



HAL
open science

Inégalités sociales et territoriales de mobilité et d'accidents corporels de la route chez les jeunes

Idlir Licaj

► **To cite this version:**

Idlir Licaj. Inégalités sociales et territoriales de mobilité et d'accidents corporels de la route chez les jeunes. Médecine humaine et pathologie. Université Claude Bernard - Lyon I, 2011. Français. NNT : 2011LYO10065 . tel-00860926

HAL Id: tel-00860926

<https://theses.hal.science/tel-00860926>

Submitted on 11 Sep 2013

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.

Université de Lyon
Université Claude Bernard Lyon 1
Ecole Doctorale Interdisciplinaire Sciences Santé ED N° 205

Thèse
pour l'obtention du diplôme de doctorat
(arrêté du 7 août 2006)

Discipline : épidémiologie

soutenue publiquement par
Idlir LICAJ

le 18 avril 2011

Inégalités sociales et territoriales
de mobilité et d'accidents corporels de la route
chez les jeunes

Pierre CHAUVIN
Mireille CHIRON
Mouloud HADDAK
Lucie LAFLAMME
Thierry LANG
Pascal POCHET
Philippe VANHEMS

Jury :
rapporteur
directrice de thèse
encadrant
rapporteur
rapporteur
encadrant
membre du jury

Inégalités sociales et territoriales de mobilité et d'accidents corporels de la route chez les jeunes

L'objectif de la thèse est de mesurer en France l'influence des inégalités socioéconomiques individuelles et contextuelles sur la mobilité, l'incidence et la gravité des accidents corporels chez les enfants et les jeunes de moins de 25 ans.

Des analyses originales sont effectuées à partir des bases de données suivantes : le Registre des Victimes d'accidents corporels de la circulation du Rhône, l'enquête ménage déplacement (EMD) de 2005-06 et une enquête épidémiologique de type cas-témoins réalisée durant la thèse.

Excepté pour les victimes à deux-roues à moteur les incidences d'accidents lors de l'usage des différents modes de transports (voiture, vélo, marche et rollers) sont plus élevées chez les habitants des communes d'habitation défavorisées. Le sexe est également un facteur déterminant et très variable selon les modes de transport. L'effet de facteurs socioéconomiques sur la gravité des blessures d'accidents des jeunes, les différences socioéconomiques individuelles et contextuelles d'usage des modes de transports, de motorisation des ménages et d'accès au permis de conduire sont également étudiés.

L'enquête de type cas témoins permet ensuite de pousser l'investigation en s'intéressant simultanément aux accidents, à la mobilité et à certains facteurs intermédiaires comme les comportements à risques (routier et non routiers) des jeunes.

La reconnaissance des inégalités sociales de mobilité et d'accidents corporels peut permettre d'orienter les campagnes de prévention sur l'existence de zones et de groupes à risques.

Socioeconomic inequalities in daily travel and road traffic injuries among the young

The aim of this thesis is to measure the influence of individual and contextual socioeconomic factors in daily travel, traffic injury incidences and severity of injuries when it comes to young persons of under 25 years of age in France.

Original analyses were made using the following databases: the Rhône road trauma Registry, the Lyon Household Travel Survey 2005-2006 (HTS) and an epidemiological case-control survey conducted during the thesis.

Except for casualties of motorized two-wheeler crash incidences for the different categories of road users (motorists, cyclists, roller-skate users and pedestrians) were generally higher among the inhabitants of deprived municipalities. Depending on categories of road users huge gender differences were also observed.

The effects of socioeconomic factors on injury severity, individual and contextual socioeconomic differences in the use of modes of transport (daily travel), car ownership and access to driver's license were also studied.

The case-control study allows the investigation to focus simultaneously on injuries, daily travel and intermediate-risk factors such as risk behaviors factors of young people.

The recognition of social inequalities in daily travel and traffic injuries allow focusing prevention campaigns on the existence of higher risk areas and groups.

Discipline : épidémiologie

Mots clés : accidents de la route, blessure, mobilité journalière, facteurs socio-économiques, épidémiologie, inégalités sociales

Key-words: road accident, injury, daily travel, social factors, epidemiology, social inequalities

Laboratoire de rattachement : UMRESTTE Unité mixte (Ifsttar - Lyon 1) de recherche épidémiologique et de surveillance Transport Travail Environnement, UMRT 9405.

Ifsttar, Institut français des sciences et technologies des transports, de l'aménagement et des réseaux. 25, avenue François Mitterrand, Case 24, 69675 Bron cedex, France

Remerciements

Plusieurs personnes ont contribué, de façon plus ou moins directe à la réalisation de ce travail de recherche.

J'aimerais tout d'abord remercier ma directrice de thèse Mireille Chiron. Elle m'a accordé toute sa confiance en acceptant d'encadrer et diriger cette thèse. Sa grande expérience de l'épidémiologie, sa grande rigueur scientifique, sa disponibilité et sa patience ont continuellement contribué à réaliser ce travail. Je tiens également à la remercier pour son soutien moral infaillible durant les années passées dans l'Unité.

Je remercie Mouloud Haddak de m'avoir confié ce sujet de recherche dans le cadre de l'approche quantitative du projet Isomerr-Jeunes, qu'il dirige. Ses conseils et remarques ont grandement aidé à améliorer ce travail. Je lui suis également particulièrement reconnaissant de m'avoir confié l'enseignement des statistiques, « *Enquête et Traitement des Données* » à des élèves de seconde année de l'École Nationale des Travaux Publics de l'État.

Je remercie tout aussi sincèrement Pascal Pochet, chargé de recherche au LET-ENTPE qui m'a consacré beaucoup de son temps. Ce travail doit beaucoup à ses relectures critiques et minutieuses, à ses conseils qui ont été d'une aide précieuse.

Je remercie chaleureusement Martine Hours, et Jean Louis Martin pour leur soutien précieux et leurs conseils avisés durant cette thèse.

Je tiens à remercier particulièrement Bernard Laumon, directeur, de l'Unité Mixte de Recherche Épidémiologique et de Surveillance Transport Travail Environnement de m'avoir accueilli dans son unité de recherche et de la confiance qu'il m'a accordée mais aussi pour sa bonne humeur.

Je remercie également Dominique Mignot, de la direction scientifique de l'Inrets qui a soutenu de près le projet Isomerr-jeunes.

Pierre Chauvin, directeur de recherche INSERM, Lucie Laflamme professeur à Karolinska Institutet-Stockholm et Thierry Lang professeur à la faculté de médecine Toulouse-Purpan, université Toulouse-III ont accepté d'être les rapporteurs de cette thèse et je tiens à les remercier singulièrement. Leurs remarques et suggestions ont considérablement amélioré la qualité de cette thèse. Mes remerciements vont également au professeur d'université et praticien hospitalier Philippe Vanhems qui a accepté de participer au jury de thèse.

Merci à Aurélie, Judith, Emmanuelle, Marion, Inès et Laure qui ont accepté de lire et de commenter certaines parties de cette thèse.

Un grand merci à toute l'équipe UMRESTTE pour son accueil bienveillant, sa solidarité et sa bonne humeur. Je remercie tout particulièrement Amina Ndiaye, Patricia Chapuis et Geneviève Boissier pour leur aide en diverses circonstances.

Mes plus chaleureux remerciements s'adressent aussi à Eliette Randriantovomanana et Elodie Moutengou qui à la fin ont partagé mon bureau et suivi l'avancement de ce travail.

Je remercie toutes les personnes qui ont participé au recueil ou à l'informatisation des données, pour l'Association pour le Registre des Victimes d'Accidents de la Circulation du Rhône (ARVAC : président E Javouhey) et l'INRETS-UMRESTTE A. Ndiaye, médecin responsable technique du Registre) : Ait Idir T, Ait Si Selmi T, Alloatti D, Amoros E, Andrillat M, Artru F, Asencio Y, Assossou I, Auzaneau F, Bagès-Limoges F, Bagou G, Balogh C, Banssillon G, Banssillon V, Barnier N, Barth X, Basset M, Bec JF, Bejui J, Bel JC, Bérard E, Bérard J, Bernard JC, Berthet N, Bertrand JC, Besson L, Biot B, Biot V, Blanc C, Blanchard J, Bœuf C, Boisson D, Bonjean M, Bost J, Bouchedor C, Bouletreau P, Boyer M., Boyer V, Breda Y, Brilland R, Bussery S, Cabet N, Caillot L, Caillot JL, Cannamela A, Caregnato B, Carre M, Catala Y, Chagnon PY, Chambost M, Chantran C, Chardon P, Charnay P, Chatelain P, Chattard S, Chauvin F, Chavane H, Chazot G, Chettouane I, Chevreton N, Chevrillon E, Chevrillon S, Chiron M, Chotel P, Cochard P, Combe C, Contamin B, Coppard E, Cot T, Crettenet Z, Cristini A, Cunin V, Dailler F, Dal Gobbo B, David JS, De Angelis MP, Decourt L, Delfosse A, Demazière J, Deruty R, Desjardins G, Devaux J, Dohin B, Drouet A, Emonet A, Escarment J, Evrard AS, Eyssette M, Fallavier L, Fanton L, Felten D, Feuglet P, Fifis N, Figura J, Fisher G, Fischer LP, Flocard B, Floret D, Fournier G, Fraise P, Fredenucci JF, Freidel M, Fuster P, Gadegbeku B, Galin L, Gaillard P, Gallon M, Garnier N, Garzanti A, Gaussorgues P, Gautheron V, Genevrier M, Gibaud F, Gillet Y, Gilly F, Goubsky A, Granger M, Grattard P, Gueniaud PY, Guenot C, Guérin AC, Guignand M, Guillaumée F, Haddak M, Hamel D, Haouas T, Heckel T, Herzberg G, Ho-Van-Truc P, Jacquemard C, Joffre T, Kohler R, Lablanche C, Lafont S, Lagier C, Lapierre B, Laplace MC, La Rosa C, Laurent R, Lebel M, Leblay G, Le-Xuan I, Lieutaud T, Lille R, Linné M, Lucas R, Machin B, Maiello E, Malicier D, Mangola B, Marduel YN, Marie-Catherine M, Martin JL, Martin YN, Martinand G, Marty F, Mazouzi S, Menard B, Messikh C, Meyer F, Meyrand S, Mintsä-Eya C, Molard S, Monneuse O, Morel-Chevillet E, Mioulet E, Minjaud F, Mintsä-Eya C, Mollet C, Monnet J, Moyen B, Neidhart JP, Ngandu E, Ny S, Ould T, Paget P, Paillot JC, Paris D, Patay B, Pauget P, Peillon D, Perrin G, Perrin-Blondeau D, Petit P, Piriou V, Piton JL, Plantier M, Pornon P, Pramayon C, Quelard B, Rakaa A, Raquin L, Remy C, Rezig M, Ricard A, Richard A, Rigal F, Robert D, Rode G, Romanet JP, Rongieras F, Roset C, Rousson A, Roussouli P, Roux H, Ruhl C, Salamand J, Salord F, Sametzky P, Sayegh K, Sayous P, Sbraire N, Scappaticci N, Schiele P, Schneider M, Simonet C, Sindou M, Soldner R, Soudain M, Stagnara J, Stamm D, Suc B, Supernant K, Taesch MC, Tasseau F, Tell L, Thomas M, Tilhet-Coartet S, Tissot E, Toukou JC, Trifot M, Tronc F, Vallee B, Vallet G, Vancuyck A, Vergnes I, Verney MP, Voiglio EJ, Vourey G, Vuillard J, Westphal M, Willemen L.

C'est avec émotion que je remercie mes parents, qui malgré la distance ont su m'encourager durant ces années de thèse.

Enfin comme la réalisation d'une thèse empiète un peu sur la vie amoureuse, je remercie Alicia, sans qui rien n'aurait pu être possible. Ton amour et ton indéfectible soutien ont été fondamentaux pour la réalisation ce travail.

Les travaux de la thèse ont été financés dans le cadre du projet ISOMERR-Jeunes par les contrats :

- Cluster de Recherche « transport-Territoires et Société » de la région Rhône-Alpes, par une allocation doctorale de recherche, 2007-2010
- Subvention de recherche N° 07MTS055 du PREDIT G02 « Economie de la Sécurité Routière », pour la prise en charge des travaux de recherche, en particulier la réalisation de l'enquête cas-témoins sur les inégalités sociales de mobilité et d'exposition au risque routier des jeunes de 14 à 18 ans, 2007-2011.

Table des matières

1. INTRODUCTION	11
2. ÉTAT DES CONNAISSANCES SUR LES INEGALITES SOCIALES POUR LES ACCIDENTS CORPORELS DE LA ROUTE DES JEUNES	13
2.1. Méthode d'analyse bibliographique	15
2.2. Facteurs socioéconomiques de risque à caractère individuel	17
2.3. Facteurs socioéconomiques de risque de nature contextuelle	25
2.4. Facteurs individuels et contextuels étudiés simultanément	32
2.5. Inégalités sociales de mobilité et d'exposition au risque routier	34
2.6. Apports et limites des études.....	37
2.7. Conclusions.....	39
3. OBJECTIFS DE THESE	41
4. METHODES	43
5. ACCIDENTS DES JEUNES EN FONCTION DE LEUR COMMUNE D'HABITATION	49
5.1. Matériel et méthodes.....	49
5.1.1. Le Registre du Rhône des victimes d'accidents de la circulation	49
5.1.2. Les Zones urbaines sensibles dans le Rhône	50
5.1.3. Analyses	52
5.2. Résultats.....	55
5.2.1. Lieu d'habitation des victimes du Registre entre 2001 et 2006	56
5.2.2. Influence de la commune d'habitation sur les incidences par âge, sexe et catégorie d'utilisateur	58
5.2.3. Influence du lieu d'habitation sur la gravité immédiate des lésions	62
5.2.4. Influence de la commune d'habitation sur les incidences par type d'utilisateur, selon la gravité des blessures	69
5.2.5. Prise en compte du nombre de ZUS dans la commune d'habitation	69
5.2.6. Zoom sur les 14-17 ans : Les d'accidents corporels des adolescents dans le Rhône	71
5.2.7. Commune d'accident	75
5.2.8. Avoir un accident dans une commune avec ou sans ZUS	76
5.2.9. Avoir un accident dans sa propre commune d'habitation	76
5.2.10. Lien entre la commune d'habitation et la commune d'accident	78
5.3. Discussion et synthèse	81
6. ACCIDENTS DES JEUNES EN FONCTION DES CARACTERISTIQUES DE L'IRIS D'HABITATION	85
6.1. Matériels et méthodes	85
6.1.1. Îlots regroupés pour l'information statistique IRIS	85
6.1.2. IRIS et ZUS	86
6.1.3. Analyses	87
6.2. Résultats.....	89
6.2.1. Echelle de pauvreté construite à partir des données de la base IRIS	89
6.2.2. Distribution de l'indice de pauvreté pour l'ensemble des 774 IRIS	91
6.2.3. Validation externe de l'échelle de pauvreté.....	92
6.2.4. Incidences selon l'indice de pauvreté et la présence d'une ZUS dans l'IRIS	94

6.3.	Discussion et synthèse	97
7.	MOBILITE DES JEUNES ET LEURS CARACTERISTIQUES SOCIOECONOMIQUES INDIVIDUELLES ET CONTEXTUELLES	99
7.1.	Objectifs	100
7.2.	Méthodes	100
7.2.1.	Enquête Ménages Déplacements (EMD) de Lyon 2006	100
7.2.2.	Prise en compte du contexte socio-spatial du lieu de résidence	102
7.2.3.	Données redressées	105
7.2.4.	Variables utilisées	105
7.2.5.	Analyses	108
7.3.	Motorisation et multi-motorisation des ménages des jeunes	113
7.3.1.	Motorisation des jeunes référents de leur ménage	113
7.3.2.	Motorisation des jeunes occupant un statut d'enfant dans le ménage	116
7.4.	Accès à la conduite accompagnée et au permis de conduire B	119
7.4.1.	Accès à la conduite accompagnée des 16-17 ans	119
7.4.2.	Accès au permis de conduire voiture des 18-24 ans	121
7.5.	Utilisation «habituelle» des modes de transport chez les jeunes	124
7.5.1.	Effet du type de zone fine d'habitation sur l'utilisation des modes :	124
7.5.2.	Effet du revenu familial par UC sur l'utilisation des modes	129
7.5.3.	Analyse logistique multivariée de l'utilisation générale des modes	134
7.6.	Mobilité d'un jour de semaine des jeunes	135
7.6.1.	Usage des modes un jour de semaine	135
7.6.2.	Quantité de déplacements par mode pour les jeunes concernés, un jour de semaine	140
7.7.	Discussion et synthèse	144
8.	ACCIDENTS DES JEUNES EN PRENANT EN COMPTE LEUR MOBILITE	147
8.1.	Méthodes	147
8.2.	Résultats	147
8.3.	Discussion et synthèse	150
9.	ACCIDENTS DES JEUNES DE 14 A 18 ANS EN FONCTION DE LEURS CARACTERISTIQUES SOCIOECONOMIQUES, DE LEUR MOBILITE ET DE LEURS COMPORTEMENTS	153
9.1.	Objectifs	153
9.2.	Méthode	154
9.3.	Résultats	156
9.4.	Discussion et synthèse	171
10.	DISCUSSION, CONCLUSIONS	175
11.	BIBLIOGRAPHIE	187

12. ANNEXES	195
12.1. Annexes 1 Utilisation générale (habituelle) des 5 modes : distributions des variables telles qu'elles se présentent dans la base EMD.....	195
12.2. Annexe 2 Usage des modes (%) selon la commune d'habitation (avec ZUS ou sans ZUS) le sexe et l'âge	197
12.3. Annexe 3 Usage des modes (%) selon la commune d'habitation, le sexe et l'âge	198
12.4. Annexe 4 Fréquence et taux d'utilisation un jour de semaine des différents modes par année d'âge et par sexe	199
12.5. Annexe 5 Nombre moyen de déplacements par catégorie d'utilisateur (et pour l'ensemble des catégories), par sexe et par revenu familial pour les jeunes concernés pour chaque type d'utilisateur	200
12.6. Annexe 6 : Moyenne du temps de trajet par catégorie d'utilisateur, par sexe et par revenu familial pour les jeunes concernés pour chaque type d'utilisateur	201
12.7. Annexe 7 Moyenne des distances parcourues par catégorie d'utilisateur, par sexe et par revenu familial pour les jeunes concernés pour chaque type d'utilisateur	202
12.8. Annexe 8 : Liste des 33 variables sélectionnées pour faire la première ACM	203
12.9. Annexe 9 Article 1	204
12.10. Annexe 10 Article 2	214
12.11. Annexe 11 Article 3	226
12.12. Annexe 12 : Etude pilote réalisée auprès de 4 lycées du département.....	240

