à partir du panel 1995 de la DEP, ne comportant pas de données sur l'ethnicité mais sur le niveau de diplôme des parents, suggère un effet négatif de la monoparentalité sur la réussite (M. Ichou, 2010). D'une façon plus large sur ce point cf. *Économie et Statistiques*, Efforts éducatifs des familles, n° 398-99, 2006.

environnement nettement défavorable, les enfants élevés dans des familles de cadres des résultats nettement meilleurs.

En outre les adolescents élevés dans des familles d'origine africaine ou turque rencontrent plus d'obstacles que les jeunes d'ascendance européenne. Cette influence négative de l'origine culturelle peut surprendre, elle est liée au choix de ne retenir que les « héritages ».

Lorsqu'on introduit dans les équations, le pourcentage de réussite aux épreuves de 6<sup>e</sup> on obtient des résultats différents : la réussite au brevet est alors peu sensible à l'origine culturelle et au milieu professionnel (modèle b1 bis). C'est à partir de tels résultats que Vallet et Caille (1996) entre autres ont pu dire que l'origine culturelle n'explique pas les différences de progression scolaire, voire que les enfants de migrants réussissent mieux à condition égale. En effet, de très loin, le taux de réussite en 6<sup>e</sup> est la variable la plus déterminante des résultats au brevet, elle écrase les effets, marqués dans le modèle b1, du statut socioprofessionnel et de l'origine culturelle (seules quelques modalités de ces variables gardent un pouvoir discriminant dans b1bis). Mais les résultats aux épreuves de 6<sup>e</sup> ne constituent pas une détermination ascriptive, ils représentent déjà la conséquence des investissements que les adolescents ont pu faire. En introduisant la variable « résultats en 6<sup>e</sup> » dans l'équation, on met analytiquement sur une même ligne de départ en 6<sup>e</sup> les enfants de cadres et les enfants d'ouvriers, les jeunes d'origine européenne et d'origine africaine. Nous devons garder à l'esprit que, dans les analyses présentées ici, le « toutes choses égales » ne concerne que les caractéristiques ascriptives (l'héritage).

De même que pour l'implication dans la délinquance, on a introduit ici des caractéristiques du micro-quartier de résidence – les proportions de cadres, professions libérales et intellectuelles supérieures, de familles monoparentales ou recomposées, de familles d'origine africaine, une dummy variable caractérisant l'appartenance de l'IRIS à une zone ZEP/ZUS. Une seule de ces variables affecte la propension à la réussite au brevet : la proportion de familles de cadres. La densité de familles recomposées ou monoparentales n'a pas d'effet, pas plus que la proportion des familles d'origine africaine. L'inscription du micro-quartier dans une zone qui bénéficie à la fois des caractéristiques ZEP et ZUS tend à réduire la réussite au brevet (mais cet effet n'est significatif qu'au seuil de 10 % seulement). La comparaison du modèle b2 avec le modèle b1 montre que l'introduction de la proportion de cadres réduit sensiblement la part de variance résiduelle inter-quartier [ $\sigma_{u0}^2 / (\sigma_{u0}^2 + \sigma_\varepsilon^2)$ ] : celle-ci décline de 12 % à 9 %, le test statistique indique que la différence entre les deux modèles b1 et b2 est significative.

**TABLEAU 4**

Variable dépendante : réussite au brevet des collèges

		Modèle b1	Modèle b1bis	Modèle b2	Modèle b3
<b>Niveau individuel</b>		xlogit	xlogit	Gllamm	Gllamm
<i>Situation parentale</i>	Parents biologiques	réf.	réf.	réf.	réf.
	Fam. monoparentale	-.10	-.37	-.10	-.10
	Fam. recomposée	-.82**	-.60	-.81**	-.80**
	Fam. polygame	-1,36***	-1,57**	-1,3**	-1,25**
	Situation fam. non précisée	-1,69***	-1,42***	-1,68***	-1,62***
<i>Profession père</i> (= prof. mère si monoparentale)	Artisan/commerçant	.16	-.12	.12	.12
	Cadre/prof libérale	1,62***	.61	1,51***	1,50***
	Prof. intermédiaire	.88***	.09	-.95***	-.82***
	Employé	.48**	.00	.44	.44
	Ouvrier	réf.	réf.	réf.	réf.
	Inactif < 60 ans/chômeur	-.92***	-.56~*	-.81***	-.98***
	Retraité/Inconnu/décédé	-.94***	-1,03***	-.94***	-.95***
<i>Origine culturelle</i> (=pays de nais. père si pays nais. père et mère différents)	France	réf.	réf.	réf.	réf.
	Autre Europe	-.27	-.41	-.31***	-.31
	Maghreb	-.53***	-.22	-.48***	-.50***
	Afrique noire (hors Sahel)	-.77***	-.23	-.76***	-.81***
	Afrique sahélienne	-.99***	-.56**	-.94***	-1,00***
	Turquie	-.91**	-.27	-.82**	-.78*
	Reste du monde	-.03	.62	-.05	-.04
Sexe	Filles	réf.	réf.	réf.	réf.
	Garçons	-.58***	-.64***	-.58***	-.58***
	Moyenne en 6 <sup>e</sup>	-	.08***	-	-
<b>Niveau quartier</b>					
	% cadres dans l'IRIS	-	-	.34***	.34***
	Constante	1,49***	2,96***	1,08***	1,11***
Partie aléatoire	Sigma_u ( $\sigma_{u_i}$ ) (écart type)	.66 (.08)	.51 (.10)	.59 (.07)	.78 (.22)
	rho	.12	.07	.09	-
	Variance du coef. '% cadres' (écart type de la variance)	-	-	-	0,09 (.09)
	Nb d'individus	2 490	2 490	2 490	2 490
	Log likelihood	-1 370	-815	-1 362	-1 359
	Lrtest y vs x			b2 et b1= **	b3 et b2= ns

Estimé avec le logiciel *gllamm* de Stata ©. \* signif. à 5 %, \*\* signif à 1 %, \*\*\* signif à 1 %.