Liste des figures

Figure 1 : Caractéristiques des ZUS du Rhône	51
Figure 2 : Incidences annuelles moyennes d'accidents corporels (pour 100 000 jeunes).....	60
Figure 3 : Victimes d'accidents corporels de la circulation en fonction de l'âge et du sexe.....	71
Figure 4 : Evolution par âge des taux de victimes accidentées dans leur commune d'habitation en fonction du type de commune et du sexe	78
Figure 5 : Les IRIS et les ZUS de la Communauté Urbaine de Lyon	87
Figure 6 : Cercle de corrélation : répartition des variables sur le plan factoriel.....	90
Figure 7 : Distribution de l'indice de pauvreté au niveau IRIS.....	92
Figure 8 : Incidences annuelles moyennes des traumatismes routiers pour 100 000 jeunes de 14-17 ans..	94
Figure 9 : Le périmètre des deux dernières EMD lyonnaises (1994-1995 et 2005-2006) et les découpages administratifs et institutionnels.....	101
Figure 10: Un exemple de découpages en IRIS et en ZUS (en rouge) : la commune de Grigny	104
Figure 11: Les découpages Iris et zone fine EMD dans l'exemple de Grigny	104
Figure 12 : Motorisation et revenu des jeunes référents de leur ménage	114
Figure 13 : Motorisation selon le type de zone d'habitation des jeunes référents de leur ménage	114
Figure 14 : Motorisation du ménage familial des jeunes « enfants ».....	117
Figure 15 : Motorisation du ménage familial des jeunes « enfants ».....	117
Figure 16 : Accès des 16-17 ans à la conduite accompagnée selon le niveau de revenu familial par UC en quartiles (%)	119
Figure 17 : Accès au permis de conduire voiture « B » des 18-24 ans selon le sexe et l'âge (%)	121
Figure 18 : Accès au permis de conduire des 18-24 ans selon le revenu du ménage par UC (%)	122
Figure 19 : Utilisation quotidienne ou quasi quotidienne de la voiture comme passager et zones d'habitation (%).....	124
Figure 20 : Utilisation régulière ou exceptionnelle de la voiture comme conducteur et zones d'habitation (%).....	125
Figure 21 : Utilisation régulière ou exceptionnelle du deux-roues motorisé et zones d'habitation (%) ..	126
Figure 22 : Utilisation quotidienne ou quasi quotidienne des transports en commun et zones d'habitation (%).....	127
Figure 23 : Utilisation régulière ou exceptionnelle du vélo et zones d'habitation (%)	128
Figure 24 : Marche un jour de semaine et zones d'habitation (hors vacances scolaires) (%).....	128
Figure 25 : Utilisation quotidienne ou quasi quotidienne de la voiture comme passager selon le revenu par UC (%)	129
Figure 26 : Conduite régulière ou exceptionnelle d'une voiture selon le revenu par UC (%)	130
Figure 27 : Utilisation régulière ou exceptionnelle du 2RM selon le revenu par UC (%)	130
Figure 28 Utilisation quotidienne ou quasi quotidienne des transports en commun selon le revenu par UC (%).....	131
Figure 29 : Utilisation régulière ou exceptionnelle du vélo selon le revenu par UC (%).....	132
Figure 30 : Marche la veille de l'enquête selon le revenu par UC (%)	132
Figure 31 : Nombre de victimes d'accidents par sexe et par catégorie d'usager lors de l'accident.....	159

Liste des tableaux

Tableau 1 Schéma conceptuel : Influence des différents facteurs sur les accidents des jeunes	14
Tableau 2 : Part des victimes de 0 à 24 ans par rapport à l'ensemble des victimes du Rhône.....	50
Tableau 3 : Distribution des revenus fiscaux médians par unité de consommation dans les deux types de communes.....	52
Tableau 4 : Population et nombre de victimes d'accidents corporels dans le Rhône par année d'âge pour les moins de 25 ans.....	56
Tableau 5 Répartition des victimes de moins de 25 ans selon les catégories d'usagers, le sexe et la commune d'habitation.....	57
Tableau 6 : Incidences annuelles moyennes d'accidents corporels (pour 100 000 jeunes) par âge, sexe et type de commune d'habitation et rapport d'incidences entre communes avec et sans ZUS	59
Tableau 7 : Caractéristiques des victimes et de leur accident	63
Tableau 8 : Modèles logistiques multiniveaux « vides » : gravité des blessures	64
Tableau 9 : Gravité des blessures (ISS9+) pour les accidents à vélo, à pied et en rollers :.....	65
Tableau 10 : Gravité des accidents (ISS9+) pour usagers de 2RM et de voiture :	67
Tableau 11 : Incidences annuelles moyennes d'accidents corporels et rapport d'incidences entre les deux types de communes par sexe, catégorie d'utilisateur et gravité des accidents chez les 0-24 ans.....	69
Tableau 12 : Part des victimes de 14 à 17 ans par rapport à l'ensemble des victimes du Rhône.....	72
Tableau 13 Effectifs d'accidents corporels, incidences annuelles moyennes et rapports d'incidences entre les deux types de communes par sexe chez les 14-17 ans.....	72
Tableau 14 Incidences annuelles moyennes d'accidents corporels et rapports d'incidences entre les deux types de communes par sexe et catégorie d'utilisateur chez les 14-17 ans.....	73
Tableau 15 : Incidences annuelles moyennes d'accidents corporels et rapports d'incidences entre les deux types de communes par catégorie d'utilisateur, sexe et niveau de gravité chez les 14-17 ans.....	74
Tableau 16 Organigramme hiérarchique des victimes du Registre entre 2001 et 2006.....	75
Tableau 17 Taux d'accidents corporels en fonction des communes d'habitation, d'accident et de l'âge...	76
Tableau 18 : Taux de victimes accidentées au sein de leur propre commune d'habitation, en fonction de la nature de leur commune d'habitation et de leur âge.....	77
Tableau 19 : Régression logistique multiniveaux : avoir un accident corporel dans sa commune d'habitation.....	80
Tableau 20 Coordonnées des variables actives retenues pour la construction de l'échelle de pauvreté	90
Tableau 21 : Echelle de « pauvreté » et IRIS avec ou sans ZUS	92
Tableau 22 Incidences annuelles moyennes des traumatismes routiers pour 100 000 jeunes de 14-17 ans ⁹⁵	
Tableau 23 : Incidences annuelles moyennes et rapports d'incidences entre les deux types d'IRIS (avec et sans ZUS) par catégorie d'utilisateur, sexe et niveau de gravité chez les 14-17 ans	96
Tableau 24 : Taille d'échantillon aux différentes unités statistiques.....	102
Tableau 25 : Caractéristiques des poids attribués aux individus enquêtés (5 ans et plus), selon leur lieu de résidence.....	105
Tableau 26 : Composition des familles des jeunes référents de leur ménage	114
Tableau 27 : Motorisation des ménages des jeunes « référents ou conjoints».....	115
Tableau 28 : Composition des familles des jeunes « enfants » dans le ménage.....	116
Tableau 29 : Motorisation des ménages des jeunes « enfants »	118
Tableau 30 : Déterminants d'accès à la conduite accompagnée chez les 16-17 ans	120
Tableau 31 : Possession du permis de conduire et apprentissage du permis en cours 18-24 ans.....	123
Tableau 32 : Usage général des modes en semaine (une régression logistique pour chaque mode).....	134
Tableau 33: Nombre moyen de déplacements un jour de semaine par mode de transport mécanisé, selon la fréquence déclarée d'usage habituel de ce mode en semaine.....	136
Tableau 34: Fréquence et taux d'utilisation un jour de semaine, des différents modes par sexe et par type de zone fine d'habitation (avec ou sans ZUS).....	138
Tableau 35: Fréquence et taux d'utilisation un jour de semaine, des différents modes par sexe et par revenu familial par UC.....	139
Tableau 36 Nombre moyen de déplacements par catégorie d'utilisateur, par sexe et par type de zone d'habitation (avec ou sans ZUS) pour les <i>jeunes concernés</i> par mode	141

Tableau 37: Moyenne du temps de déplacement par catégorie d’usager, par sexe et par type de zone d’habitation (avec ou sans ZUS) <i>pour les jeunes concernés</i> par mode.....	142
Tableau 38 : Moyenne des distances parcourues en kilomètres par catégorie d’usager, par sexe et par type de zone d’habitation (avec ou sans ZUS) <i>pour les jeunes concernés</i> par mode.....	143
Tableau 39 Rapports d’incidences des accidents corporels survenus hors vacances scolaires 2005-2006	149
Tableau 40 : Croisement avec l’âge et le sexe (n=675).....	157
Tableau 41 : Différences socioéconomiques contextuelles brutes au niveau communal et de l’IRIS <i>Etude Isomerr jeunes- cas-témoins</i>	158
Tableau 42 : Effet de la commune avec ZUS sur les accidents corporels en population d’étude et chez les usagers de chaque mode.....	159
Tableau 43 : Effet de la PCS sur les accidents corporels en population d’étude et chez les usagers de chaque mode.....	161
Tableau 44 Déterminants d’accident tous modes confondus (n=602)	163
Tableau 45 : Déterminants d’accidents à 2RM chez les usagers (n=306).....	165
Tableau 46 : Accidents à vélo pour les jeunes concernés (n=362 usagers).....	167
Tableau 47 : Déterminants d’accidents de voiture sur l’échantillon total (n=602)	168
Tableau 48 : Déterminants d’accidents à pied sur l’échantillon total (n=602).....	169
Tableau 49 Usage des modes (%) selon la commune d’habitation (avec ZUS ou sans ZUS) le sexe et l’âge.....	197
Tableau 50 Usage des modes (%) selon la commune d’habitation, le sexe et l’âge	198
Tableau 51 : Fréquence et taux d’utilisation un jour de semaine des différents modes	199
Tableau 52 Nombre moyen de déplacements par catégorie d’usager (et pour l’ensemble des catégories), par sexe et par revenu familial (en quartiles) <i>pour les jeunes concernés</i> pour chaque type d’usager	200
Tableau 53: Moyenne du temps de trajet en minutes par catégorie d’usager (et pour l’ensemble des catégories), par sexe et par revenu familial (en quartiles) <i>pour les jeunes concernés</i> pour chaque type d’usager	201
Tableau 54 : Moyenne des distances parcourues en kilomètres par catégorie d’usager (et pour l’ensemble des catégories), par sexe et par revenu familial <i>pour les jeunes concernés</i> pour chaque type d’usager	202

1. Introduction

Les accidents de la circulation constituent, dans les pays développés, une des principales causes de mortalité des jeunes de 15 à 24 ans selon le rapport de l'OMS (WHO 2007). Les inégalités sociales de santé sont reconnues à l'échelle nationale et internationale (Leclerc et al. 2000; Rican et al. 2003; Siegrist and Marmot 2006) ; en revanche en France, contrairement à certains pays anglo-saxons et nordiques, l'influence des inégalités sociales sur le risque routier est encore mal appréhendée. Dans la littérature il apparaît que les inégalités socioéconomiques d'accidents peuvent être liées à des facteurs individuels (Agran et al. 1998; Hasselberg et al. 2001; Laflamme and Engstrom 2002; Edwards et al. 2006), contextuels (Durkin et al. 1994; Abdalla et al. 1997; Hippisley-Cox et al. 2002; Graham et al. 2005) ou les deux à la fois (Cubbin et al. 2000; Pickett and Pearl 2001; Borrell et al. 2002; Ferrando et al. 2005; Laflamme et al. 2009).

L'objectif principal de la thèse est de mesurer l'influence des inégalités socioéconomiques individuelles et contextuelles sur la mobilité et le risque d'accidents de la circulation chez les jeunes. Ce sujet s'insère dans le projet multidisciplinaire ISOMERR-Jeunes (Inégalités sociales et territoriales de mobilité et d'exposition au risque routier) qui regroupe principalement des chercheurs de l'Unité Mixte de Recherche Epidémiologique et de Surveillance Transport Travail Environnement (UMRESTTE-INRETS/Lyon1) et du Laboratoire d'Economie des Transports (LET-ENTPE/CNRS). Certains travaux quantitatifs de notre thèse étaient initialement programmés dans le cadre du projet Isomerr-Jeunes.

L'exploitation des bases de données existantes telles que le Registre des victimes d'accidents corporels de la circulation du Rhône et l'enquête ménage déplacements (EMD) de 2005-06 ainsi que la mise en place et l'analyse d'une étude épidémiologique en population étaient les principaux travaux de recherche programmés initialement.

C'est dans ce contexte que nos travaux commencent par une analyse de la littérature internationale concernant les inégalités sociales et économiques de mobilité et d'accidents de la circulation chez les jeunes (chapitre 2). Les résultats de cette revue ont permis d'affiner notre problématique de recherche et de la positionner ainsi dans un contexte international.

A l'étape suivante nous procédons à l'exploitation des données du Registre des victimes d'accidents de la circulation du Rhône. Les analyses apparaissent dans le chapitre 5. Cette analyse permet de décrire les traumatismes des jeunes par accidents de la circulation dans le Rhône (incidences, gravité), en fonction de la commune d'habitation ; nous ne disposons pas dans le Registre de caractéristiques socioéconomiques individuelles des victimes. Dans ce

chapitre nous étudions aussi l'effet des facteurs sociodémographiques et contextuel (commune d'habitation) sur la gravité des blessures, et ceci avec deux méthodes complémentaires.

Des analyses similaires sont ensuite effectuées concernant seulement les 14-17 ans. Cette tranche d'âge correspond à une forte augmentation du nombre d'accidents observés chez les garçons. Ce sont également les jeunes de cette tranche d'âge que nous ciblerons avec l'enquête épidémiologique cas-témoin.

A ce stade de la thèse, conscients que le facteur socioéconomique à l'échelle de la commune conduit à des erreurs de classifications, les adresses des jeunes victimes de 14-17 ans sont codées en IRIS i.e. ilots regroupés pour l'information statistique qui forment un "petit quartier". Avec les informations socioéconomiques disponibles pour chaque IRIS, nous construisons une échelle de pauvreté. Nous calculons l'effet de ce nouvel indicateur sur les incidences et la gravité et comparons ces analyses avec celles effectuées sur les communes.

La partie suivante traite des différences sociales et économiques de mobilité. Ce chapitre regroupe les analyses de l'enquête ménage-déplacement (EMD) de 2005-2006. Nous étudions l'effet des indicateurs socio-économiques individuels et contextuels sur la mobilité habituelle de semaine ou sur les déplacements effectués un jour de semaine, et ce pour chaque mode. Nous étudions également les différences socioéconomiques de motorisation ou d'accès au permis de conduire des jeunes.

De plus, après une mise en concordance en termes d'espace et de temps, l'utilisation simultanée des deux bases, Registre et EMD 2005-2006 permet d'étudier l'effet de la commune d'habitation tout en contrôlant l'exposition pour chacun des modes de transport étudiés.

Afin de disposer pour les mêmes sujets des accidents, des caractéristiques individuelles d'exposition (mobilité, comportement) et socioéconomiques, une enquête épidémiologique de type cas-témoins a été mise en place dans le cadre du projet Isomerr jeunes, chapitre 9.

Enfin nous discutons et tirons les conclusions de l'ensemble de ces analyses.

Dans cette thèse le terme inégalité renvoie à des écarts mesurés de pratiques (mobilité quotidienne), d'expériences par rapport à un événement rare aux conséquences potentiellement graves (accidents corporels) imputables à des situations sociales ou démographiques considérées comme inégales (en termes de revenus du ménage, des caractéristiques du quartier de résidence, du sexe, d'un accès plus ou moins aisé aux modes de transport,...). Parfois le terme inégalité pourrait être remplacé par le terme disparité lorsqu'il paraît difficile ou arbitraire de juger si les disparités reflètent un désavantage et dans quel sens.

2. État des connaissances sur les inégalités sociales pour les accidents corporels de la route des jeunes

En 2004, les accidents de la circulation constituent la principale cause de mortalité chez les jeunes de 15 à 29 ans et la seconde cause de mortalité pour les enfants de 5 à 15 ans dans le monde (OMS 2009). En France les jeunes de 18 à 24 ans représentent 9 % de la population mais plus de 23% des tués sur la route (ONISR, 2006). De plus, le risque d'être lourdement handicapé suite à un accident de la circulation est aussi fort que le risque d'être tué, et plus élevé même pour les piétons, cyclistes et les usagers de deux-roues motorisé (Amoros et al. 2003).

Dans la littérature internationale, nous rencontrons différentes approches qui s'intéressent aux effets des déterminants socio-économiques sur les modes de déplacements et/ou sur les accidents de la circulation chez les jeunes. Pour la majorité il s'agit de travaux en accidentologie, en épidémiologie sociale, en pédiatrie ou en sciences sociales. Ces travaux, de plus en plus nombreux, donnent des résultats quelquefois contradictoires. Cependant ils sont encore peu fréquents quand on les compare avec les publications traitant des inégalités sociales de santé. Remarquons qu'en France, les travaux examinant les effets des déterminants socioéconomiques sur les accidents sont quasi inexistant.

Bien souvent les publications scientifiques traitant d'épidémiologie des accidents routiers n'incluent pas de déterminants socio-économiques, d'autres les incluent comme facteurs d'ajustement ; mais souvent ces facteurs sont inadaptés à la population d'étude ou insuffisants pour refléter réellement le statut socio-économique des jeunes et de leur entourage. D'autres études analysent les différences sociales d'accidents mais ne distinguent pas les principales causes d'accidents et notamment les accidents de la route.

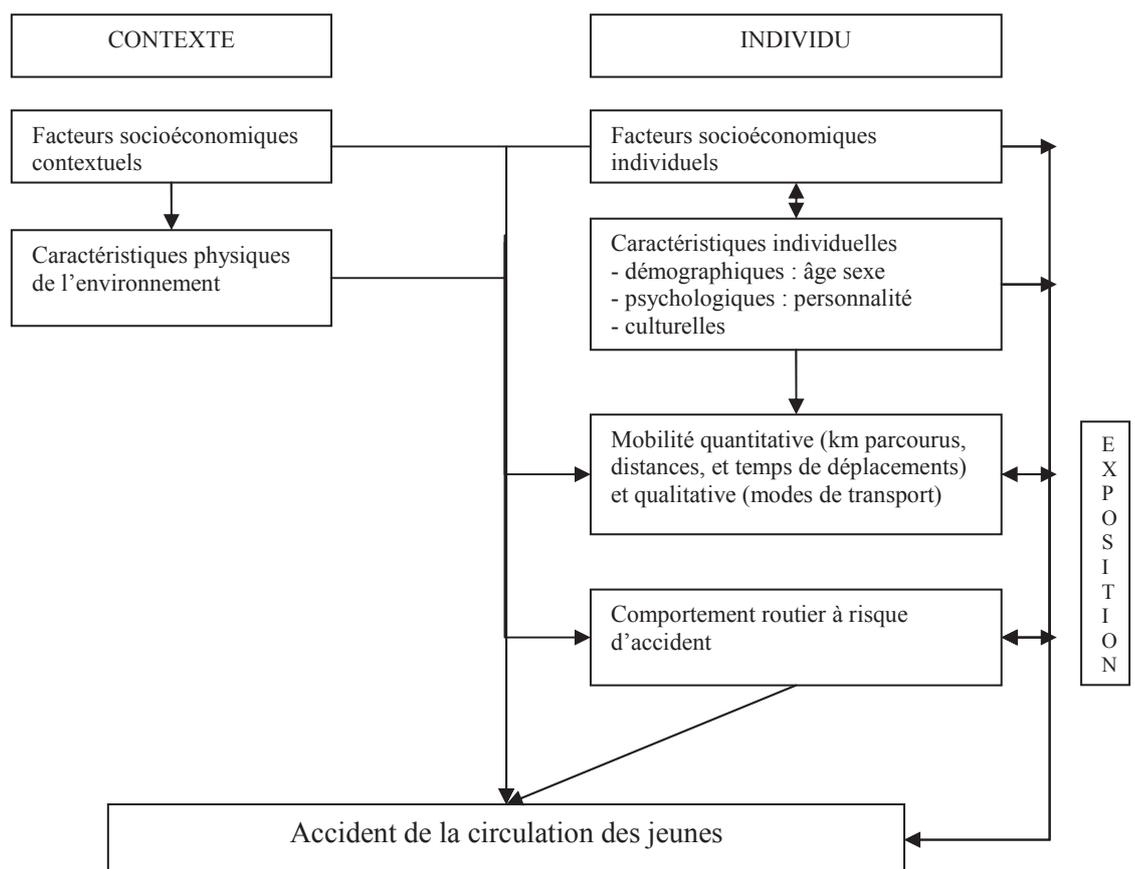
Peu de recherches considèrent des facteurs d'exposition. L'exposition au risque routier est tout d'abord synonyme de déplacement. Il s'agit en effet d'une situation qui est susceptible d'induire un accident de la circulation avec blessure corporelle. Cependant l'exposition comprend également la dimension qualitative qui peut être définie par le moyen de transport, le comportement des usagers sur la route et les caractéristiques physiques de l'environnement qui entoure les jeunes. Les pays de l'OCDE mesurent l'exposition au risque routier au niveau national grâce à des paramètres quantitatifs comme le nombre de kilomètres parcourus, le nombre de véhicules circulants et les sujets détenteurs d'un permis de conduire. (Safetynet WP2 group 2008). Il s'agit cependant de données agrégées. Le temps passé sur la rue/route

pour les déplacements ou pour jouer apparaissent également comme des facteurs d'exposition au risque routier mais ils sont malheureusement difficilement mesurables.

Dans un tel contexte, en ce début de 21ème Siècle, les travaux de recherche à l'échelle internationale montrent un regain d'intérêt pour la question de l'accroissement des écarts entre couches sociales en termes de santé, de mobilité, de comportement à risque et d'accident (ETSC 2007).

L'objectif principal de la plupart de ces recherches est de comprendre le rôle des différentes caractéristiques socioéconomiques de l'environnement des jeunes qui peuvent intervenir sur l'exposition au risque routier, tout en incluant le mode de déplacement utilisé. Une telle démarche permettant de proposer par la suite des plans d'interventions ciblés sur les populations les plus à risque.

Tableau 1 Schéma conceptuel : Influence des différents facteurs sur les accidents des jeunes



Ce schéma montre la multiplicité et la complexité des liens entre les facteurs socioéconomiques et les accidents des jeunes. Notre synthèse ne concernera pas les aspects individuels proprement psychologiques (personnalités) ou culturels, qui relèvent d'autres

domaines de recherche. Nous nous intéressons aux facteurs individuels socioéconomiques tels que les professions et catégories sociales, le revenu, le niveau d'éducation et par facteurs démographiques l'âge, le sexe, le type de famille. Certaines études présentées considèrent aussi des groupes ethniques, qui dans certains pays sont étudiés en tant que proxy socio-économico-culturel.

Il semble bien exister des différences sociales individuelles et contextuelles qui peuvent influencer les accidents de la circulation des jeunes, il doit également exister des facteurs distribués de façon inégale selon les catégories sociales ou selon les caractéristiques sociales de la zone/quartier d'habitation.

À ce stade il est important de noter que les travaux publiés dans ce domaine de recherche sont difficilement comparables entre eux du fait de différences dans la définition des accidents traités ou du choix des outils d'analyse des déterminants socioéconomiques. Les stratifications sociales sont bien différentes d'un pays à l'autre ainsi que les écarts entre catégories sociales.

Cette revue bibliographique a pour but d'analyser, de façon approfondie différents travaux publiés, concernant à la fois la qualité et la quantité de l'association entre : les déterminants socioéconomiques (individuels, familiaux et contextuels), la mobilité (exposition) et les accidents de la circulation. Elle permettra ainsi de situer notre problématique dans un contexte international et de confronter nos résultats avec ceux d'autres recherches réalisées dans un espace-temps différent. La présente revue se limite aux accidents corporels de la circulation. La dernière revue de ce type date de 2000 (Laflamme and Diderichsen 2000). D'autres isolent les accidents de la circulation tout en incluant d'autres types d'accidents (Laflamme et al. 2009; Laflamme et al. 2010).

2.1.Méthode d'analyse bibliographique

Dans une première partie, nous analyserons les études qui s'intéressent aux effets des facteurs socio-économiques individuels y compris familiaux sur les accidents des jeunes et adolescents et sur leur exposition au risque routier. Puis dans une seconde étape, nous synthétiserons les études qui s'intéressent aux effets des facteurs socio-économiques caractérisant la zone d'habitation ou celle de l'accident. Une attention particulière sera prêtée à la mesure et l'interprétation des déterminants socioéconomiques. La troisième partie sera consacrée aux travaux de recherche qui s'intéressent simultanément aux facteurs socioéconomiques individuels et contextuels. Enfin dans une dernière et quatrième partie nous

pointerons les limites de ces travaux en soulignant les éventuels points à améliorer pour les études à venir. Dans chaque section, seront discuté la méthodologie et les résultats des études.

Critères de sélection et de classement des articles (accidents de la route et facteurs socioéconomiques, âge, lieu d'étude,.....)

Pour la sélection des articles nous avons dans un premier temps utilisé des mots clefs en anglais et français pour sélectionner des articles publiés au sein de journaux médicaux, de santé publique et de sociologie à l'aide des mots clés suivants : « *Socioeconomic or individual deprivation or contextual deprivation and traffic injury or road trafic injuries or traffic accident or pedestrian injury and child or adolescent* » ; pauvreté ou inégalités sociales ou inégalités socioéconomiques) et (jeunes ou jeunes adultes ou adolescents) et (accidents de la circulation ou traumatismes routier), dans la plupart des bases électroniques comme Medline, Social Sciences, Science Direct, Google.

Nous avons défini quelques critères d'inclusion des travaux scientifiques :

- 1) Les études sont publiées en anglais ou en français après 1980,
- 2) La population cible est constituée d'enfants (0-15 ans) ou de jeunes adultes jusqu'à l'âge de 25 ans
- 3) Il s'agit de travaux de recherche au sein de pays « développés » et qui s'intéressent principalement à l'effet de différents facteurs d'exposition et socioéconomiques sur le risque d'accident de la circulation.

Cette revue de la littérature n'est pas exhaustive des recherches sur les déterminants socioéconomiques dans l'étude des accidents en général. Néanmoins elle s'efforce de réaliser une synthèse critique des études sélectionnées en soulignant les points importants à améliorer dans les futurs travaux de recherche.

Dans un second temps, des recherches additionnelles concernant les disparités socioéconomiques de mobilité, d'usage des modes de transport, de motorisation et d'accès au permis de conduire ont été réalisées sur des journaux de transports. Nous avons à nouveau utilisé des mots clés similaires à ceux cités plus hauts en ajoutant les mots *mobility, daily travel, driver training, young driver*.

2.2.Facteurs socioéconomiques de risque à caractère individuel

L'explication des accidents des jeunes en utilisant seulement des facteurs de risques individuels est limitée. La première raison est la disponibilité de telles variables en santé publique et en accidentologie. En effet, disposer des données individuelles nécessite d'entreprendre des études assez complexes et coûteuses (à la fois financièrement et humainement). De plus questionner les individus sur leurs caractéristiques socioéconomiques (le revenu, le niveau d'étude, PCS,...) présente un niveau supplémentaire de difficulté. Par ailleurs, les bases de données de mobilité ou d'accidentologie présentent souvent des informations socioéconomiques fragmentaires (avec un nombre important de données manquantes).

Dans cette section nous regroupons les facteurs socioéconomiques individuels associés au risque d'accident. Nous présentons également les autres facteurs d'exposition au risque routier et leurs distributions suivant les catégories sociales des jeunes.

1. *Dimension socio-culturelle des inégalités pour les adolescents : famille monoparentale, niveau d'éducation du père, de la mère ou du jeune, taille de la famille, contrôle parental.*

Les résultats de la littérature sont parfois contradictoires concernant le rôle des différents facteurs de risques individuels sur les accidents des jeunes. Pour certains facteurs comme le niveau d'étude des parents, les familles monoparentales ou encore la taille de la famille (famille nombreuse ou non), Agran (Agran et al. 1998) ne trouve pas d'association significative avec les accidents piétons des enfants américains d'origine hispanique (mexicaine, principalement). Le choix de la population a été argumenté dans une étude précédente du même auteur (Agran et al., 1998) où il montre que les enfants américains d'origine hispanique présentent des taux d'hospitalisation ou de décès suite à un accident piéton 2 fois supérieurs à ceux des enfants « *non-Hispanic white children* ». En revanche, une autre étude canadienne, un peu ancienne (Pless et al. 1989) montre que le niveau d'éducation de la mère est inversement et de façon significative associé aux accidents de la circulation des enfants. Cette étude présente des intervalles de confiance larges car elle a été réalisée sur un nombre de cas assez réduit particulièrement pour la classe d'âge des 10-14 ans (seulement 7 enfants accidentés), incitant à la prudence dans l'interprétation des résultats. L'étude américaine (Braddock et al. 1991) trouve une corrélation de ($r = 0,46$) entre les accidents piétons et le fait que la mère soit seule chez les moins de 15 ans.

A Auckland en Nouvelle Zélande, les enfants (< 15 ans) issus de familles nombreuses avec 3 enfants ou plus sont plus de trois fois plus blessés ($OR = 3,4$) dans un accident en tant que piétons que ceux issus de familles avec 2 enfants ou moins (Roberts et al. 1995). Cependant cette mesure de taille des familles ne prend pas en compte la taille du lieu d'habitation de la famille. Le facteur 'nombre d'enfants dans la famille' apparaît également associé au risque d'accident dans une étude Québécoise (Pless et al. 1989). Le risque d'accident augmente également avec le score de contrôle parental qui est présenté dans l'étude. Ce score composé de 7 items, traite des restrictions et avertissements donnés aux enfants dans le cadre de leur éducation générale. Les enfants dont le contrôle parental est faible ont plus d'accidents piétons et cyclistes que ceux dont le contrôle parental est élevé avec un $RR = 2,6$ (Pless et al. 1989).

2. *Influence sur les accidents : dimension socio-économique et matérielle des inégalités : le revenu des familles, le nombre de voitures, le nombre de pièces par personne « overcrowding » et la catégorie socioprofessionnelle des parents*

La catégorie socioprofessionnelle (PCS) des parents comprend à la fois une dimension sociale et économique. Quelques études suédoises relativement récentes utilisent un indicateur socioéconomique individuel qui combine les revenus et la catégorie socioprofessionnelle des familles (Laflamme and Engstrom 2002; Engstrom et al. 2003; Hasselberg et al. 2005; Hasselberg and Laflamme 2008). Il a été développé par Erikson en 1984 (Erikson 1984). Ce facteur consiste à prendre la catégorie socioprofessionnelle la plus élevée des deux parents. Il est symbolisé par cinq groupes socioéconomiques : les salariés cadres ou professions intermédiaires ; les employés ; les ouvriers sans qualification ; les indépendants incluant les agriculteurs et la catégorie autre qui regroupe les inactifs : étudiants, personne malades ou percevant une indemnité pour cause d'un handicap ainsi que les chômeurs de longue durée. L'ensemble de ces études nationales suédoises citées plus haut montrent que les enfants appartenant au plus faible groupe socioéconomique « *unskilled workers* » ont des taux d'accidents de la circulation supérieurs aux jeunes appartenant à la catégorie sociale la plus élevée.

En utilisant un indicateur similaire, l'étude de Laflamme et Engstrom (Laflamme and Engstrom 2002) montre que les enfants suédois (jusqu'à l'âge de 20 ans) d'ouvriers non qualifiés ont plus de risque d'accident en tant que piétons, cyclistes et passagers de voitures (ou conducteurs) que les enfants d'employés et de cadres avec des risques relatifs respectifs de $RR = 1,55$ pour les piétons, $RR = 1,22$ pour les cyclistes et $RR = 1,96$ pour les passagers de voitures.

Une autre étude nationale suédoise (Engstrom et al. 2002) réalisée sur l'ensemble des moins de 20 ans trouve une relation effet/dose entre les groupes socioéconomiques considérés « *socioeconomic gradient in injury risk* » et les accidents de la circulation. Les résultats de cette étude montrent que c'est pour les accidents de la circulation qu'il existe les plus fortes différences sociales avec un pic observé pour les 10-19 ans. Les autres causes de blessures étudiées sont : tomber seul, violence, blessures que l'on s'inflige seuls « *self-inflicted* ».

Roberts et Power (Roberts and Power 1996) ont étudié en Angleterre et au Pays de Galles, les diminutions des taux de mortalité toutes causes, par accidents de véhicules à moteur (y compris les accidents piétons) et par accidents en tant que piéton chez les jeunes de 0 à 15 ans entre 1983 et 1992 suivant leur catégorie sociale. Il s'agit d'une étude nationale qui utilise

la catégorie socioprofessionnelle du père ou de la mère quand celle du père est manquante pour définir les différentes caractéristiques sociales des jeunes. Ils montrent que les taux de mortalité par accident et empoisonnement ont diminué pour l'ensemble des catégories sociales. Cependant la situation s'améliore plus nettement pour les catégories favorisées (-32 % et -37 % respectivement pour les catégories I et II) que pour catégories défavorisées (-21% et -2% respectivement pour les catégories IV et V). Concernant le taux de mortalité par accident de véhicules à moteur, il a diminué de 30% et de 39 % dans les catégories I et II contre des diminutions de 18 et de 1% dans les catégories IV et V. Il est à noter que lors des deux périodes (1983 et 1992) les plus importantes différences de taux de mortalité entre catégories sociales sont observées pour les accidents piétons. Ces résultats conduisent les auteurs à conclure qu'au total, chez les jeunes, les inégalités socio-économiques de mortalité toute cause et particulièrement due au trafic routier ont augmenté entre 1983 et 1992.

Une autre étude (Edwards et al. 2006) examine les inégalités sociales des taux de mortalité par accident chez les enfants de 0 à 15 ans vivant en Angleterre et au Pays de Galles. En se basant sur la catégorie socioprofessionnelle du père, les auteurs montrent que les enfants dont les parents appartiennent à la catégorie sociale la plus défavorisée ont 20 fois plus d'accidents que ceux dont le père appartient à la catégorie sociale la plus défavorisé. Quand on compare les incidences décès comme passagers de voitures et comme cyclistes, les enfants des catégories sociales les plus défavorisées sont respectivement 5,5 et 27,5 plus accidentés que ceux des classes sociales les plus favorisées. Cela représente des différences entre catégories sociales bien plus importantes que celles observées par les autres études.

3. Autres facteurs individuels ou familiaux associés au risque d'accident de la circulation des jeunes : Antécédents d'accidents dans la famille

L'étude canadienne (Pless et al. 1989) montre que le risque d'accident en tant que piéton et cycliste chez les moins de 15 ans augmente quand un membre de la famille a été victime d'un précédent accident avec un risque relatif de $RR = 1,6$. Les autres facteurs qui apparaissent associé au risque d'accident dans cette étude sont : les problèmes physiques, le faible comportement préventif comparé à un comportement de prévention élevé avec un RR de 3,0.

4. Influence des inégalités sociales sur la mobilité

Pendant la jeunesse et l'adolescence les conditions de mobilité évoluent rapidement. Il s'agit d'une période marquée d'importantes diversifications des pratiques de mobilité. Des facteurs comme le sexe, le milieu social des parents, le lieu de résidence ont un effet déterminant dans le développement de pratiques de plus en plus autonomes. En semaine comme le week-end, l'accès aux modes de transport est loin d'être également distribué entre les adolescents, et varie selon le revenu de leur ménage d'appartenance (Paulo 2006). Ainsi, les enfants dont les parents n'ont pas de voiture marchent plus souvent pour se rendre et rentrer de l'école (Roberts et al. 1996). Les difficultés d'accompagnement sont bien évidemment plus importantes quand la voiture fait défaut. Le poids de la voiture particulière se fait particulièrement sentir dans les zones peu denses et/ou mal desservies par les transports en commun.

Dans l'étude de Towner et ses collègues, les jeunes, anglais et néo zélandais, issus de familles défavorisées sont moins souvent accompagnés à l'école par un adulte que les enfants issus de familles favorisés (Towner et al. 1994) ; (Roberts et al. 1996). Cependant pour caractériser le niveau socioéconomique des familles les auteurs (Newcastle) prennent seulement en compte la possession ou non d'un téléphone fixe et d'une voiture. Les familles qui possèdent un téléphone et une voiture sont considérés comme favorisés par rapport aux familles qui ne possèdent ni téléphone ni voiture ou seulement l'un des deux objets. Les enfants de la Nouvelle-Zélande âgés entre 6 et 9 ans dont les parents n'ont pas de voiture traversent en moyennes 5,35 rues par jour alors que les enfants dont les parents possèdent une voiture en traversent 2,90 et ceux dont les parents possèdent 2 voitures ou plus traversent 1,97 rue.