Dans le modèle b3, exploitant les propriétés des modèles multi-niveaux, on a introduit la possibilité d'une variabilité de l'intensité de l'effet « % de cadres » selon les quartiers. Un pourcentage de cadres supérieur à la moyenne est a priori susceptible d'avoir un effet d'entraînement plus fort dans les quartiers très dépourvus en cadres que dans les quartiers plus aisés. La prise en compte d'un effet « % de cadres » variable n'améliore pas sensiblement l'explication, donc s'il y a un effet de contexte – une proportion plus élevée de cadres dans un quartier améliore les performances de tous les



élèves – cette amélioration n’est pas significativement différente d’une zone à l’autre.

En ce qui concerne la réussite au brevet, si la variance de la moyenne ( $\sigma_{U_0}$ ) diminue sensiblement lorsqu’on introduit la proportion de cadres dans l’IRIS, elle reste cependant très significative. Il y a une part de variance du taux de réussite au brevet par quartier dont ni la proportion de familles de cadres ni celle des familles d’origine africaine ni l’inscription en ZEP/ZUS ne rendent compte.

**TABLEAU 5**  
Variable dépendante : réussite au brevet des collèges selon le milieu social

		Modèle b4	Modèle b5
<b>Niveau individuel</b>		Adolescents des classes moyennes	Adolescents des milieux populaires et précarisés
Situation parentale	Parents biologique	réf.	réf.
	Fam. recomposée	- 1,68***	- 0,34
	Fam. monoparentale	0,17	0,19
	Fam. polygame	-	- 0,49
Profession père (= prof. mère si fam mono)	Artisan/commerçant	réf.	-
	Cadre/prof libérale	1,30**	-
	Prof. intermédiaire	0,70*	-
	Employé	-	0,45*
	Ouvrier	-	réf
	Inactif < 60 ans/chômeur	-	- 1,07***
	Retraité/Inconnu/décédé	-	- 1,00***
Origine culturelle (= père si père et mère différente)	France	réf.	réf.
	Autre Europe	- 0,15	- 0,42~*
	Maghreb	- 0,95***	- 0,35*
	Afrique noire (hors Sahel)	- 1,39***	- 0,55*
	Afrique sahélienne	- 0,17	- 1,08***
	Turquie	- 1,21	- 0,54
	Reste du monde	- 0,17	- 0,04
Sexe	Filles	réf.	réf.
	Garçons	- 0,75***	- 0,53***
<b>Niveau quartier</b>			
	% cadres dans l’IRIS	.26~*	.37***
	$\sigma_{U_0}$ (écart-type de $\sigma_{U_0}$ )	0,77 (0,18)	0,58 (0,08)
	Var. du coef % cadres IRIS (écart-type de la variance)	-	-
	Constante	2,77***	0,87***
	rho	0,15***	0,09***
	Nb individus	813	1 676
	Nb d’IRIS	91	91
	Log Likelihood	- 338	- 986

\* signif. à 5 %, \*\* signif à 1 %, \*\*\* signif à 1 %.

Lorsqu'on distingue deux sous-populations d'adolescents en fonction de leur milieu social (tableau 5), on observe que l'effet de la proportion de cadres dans l'IRIS est d'une valeur sensiblement plus forte et nettement plus significative pour les enfants des milieux populaires que pour ceux des classes moyennes. Ce sont eux qui bénéficient le plus d'un renforcement de la proportion de cadres. Ce résultat milite dans le sens d'une interprétation de la proportion de cadres en termes d'émulation et de modèle de réussite. Par ailleurs, la variance des niveaux moyens entre les quartiers est beaucoup plus grande pour les enfants des classes moyennes –  $\sigma_{U_0}=0,77$  contre 0,58 pour les jeunes des milieux populaires. On trouve donc une plus forte différenciation des résultats moyens par quartier chez les adolescents des classes moyennes. Ce qui revient à dire qu'en moyenne les résultats au brevet des adolescents des classes moyennes qui fréquentent les collèges publics sont plus fortement affectés par le contexte de résidence que ceux des adolescents des classes populaires, toutes choses égales par ailleurs en termes d'héritage. Ce résultat doit être lu en considérant que beaucoup des adolescents des classes moyennes ne fréquentent pas les collèges publics de leur quartier. Ainsi, dans notre échantillon, si dans le Mantois les alternatives au collège public sont peu nombreuses, dans le 18<sup>e</sup> arrondissement de Paris les enfants des classes moyennes sont pour plus de la moitié scolarisés dans des collèges privés – Saint-Louis, Saint-Vincent et Mont Sinai – où les performances sont sensiblement plus élevées.

## INTERPRÉTATION

On s'attendait à ce que les fils de cadres soient moins souvent impliqués comme auteurs, c'est le cas. On pouvait imaginer qu'une proportion large de familles aisées dans un quartier élève les frustrations et donc que le coefficient de la variable agrégée « % de cadres » soit positif (augmente la propension individuelle à la délinquance). Si un contraste de niveau de vie lié à une présence significative de cadres stimulait la propension individuelle à la délinquance et excédait l'effet de conformisme (de modèle intégrateur), on devrait observer que le coefficient du pourcentage de cadres est positif car les fils de cadres sont rares dans les collèges publics alors que les frustrations sont plus nettes en raison de la présence d'une population aisée. Ce n'est pas le cas, le coefficient est négatif, la présence de familles aisées joue plutôt un rôle pacificateur des conduites. L'effet régulateur des inconduites pénales de la présence de familles de cadres joue en dépit de la faiblesse des pourcentages d'enfants de

cadres dans la vallée de la Seine et en dépit de l'évitement par ceux-ci des collèges publics à Paris. Cela conduit à suggérer, certes avec prudence, qu'un petit nombre de familles de cadres dans les quartiers pauvres pourrait avoir un effet plus que proportionnel et que la fréquentation des mêmes écoles, si elle est souhaitable, n'est pas nécessaire à l'existence d'un effet d'émulation<sup>24</sup>. Parallèlement, dans l'ensemble des sites, une proportion importante de familles d'origine africaine a aussi un rôle régulateur des conduites délinquante (ici l'effet collectif est en opposition avec l'effet direct de la socialisation dans ces familles sur la propension à la délinquance).