L'idée qu'une partie des accidents chez les enfants peut être expliquée par les moyens impropres utilisés dans les voitures (manque de siège enfants en fonction de l'âge) (Rangel et al. 2008) est démontré par le fait que près de 80% des jeunes Américains impliqués dans un accident de véhicule motorisé avaient un système de retenue non adapté à leur âge (ou n'avaient pas du tout de système de retenue). En France, selon l'article R. 412-2 du code de la route, tout enfant de moins de dix ans doit être attaché par un système homologué de retenue pour enfant adapté à sa morphologie et à son poids. La qualité de protection du système de retenue, certifiée par une homologation officielle, n'est totale qu'en respectant scrupuleusement les conseils de mise en place dans le véhicule. De plus, l'auteur met en évidence des différences ethniques entre les Américains d'origine africaine et les « *white* » après avoir ajusté sur la seule variable à caractère socioéconomique que constitue la nature de l'assurance maladie (privé versus '*medicaid*'¹)

5. *Influence des inégalités sociales sur les comportements à risque*

L'étude des comportements à risques de santé comme la consommation d'alcool et de drogues ainsi que le tabagisme est bien développée (Chau et al. 2008; Huas et al. 2008). Dans deux études australiennes (Drummer et al. 2004) et (Viner and Booy 2005), la consommation d'alcool et de drogues sont fortement associée au risque d'accident de la circulation chez les 11-24 ans. Une étude néerlandaise (Smink et al. 2005) montre que la consommation de drogues augmente le risque de gravité des blessures d'accident de la circulation.

Les différences socioéconomiques des comportements à risque sont également bien étudiées dans la littérature (Geckova et al. 2002). Cependant les résultats sont contradictoires ; l'étude hollandaise (Tuinstra et al. 1998) ne montre pas d'association entre les principaux comportements à risques cités plus hauts et les caractéristiques socioéconomiques des adolescents alors qu'une étude réalisée en France sur les 13-15 ans montre que la consommation de tabac est moins fréquente chez les adolescents issus de familles de cadres que chez les autres. A l'inverse la consommation d'alcool est moins fréquente chez les adolescents néerlandais issus de familles d'ouvriers ou dont les parents sont sans profession que chez ceux issus de familles de cadres. Par ailleurs, en France, la consommation de drogues n'est pas associée à la catégorie socioprofessionnelle des parents (Guitton et al. 2005). Cependant une autre enquête réalisée auprès des jeunes de 17 ans (Paris *intra muros*) montre qu'il y a des fortes variations des comportements d'usage de produits psychoactifs tel que l'alcool suivant la

¹ Le système *medicaid* correspond globalement à la Couverture Maladie Universelle française et à la prise en charge publique des personnes présentant des maladies chroniques graves.

zone de résidence. Ces zones sont marquées par de nettes disparités en termes de revenus, de catégories sociales, de situations scolaires, qui sont généralement associées aux usages. Ainsi il y a une sous consommation d'alcool dans les quartiers nord-est de Paris par rapport aux quartiers sud-ouest, les plus riches. Les auteurs avancent qu'il est difficile de dissocier totalement les caractéristiques sociales des caractéristiques géographiques lorsqu'il s'agit de mesurer un effet quartier ou d'une zone géographique (Beck et al. 2005).

Finalement une plus récente étude suédoise sur les jeunes conducteurs de véhicules à moteur (Vaez and Laflamme 2005) montre que la proportion des conducteurs sous l'emprise d'alcool ou de drogues qui sont impliqués dans un accident est plus grande chez les jeunes issus de familles d'ouvriers que chez ceux issus de familles d'employés. De plus, les jeunes conducteurs sous l'emprise de l'alcool ou de drogues impliqués dans un accident ont plus souvent un faible niveau d'éducation.

Comment les autres comportements à risques d'accident de la circulation chez les jeunes sont-ils distribués au sein des différentes catégories sociales ? Comment se quantifie le rôle des différents comportements sur le risque d'accident de la circulation ? Ce sont là quelques questions auxquelles nous répondons dans la suite du paragraphe.

Des études un peu anciennes (Langley et al. 1983) ; (Bijur et al. 1986) ont montré qu'un comportement 'anti-social' ou agressif est associé au risque d'accident (nécessitant une consultation médicale sans spécifier la cause) pour les jeunes de 7 ans pour la première étude et chez les moins de 5 ans pour la seconde.

Une importante étude anglaise a été réalisée en 2003 sur les comportements sur la route des adolescents de 11 à 16 ans (Elliott and Baughan 2003). A l'aide d'un questionnaire auto-administré les auteurs analysent 43 types de comportements afin de déterminer lesquels sont les plus fréquents chez les adolescents. Il s'agit de questions fermées auxquels les adolescents peuvent répondre par (« jamais » ; « rarement » ; « parfois » ; « souvent » ; « toujours »). A l'aide d'une analyse factorielle, les auteurs dégagent les facteurs qui représentent le mieux les différents comportements étudiés. Ils étudient également les différences de comportements entre sexes, âges et types de zone d'étude suivant qu'elle soit rurale ou urbaine. A titre d'exemple nous énumérons quelques *items* de comportements parmi ceux étudiés :

- Regardez-vous des deux côtés avant de traverser un route (rue, chemin,...)
- Portez-vous un casque quand vous faites du vélo ?
- Portez vous des vêtements réfléchissants et une lumière quand vous roulez à vélo la nuit

- Marchez-vous sur la rue plutôt que sur le trottoir ?
- Traversez-vous quand le feu est rouge ?

Les trois facteurs retenus sont : « adopter un comportement non sûr lorsque les jeunes traversent la route », « participer à des jeux dangereux sur la route » et le dernier « programmer des comportements protecteurs (pour les déplacements) ».

Les auteurs avancent qu'ils présentent ainsi, non seulement les comportements les plus fréquents mais également les plus dangereux. Cependant ils n'étudient pas l'association avec le risque d'accident. Concernant les trois facteurs, les plus jeunes, 11-12 ans et les filles ont en général des comportements plus sûrs que les 13-16 ans et les garçons. Les auteurs trouvent une différence de comportement entre les filles et les garçons seulement dans les zones d'études rurales.

Un autre rapport du même département anglais présente un nombre important de facteurs qui caractérisent le comportement des jeunes de 7 à 15 (au nombre de 1027) qui sont associés avec le risque d'accident de la circulation. Voici la liste des facteurs statistiquement associés avec le risque d'accidents :

- L'impulsivité déclarée par le responsable légal (généralement la mère du jeune)
- Hyperactivité déclarée par le responsable légal
- Hyperactivité déclarée par l'instituteur/professeur
- Anxiété déclarée par l'instituteur/professeur
- Problèmes de comportements déclarés par le responsable légal (désobéissance, se bat souvent, raconte souvent des mensonges,...)
- Problèmes de comportements auto déclarés
- Comportements à risque sur la route (auto déclaré) comme traverse la route sans regarder, courir sur la route/rue sans regarder)
- Valeurs sociales (auto déclaré) (c'est important d'aider la police, c'est important de respecter les lois, être respectueux envers les autres, faire attention aux sentiments des autres, bien travailler à l'école,...)

Des recherches (<http://www.virtualcancercentre.com/diseases.asp?did=477>) avancent que les problèmes d'impulsivité, d'hyperactivité ou d'inattention, connues en anglais sous le nom de 'Attention Deficit Hyperactivity Disorder (ADHD)' sont plus fréquentes chez les enfants issus de familles de niveau socioéconomique faible comparés aux enfants des familles favorisés.

L'utilisation de facteurs individuels d'exposition comme les comportements routiers à risque soulève un autre problème qui est mis en avant par une étude (Duperrex et al. 2002). Il montre qu'en Suisse les campagnes de prévention visant à changer les comportements dangereux sur la route ne sont pas suffisantes pour réduire le nombre d'accidents des jeunes. A priori, les campagnes de prévention sur les accidents de piétons adressées aux jeunes doivent contribuer à changer les connaissances sur les risques et faire en sorte qu'ils se montrent plus prudents quand ils traversent la route. Cependant l'auteur n'a pas réussi à établir le lien entre ces campagnes de prévention ciblées et le nombre d'accidents.

6. *Synthèse*

Quelles que soient les manières de mesurer la catégorie socioéconomique individuelle ou familiale des jeunes, l'ensemble des études de cette section indiquent que les taux d'accidents chez les jeunes des catégories sociales les plus défavorisées sont plus importants que ceux des jeunes appartenant aux catégories sociales les plus élevées. Toutefois, les facteurs d'exposition au risque routier comme la mobilité et les comportements dangereux ne sont généralement pas pris en compte dans les études qui souhaitent montrer des inégalités individuelles d'accidents chez les jeunes. D'autres études cependant mesurent des inégalités d'exposition en fonction des groupes sociaux.

Il manque finalement une description complète de l'influence des caractéristiques socioéconomiques individuelles sur la mobilité (quantité et modes), les comportements à risques et finalement les accidents.

2.3. Facteurs socioéconomiques de risque de nature contextuelle

Différents chercheurs soutiennent l'idée selon laquelle des variables géographiques (caractérisant la communauté ou la zone de résidence et/ou d'accident) peuvent apporter des informations pertinentes sur les risques d'accidents, différentes de celles qu'apportent les variables individuelles. Les zones géographiques citées dans la littérature sont définies de différentes manières suivant la disponibilité des données. La taille des zones étudiées est très variable : des zones très larges et peu homogènes (exemple des 'counties' aux États-Unis ou des régions en Angleterre) aux petites zones comme les zones de recensement aux États-Unis ou les circonscriptions électorales en Angleterre qui comptent en moyenne 5000 personnes, en passant par ou les 'zip codes' comptant aux alentours de 25 000 personnes. En France, certaines études traitent les îlots géographiques avec des données du recensement « IRIS

2000²». Les zones géographiques ainsi définies sont aussi homogènes que possible du point de vue sociodémographique, et généralement de petite taille.

Les études « écologiques » permettent d'analyser les variations géographiques d'accidents de la circulation parmi les jeunes : ce sont des études qui se focalisent sur des comparaisons entre groupes (ensemble d'individus d'une zone d'habitation) plutôt qu'entre individus. Dans ce cas il n'y a pas de données individuelles disponibles. Les variables sont des données agrégées, environnementales ou globales.

Des travaux de recherche assez récents montrent que la fréquence et les caractéristiques des accidents de la circulation des usagers non motorisés varient entre zones rurales et urbaines. Par exemple, plus des deux tiers des accidents en Angleterre se produisent sur des routes qui traversent des zones d'habitation en zone urbaine. Cependant, compte tenu de la forte concentration des populations, des trafics et de la mobilité pédestre en zone urbaine, ce résultat n'est pas suffisant pour conclure à un sur-risque des piétons en milieu urbain. Par ailleurs, d'autres auteurs (Maio et al. 1992) montrent que le risque de décès est plus important chez les conducteurs qui traversent des zones rurales (quelle que soit la journée) de l'État de Michigan aux États-Unis. L'étude de (Edwards et al. 2008) montre que les blessures d'accidents de piétons et cyclistes sont plus graves dans les zones rurales que dans les zones urbaines d'Angleterre. En France aussi la gravité des blessures d'accidents est plus grande en zone rurale qu'en ville. Ceci s'explique principalement par des vitesses des véhicules en moyenne supérieures en zone rurale.

(Abdalla et al. 1997) montrent que le taux d'accident dans les quartiers pauvres est significativement supérieur à celui observé dans des quartiers plus aisés. Il crée pour cela une base de données en fusionnant le fichier des accidents de la route et celui du recensement de la région de Lothian en Ecosse et étudie la relation entre les taux d'accidents et les caractéristiques socioéconomiques des zones d'habitation des accidentés.

De façon similaire, avec une étude écologique américaine (Durkin et al. 1994) avance que les habitants des quartiers défavorisés aux États-Unis ont d'avantage d'accidents de la route que les habitants de quartiers plus aisés. L'auteur montre que les accidents de piétons et de véhicules à moteur des jeunes de moins de 17 ans (étude réalisée sur 4592 victimes accidentées

² Les îlots regroupés pour l'information statistique 2000 (IRIS-2000) forment un "petit quartier", qui se définit comme un ensemble d'îlots contigus. La France compte environ 50 800 Iris (50 100 en métropole et 700 dans les DOM). L'Iris est la brique de base en matière de diffusion de données locales.

Les communes urbaines d'au moins 10 000 habitants et la plupart des communes de 5 000 à 10 000 sont découpées en IRIS, pour les autres communes l'IRIS correspond à la commune.

et 162 morts entre 1983 et 1991) sont statistiquement associés avec l'ensemble des facteurs socioéconomiques dans la zone (revenus inférieurs à 10 000 dollars par an, pauvreté, famille monoparentale, niveau d'études et de diplômes des jeunes et des parents, travail des parents), à l'exception de la densité des logements (familles avec deux personnes ou plus par chambre). Les enfants des quartiers « *tracts* » qui ont en moyenne les revenus les plus faibles ont plus d'accidents de véhicules à moteurs avec un RR 2,5 et plus d'accidents piétons avec RR = 3,1 que les jeunes des quartiers dont le revenu moyen est le plus élevé. Les résultats de cette étude vont dans le même sens que ceux de Graham, Glaister et Anderson (Graham et al. 2005) qui se penchent sur les accidents de piétons se produisant sur 8 414 circonscriptions électorales en Angleterre. Ils trouvent que les taux d'incidence des traumatismes en tant que piéton chez les jeunes de moins de 15 ans blessés en tant que piétons sont plus de 4 fois plus importants dans les circonscriptions « *wards* » les plus défavorisées que dans les circonscriptions les plus favorisées. Les auteurs contrôlent pour ce faire, les effets de facteurs de confusion comme la densité, l'âge, le sexe, etc. Les effets des inégalités socioéconomiques contextuelles sont plus importants pour les jeunes que pour les adultes ce qui vient contredire d'autres hypothèses selon lesquelles c'est durant l'adolescence que les inégalités sociales de santé sont les moins importantes (West 1997; West and Sweeting 2004) En effet ces derniers chercheurs écossais concluent que le gradient socioéconomique de santé observable dans l'enfance s'aplanit ou disparaît dans l'adolescence pour réapparaître à l'âge adulte. Cependant sans spécifier les causes des blessures ou des accidents (*non fatal accidents*) c'est pour les cas non mortels que ces liens s'affaiblissent durant l'adolescence (West 1997). Ensuite concernant les accidents piétons, dans un article plus récent, les auteurs trouvent un gradient socioéconomique pour les enfants de 11 ans qui se réduit et n'est plus significatif à l'âge de 15 ans. (West and Sweeting 2004).

Une étude rétrospective canadienne sur les accidents des jeunes de 0 à 19 ans de (Faelker et al. 2000) montre que les accidents de la circulation sont associés avec le niveau socioéconomique de la zone d'habitation Ce dernier est mesuré avec le pourcentage d'individus ayant des revenus inférieurs au seuil de pauvreté. Après ajustement sur l'âge par tranche de 5 ans et le sexe les jeunes vivant dans les zones les plus pauvres ont 1,5 [1,1-2,1] fois plus d'accidents que les jeunes vivant dans les zones les plus riches.

Un nombre considérable d'auteurs utilisent des scores sociaux pour définir les caractéristiques socioéconomiques du lieu d'habitation. Certains de ces scores (index) comme le « *deprivation Townsend score* » sont déjà validés (Hippisley-Cox et al. 2002). Le Townsend score, largement utilisé et reconnu dans les pays anglo-saxons est une échelle

portant sur l'insuffisance matérielle dans les circonscriptions électorales anglaises « *wards* ». Il est composé de quatre variables agrégées : le chômage « *unemployment* », la densité de la zone « *overcrowding* », la proportion de personnes n'ayant pas de voiture « *lack of a car* », la proportion de personnes locataires de leurs logements « *non-owner occupation* » (Townsend et al. 1988)

Hippisley-Cox et al. (2002), mettent en évidence dans l'étude citée ci-dessus que le score d'insuffisance matérielle de Townsend a un effet gradient sur les accidents : d'un quintile au suivant, on observe une augmentation significative du risque d'accident (le gradient étant particulièrement fort pour les accidents concernant les piétons). De plus, l'auteur trouve une association plus accentuée chez les enfants de moins de 5 ans que chez les enfants de 5 à 14 ans. Ceci est expliqué en partie par le fait que les plus jeunes (moins de 5 ans) passent davantage de temps à leur domicile et que le score de Townsend reflète mieux les caractéristiques du lieu d'habitation que d'autres environnements comme les lieux d'étude ou de loisirs, où les enfants plus âgés passent une partie considérable de leur temps. Les résultats de l'étude récente de (Adams et al. 2005) vont également dans ce sens. En utilisant le score de Townsend les auteurs montrent de fortes inégalités d'accidents piétons chez les enfants de moins de 16 ans. Cependant les auteurs avancent également que les différences socioéconomiques d'accident ont diminué entre 1988 et 2003. Toujours en utilisant le score de Townsend, une autre étude (Coupland et al. 2003) réalisée sur les 0-14 ans trouve que le sur-risque d'accident cycliste et piéton des jeunes habitant les « *wards* » les plus pauvres ne changent pas significativement d'une année à l'autre entre 1992 et 1997. Ces sur-risques sont de l'ordre de 1,5 pour les cyclistes et de 3,0 pour les piétons en comparaison avec les circonscriptions les plus aisées.

Une étude contextuelle australienne (La Nouvelle-Galles du Sud) récente de (Poulos et al. 2007) dans laquelle sont utilisées les quintiles d'un index de pauvreté montre que les enfants de 0 à 14 vivant dans les zones les plus pauvres ont plus d'accidents que ceux qui vivent dans les zones les moins pauvres. Les auteurs trouvent des différences pour les accidents suivants :

- à vélo avec un rapport d'incidence (RR) de 1,3 [1,2-1,4]
- à moto RR = 2,95 [2,5-3,5]
- comme passagers de voitures RR = 1,8 [1,5-2,2]
- à pied pour les 0-4 ans avec RR = 2,5 [1,9-3,4], et pour les 5-9 ans 1,5 [1,1-1,9], non significatif dans le group des 10-14 ans

Les auteurs trouvent un effet gradient entre le score de pauvreté et les accidents survenus à pied et en voiture pour les garçons. Le score de pauvreté des zones d'habitation est calculé en fonction de variables comme : le revenu, l'éducation, l'emploi, type de logement, nombre de chambres à coucher, ainsi que des variables ethniques comme les proportions d'indigènes.

Des études montrent que, comme pour le lieu d'habitation mais dans une moindre mesure, les caractéristiques socioéconomiques du lieu d'accident sont également associées avec le risque d'accident des jeunes (Hewson 2004). Cette association s'explique par le fait que les accidents de la circulation des jeunes se produisent souvent près de leur domicile (Abdalla et al. 1997).

Il est important de noter que les caractéristiques socioéconomiques et culturelles de la population d'une zone d'habitation peuvent influencer les comportements des personnes et ceci est d'autant plus vrai pendant l'adolescence. Cette période est en effet marquée par un « effet groupe » assez fort car l'adolescent perd ses repères afin d'en acquérir de nouveaux avec le passage à l'âge adulte. Par ailleurs, précisons que l'effet des caractéristiques socioéconomiques (mais non seulement) de la zone d'habitation sur les individus dépend fortement du temps que ce dernier passe au sein de cette zone. Ainsi, les chômeurs, les enfants de moins de 15 ans et les adolescents passent plus de temps au sein de leur zone d'habitation que les actifs. Donc, l'influence du quartier pourrait être différente chez les jeunes / adolescents et les adultes. D'autres auteurs (Sparks et al. 1994) avancent qu'il existe des différences dans la perception du risque d'accident entre les parents vivant dans les zones pauvres et ceux qui vivent dans des zones favorisées.

Les études écologiques qui reposent principalement sur des familles de facteurs agrégés (globaux) peuvent être à l'origine de fausses différences d'accidents entre les zones géographiques ou à l'inverse de sous-évaluations des risques quand les zones considérées forment un groupement non homogène, biais écologique. Une explication peut être la corrélation qui existe souvent entre les facteurs explicatifs socioéconomiques. De plus, il est difficile de définir clairement la population ou les sous-groupes de population à risque au sein de chaque zone géographique étudiée (Gooder and Charny 1993).

Les auteurs qui ont cherché à comprendre les influences des facteurs socioéconomiques contextuels sur les accidents mettent en avant une distribution inégale de caractéristiques physiques associées aux accidents. L'étude de (Mueller et al. 1990) étudie l'effet des facteurs physiques de l'environnement sur les accidents de piétons des jeunes en contrôlant l'effet du revenu moyen de la zone d'étude. Malheureusement l'auteur ne montre pas quel est l'effet de la

variable de contrôle, revenu moyen de la zone sur le risque d'accident avec les résultats multivariés. Dans la partie discussion de l'article, l'auteur avance que les enfants des quartiers à faible revenu ont plus d'accident piéton car il est fort probable que les quartiers pauvres soient dotés de caractéristiques plus à risque d'accident, avec un trafic dense, un manque d'espaces de jeux appropriés. Les caractéristiques physiques d'une zone de résidence ou d'accident qui sont associées au risque d'accident appartiennent à ce que nous appelons l'exposition qualitative au risque d'accident.

Exposition qualitative : caractéristiques physiques de l'environnement

Les caractéristiques physiques de la zone d'habitation comme le volume du trafic moyen, la vitesse moyenne de l'ensemble des véhicules traversant la zone, les parcs ou espaces de jeux, les transports en commun, les types des routes/rues présentes mais aussi les types de logements sont des variables qui influencent le niveau d'accident des jeunes. Ainsi, le volume du trafic sur les rue/routes dans un rayon de 500 mètres du lieu d'habitation, apparaît comme un facteur fortement associé au risque d'accident. Les enfants vivant à coté de rues dont le volume du trafic en véhicules par heure est de 250 à 499, de 500 à 749 ou de plus de 750 véhicules par heure sont respectivement OR = 6,3 [2,4-16,4], OR = 7,4 [2,7-20,2] et 13,0 [5,6-30,5] plus souvent accidentés que les enfants vivant à coté de rue dont le volume du trafic est inférieur à 250 véhicules par heure (Roberts et al. 1995). Par ailleurs cette étude montre que les jeunes sont plus souvent accidentés quant la vitesse moyenne des véhicules sur les rues avoisinant le lieu d'habitation est comprise entre 40 et 49 km/h (64,4 – 78,9 km/h) en comparaison avec une vitesse moyenne inférieur à 40 km/h avec un OR = 3.2 [1,3-8,0]

Une autre étude plus ancienne trouve également que les jeunes vivant à coté de rues dont la vitesse moyenne est comprise entre 45 et 55 km/h ou plus de 63 km/h sont plus souvent accidentés en tant que piéton que les jeunes vivant à coté de rues dont la vitesse moyenne est inférieur à 40 km/h. (Mueller et al. 1990). Cette étude avance que l'absence de parcs ou espaces de jeu à proximité du lieu d'habitation est également associée au risque d'accident en tant que piéton des jeunes. Ceux qui n'ont pas d'espaces de jeu approprié à côté de leur domicile sont plus souvent blessés dans un accident piéton, avec un OR = 5,3 [2,6-11,0] que ceux qui ont des espaces de jeux. Cependant lorsque l'auteur de cette étude ajuste sur le revenu médian de la zone d'habitation (< 25 000\$ vs ≥ 25 000 \$) ceci diminue les odds ratios de tous les facteurs environnementaux associés au risque d'accident excepté la vitesse des véhicules. Ceci montre

clairement que les facteurs physiques de l'environnement sont également associés au niveau socio-économique de la zone en question.

Pour résumer, l'ensemble des articles qui étudient l'effet des facteurs socioéconomiques contextuels sur le risque d'accident convergent pour montrer clairement que les enfants et les jeunes vivant au sein des quartiers/zones pauvres ont d'avantage d'accidents que ceux vivant au sein de quartiers riches. Ces différences sont souvent expliquées par des caractéristiques physiques des zones pauvres exposant leurs habitants à des risques routiers plus importants. Néanmoins, nous ne trouvons pas d'études qui analysent les effets des caractéristiques socioéconomiques contextuelles sur le risque d'accident tout en en contrôlant l'effet des principales caractéristiques physiques de l'environnement également associées au risque d'accident.

Nous décrivons en détail les résultats d'une étude contextuelle française récente, utilisant un indicateur socioéconomique contextuel similaire à celui que nous utiliserons dans les analyses du premier chapitre de cette thèse (zone urbaine sensible-ZUS).

L'étude de Fleury concerne 1251 impliqués (indemnes ou blessés) dans des accidents en tant que piéton, conducteur ou passager, et vivant dans cinq zones urbaines sensibles de l'aire métropolitaine de Lille, et 612 vivant dans des zones de contrôle limitrophes aux ZUS. L'information sur les accidents, survenus entre 2001 et 2007, est extraite d'une base de données policière.

Les auteurs ne trouvent pas de différence de gravité entre les deux zones en considérant deux catégories de gravité (indemnes et blessés légers versus blessés graves ou tués).

En revanche les auteurs montrent qu'au total les personnes vivant en ZUS ont un sur-risque significatif d'être impliquées dans un accident corporel de 1,4 (sans distinguer la catégorie d'usager, l'âge ou le sexe).

En distinguant trois catégories d'âges (0-19 ; 20-39 ; et 40 ans et plus) mais pas les catégories d'usagers, les auteurs montrent que les jeunes des ZUS de 0 à 19 ont un sur-risque d'accident de circulation qui varie entre 0,9 et 1,9 selon la ZUS (5 ZUS). Par contre le sur-risque global des 0-19 ans habitant en ZUS n'est pas statistiquement significatif : 1,1 alors que c'est les cas pour les groupes des 20-39 ans avec un sur-risque de 1,5 et 40 ans et plus avec un sur-risque de 1,3.

En effet les jeunes de 0-19 qui habitent dans les ZUS sont plus souvent victimes d'accidents en tant que piétons, mais ils ont moins souvent des accidents en tant que passagers

ou conducteurs. Ceci explique que le sur-risque global, (tous accidents confondu) qu'encourent les 0-19 ans n'est pas significatif.

Le sur-risque des garçons (sans distinction d'âge) des ZUS varie entre 1,2 et 2,0 selon la ZUS alors que celui des filles varie entre 0,8 et 1,7.

Il n'y a pas d'analyses multi variées dans cette étude, ainsi les différences entre les deux types de zones ne sont pas étudiées en contrôlant l'âge, le sexe et la catégorie d'utilisateurs simultanément

2.4. Facteurs individuels et contextuels étudiés simultanément

Au cours de ces dernières années, dans le domaine de la santé, on assiste à un recours de plus en plus plus fréquent aux études multiniveaux. Parmi les 25 études multiniveaux revues par (Pickett and Pearl 2001) 23 recherches trouvent un effet contextuel après ajustement sur les variables individuelles. Cependant les articles qui étudient les effets de facteurs de nature socioéconomique à la fois individuels et contextuels sur les accidents de la circulation chez les jeunes (enfants et adolescents) sont très peu nombreux. Nous en avons trouvé 4 sur ce sujet avec des résultats contradictoires, dont un seul qui s'intéresse spécifiquement aux enfants. Notons que ces études, par la structure hiérarchique des données, font appel à des méthodes statistiques assez délicates à mettre en place.

En ajustant sur les variables individuelles : sexe, âge, origine ethnique, revenu familial par personne, statut marital, niveau d'éducation et statut socioprofessionnel (Cubbin et al. 2000) montrent qu'un nombre important de caractéristiques socioéconomiques du lieu d'habitation ont un effet sur les accidents mortels de véhicules à moteur. Ainsi les personnes de 18 à 64 ans qui vivent au sein des quartiers défavorisés des Etats-Unis ont plus d'accidents de véhicules à moteur que ceux qui vivent au sein de quartiers favorisés. Chacune des variables socioéconomiques du quartier (revenu familial, taux de pauvreté, niveau d'éducation, taux d'ouvriers, taux de foyers surpeuplés) est associée après ajustement au risque d'accident. Les autres variables associées au risque d'accident sont le groupe ethnique et la situation géographique du quartier : plus il y a de personnes de couleur « black » dans le quartier moins il y a d'accidents de véhicules à moteur. Ce risque associé au groupe ethnique est expliqué par le fait que les « black » vivent dans les quartiers urbains. En discussion les auteurs avancent que les quartiers pauvres ont plus d'accident du fait de leurs caractéristiques physiques exposant les habitants à des risques d'accidents plus importants.

La seconde étude de (Borrell et al. 2002) s'intéresse également aux inégalités de taux de mortalité accidentel pour les plus de 19 ans entre 1992-98 vivant dans les quartiers de Barcelone (38 quartiers au total). Les causes de décès étudiés sont les accidents de la circulation, les chutes, overdoses de drogues, suicides et autre types de blessures mortelles. L'approche de cette étude multiniveau est différente de la première car elle s'intéresse aux effets du niveau d'éducation des victimes en ajustant sur les variables contextuelles, taux de chômage au sein du quartier et taux de personnes en prison. Les auteurs ne trouvent pas d'effet des variables contextuelles sur le risque d'accident de la circulation. Cependant ils montrent que les jeunes, de 20 à 34 ans n'ayant pas fait d'études ou ayant un niveau d'étude primaire ont plus d'accidents, avec respectivement des RR de 4,3 [2,2-8,2] et 2,8 [2,1-3,6] de que ceux ayant un niveau d'étude secondaire ou plus élevé.

La troisième étude, réalisée par les mêmes chercheurs espagnols (Ferrando et al. 2005) s'intéresse aux accidents des plus de 19 ans survenus dans la ville de Barcelone entre 1990-91. Les auteurs montrent qu'après ajustement sur le niveau d'éducation des accidentés et leur âge (en trois larges groupes 20-34 ans 35-64 et ≥ 65 ans) la proportion d'hommes au chômage dans le quartier est associée au risque d'accident. Quand la proportion d'hommes au chômage dans le quartier augmente de 1% le risque d'accident de la circulation augmente avec un RR = 1,11 [1,07-1,15] pour les hommes. Ce risque n'est pas significatif pour les femmes. Quand on le compare à un niveau d'éducation élevé, un faible niveau d'éducation est associé à un sur-risque d'accident pour les deux sexes. Cependant cette étude ne concerne pas les jeunes et les tranches d'âges étudiées sont assez larges.

Le quatrième recherche, assez récente et la seule sur les enfants, de (Laflamme et al. 2009) est une étude longitudinale nationale suédoise qui s'intéresse principalement aux accidents du trafic chez les enfants de 7 à 16 ans. On y distingue les accidents de deux-roues à moteur et ceux des piétons et des cyclistes (ces deux derniers sont regroupés en une seule et même catégorie). Au niveau contextuel, c'est le score de Townsend qui est utilisé pour représenter le niveau de pauvreté des communes. Les autres variables utilisées sont : le score de Congdon, le taux de personnes percevant les aides sociales et le taux d'immigrés. Le score de Congdon mesure une fragmentation sociale à l'aide de quatre variables : proportion de locataires (parc locatif privé), proportion de personnes vivant seules (de moins de 65 ans), proportion d'adultes non mariés et la proportion de personnes qui ont déménagé ou emménagé dans le quartier durant l'année (Congdon 1996). Un score positif et élevé reflète une importante fragmentation sociale du quartier « parish ». Les variables individuelles sont le sexe, le type de

famille (monoparentale ou non), le pays de naissance de la mère (pays scandinaves vs autre), le revenu de la famille en quartiles, la perception des aides sociales (oui vs non) et aussi l'adoption (enfant adopté ou non). Le modèle multiniveau complet montre que les variables contextuelles socioéconomiques ne sont pas associées avec les accidents en tant que piéton/cycliste quand les facteurs socioéconomiques individuels sont pris en compte. Concernant les accidents de deux-roues à moteur, l'ensemble des odds-ratios des facteurs socioéconomiques contextuels montrent que les jeunes vivant dans les communes défavorisées ont moins d'accidents que ceux des communes aisées. En contrôlant les facteurs individuels les auteurs trouvent un effet gradient protecteur des communes pauvres pour les accidents à deux-roues. C'est par une exposition différentielle que les auteurs expliquent l'effet protecteur des communes pauvres. Les jeunes des communes pauvres, avec une concentration d'immigrés et de personnes percevant les aides sociales possèdent et ont accès moins souvent à un deux-roues motorisé.

Si l'effet des facteurs socioéconomiques contextuels seuls sur l'exposition et le risque d'accident est bien documenté, il n'est pas de même pour les études multiniveaux. Les quatre articles que nous présentons ici sont difficilement comparables et insuffisants pour conclure sur l'existence et la direction du lien entre les facteurs socioéconomiques contextuels et les accidents de la circulation des jeunes après contrôle des facteurs individuels.

2.5. Inégalités sociales de mobilité et d'exposition au risque routier

Il a été démontré que les habitudes de déplacement changent en fonction du revenu, du sexe, de l'âge et de la position géographique du lieu d'habitation (Van Vliet 1983). Le contexte international est marqué par une grande diversité d'appréhension des inégalités sociales de mobilité selon les pays. Les études de la littérature peuvent se résumer en deux catégories : les études qui se concentrent sur l'analyse des pratiques de déplacements des différentes catégories sociales (les jeunes, les pauvres, ...) et celles qui mettent davantage en avant le contexte spatial (résidents des espaces ruraux et des ensembles urbains). Aux États-Unis la recherche d'inégalités de mobilité s'est focalisée sur l'accès à l'emploi. En effet les difficultés de mobilité vers l'emploi sont assez importantes pour les individus à bas revenu qui souvent résident dans les « ghettos » des centres urbains alors que l'emploi peu qualifié se situe en banlieue. Des recherches américaines défendent une politique facilitant la motorisation des ménages à bas revenu pour équilibrer ainsi l'accessibilité des individus. (Cervero et al. 2002; Gardenhire and Sermons June 28-July 1, 1999). En Angleterre les recherches se concentrent sur l'impact des

politiques de transport sur l'exclusion sociale telle que définie par Lyons (Lyons 2003). Ainsi en 1999 parmi les mesures retenues pour caractériser l'exclusion sociale figure la motorisation des ménages (Gaffron et al. 2001). En France, comme ailleurs au cours des dernières décennies la grande tendance d'évolution de la mobilité est marquée par un accroissement des flux de déplacements motorisés, accompagnée par un développement de motorisation des ménages modestes. Cependant l'accès à la voiture reste différente selon le niveau de vie et les caractéristiques sociales du lieu d'habitation. (Claisse et al. 2000; Orfeuil 2004); (Mignot and Rosales-Montano 2006) Les ménages à bas revenu sont plus souvent non motorisés et à l'inverse moins nombreux à disposer de deux voitures. La dépendance automobile est une contrainte sociale forte, qui pèse sur les plus pauvres par l'exclusion pour ceux qui n'ont pas accès à la voiture ou par un effort budgétaire important pour être motorisé. Le prix de l'immobilier accentue cette dépendance en excluant les plus pauvres des centres villes. L'Enquête Ménages Déplacements de Lyon (EMD) de 1994-1995 montre que le revenu du ménage de rattachement par unité de consommation a un effet sur les distances locales parcourues en semaine et le week-end (Paulo 2006, Raux et al. 2006). Tout comme le revenu l'équipement du ménage en voitures particulières (approché par le nombre de voitures par adulte) joue sur la distance locale en semaine et le week-end, son effet étant encore plus net le week-end.

La possession ou simplement l'accès à une ou plusieurs voitures par le ménage est un variable clé pour comprendre les choix modaux des jeunes. Cependant le choix du mode de transport pour réaliser les déplacements quotidiens dépend évidemment d'autres facteurs pas seulement socioéconomiques. La présence ou non de transports en commun à proximité du lieu d'habitation, de travail ou d'études, le volume du trafic, les caractéristiques physiques de l'environnement ainsi que le sentiment d'insécurité sont des facteurs qui influencent l'usage des modes, et particulièrement des modes dit « doux » comme la marche et le vélo. Par exemple en Angleterre, il a été constaté que les enfants marchent de moins en moins et sont accompagnés en voiture par leurs parents qui trouvent ce moyen plus sûr. Concernant le vélo le rapport PROMISING, (Wittink 2001) montre qu'il y a de fortes différences de pratique entre les pays européens. Parmi les facteurs influençant la mobilité jouent également un rôle important les politiques communales, régionales ou nationales qui parfois pour favoriser un mode par rapport aux autres tel que le vélo interviennent directement sur l'environnement en construisant des voies réservées aux cyclistes. Dans une moindre mesure des facteurs climatiques ou le relief peuvent également influencer l'usage des modes en particulier pour les déplacements à pied ou à vélo.