La propension à la délinquance, inhibée par les influences conformistes des classes moyennes, semble, dans les quartiers les plus immigrés, atténuée par des effets régulateurs liés à la densité communautaire<sup>25</sup>. Les coefficients (fixes) qui affectent les proportions de cadres et de familles « africaines » capturent un effet de contexte plus adéquat aux données sur la délinquance que la variation des niveaux moyens (cf. encadré sur le modèle multi-niveaux). Contrôle social accru ou stimulations positives liées à l'organisation d'activités collectives plus riches : l'analyse menée ici touche ses limites. Ce rôle régulateur est aussi une conséquence positive des politiques de la ville.

La réussite au brevet des collèges bien qu'inversement corrélée à la délinquance n'en est pas le reflet inversé. S'agissant de la réussite au brevet, les configurations parentales critiques sont les familles recomposées et les familles polygames, alors que s'agissant d'implication dans la délinquance ce sont pour les familles européennes et maghrébines les configurations monoparentales. De façon un peu inattendue, l'effet quartier est plus sensible s'agissant des résultats scolaires que de l'implication dans la délinquance, la variance inter-quartiers, la partie variable ( $\sigma_{i_0}$ ) de la constante dans l'analyse multi-niveaux, est significative s'agissant de la réussite au brevet. Cette variance de la réussite moyenne au brevet par quartier est non négligeable : 12 % de la variance expliquée. L'effet quartier ne disparaît pas quand on prend en compte explicitement des caractéristiques importantes du quartier comme la proportion de cadres, la proportion de familles d'origine africaine ou les périmètres ZEP/ZUS (ces deux dernières variables ne contribuent pas à expliquer la variabilité par quartier de la réussite au brevet)<sup>26</sup>.

24/ La reprise fréquente de la conclusion de Chamboredon et Lemaire paraît simplificatrice.

25/ Là encore, il faut se garder de conclusion à l'emporte pièce, les synergies communautaires n'impliquent pas la « ghettoisation ».

26/ Cette variabilité ne s'annule pas non plus lorsqu'on introduit une variable très fortement liée à la réussite au brevet : les notes moyennes aux épreuves de 6<sup>e</sup>.

La réussite au brevet est en moyenne fonction de la quantité de stimulations dont chaque adolescent bénéficie : les déterminations individuelles et contextuelles liées aux ressources dont disposent les adolescents des quartiers plus nantis en « classes moyennes » s'additionnent jusqu'à un certain niveau de réussite puis plafonnent. La performance au brevet qui dérive des capacités acquises se rapproche d'une production au sens économique du terme. La réussite scolaire au brevet est meilleure, à milieu social et culturel individuel donné, lorsqu'il y a un minimum d'hétérogénéité sociale (c'est-à-dire de cadres et de professions libérales et intellectuelles supérieures dans un IRIS). L'augmentation de la proportion de cadres peut s'interpréter pour les enfants des milieux populaires comme un indice de plus grande mixité sociale dans leur environnement quotidien mais elle peut aussi être conçue comme un renforcement de la place des modèles de réussite dans le quartier, donc plutôt en termes de capital social collectif et local. Pour les adolescents des classes moyennes l'augmentation de la part des cadres dans la population active n'est pas un élément de mixité sociale, son influence est d'ailleurs peu marquée. La performance scolaire repose sur des effets de contagion et d'émulation, plus sensibles chez les adolescents des milieux populaires, elle ne bénéficie guère des politiques ZEP/ZUS.

## CONCLUSION

La réussite au brevet et l'implication dans la délinquance n'ont pas exactement les mêmes ressorts. Quantitativement, l'effet du contexte de résidence tel qu'il a été pris en compte ici à travers les caractéristiques sociales et culturelles des IRIS est modeste au regard de la puissance des déterminations issues de la socialisation familiale.

S'agissant de la délinquance, l'analyse autorise à développer l'idée qu'il importe de maintenir dans les quartiers sensibles, ou à défaut à proximité, un pourcentage suffisant de familles de statut cadre ou intermédiaire. En revanche, rien ne suggère du point de vue de l'évitement de la délinquance qu'il faille que ces familles de classes moyennes soient des familles autochtones. N'y aurait-il pas lieu de considérer des politiques publiques qui dissocient les enjeux de mixité sociale et culturelle ?

Pour ce qui concerne la réussite scolaire il y a un effet idiosyncratique du quartier. Des synergies souvent positives dans les quartiers sensibles, plutôt négatives ailleurs mais d'ampleur très variable

Hugues LAGRANGE

dont ni l'importance des cadres, ni celle des familles d'origine africaine ou l'action ZEP/ZUS ne suffisent à rendre compte.

Les politiques publiques entreprises depuis plus de vingt-cinq ans dans les périmètres sociaux les plus difficiles se traduisent sur le plan éducatif par des dotations horaires scolaires plus fortes, des prises en charge sociales plus réactives aux conflits ou déficits parentaux, l'existence de structures de prévention plus développées. D'un côté on observe que ces périmètres ZEP/ZUS sont associés à une réduction de la propension individuelle à la délinquance, de l'autre qu'ils ne sont pas systématiquement liés à une meilleure réussite scolaire au collège, à milieu social et culturel contrôlés. Au total, me semble-t-il, l'impact des politiques territoriales a été modeste mais pas nul, on pourrait envisager les moyens de leur amélioration plutôt que de les abandonner.