Le coût financier d'accès au permis de conduire peut constituer un facteur d'inégalités en matière de mobilité, via l'accès autonome à la voiture, car tous les jeunes n'ont pas les mêmes facilités économiques pour obtenir le permis de conduire, comme il a été observé par exemple dans trois villes norvégiennes auprès de populations immigrées d'origine extra-européenne (Priya and Uteng 2009). Le permis de conduire concerne directement les jeunes et leur besoin de mobilité et d'autonomie. L'accès à la conduite automobile peut représenter une importante étape pour entrer dans le monde du travail en particulier pour les jeunes qui vivent loin des centres d'activité.

En France l'âge d'accès au permis de conduire une voiture est fixée à 18 ans. Les 16-17 ans ont accès à la conduite accompagnée d'un adulte et dans des conditions fixées par l'auto-école.

Si la voiture est coûteuse et nuisible pour l'environnement, elle constitue cependant l'un des éléments de l'autonomie des jeunes. Les déplacements des jeunes non motorisés sont tributaires en partie de la logistique familiale, des amis ou des transports en commun, ce qui peut constituer un frein.

Il a été démontré que l'accès à la voiture varie selon le niveau culturel et financier. Il y a de plus grandes difficultés d'obtention du permis avec un bas niveau d'études et, plus nettement encore, selon le niveau de vie du ménage (Claisse et al. 2000; Orfeuil 2004; Mignot and Rosales-Montano 2006). Les ménages à bas revenu sont moins nombreux à disposer de deux voitures que les ménages plus aisés et sont à l'inverse plus fréquemment non motorisés.

L'utilisation de données sur la mobilité ou l'exposition au risque routier est encore rudimentaire dans les études épidémiologiques d'accidents de la circulation. La cause principale reste la difficulté de recueil de telles données. Les différentes mesures utilisées pour définir l'exposition au risque routier incluent les distances parcourues (Pucher and Dijkstra 2003; Harrison and Christie 2005), le nombre de trajets effectués (Pucher and Dijkstra 2003; Rice et al. 2003), le nombre de rues traversées pour les piétons (Posner et al. 2002) ou encore les temps de trajet (Lee and Abdel-Aty 2005). Or ces études s'intéressent pour la plupart à un seul type d'usage (un seul mode) et n'incluent pas d'informations socioéconomiques. Une ancienne étude canadienne (Macpherson et al. 1998), après avoir montré que les enfants de 5 à 12 ans défavorisés traversent plus de rues à pied, montrait une forte corrélation positive entre le nombre de rues traversées et les accidents de piétons.

2.6. Apports et limites des études

L'étude des facteurs socioéconomiques de la zone d'habitation ou de la zone d'accident nécessite évidemment de bien définir et de savoir délimiter ces zones. Comment sont définies les différentes zones géographiques d'études dans la littérature ? D'où proviennent les données socioéconomiques caractérisant ces zones ? Le premier constat issu de ce bilan bibliographique est le fait que les études traitent de différents types d'accidents et surtout mesurent rarement les inégalités sociales de la même manière. Cette grande hétérogénéité des sources ainsi que les particularités nationales d'habitat et de mode de transport rend la comparaison des études entre elles difficile. De plus elle rend une méta-analyse impossible (il n'en existe d'ailleurs aucune pour les accidents de la circulation), et justifie que nous nous soyons orientés vers une revue de la littérature.

Autre limite de certaines études analysées : bien souvent les caractéristiques socioéconomiques utilisées ne prennent pas en compte les changements dans le temps (notamment de catégorie sociale) qu'il peut y avoir au sein de la population. Quelques études utilisent des indices sociaux construits et validés bien des années avant (exemple l'indice de Townsend), sans se soucier des évolutions de la structure sociale d'une population. Les indices ou échelles socio-économiques doivent refléter la situation de la population d'étude. D'où des difficultés particulières quand la population d'étude concerne les jeunes/adolescents. C'est alors la situation familiale dans laquelle évolue le jeune qui est prise en compte dans les recherches. De plus, quand les caractéristiques socioéconomiques des zones d'habitation sont fournies par le recensement de la population d'une année donnée les accidents étudiés ne correspondent généralement pas à la même époque. Or, la situation économique d'une population n'est pas figée et la situation socioéconomique d'un quartier d'habitation n'est pas statique. Les changements des caractéristiques socioéconomiques d'un quartier interviennent cependant rarement sur de courtes périodes. (Cubbin et al. 2000).

Par ailleurs, les travaux qui étudient seulement les effets des caractéristiques socio-économiques de la zone d'habitation ou du lieu d'accident ne permettent pas de faire la part d'un effet propre de l'environnement socio-économique et la part des caractéristiques personnelles des sujets qui vivent au sein de ces zones géographiques. Les études multi-niveaux apparaissent, de ce point de vue, préférables.

En effet les modèles multiniveaux étant conçus pour prendre en compte une structure hiérarchique des données fournissent des estimations des paramètres plus proches de la réalité.

Enfin, d'autres questions méthodologiques apparaissent en filigrane de cette revue bibliographique :

Le problème de la qualité des données policières d'accident : les accidents impliquant des usagers vulnérables, définis dans ce contexte par les piétons, cyclistes et usagers de mobylette/scooter, y sont sous reportés (Amoros et al. 2006) ce qui peut introduire des biais, notamment lorsque sont étudiées des populations jeunes, et que l'on s'intéresse aux inégalités sociales les concernant.

Les données hospitalières d'accident ne sont pas complètes non plus : seuls les accidents nécessitant des soins médicaux sont enregistrés.

Rares sont les études qui s'intéressent simultanément aux accidents de l'ensemble des jeunes de moins de 20 ans. Dans l'ensemble des travaux de recherche étudiés, il apparaît clairement une distinction à l'âge de 15 ans. Au-dessous de l'âge de 15 ans, les accidents des jeunes sont principalement des accidents piétons et cyclistes. Au-dessus de cet âge s'ajoutent les accidents de mobylette/scooter. Certains articles traitent aussi les accidents de roller/skate mais ils sont peu fréquents en comparaison avec les types d'accidents cités ci-dessus.

Avant l'âge de 15 ans, les jeunes se déplacent massivement à pied, voire à vélo. Ils utilisent également un peu les transports en commun et fortement la voiture comme passagers. Les transports en commun sont peu associés aux accidents des jeunes dans les pays développés. A notre connaissance, il n'existe pas de travaux étudiant l'effet des déterminants socioéconomiques sur les accidents de transport en commun.

Pour montrer des différences contextuelles d'exposition et de risque d'accident un effort plus important devrait être consacré à l'analyse et la comparaison des variations intra et inter zones. De plus les zones considérées dans les études pourraient bénéficier de définitions dans l'espace plus détaillées.

Il existe peu d'études mettant en avant les différences d'exposition suivant la catégorie sociale. De plus, peu sont celles qui traitent des accidents de la route et qui distinguent les accidents par catégorie d'utilisateur.

Les catégories d'utilisateur sont importantes à prendre en considération pour plusieurs raisons :

elles reflètent les activités et la mobilité des jeunes et des adolescents ;

elles conditionnent les caractéristiques et la gravité des accidents ;

l'accès à la motorisation est conditionné par la classe sociale (pour cette tranche d'âge comme pour les autres).

Les articles qui mesurent l'effet des déterminants socioéconomiques sur les accidents tout en contrôlant l'exposition au risque routier comme le temps passé à l'extérieur, le volume du trafic autour des zones d'habitation et d'étude, les distances parcourues pour se rendre au collège/lycée ou lieu de travail, les modes de déplacements quotidiens et en fin de semaine sont peu fréquents voir quasi inexistantes. Il est donc nécessaire que les futurs travaux de recherches étudient les liens entre ces facteurs d'expositions et les déterminants socioéconomiques des jeunes accidentés.

La revue de la littérature montre également les difficultés qui existent pour accéder aux informations socioéconomiques de certaines bases de données existantes. La disponibilité et l'accessibilité de certaines informations est très variable selon les pays.

2.7. Conclusions

Même si l'objectif de réduction des inégalités sociales est clairement affirmé, aussi bien dans le contexte politique français (loi relative à la politique de santé publique de 2004) et européen qu'international (charte d'Ottawa, rapport de l'OMS), cet « état de l'art » pluridisciplinaire nous montre qu'en France bien peu de recherches ont été menées sur le sujet. Pourtant, les travaux en épidémiologie sociale et en accidentologie déjà réalisés en Europe sur ce sujet, notamment en Grande-Bretagne et en Suède, ont montré la pertinence de cette problématique, mais aussi la complexité et l'inadéquation des indicateurs ou 'proxy' utilisés pour rendre compte des inégalités sociales dans le risque d'accident de la circulation.

En effet, le constat, au niveau international, est que même si les études sont plus nombreuses dans les pays pionniers en sécurité routière, ces résultats restent partiels et particulièrement concernant les études multiniveau. Si une association entre accidents de jeunes piétons et inégalités sociales est souvent mise en évidence, dans la plupart de ces études, la quantité ou le niveau d'exposition au risque d'accident sont rarement pris en compte. On ne sait donc toujours pas si, à niveau d'exposition égal, les enfants des milieux défavorisés ont plus d'accidents piétons que les enfants des milieux plus favorisés, ou si ces différences observées dans la fréquence des accidents renvoient seulement à des conditions d'exposition, et donc de mobilité et tout particulièrement de pratiques modales socialement différenciées.

Concernant le risque routier, les études convergent pour conclure que les populations les plus défavorisées sont plus souvent accidentées et que le risque d'être accidenté plus gravement est dans l'ensemble, plus élevé pour les populations les plus défavorisées. Cependant, certaines études apparaissent moins consensuelles dans leurs résultats, en particulier celles qui prennent

en compte l'exposition au risque, notamment sur des catégories particulières d'usagers de la route comme les usagers de deux roues motorisés.

Pendant la jeunesse, et tout particulièrement à l'adolescence, les conditions de mobilité évoluent rapidement, ces années étant des années d'apprentissage de la mobilité en autonomie, de la découverte de nouveaux espaces, des « interactions sociales » et des comportements qui s'y inscrivent. Dans l'ensemble, les études actuelles montrent que, chez les jeunes, les inégalités sociales affectent plus la mobilité longue distance (grandes vacances) que la mobilité de proximité, la mobilité de week-end plus que la mobilité de semaine, la mobilité liée aux loisirs plus que la mobilité « contrainte » domicile-école, même si le degré de choix et les contraintes de lieu d'étude des enfants, variables selon les milieux sociaux, paraissent influencer les niveaux de mobilité et les modes de transport utilisés en semaine. En semaine comme le week-end, l'accès aux modes est loin d'être également distribué entre les adolescents, selon les caractéristiques de leur lieu de vie ou encore le revenu de leur ménage d'appartenance. Ici également, des approfondissements apparaissent nécessaires pour mieux cerner la part respective des différents facteurs d'inégalités sur la mobilité des adolescents et leur risque d'accident corporel de la circulation.

Il apparaît clairement avec cette revue de la littérature que pour bien faire la part des effets propres à chaque niveau d'influence (individuel ou ménage/ quartier ou zone), ces différents niveaux doivent être étudiés simultanément.

Par rapport à la revue de la littérature de 2000 (Laflamme and Diderichsen 2000), de nouveaux articles ont été publiés, notamment avec des analyses multiniveaux.

Notre analyse de la littérature, réalisée en début de thèse, rejoint tout à fait les conclusions des dernières synthèses parues depuis (Laflamme et al. 2009; Laflamme et al. 2010) : En considérant les différentes façon d'enregistrer les victimes de la circulation et leur gravité ainsi que les différentes manières de mesurer les positions sociales et économiques des victimes, la majorité des études montre des inégalités socioéconomiques d'accidents ; de nature multiniveaux, c'est-à-dire variant avec les caractéristiques individuelles et contextuelles.

3. Objectifs de thèse

Dans ce contexte général l'objectif de la thèse est de mesurer l'influence des inégalités socioéconomiques individuelles et contextuelles sur la mobilité et sur les accidents corporels de la circulation chez les enfants et les jeunes de moins de 25 ans.

Il se détaille en plusieurs questions de recherche :

- liens entre la commune d'habitation (défavorisée ou non) et
 - o l'incidence des accidents par âge, sexe et catégorie d'utilisateur
 - o la gravité des blessures
 - o la commune d'accident

- lien entre l'îlot (IRIS) d'habitation et
 - o l'incidence des accidents par âge, sexe et catégorie d'utilisateur
 - o la gravité des blessures

- liens entre des facteurs socio économiques individuels et contextuels et la mobilité, la motorisation et l'accès au permis de conduire

- liens entre commune d'habitation et accidents en contrôlant l'exposition

- liens entre des facteurs socio économiques individuels et contextuels, des comportements et styles de vie, la mobilité et les accidents

Ces différents objectifs sont éventuellement précisés, puis traités successivement dans cet ordre dans la thèse.

4. Méthodes

Les trois sources de données utilisées dans cette thèse ainsi que la méthode précise des analyses effectuées sont décrites plus en détail dans les chapitres correspondants :

- analyse du Registre du Rhône des victimes de la circulation : influence de la commune d'habitation sur les incidences et la gravité des accidents des jeunes : influence des caractéristiques de l'IRIS d'habitation, cf. 5.1
- enquête lyonnaise ménage déplacement EMD 2005-06 : influence des caractéristiques socioéconomiques individuelles et contextuelles sur la mobilité des jeunes Rhodaniens 10-24 ans et sur leurs accidents en prenant en compte cette mobilité
- Registre + EMD : liens entre commune d'habitation et accidents en contrôlant l'exposition : étude chez les Rhodaniens de 10 à 24 ans.
- enquête épidémiologique ISOMERR de type cas témoins concernant les jeunes de 14 à 18 ans du département : liens entre des facteurs socio économiques individuels et contextuels, des comportements et styles de vie, la mobilité et les accidents

Zone géographique de l'étude

Le département du Rhône fait partie de la Région Rhône-Alpes. En 2008, il comptait 1 690 498 habitants, c'est le 4^e département le plus peuplé et avec 520 habitants/km², c'est le huitième département le plus densément peuplé de France. La principale ville est Lyon avec 472 330 habitants. Les trois quarts de la population habitent dans l'agglomération lyonnaise aussi appelé le Grand Lyon. Les principales villes du département en font toutes partie à part Villefranche-sur-Saône. Le département tire son nom du fleuve le Rhône qui le traverse.

Analyses statistiques :

Les comparaisons de répartitions se font à l'aide du test du Chi². Les risques relatifs permettant de comparer les incidences sont indiqués avec leurs intervalles de confiance à 95%. Les odds-ratios des facteurs associés aux phénomènes étudiés sont fournis avec leur intervalle

de confiance à 95%. D'autres méthodes sont spécifiquement utilisées dans certains chapitres : AFC, analyses multiniveaux que nous explicitions ci-dessous.

Les modèles multiniveaux ont été initialement développés dans les sciences de l'Education. Quatre équipes de recherche anglo-saxonnes développent la méthode, à peu près à la même période. Bien que ces équipes n'utilisent pas les mêmes algorithmes, elles proposent des solutions produisant des estimations proches (Mason et al. 1983; Aitkin and Longford 1986; Goldstein 1986; Raudenbush and Bryk 1986). Ces modèles sont principalement connus sous le nom de modèles multiniveaux, modèles hiérarchiques linéaires, ou encore modèles à effet aléatoires.

Avant de présenter plus en détail le modèle multiniveau, il est important d'expliquer l'apport principal de ce type de modèle.

Modéliser les effets des caractéristiques contextuelles sur les individus revient à considérer des données qui relèvent de deux niveaux différents : certaines concernent le contexte avec ses caractéristiques globales ou agrégées, tandis que les autres sont des données individuelles et se situent à un niveau inférieur à celui du contexte dans la mesure où ce dernier englobe plusieurs individus (une classe de plusieurs élèves, un quartier, une commune, un hôpital, etc.).

Parmi les variables contextuelles, distinguons les variables globales qui traduisent alors ce qu'Erbring et Young (Erbring and Young 1979) nomment un « destin commun » des individus qui appartiennent au même contexte (exposés au même traitement) des variables agrégées, qui comme leur nom l'indique sont le résultat de l'agrégation des caractéristiques individuelles des membres d'un même groupe (revenu moyen d'une zone).

Les modèles de régression par les moindres carrés ordinaires (MCO) se révèlent insuffisants dans la prise en compte de cette structure hiérarchisée des données individuelles (niveau 1) et contextuelles (niveau 2). En effet intégrer à la fois des données individuelles et contextuelles revient à violer une hypothèse fondamentale des modèles de régression MCO : le terme d'erreur est supposé suivre une loi normale de moyenne nulle et de variance constante (i.e. hypothèse d'homoscédasticité : la variance des erreurs est supposée constante en fonction des valeurs des variables explicatives). Or les données hiérarchiques impliquent des erreurs non indépendantes. C'est d'ailleurs au fondement même de l'analyse des effets des caractéristiques du contexte sur les individus que de supposer une non-indépendance des erreurs.

Le non respect de cette hypothèse d'homoscédasticité conduit à sous estimer les écarts-types des variables contextuelles ou à effet aléatoire, conduisant ainsi à augmenter le risque de

conclure à tort à un effet significatif du contexte sur l'individu alors qu'il n'existe pas en réalité (c'est-à-dire cela revient à augmenter le risque α de première espèce). L'estimation des paramètres fixes est très similaire entre les modèles de régression par les moindres carrés (MCO) et les modèles multiniveaux.

Le modèle multiniveau autorise une non-indépendance des erreurs au sein de chaque zone (groupe, classe). Dans le cadre de ce modèle la variance des erreurs peut varier comme une fonction linéaire ou non linéaire des variables explicatives. Ce modèle permet de traiter ses effets comme effets aléatoires.

Nous présentons ici le modèle multiniveau linéaire dans sa forme la plus simple.

Au niveau 1

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + e_{ij} \text{ avec } e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2)$$

y_{ij} définit la variable dépendante pour un individu i appartenant au groupe j et X_{ij} une variable explicative individuelle. Les coefficients de régression β_{0j} et β_{1j} peuvent varier d'un environnement j à l'autre.

Au niveau 2

$$\beta_{0j} = \phi_{00} + u_{0j} \text{ avec } u_{0j} \sim N(0, \sigma_{u0}^2) \text{ ordonnée à l'origine aléatoire}$$

Notons que les u_{0j} ne constituent pas des paramètres au sens statistique du terme

$$\beta_{1j} = \phi_{10} + u_{1j} \text{ avec } u_{1j} \sim N(0, \sigma_{u1}^2) \text{ pente aléatoire}$$

ϕ_{00} représente la moyenne générale de Y

ϕ_{10} est la pente de régression moyenne pour tous les groupes

De plus les u_{0j} et u_{1j} sont supposés indépendants des e_{ij}

Ce qui donne en intégrant les expressions précédentes dans une seule équation

$$y_{ij} = \phi_{00} + \phi_{10}X_{ij} + \beta_{0j} + u_{0j} + u_{1j} X_{ij} + e_{ij}$$

Du fait qu'il y a maintenant deux termes aléatoires niveau 1 et 2, on peut estimer un paramètre supplémentaire qui est la covariance entre les constantes et les pentes, notée σ_{u01}^2 .