Hugues Lagrange

Observatoire Sociologique du Changement (OSC)

Sciences po/ CNRS

hugues.lagrange@sciences-po.fr

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- AGNEW R., 1995 *Testing the leading crime theories : an alternative strategy focusing on motivational processes. Journal on Research in Crime and Delinquency*, vol. 32, n° 4.
- ANDERSON B., 1983 *Imagined communities*, London : Verso.
- BIBLARZ T., A. RAFTERY, 1999 Family Structure, Educational Attainment and Socio-economic Success : Rethinking the « Pathology of Matriarchy », *American Journal of Sociology*, vol. 105, n° 2, p. 321-365.
- BORJAS G., 1995 Ethnicity, Neighborhoods, and Human Capital Externalities, *American Economic Review*, vol. 85, n° 3, p. 365-390.
- BOURDIEU P., 1986 Forms of Capital in *Handbook of Theory and Research in the Sociology of Education* ed. by J Richardson, New York : Greenwood Press.
- BRESSOUX P., COUSTERE P., LEROY-AUDOUIN C., 1997 Les modèles multi-niveaux dans l'analyse écologique : le cas de la recherche en éducation. *Revue Française de Sociologie*, 38-1, p. 67-96.
- BROOKS-GUN J. *et al.*, 1993 Do Neighborhoods Influence Child and Adolescents Development ? *American Journal of Sociology*, vol. 99, n° 2, p. 353-395.
- BURSICK R. J., GRASMICK H., 1993 *Neighbourhoods and crime : the Dimensions of effective community control*, New-York : Lexington.

- BUTLER J., 2006 *Trouble dans le genre*. Paris : La Découverte.
- COLEMANN J., 1988 *Foundations of sociology*. Cambridge : Harvard University Press.
- CRANE J., 1991 The epidemic theory of ghettos, and neighbourhood effects on dropping out and teenage child bearing, *American Journal of Sociology*, vol. 96, 5, p. 1226-1259.
- CUTLER D. M., GLAEZER E. L., 1997 Are Ghettos good or bads ? *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, n° 3, p. 827-872.
- DATCHER L., 1991 Social mix effects in Jencks & Peterson, *The urban underclass*. Washington : The Brookings Institution.
- DONZELOT J., 2003 *Faire Société*, Paris : Seuil.
- DUBET F., 2003 *Le déclin de l'institution*, Paris : Seuil.
- DURU-BELLAT M., MINGAT A., 1993 *Pour une approche analytique du fonctionnement du système éducatif*, Paris : PUF.
- DURU-BELLAT M., MINGAT A., 1997 La construction des classes de niveau au collège : les effets pervers d'une pratique à visée égalisatrice, *Revue Française de Sociologie*, vol. 29, 4, p. 649-66.
- DURU-BELLAT M., SUCHAUT B., 2005 L'approche sociologique des effets du contexte scolaire : méthodes et difficultés, *Revue Internationale de Psychologie Sociale*, n° 3.
- FARRINGTON D. P., 1996 The explanation and prevention of youthful offending, in : *Delinquency and Crime* (sous la dir. de Hawkins J. D.), Cambridge : Cambridge University Press.
- FASSIN D., FASSIN E. (dir.), 2006 *De la question sociale à la question raciale*, Paris : La découverte
- GRASMICK H.G., BURSİK R.J., 1993 Economic deprivation and neighborhood crime, *Law and Society Review*, n° 27, p. 135-157.
- HOPE T., 1996 Communities, crime and inequality in England and Wales in Bennett T. H. (Ed.) *Preventing Crime and Disorder*, Cambridge, Proceedings of the 22<sup>nd</sup> Roundtable.
- HOPE T., 2006 The distribution of Household Property Crime Victimization, in Hough M. & Maxfield, M. (Eds.) *Crime Prevention Studies*, New-York, Criminal Justice Press.
- ICHOU, M., 2010 Rapprocher les familles populaires de l'école. Analyse d'un lieu commun, *Dossiers d'études*, CNAF, n° 125.
- JENCKS Ch., MAYER S., 1990 Growing up in poor Neiborhoods : How Much does it Matter ?, *Science*, 243, p. 1441-1446.
- JENCKS Ch., PETERSON P. E., 1991 *The urban underclass*, Washington : The Brookings Institution.
- JOBARD F., S. NEVANEN, 2007 La couleur du jugement, *Revue Française de Sociologie*, p. 48-42.
- JOBARD F., LEVY R., 2009 *Police et minorités visibles*, Rapport pour l'Open Society Justice Initiative, New-York.
- LAGRANGE H., 2006 Héritages et performances in *Crimes et insécurité, un siècle de bouleversements*, Hommage à Ph. Robert, Paris : L'harmattan.
- LAGRANGE H., 2007 Déviance et réussite scolaire à l'adolescence, *Recherches et Prévisions*, Cnaf, n° 82, Juillet, p. 53-70.

Hugues LAGRANGE

- LAGRANGE H., CAGLIERO S., 2006 *La mise en danger de soi et d'autrui : sociabilité et contextes familiaux*, rapport pour la CNAF, Paris.
- MARPSAT M., 1999 *La modélisation des effets de quartier aux États-Unis*, *Population*, 54, 2, p. 303-330.
- MATZA D., 1964 *Delinquency and drift*, Chicago : Chicago University Press.
- MAURIN E., 2004 *Le ghetto français, enquête sur le séparatisme social*, Paris : Seuil.
- MAYER S., 1991 *How much Does a High School's Racial and Socio-economic Mix Affect Graduation and Teenage Fertility rates ?*, in : Jencks & Peterson, *The urban underclass*, Washington : The Brooking Institution.
- MIETHE T., McDOWELL D., 1993 *Contextual Effects in Models of Criminal Victimization*, *Social Forces*, vol. 71, n° 3.
- MOHAMMED M., 2007 *Fratries, collatéraux et bandes de jeunes*, in : Mohamed M. et Mucchielli L., *Les bandes d'adolescent*, Paris : La Découverte.
- MURELL S. A., 1974 *Relationships of ordinal position and family size to psychosocial measures of delinquents*, *Journal of Abnormal Child Psychology*, vol. 2, n° 1, p. 1234-1247.
- PAN KE SHON J.-L., 2009 *Ségrégation ethnique et ségrégation sociale en quartiers sensibles*, *Revue Française de Sociologie*, 50-3, p. 451-487.
- PERETTI-WATEL P., 2003 *Le normal et le pathologique : dépressivité et usages de drogues à l'adolescence*, *Sciences sociales et santé*, vol. 21, n° 3.
- PRETECEILLE E., 2006 *La ségrégation contre la cohésion sociale : la métropole parisienne*, in : Lagrange H. (dir.), *L'épreuve des inégalités*, Paris : PUF.
- PRETECEILLE E., 2009 *La ségrégation ethno-raciale dans la métropole parisienne*, *Revue Française de Sociologie*, p. 50-53.
- PUTNAM R., 2000 *Bowling alone : The Collapse and revival of American Community*, New York : Simon & Schuster.
- ROCHE S., 2003 *La délinquance des jeunes*, Paris : Seuil.
- ROCHE S., DAGNAUD M., 2003 *Mineurs et justice. Analyse des dossiers judiciaires des auteurs mineurs de délits graves jugés dans l'Isère de 1985 à 2000*, Paris : CNRS/France 5.
- SAFI M., 2006 *Le processus d'intégration des immigrés en France : inégalités et segmentation*, *Revue Française de Sociologie*, 47-1, p. 3-48.
- SAFI M., 2009 *La dimension spatiale de l'intégration des populations immigrées, 1968-1999*, *Revue Française de Sociologie*, 50-3, p. 521-552.
- SAMPSON R. J., GROVES W. B., 1989 *Community structure and crime : testing social disorganisation theory*, *American Journal of Sociology*, vol. 94, n° 4.
- SAMSON R. J., MORENOFF J D., EARLS F., 1999 *Beyond social capital, Spatial Dynamics of Collective Efficacy for Children*, *American Sociological Review*, vol. 64, p. 633-660.

- SAUVOLA A., 2005 The Association between single parent family background and physical morbidity, mortality and criminal behaviour in adulthood, *mimeograph paper*, University of Oulu, Finland.
- SHAW C., McKAY H., 1942 *Juvenile delinquency and urban areas*, Chicago : The University of Chicago Press.
- SIMON P., 1998 Nationalité et origine dans la statistiques française, *Population*, 3, p. 541-568.
- SIMON P., 2008 Les statistiques, les sciences sociales françaises et les rapports sociaux ethniques et de « race », *Revue Française de Sociologie*, 49-1, p. 153-162.
- SLAWSON J., 1925 Size of family and male juvenile delinquency, *Journal of the American Institute of Criminal Law and Criminology*, vol. 15, n° 4.
- VALLET L-A., CAILLE J-P., 1996 Les élèves étrangers ou issus de l'immigration dans l'école et le collège français, une étude d'ensemble, *Les Dossiers d'Éducation et de Formation*, n° 67.
- VALLET L-A, CAILLE J-P, 2005 Les projets d'avenir des enfants d'immigrés, *Les immigrés en France*, INSEE.
- Van DIJK J., 1990 Crime Prevention Policy : Curents state and Prospects, in G Kaiser & H-J. Albrecht (ed.) *Crime and Criminal Policy in Europ*, Freiburg : Max Planck Institute.
- Van ZANTEN A., 2004 *L'école de la périphérie*, Paris : PUF.
- ZAUBERMAN R., ROBERT Ph., NEVANEN S., DIDIER E., 2009 L'acteur et la mesure, *Revue Française de Sociologie*, 50-1, p. 31-62.



## ANNEXES

### ■ Sources

Les enquêtes mobilisées dans cet article s'inscrivent dans un protocole de recherche sur la socialisation dans les quartiers pauvres. Les analyses qui s'attachent à l'échec scolaire sont développées dans un rapport pour l'EPAMSA (Établissement Public d'Aménagement du Mantois-Seine-Aval) sur le décrochage scolaire et social en 2004. Les premières analyses qui portent sur les inconduites et délits pénaux figurent dans le rapport remis au GIP-Droit et Justice en 2004. Une étude des dynamiques de ségrégation dans les sites enquêtés a fait l'objet d'un rapport pour la Délégation interministérielle à la Ville (DIV) en novembre 2005 et une étude de la sociabilité et des inconduites des adolescents a été réalisée pour la CNAF en 2006.

On dispose de cinq cohortes pour lesquelles les informations recueillies ne sont pas identiques. S'agissant des dynamiques scolaires trois enquêtes couvrent presque la totalité des cohortes d'élèves de 6<sup>e</sup> des collèges publics à Mantes-en-Yvelines (2000), Paris 18<sup>e</sup> (2001) et Saint-Herblain en Loire Atlantique (2001). Pour ces études, on s'appuie sur le suivi de cohortes d'élèves 2000-2004 ou 2001-2005 au sein desquelles ont été extraits des échantillons d'élèves en difficulté scolaire – les 50 % qui ont le moins de réussite aux épreuves nationales de 6<sup>e</sup> – auxquels on a ajouté un ensemble d'élèves sélectionnés parmi ceux qui étaient en 6<sup>e</sup> classés dans les premiers déciles. La cohorte de Mantes-en-Yvelines comporte 1 463 adolescents, celle de Paris 18<sup>e</sup>, 934 élèves, celle de Saint-Herblain, 460 élèves. Pour l'ensemble des cohortes, les informations sont assez sommaires quant aux dynamiques scolaires entre la 6<sup>e</sup> et la 3<sup>e</sup>.