En pratique on commence toujours par proposer un modèle vide (sans le terme $\beta_1 X_{ij}$ dans le cas linéaire simple) pour évaluer la répartition initiale de la variance entre le niveau individuel et contextuel. Ceci est réalisable en spécifiant le terme aléatoire (variable contextuelle) au modèle.

Il est important de préciser que si la variance interclasse n'est pas statistiquement différente de 0, il n'est pas nécessaire de procéder à une modélisation multiniveau.

Ensuite dans un second modèle on intègre une à une les variables individuelles dans le modèle tout en observant la réduction que connaît la variance de niveau 2 (variance interclasse) après ajout des variables individuelles. Ceci nous permet de distinguer la part des variations inter-groupes due à des effets proprement contextuels de celle imputable aux caractéristiques des personnes.

Dans un dernier modèle (modèle complet) on intègre l'ensemble des variables, individuelles et contextuelles et on quantifie à nouveau les changements de la variance interclasse.

Les modèles multiniveaux sont également utilisés avec des variables dépendantes binaires, à modalités multiples, ou suivant une loi de Poisson. Quand la variable à expliquer est de ce type, il existe une relation entre la moyenne et la variance de la distribution qui conduit, en termes de modélisation multiniveau, à une relation entre les paramètres de la partie fixe du modèle et ceux de la partie aléatoire. Les modèles multiniveau linéaires généralisés considèrent la distribution spécifique des résidus au niveau individuel tout en maintenant l'hypothèse de normalité pour les résidus de niveau 2 (Diez-Roux 2000). Pour prendre l'exemple d'une variable binaire (échec ou succès par exemple), le modèle logistique exprime le logit de la probabilité de succès à l'aide d'une fonction linéaire plus un résidu u_{0j} normalement distribué variable selon le groupe. La fonction logit étant la fonction de lien, il n'existe toutefois pas de relation simple entre la variance de la probabilité et la variance $\sigma_{u_0}^2$ des résidus de niveau 2.

En intégrant des résidus aux différents niveaux de la structure, les modèles multiniveaux tiennent pertinemment compte de la structure complexe des données lors de l'estimation des paramètres.

Parfois quand on ne se trouve pas dans le cas linéaire simple, comme c'est le cas du modèle logistique multiniveaux il peut arriver que la variance interclasse augmente après l'intégration de certaines variables individuelles (Chaix and Chauvin 2002). Cependant cela n'est pas nécessairement à prendre comme un indice de mauvaise spécification du modèle. Plusieurs interprétations de ce phénomène sont proposées par (Snijders and Bosker 1999) : il peut se produire par exemple quand on ajoute une variable non corrélée avec les autres variables explicatives du modèle et distribuée de façon plus au moins uniforme entre les niveaux contextuels (communes, classes...).

Nous utilisons la version du logiciel de statistique SAS version 9.2 pour effectuer ces analyses.

5. Accidents des jeunes en fonction de leur commune d'habitation

Dans le Registre des victimes de la circulation, est renseignée depuis 2001 l'adresse d'habitation des victimes. Il y figure également la commune d'accident. Par contre aucune caractéristique socioéconomique individuelle des victimes n'est relevée. Afin d'exploiter cette importante base de données sur les victimes de la circulation, dans ce chapitre nous étudions dans un premier temps l'influence du type de commune d'habitation (avec ou sans Zone Urbaine Sensible ZUS) sur l'incidence, la gravité et le lieu (dans une commune avec ou sans ZUS, ou dans leur propre commune) des accidents de la circulation des jeunes.

Enfin, nous analysons à part les 14-17 ans qui feront plus tard l'objet d'une enquête spécifique.

5.1. Matériel et méthodes

5.1.1. Le Registre du Rhône des victimes d'accidents de la circulation

Le Registre recense de façon la plus exhaustive possible les victimes d'accidents corporels de la circulation survenus dans le Rhône et ayant consulté un établissement de soin. Le Registre se base sur 282 services de soins dont 96 de « première ligne », publics et privés, civils et militaires, accueillant des victimes de la circulation : SAMU/SMUR, urgence, services de réanimation, chirurgie, rééducation, etc. Il est développé par l'Unité Mixte de Recherche Epidémiologique et de Surveillance Transport Travail Environnement (UMRESTTE), en collaboration avec les Services Départementaux Incendie Secours et avec l'Association pour le Registre des Victimes d'accidents de la circulation routière (ARVAC) (Laumon et al. 1997). En utilisant une étude de capture recapture Amoros a montré que l'exhaustivité du Registre est de 73,5% au total. Cependant ce taux (*ascertainment rate*) n'est pas vraiment assimilable à un taux d'exhaustivité dans la mesure où un critère d'inclusion dans le Registre est plus exigeant que pour les fichier de la police : être allé à l'hôpital. Ce taux s'élève à 86,5% pour les victimes les plus gravement blessées pour lesquelles la restriction ci-dessus n'est pas valable. Ce taux est jugé assez élevé bien que pas entièrement satisfaisant. (Amoros et al. 2007).

Certaines caractéristiques détaillées de l'accident (lieu, date, heure, véhicule(s) impliqué(s)) ainsi que des données personnelles sur la victime sont enregistrées, mais surtout le Registre recense l'ensemble des blessures, avec une description précise de chacune d'elles. Les

lésions sont codées selon une échelle traumatologique, *Abbreviated Injury Scale AIS* (AAAM 1990), à chaque lésion correspond un score AIS de gravité immédiate compris entre 1 et 6. Nous utilisons comme indicateur de gravité globale l'ISS (Injury Severity Score), qui se calcule en faisant la somme des carrés des AIS des trois territoires corporels les plus atteints.

Les critères d'inclusion des victimes dans le Registre sont les suivants : le lieu d'accident doit être dans le Rhône, l'accident doit impliquer un véhicule en mouvement (y compris patins et planches), et il doit y avoir au moins une lésion AIS décrite. Les piétons tombant seuls ne sont donc pas inclus. Le recueil des données a débuté en 1995. Au moment de cette analyse, les années 1996 à 2006 étaient saisies informatiquement et validées dans leur totalité mais la commune d'habitation des victimes n'est saisie que depuis 2001. L'analyse portera donc uniquement sur les 6 dernières années, 2001-2006.

Sur cette période, le Registre a recensé 54 340 victimes, dont 25 145 (46,3%) de moins de 25 ans.

Tableau 2 : Part des victimes de 0 à 24 ans par rapport à l'ensemble des victimes du Rhône

Année	Victimes tous	Victimes < 25	% de victimes < 25
	âges	ans	ans
2001	9555	4662	49%
2002	7578	3515	46%
2003	7685	3743	49%
2004	7410	3562	48%
2005	7284	3356	46%
2006	7427	3385	46%

Registre du Rhône 2001-2006 (sauvegarde octobre 2008)

La part des moins de 25 ans dans la population du Rhône est de 34%, elle est stable entre 2001 et 2006. Il existe une baisse considérable du nombre de victimes en 2002 (installation des radars automatiques de contrôle de la vitesse). Il y a une faible diminution de la proportion des victimes de moins de 25 ans par rapport à l'ensemble des victimes du département. Cependant cette proportion reste largement supérieure à la part des moins de 25 ans dans la population.

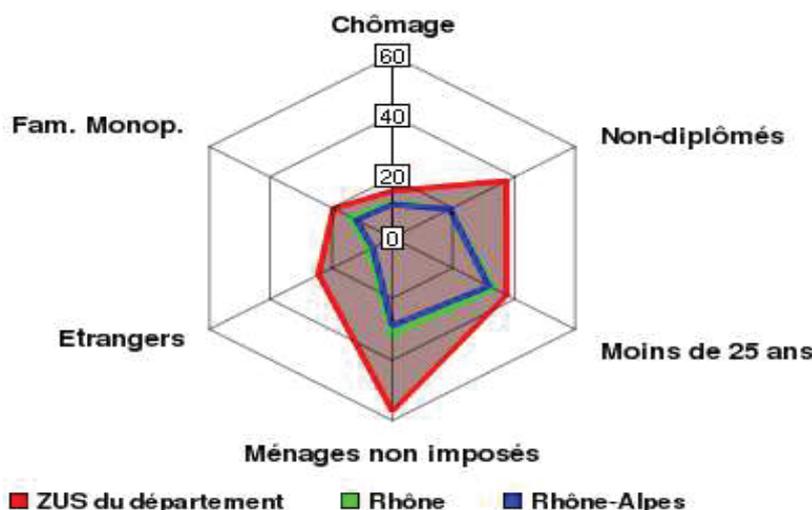
5.1.2. Les Zones urbaines sensibles dans le Rhône

En France, il existe des zones urbaines sensibles (ZUS-territoire infra-urbain) définies par les pouvoirs publics pour être la cible prioritaire de la politique de la ville. Ces territoires

sont caractérisés par la présence de grands ensembles ou de quartiers d'habitat dégradé et par un fort déséquilibre entre l'habitat et l'emploi. Les habitants des ZUS occupent plus souvent que les autres des emplois précaires.

Il y a dans le département du Rhône 293 communes. Au dernier recensement (1999)³, la population s'élevait à 1 578 423 habitants dont 201 938 (13%) dans 30 ZUS réparties dans 24 communes. Certaines communes possèdent 2 voire 3 ZUS. Lors du dernier recensement de 1999 le taux de chômage était de 22,4% au sein des ZUS du Rhône alors qu'il était de 11,4% sur l'ensemble du Rhône. De plus, les jeunes de moins de 25 ans, les non-diplômés et les familles monoparentales étaient surreprésentés dans les ZUS, en effet il y avait : 39,2% de jeunes de moins de 25 ans ; 33,3% de non-diplômés et 21,5% de familles monoparentales dans les ZUS du Rhône, alors que pour l'ensemble du Rhône ces pourcentages étaient respectivement de 33,0%, 18,7% et 13,0%⁴.

Figure 1 : Caractéristiques des ZUS du Rhône



Source : <http://www.ville.gouv.fr/> : Observatoire national des ZUS

D'autres indicateurs sont particulièrement dépréciatifs dans les ZUS, notamment le sentiment que la situation de son quartier se détériore, le sentiment d'isolement et un désir de mobilité résidentielle contrarié par des obstacles économiques (Debrand et al. 2009)

Habiter dans une ZUS avec l'ensemble de ses caractéristiques socioéconomiques « détériorées » semble constituer un bon indicateur de situation sociale dégradée. Cependant,

³ Au moment de ces analyses, nous disposions seulement de la population de 1999, disponible par année d'âge, par sexe et par commune. Les projections de la population par année d'âge, sexe et commune, pour l'année 2006 n'étaient pas encore disponibles.

⁴ Sources INSEE RP 1999/DGI 2004 (données fiscales)/ Min. de l'Intérieur (2005) / Ministère. de l'Education. Nationale. (2004) / CNAM (2006)

nos données comportent uniquement la commune d'habitation. Nous choisissons donc comme indicateur le fait de résider dans une commune avec ZUS. Dans les communes avec ZUS, en moyenne, 35% des jeunes de moins de 25 ans sont dans une ZUS.

Le type de commune avec ou sans ZUS est notre indicateur socio-territorial. Ci-dessous, nous quantifions les inégalités de revenu entre les deux types de communes par la comparaison des distributions (quartiles et moyennes) du revenu médian par unité de consommation.

La moyenne des revenus fiscaux annuels médians est statistiquement supérieure dans les communes sans ZUS à celle des communes avec ZUS, considérées donc comme défavorisées (19 654 euros vs. 14 770, $p < 0.0001$).

Tableau 3 : Distribution des revenus fiscaux médians par unité de consommation dans les deux types de communes

	Communes avec ZUS	Communes sans ZUS
75% Q3	16120	21829
50% Médiane	15719	19789
25% Q1	12308	17544

Tandis que plus de 75 % des communes avec ZUS possèdent un 'revenu annuel médian par unité de consommation' inférieur à 16 120 euros, moins de 25 % des communes sans ZUS se trouvent dans cette situation. De plus les écarts de revenu entre les deux types de communes sont bien plus importants que ceux au sein d'un même type de commune. Ces éléments confortent l'utilisation de cet indicateur socioéconomique contextuel. Cette forte corrélation entre une variable proprement contextuelle (commune avec ou sans ZUS) et la variable socioéconomique de composition revenu fiscal médian des communes révèle une dépendance entre les caractéristiques socioéconomiques du contexte d'habitation et les caractéristiques socioéconomiques individuelles.

5.1.3. Analyses

L'analyse porte sur les jeunes de moins de 25 ans qui vivaient dans le Rhône : 520 000, dont 52% vivaient dans des communes avec ZUS. Pour Lyon, chaque arrondissement est considéré comme une commune.

Dans un premier temps, à l'aide d'une analyse univariée, nous étudions les répartitions des victimes en fonction du type de leur commune d'habitation (communes avec ZUS et communes sans ZUS). Nous calculons des incidences annuelles moyennes d'accident corporel (pour 100 000 habitants de moins de 25 ans) par type de commune, âge, sexe et type d'usager

(moyen de transport utilisé lors de l'accident), et les rapports d'incidences (RI : communes avec ZUS vs communes sans ZUS) avec leur intervalle de confiance (CI) à 95% pour chaque catégorie. Les incidences concernent d'abord les accidents toutes gravités confondues, puis sont calculées séparément par niveau de gravité (ISS 1-8, ISS 9+). Les victimes d'accident avec blessure(s) grave(s) sont celles qui ont un ISS supérieur ou égale à 9, et celles qui sont décédées. La population de référence est celle du recensement de 1999. Rappelons que lors de ces premières analyses, seule la population du recensement de 1999 était disponible par année d'âge, par sexe et par commune.

Ensuite nous étudions la gravité des blessures à l'aide de modèles multiniveaux. En effet, en présence de données avec une structure hiérarchique (caractéristiques individuelles et contextuelles), les modèles multiniveaux aboutissent à des estimations plus justes que les modèles de régressions logistiques « classiques ». Ces derniers sous-estiment l'écart-type des paramètres des effets contextuels. Ils permettent ainsi de savoir si les différences observées entre communes sont dues uniquement au fait que les personnes vivant dans ces communes (avec ZUS) sont elles mêmes défavorisées (confusion introduite par des facteurs individuels expliquant la totalité du phénomène) ou bien si la commune a un effet propre (Diez Roux 2004). Nous supposons que les termes résiduels pour chaque zone sont normalement distribués (normal distribution for the random effects). Le modèle permet ainsi l'estimation de la variance de la distribution des termes résiduels entre communes.

Habituellement cette variabilité diminue au fur et à mesure qu'on introduit des facteurs explicatifs dans le modèle. L'importance de cette diminution permet d'observer dans quelle mesure les facteurs pris en compte expliquent cette variabilité entre zones fines.

Nous commençons par utiliser cinq modèles logistiques multiniveaux « modèle 1, vide » (un pour chaque catégorie d'utilisateur) nous estimons la variance inter-communes de la gravité des blessures des victimes.

La variance de niveau 1 n'a pas de valeur unique dans le cas du modèle logistique. Par conséquent nous ne pouvons pas calculer une valeur unique pour la part de variance inter-communes (coefficient de corrélation intra-classe). Cependant, en considérant que la gravité des blessures d'accident indique un processus continu non observé, nous pouvons admettre que le modèle logistique est un modèle de seuil qui estime la propension à avoir une blessure grave (ou en général à être dans la modalité 1 de la variable réponse binaire). Dans cette situation (Snijders and Bosker 1999) avancent que les résidus de niveau 1 de la variable continue non

observée doivent avoir une distribution binaire de moyenne 0 et de variance $\pi^2/3 = 3,29$. Dans ce cas nous calculons le coefficient de corrélation intra classe qui vaut :

$$\text{Variance inter-communes} / (\text{Variance inter-communes} + \pi^2/3)$$

Quand la variance inter-commune est significativement différente de 0, le processus de modélisation logistique multiniveau est poursuivi jusqu'au bout. C'est-à-dire qu'en plus du modèle vide, nous réalisons le modèle avec les variables individuelles seulement (*modèle 2*) et ensuite le modèle complet, (*modèle 3*) (avec l'ensemble des variables individuelles et contextuelles). L'intérêt de procéder en plusieurs étapes (modèle vide, modèle 2 et modèle 3) est d'apprécier à chaque étape le changement de la variance inter-communes.

Quand la variance inter-communes n'est pas significativement différente de 0, nous étudions l'influence de la commune d'habitation (avec ou sans ZUS) sur la gravité immédiate des lésions à l'aide de modèles logistiques « classiques ».

Les analyses multiniveaux sont effectuées à l'aide de la procédure glimmix du logiciel SAS version 9.2.

Notons que par construction, les modèles logistiques multiniveaux sont réalisés seulement sur les individus avec une commune d'habitation connue, l'effet aléatoire étant porté par la commune d'habitation des jeunes. Ce qui implique que le modèle ne peut pas tenir compte des jeunes avec une commune d'habitation inconnue.

Les variables d'ajustement pour le modèle multivarié sont : le sexe, l'âge, la nature de la voirie (route nationale ou départementale, autoroute ou périphérique, rue ou voie communale et autre), l'antagoniste (aucun, obstacle ou autre usager percuté), la zone d'accident (Lyon, communauté urbaine lyonnaise hors Lyon et hors agglomération), le jour de l'accident (semaine ou week-end), l'heure de l'accident (jour : [7-22[ou nuit : [22-7[), le port de la ceinture pour les victimes automobilistes et le port du casque pour les usagers de deux-roues motorisé.

Suite aux commentaires d'un « reviewer » du « Journal Of Safety Research » concernant notre article sur les accidents des moins de 25 ans en fonction de leur commune d'habitation (Annexe 9), des analyses concernant l'effet d'un indicateur contextuel à trois modalités (commune sans ZUS, commune avec une ZUS et commune avec deux ou trois ZUS) ont été réalisées : incidences et régressions logistiques. Cette sous-partie concerne les jeunes accidentés entre 2004 à 2007.

Ensuite nous reproduisons des analyses similaires (incidences) en nous focalisant sur les 14-17 ans.