S'agissant des inconduites, on a procédé à des analyses en s'appuyant sur les cinq cohortes d'élèves parvenus en 3<sup>e</sup> (ou en 4<sup>e</sup>.) quatre ans après. Les échantillons des enquêtes réalisées en 1998-1999 et 2000-2001 sont composés d'élèves de 3<sup>e</sup> interviewés au printemps dans le cadre d'un appel d'offre de l'Éducation nationale, de la Protection judiciaire de la jeunesse (PJJ) et de la DIV sur la déscolarisation. Au cours de ces enquêtes, ont été étudiés les conduites délictueuses auto-déclarées et les procès verbaux de délits enregistrés dans la nouvelle chaîne pénale (NCP) au mois de septembre qui suit l'accomplissement de la scolarité au collège. Dans la troisième, les quatrième et cinquième enquêtes, on a également consulté dans la NCP les fiches informatisées concernant des élèves qui étaient en 6<sup>e</sup> en 2000 dans les collèges de la communauté d'agglomération de Mantes en Yvelines et respectivement

en 6<sup>e</sup> en 2001 dans les collèges publics du 18<sup>e</sup> arrondissement de Paris et de Saint-Herblain. Les données recueillies lors des entretiens en face à face ont été complétées par des données collectées auprès des éducateurs et par une enquête de suivi téléphonique, réalisée sur la base d'un bref questionnaire en juin 2006. On a vérifié que les échantillons des différentes enquêtes sont semblables par la composition selon l'âge et le sexe. Ils permettent donc des comparaisons temporelles et, surtout comme on le verra, permettent de dresser un portrait des conduites adolescentes dans un ensemble de villes comportant de très grands quartiers d'habitat social (notamment des ZUS). La constitution des échantillons est présentée pour les cinq cohortes. Lors d'une des deux premières enquêtes centrées sur les questions de décrochage scolaire où les notes en 6<sup>e</sup> n'ont pas été recueillies, une brève enquête a été menée dans les classes (en 1999). Ainsi, le chiffre « interviewés face à face ou classe » est élevé pour cette cohorte. Les analyses de base sur le décrochage scolaire et la délinquance portent sur un peu plus de 4 055 élèves sur les 4 339 des cinq cohortes, les analyses sur les dynamiques scolaires portent sur près de 2 800 adolescents.

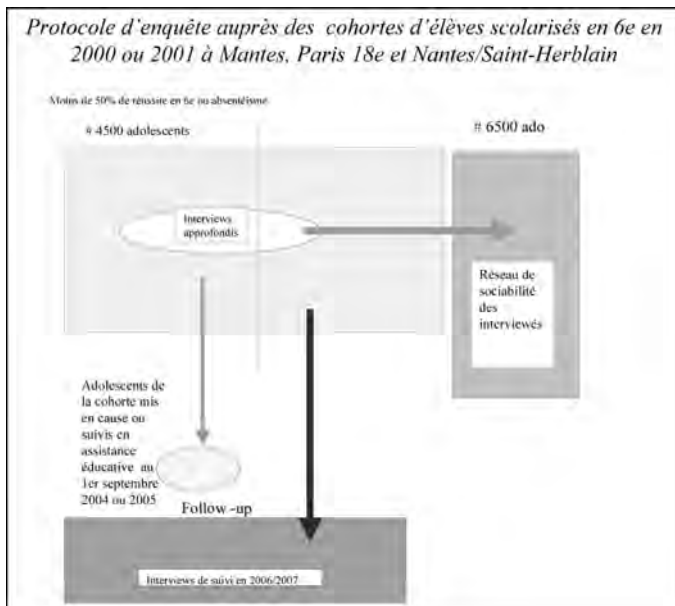
## ■ Construction de l'échantillon

L'échantillon analysé est composé de cinq cohortes d'adolescents. Il faut distinguer les deux premières cohortes enquêtées en 1999 et 2001 et les trois dernières enquêtées en 2004 et 2005, l'enquête de suivi ayant été réalisée pour tous en 2006. S'agissant des trois cohortes enquêtées en 2004-2005, le protocole d'enquête reproduit pour chaque cohorte d'adolescents peut, quant à lui, être résumé par le schéma ci-dessous.

Le premier rectangle représente les informations collectées concernant l'ensemble des collégiens qui étaient scolarisés en 6<sup>e</sup>, soit en 2000 soit en 2001, dans chacune de ces localités. Au sein de cet ensemble, échantillonné à 100 %, on a tiré un échantillon de 10 % des élèves, par une procédure de tirage aléatoire stratifié qui privilégie fortement les élèves ayant les résultats les plus faibles en 6<sup>e</sup> ou un taux d'absentéisme élevé (voir la distribution des élèves dans les strates *infra*). En effet, l'objectif était de surreprésenter des adolescents qui engagent leur parcours au collège avec des difficultés scolaires : c'est pourquoi, sur le schéma, l'ovale représentant l'échantillon tiré au sein de chaque cohorte est déporté sur la gauche du rectangle, dans la zone des taux de réussite inférieurs à 50 % en 6<sup>e</sup> (2004, 2005) ou un taux d'absentéisme élevé (1999, 2001). Avec ces adolescents, des interviews approfondies ont été menées portant sur leur carrière scolaire depuis la primaire, leur vie familiale, leurs

liens avec les adolescents ou des jeunes adultes du quartier, leur éventuelle implication dans des inconduites, susceptibles ou non de susciter la rédaction d'un PV pour une infraction pénale et le passage devant un juge des enfants. Au cours de ces interviews, on a reconstitué, par la technique du « générateur de noms », le réseau de sociabilité de ces adolescents, précisant la date de commencement de ces relations – copains, partenaires de sortie ou de « business », etc – de façon à pouvoir distinguer des interactions durables d'autres plus éphémères. Avec les pondérations adéquates, ces réseaux donnent une image représentative de la sociabilité des adolescents.

Pour les deux cohortes enquêtées en 1999 et 2001, les élèves enquêtés l'ont été sur la base non des notes en 6<sup>e</sup> mais du taux d'absence au premier trimestre de leur année de 3<sup>e</sup>. Le protocole étant pour le reste symétrique à celui décrit pour les trois dernières cohortes. Pour l'ensemble des adolescents des cohortes appartenant aux trois cohortes « scolaires » de 2004 et 2005, ainsi que pour les deux cohortes constituées quelques années plus tôt dans les mêmes villes du Mantois, on a fait une investigation systématique dans la nouvelle chaîne pénale de façon à retracer les éventuels parcours pénaux des adolescents de ces cohortes ou leur suivi au titre de l'assistance éducative (voir la figure ovale). De sorte que l'on peut calculer la prévalence des prises en charge au titre de l'ordonnance de 1945 ou de celle de 1958 de plus de 4 300 adolescents représentatifs de la population de cette classe d'âge dans les sites choisis.



**TABLEAU 1**

Les cinq cohortes d'adolescents suivis : 1999 et 2006

Cohortes	Taille des cohortes prises en compte
Mantes-Murreaux 1998-99	560
Mantes-Murreaux-Vernouillet 2000-01	924
Communauté d'agglomération de Mantès en Yvelines 2004-05	1 461
Paris 18 <sup>e</sup> , 2005-06	934
Nantes-Saint-Herblain, 2005-06	460
Total	4 339

Il est difficile de donner des taux d'attrition par cohorte puisque, les types d'entretiens et de suivis ont été variables. Ainsi, s'agissant des données scolaires on a des résultats pour 87 % des élèves des trois dernières cohortes, tandis que la profession du père n'est connue que pour environ 60 % des élèves. Cependant, le tirage aléatoire des élèves interviewés au sein des cohortes a permis d'établir un vecteur de pondération pour fournir des résultats représentatifs des adolescents des sites retenus. La stratification a été faite selon les nombres de demi-journées d'absence pour les deux premières cohortes, selon les résultats aux épreuves de 6<sup>e</sup> pour les trois suivantes. S'agissant des trois dernières cohortes, dont le tirage est stratifié en fonction des résultats aux épreuves nationales de 6<sup>e</sup>, la répartition des adolescents était un peu concentrée au centre de l'échelle, compte tenu du fait que les strates ont été constituées cohorte par cohorte, alors que la répartition en déciles selon les notes varie d'une cohorte à l'autre.

Quand nous avons commencé, il y a près d'une dizaine d'années ce travail sur la socialisation des adolescents des quartiers pauvres, nous n'avions pas en tête de nous intéresser aux performances scolaires mais seulement aux inconduites – qui relèvent du pénal ou d'infractions aux règlements intérieurs (absences non justifiées) – de ce fait pour les deux premières de nos cinq cohortes nous ne disposons pas systématiquement des résultats des élèves au brevet, ce qui ramène l'échantillon utilisable à 3 472 adolescents.

**TABLEAU 2**

Distribution par type d'enquête des interviewés (en nombre)

	Enquête sommaire +éducateurs/médiateurs	Téléphone	Face à face, individuel ou classe	Enquête sommaire +données administratives	Ensemble
Nombre d'interviews selon les sources	338	1 350	735	1 049	3 472

## ■ Classifications ethnoculturelles

Le recours à ces catégories d'origine culturelle, qui n'est pas fréquent en France, ne peut se faire sans un minimum de clarification des notions utilisées. On adopte ici une définition du groupe ethnoculturel comme un ensemble humain qui partage une langue, des mœurs, un territoire une histoire et se distingue d'autres ensembles humains qui revendiquent un autre héritage dans ces mêmes domaines. Cette définition qui n'est pas une euphémisation de la race, ni du groupe ethnique au sens de groupe endogame. Elle se fonde sur des caractéristiques à la fois reçues et reconstruites. On conçoit l'appartenance à un groupe culturel en lien avec un héritage reçu par l'individu du fait de sa naissance et de sa socialisation dans un groupe humain donné. L'héritage reçu est indissociablement physique, psychique et social, il est fait de dispositions que l'individu peut se réapproprier ou répudier, plus ou moins aisément, mais avec lesquelles inévitablement il a été confronté pour les adopter ou s'en affranchir. La double assignation ou ascription qui résulte de l'héritage et se prolonge dans le regard des autres, dans des réappropriations et des répudiations distingue donc une telle définition de la conception privilégiée par F. Barth et B. Anderson, d'une appartenance subjectivement formée ou imaginée. Selon cette définition, l'ethnicité est une caractéristique ascriptive, entée sur un héritage historique légué par la socialisation (non pas génétique). Ce n'est pas une construction, déterminée seulement par les interactions présentes (pour une discussion des catégories ethniques dans les statistiques cf. Simon, 1998, 2008).

## ■ Nature des faits mentionnés dans les PV

Dans cette zone, pour la cohorte 2000-04, la délinquance mentionnée dans la Nouvelle Chaîne Pénale se présente au premier abord comme un ensemble d'actes un peu plus graves que ceux qui ont été énoncés par les élèves interviewés. Pour une part cela tient à la mise en forme par les procès verbaux de police. L'usage de la notion de vol en réunion désigne la plupart du temps des situations où deux ou trois adolescents se trouvent ensemble pour voler un CD au supermarché. Les mots utilisés dans les procès verbaux laisse penser à l'œuvre d'un petit gang qui agit de concert. En 2004, on ne dénombre qu'un vol avec effraction (cambriolage), une seule violence avec Interruption Totale de Travail de plus de 8 jours et 3 avec ITT de moins de 8 jours ; 3 ports d'armes de la sixième catégorie (armes blanches et aérosols lacrymogènes), 2 cas de vols avec violence « en bande organisée », 3 infractions à la loi sur les

stupéfiants<sup>27</sup> (un seul acte de cession, les deux autres procédures correspondant à de la détention de produits illicites) et une mise en cause pour viol. Aucun meurtre n'a été imputé par les services de police (nous avons rencontré une situation de meurtre aux Mureaux en 2000-01). L'inspection de la liste exhaustive des délits présumés fait d'abord ressortir le caractère rarissime des actes graves repérés par la police chez ces adolescents d'un ensemble de quartiers de France réputé parmi les plus difficiles.

Il y a un raisonnement qu'on entend fréquemment qui suggère que la police n'appréhende qu'une petite fraction des auteurs de délits, du fait même que pour certaines catégories d'actes, notamment les vols, les taux d'élucidation sont faibles. Prenons un taux moyen actuel d'élucidation de 20 %. Lorsqu'on commet un seul acte on a 8 chances sur 10 de ne pas être repéré, lorsqu'on en commet trois on 1 chance sur 2 d'avoir été interpellé. Autrement dit les jeunes qui ont commis un délit occasionnel et n'ont pas répété cet acte n'ont généralement été ni repérés ni sanctionnés, mais dès qu'il ne s'agit plus d'un comportement exceptionnel mais d'actes répétés – même un petit nombre de fois – la probabilité de ne pas avoir été interpellé devient vite faible. Après, il est clair que tout jeune interpellé ne fait pas l'objet d'une procédure mais il s'inscrit déjà dans les registres de main courante et son « compteur tourne », si l'on nous passe l'expression. De plus, il ressort à l'évidence que les jeunes qui commettent les actes les plus graves sont aussi les plus actifs dans la délinquance. On ne passe pas à l'agression au couteau ou au cambriolage de but en blanc sans avoir fait une propédeutique avec des délits plus anodins. Dès lors, la probabilité d'une méconnaissance de situations graves et des auteurs d'actes graves est faible. Par conséquent, il semble injustifié de considérer que la délinquance qui est repérée par les procès verbaux de police n'est que la partie émergée de l'iceberg<sup>28</sup>. Elle représente la grosse majorité de la délinquance réitérante.

27/ Ce qui ne signifie évidemment pas qu'il n'y a pas de fumeurs de cannabis parmi nos collégiens.

28/ Les procédures d'enquête sur la délinquance auto-révélee ont d'autres mérites et d'autres biais.

■ Interactions entre situation familiale et ethnicité dans l'étude multi-sites

**TABLEAU 3A**  
% d'adolescents dans les différentes configurations familiales selon l'origine culturelle

origine culturelle	bioparentale/ parents adoptifs	monoparentale	polygame	recomposée	Total
<b>Hors zus</b>					
français	80,3	13,6	0,0	6,1	100 %
européen	81,8	8,3	0,0	9,9	100 %
maghrébin	81,9	<b>12,4</b>	0,7	4,9	100 %
noir hors Sahel	67,0	<b>22,3</b>	0,0	10,6	100 %
noir du Sahel	78,0	5,5	<b>12,8</b>	3,7	100 %
turc	76,9	11,5	0,0	11,5	100 %
<b>En zus</b>					
français	62,5	29,7	0,0	7,8	100 %
européen	37,5	31,3	0,0	31,3	100 %
maghrébin	88,6	<b>8,0</b>	1,1	2,3	100 %
noir hors Sahel	64,7	<b>15,7</b>	7,8	11,8	100 %
noir du Sahel	62,5	6,9	<b>28,5</b>	2,1	100 %
turc	89,3	10,7	0,0	0,0	100 %

■ Modélisation alternative de l'implication dans la délinquance

Comme nombre d'adolescents n'ont pas précisé la nature du travail de leur père, se contentant d'indiquer que leur père « travaillait », il a paru judicieux de vérifier que les résultats sont stables lorsqu'on prend en compte pour qualifier la situation socioprofessionnelle de la famille une dichotomie simple : père actif vs inactif (chômeur, retraité, autre inactif). Les résultats figurent dans le tableau 3b.

**TABLEAU 3B**  
Implication en tant qu'auteurs de délits avec restriction de l'information sur le statut social à la distinction actif/inactif

Var. dep. Auteur de délits	Coef.	Std. Err.	z	P >  z	[95 % Conf. Interval]
Parents ensemble	réf.				
Mono-européen	1.235441	.2862157	4.32	0.000	.6744683 1.796413
Mono-maghreb	1.119117	.2941972	3.80	0.000	.5425008 1.695733
Mono-afrrique-horsSahel	-.6852215	.7822225	-0.88	0.381	-2.218349 .8479064
Mono-sénégal/turquie	.545072	.5801411	0.94	0.347	-.5919836 1.682128
Mono-autre	.2704962	.1441228	1.88	0.061	-.0119794 .5529718
Polygame	1.184734	.3199322	3.70	0.000	.5576782 1.811789
Recomposée	.3960149	.3097891	1.28	0.201	-.2111606 1.003191

**Activité professionnelle réf.**

Père actif employé						
Père inactif/chômeur	.4450594	.1587341	2.80	0.005	.1339463	.7561725

**Origine famille**

France réf.						
Europe (hors France)	.2690564	.2769279	0.97	0.331	-.2737122	.8118251
Maghreb	.9626181	.1785672	5.39	0.000	.6126328	1.312603
Afrique hors Sahel	.8498883	.2564709	3.31	0.001	.3472146	1.352562
Sahel	1.413386	.2316008	6.10	0.000	.9594565	1.867315
Turquie	.6923888	.4138831	1.67	0.094	-.1188072	1.503585
Reste du monde	-.0966807	.4512128	-0.21	0.830	-.9810415	.7876802

**Sexe**

Féminin réf.						
Masculin	1.457653	.1400202	10.41	0.000	1.183219	1.732088
Ni ZEP ni ZUS réf.						
zep75 ou zus	.1603104	.14974	1.07	0.284	-.1331747	.4537954
zep75 et zus	-.3966452	.1742503	-2.28	0.023	-.7381695	-.055121
Dummy St Herblain	.4148783	.2005747	2.07	0.039	.0217591	.8079976
Taux ménages cadres	-.2240247	.779698	-2.87	0.004	-3.768427	-.7120673
Constante	-3.835463	.2190349	-17.51	0.000	-4.264764	-3.406163