Pour conclure, nous étudions également le lien entre commune d'habitation et commune d'accident. A l'aide d'un modèle logistique multiniveaux nous étudions alors l'effet du type de commune d'habitation sur le risque d'avoir un accident au sein de sa propre commune.

Dans le chapitre suivant (chapitre 6) nous utiliserons un indicateur plus précis que constitue l'IRIS⁵.

5.2.Résultats

Ci-dessous sont présentés les effectifs des victimes du Registre du Rhône ainsi que la population du département du Rhône pour les moins de 25 ans lors du recensement de mars 1999, par année d'âge révolu.

⁵ Rappel : les « îlots regroupés pour l'information statistique » (IRIS) forment un "petit quartier", qui se définit comme un ensemble d'îlots contigus. Une définition plus détaillée sera donnée plus bas.

Tableau 4 : Population et nombre de victimes d'accidents corporels dans le Rhône par année d'âge pour les moins de 25 ans

Age en année	Population du Rhône en 1999	Victimes Registre du Rhône 2001-2006	Pourcentage de victimes garçons
0	20140	112	54,5
1	21428	112	57,1
2	21049	193	65,3
3	20945	270	68,5
4	20452	326	69,6
5	20183	406	63,8
6	19545	435	60,2
7	20608	441	60,5
8	20707	447	58,7
9	20596	546	58,4
10	20642	582	61,3
11	20745	663	62,8
12	20191	716	71,1
13	20411	736	72,1
14	20426	994	76,4
15	19829	1194	74,7
16	19843	1555	76,7
17	21250	1787	78,0
18	21916	2066	70,5
19	25009	2147	66,7
20	24831	2129	65,7
21	24828	1970	62,7
22	24311	1882	62,5
23	23752	1797	61,8
24	23240	1649	63,1
Total	538 770	25 145	67,3

Recensement de la population INSEE 1999 et Registre du Rhône 2001-2006

La population du Rhône a légèrement augmenté depuis le recensement de 1999. Le sexe ratio est de 2,06. Cela signifie deux victimes garçons pour une fille.

5.2.1. Lieu d'habitation des victimes du Registre entre 2001 et 2006

Sur la période 2001-2006, 25 145 jeunes de moins de 25 ans ont été blessés (ou tués) dans un accident de circulation dans le Rhône. Nous excluons pour le calcul des incidences par type de commune 3011 (11,9%) victimes habitant hors Rhône et 10 365 (41,1%) victimes du Rhône mais dont la commune d'habitation est inconnue. Nous étudions donc 11 857 victimes du Registre de moins de 25 ans habitant dans le Rhône, dont 68,7 % de garçons. Les incidences ainsi calculées, destinées à comparer les deux types de communes sont cependant largement sous estimées en raison de ces restrictions.

N.B. : Pour les victimes dont l'adresse est inconnue, nous notons qu'elles sont plus souvent gravement blessées, un peu plus souvent des filles (32,7 % vs 31,3%), un peu plus

jeunes, avec une proportion des moins de 15 ans de 32,9 % vs 25,2% et un peu moins souvent à deux-roues motorisés (26,3 % vs 30,1).

En effectifs, les garçons qui vivent en commune avec ZUS sont les plus nombreux parmi les accidentés, suivis par les garçons des communes sans ZUS, les filles des communes avec ZUS, enfin les filles des communes sans ZUS. L'effet du sexe est ainsi plus prégnant que celui de la commune (Tableau 5 ci-dessous).

Le taux de recueil des adresses d'habitation s'est amélioré au fil des années, jusqu'à devenir aujourd'hui systématique. La répartition des victimes ne disposant pas d'une commune d'habitation classifiable ou vivant en dehors du Rhône n'a aucune raison d'être biaisée concernant notre indicateur socio-territorial.

Nous présentons à présent les effectifs de victimes par type d'utilisateur.

Tableau 5 Répartition des victimes de moins de 25 ans selon les catégories d'utilisateurs, le sexe et la commune d'habitation

Type d'utilisateur	Garçons		Filles	
	commune avec ZUS victimes (%)	commune sans ZUS victimes (%)	commune avec ZUS victimes (%)	commune sans ZUS victimes (%)
Piétons	423 (9,2)	175 (4,9)	336 (15,3)	126 (8,3)
Rollers	272 (5,9)	201 (5,7)	185 (8,4)	88 (5,6)
Vélo	996 (21,6)	664 (18,8)	294 (13,4)	179 (11,7)
Deux-roues moto (2RM)	1568 (34,1)	1488 (41,7)	233 (10,6)	290 (19,1)
Voiture	1158 (25,1)	893 (25,2)	1053 (47,9)	782 (51,4)
Autres ou inconnu	185 (4,0)	129 (3,7)	95 (4,3)	56 (3,7)
Total	4602 (100%)	3538 (100%)	2196 (100%)	1521 (100%)

Registre du Rhône 2001-2006

Ce sont les accidents de deux-roues motorisés des garçons vivant en commune sans ZUS qui sont les plus nombreux. Cette répartition montre d'importantes différences des taux de victimes à 2RM entre les deux types de communes, la part des victimes est inférieure dans les communes avec ZUS. Parmi les victimes garçons, 56,5% vivent dans une commune avec ZUS. Pour les filles, le chiffre est de 59,0%. Cette différence est significative ($p=0,009$). Parmi les victimes habitant dans des communes avec ZUS, 67,7% sont de sexe masculin, contre 69,9% dans les communes sans ZUS.

Quel que soit le type d'utilisateur, les garçons sont plus nombreux que les filles, l'écart étant le plus important pour les 2RM.

La répartition des victimes selon les types d'usagers est différente entre sexes : la première catégorie est celle des usagers de 2RM chez les garçons et celle des automobilistes chez les filles.

N.B. Les jeunes des communes avec ZUS sont plus souvent victimes d'accidents en car/bus : 109 contre 79 dans les communes sans ZUS.

5.2.2. Influence de la commune d'habitation sur les incidences par âge, sexe et catégorie d'usager

Afin de prendre en compte la taille des populations concernées, nous présentons, pour la période d'étude, les incidences annuelles moyennes d'accidents par âge, sexe, type de commune d'habitation et pour les 5 catégories d'usagers les plus répandues chez les jeunes accidentés.

**Tableau 6 : Incidences annuelles moyennes d'accidents corporels (pour 100 000 jeunes)
par âge, sexe et type de commune d'habitation
et rapport d'incidences entre communes avec et sans ZUS**

	N (victimes)	Incidences commune avec ZUS	N (victimes)	Incidences commune sans ZUS	RI* C.avec ZUS/ C. sans ZUS	p
garçons						
[0-4]	145	84,00	104	71,00	1,19 [0,92-1,53]	ns
[5-9]	344	224,78	226	143,42	1,56 [1,33-1,86]	< 0,001
[10-14]	612	408,57	556	340,52	1,21 [1,08-1,36]	< 0,01
[15-19]	1620	1022,72	1502	908,75	1,14 [1,07-1,24]	< 0,001
[20-24]	1876	941,94	1146	790,96	1,20 [1,12-1,30]	< 0,001
TOTAL	4597	572,23	3534	467,50	1,23 [1,19-1,30]	< 0,001
filles						
[0-4]	78	48,00	56	40,00	1,19 [0,84-1,67]	ns
[5-9]	248	166,73	152	101,32	1,65 [1,35-2,02]	< 0,001
[10-14]	284	197,44	189	121,67	1,62 [1,36-1,96]	< 0,001
[15-19]	504	310,66	519	329,03	0,94 [0,83-1,06]	ns
[20-24]	1079	471,35	605	408,27	1,15 [1,05-1,28]	< 0,01
TOTAL	1521	208,53	2193	267,95	1,28 [1,21-1,38]	< 0,001

*RI = rapport d'incidences.

Registre du Rhône 2001-2006

Quand nous comparons les incidences globales des deux groupes (commune avec et sans ZUS), nous trouvons un rapport d'incidences (RI) de 1,23 [1,19-1,30] pour les garçons, et 1,28 [1,21-1,38] pour les filles. Les différences globales d'incidences entre les deux types de communes sont encore significatives si l'on se donne un seuil de significativité plus exigeant selon la méthode de Bonferroni⁶ (1936) (Perneger 1998), à savoir $p=0,005$. Les jeunes habitant des communes avec ZUS ont plus de risque d'être blessés que ceux des communes sans ZUS

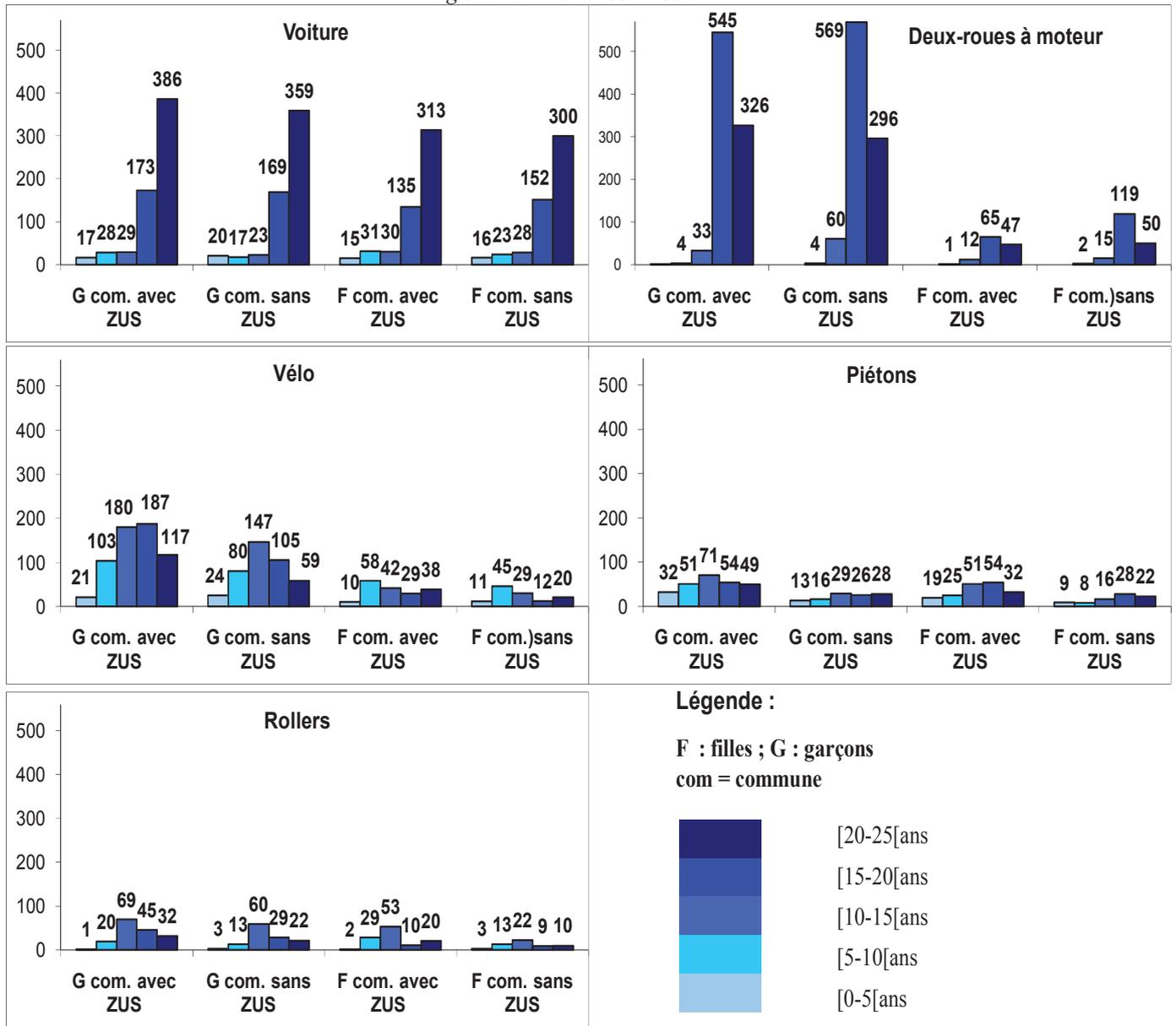
Pour les comparaisons par tranche d'âge, la différence n'est alors pas significative pour les garçons de 0-4 et 10-14 ans, ni pour les filles de 0-4 et 15-24 ans. Pour les garçons c'est sur la tranche d'âge des 5-9 ans qu'existe la plus forte différence d'incidence entre les deux types de communes (RI = 1,56). Chez les filles les différences entre les deux types de communes d'habitation sont les plus fortes pour les 5-14 ans avec des RI > 1,6.

Dans la figure ci-dessous (Figure 2) nous détaillons ces incidences pour chaque type d'usager. Nous comparons les taux d'incidences des victimes par âge et sexe selon leur commune d'habitation (avec ou sans ZUS) (cf p. suivante).

⁶ Tient compte de la multiplicité des tests : Si trois tests seuil = risque alpha/3

Figure 2 : Incidences annuelles moyennes d'accidents corporels (pour 100 000 jeunes) par âge, sexe, type d'usager et type de commune d'habitation

Registre du Rhône 2001-2006



Tous âges confondus, chez les garçons les victimes à deux-roues motorisé (2RM) sont celles pour lesquelles les incidences sont les plus élevées. Pour les garçons, la différence commune avec ZUS/commune sans ZUS est statistiquement significative seulement pour les jeunes de 10 à 14 ans, très peu nombreux : ceux qui vivent en commune avec ZUS sont moins souvent victimes d'accidents à 2RM que ceux qui vivent en commune sans ZUS RI de 0,52 [0,37-0,73]. Chez les filles on observe aussi un effet « protecteur » des communes avec ZUS globalement RI de 0,72 [0,60-0,84], et, par tranche d'âge, chez les 15-19 ans avec un RI de 0,54 [0,43-0,69]. C'est pour ces accidents (2RM) que l'on observe les plus fortes différences d'incidences entre les garçons et les filles. Les rapports d'incidences garçons/filles pour l'ensemble des moins de 25 ans sont de 6,9 dans les communes avec ZUS et à 4,9 dans les communes sans ZUS.

Ce sont ensuite les accidentés en voiture qui sont les plus nombreux. Globalement, les jeunes vivant en commune avec ZUS sont plus accidentés que ceux qui vivent au sein de communes sans ZUS, respectivement avec des RI de 1,22 [1,12-1,33] et 1,19 [1,08-1,31]. Ce sur-risque est le plus important pour la tranche d'âge des 5-9 ans pour les deux sexes, cependant cette différence n'est statistiquement significative que chez les garçons : RI = 1,64 [1,01-2,65]. Par contre c'est pour les accidentés en voiture que nous observons le plus faible rapport d'incidences garçons/filles 1,1 dans les deux types de communes.

Les accidentés à vélo habitant en commune avec ZUS sont pour chaque sexe (pour l'ensemble des moins de 25 ans) plus nombreux que chez ceux qui vivent en commune sans ZUS, avec des RI de 1,40 [1,27-1,55] pour les garçons et de 1,47 [1,22-1,77] pour les filles. Les 0-4 ans ne sont pas concernés par ce sur-risque. Concernant les différences entre sexes, les victimes accidents à vélo se placent en deuxième position, après les victimes accidentées à 2RM, avec des rapports d'incidences garçons/filles de 3,4 dans les communes avec ZUS et 3,7 dans les communes sans ZUS.

Les victimes d'accidents piétons sont nettement moins fréquentes chez les jeunes que les accidentés décrits plus haut. C'est cependant pour les accidentés piétons qu'il y a les plus fortes différences d'incidences entre les deux types de communes. Le sur-risque global des communes avec ZUS est de 2,27 [1,91-2,71] chez les garçons et 2,37 [1,93-2,91] chez les filles. Le sur-risque existe significativement pour toutes les tranches d'âge, et atteint son maximum entre 5 et 9 ans : RI=3,20 [2,04-5,04] chez les garçons et 4,29 [2,29-8,05] chez les filles. Le rapport d'incidence garçons/filles est de 1,3 dans les deux types de communes.

Les victimes d'accidents en rollers ou planche sont également globalement plus fréquentes dans les communes avec ZUS. Les rapports d'incidences globaux sont 1,27 [1,06-

1,52] pour les garçons et 1,88 [1,46-2,42] chez les filles. Les 0-4 ans ne sont pas concernés par ce risque. Pour les garçons c'est seulement chez les 15 à 20 ans qu'il y a significativement plus d'accidentés au sein des communes avec ZUS, RR de 1,57 [1,09-2,26]. Pour les filles, seules les tranches d'âge de 5 à 14 ans et de 20 à 24 ans des communes avec ZUS présentent un sur-risque. Les rapports d'incidences garçons/filles sont de 1,5 dans les communes avec ZUS et de 2,2 dans les communes sans ZUS.

En somme, pour chaque sexe, les incidences dans les communes avec ZUS sont supérieures à celles des communes sans ZUS pour tous les types d'usagers, hormis les utilisateurs de deux-roues motorisé pour lesquels le phénomène est contraire.

Pour l'ensemble des moyens de transport excepté les piétons, l'effet du type de commune d'habitation est cependant nettement moins important que celui du sexe : les garçons des communes sans ZUS ont plus d'accidents que les filles des communes avec ZUS. En revanche, pour les piétons quel que soit leur sexe les jeunes qui vivent en commune avec ZUS sont davantage accidentés que les garçons et les filles qui vivent en commune sans ZUS.

5.2.3. Influence du lieu d'habitation sur la gravité immédiate des lésions

Afin de quantifier la variabilité inter-communes, nous commençons par construire cinq modèles multiniveaux « vides » (i.e. sans aucune variable explicative), correspondant aux cinq principaux types d'usagers. Ensuite, si la variabilité inter-communes est significative, nous quantifions les risques bruts et ajustés d'avoir un accident grave (ISS 9+ et/ou décès) versus accident léger (ISS < 9) à l'aide de modèles multiniveaux, sinon nous utilisons des modèles de régressions « classiques »

Nous prenons en compte les âges, le sexe et les conditions d'accidents.

Analyse brute (bivariée)

Le fait de vivre dans une commune avec ZUS est statistiquement associé avec une moindre gravité immédiate des blessures d'accidents de piéton et de voiture : vivre au sein d'une commune avec ZUS apparaît donc comme un facteur « protecteur » avec des odds ratios de : 0,47 [0,27-0,80] pour les piétons (OR estimé avec un modèle de régression « classique »), et 0,53 [0,33-0,86] pour les voitures (OR estimé avec un modèle de régression logistique multiniveau). L'effet du type de commune d'habitation sur la gravité des accidents à vélo, les 2RM et en rollers n'est pas significatif.

Tableau 7 : Caractéristiques des victimes et de leur accident

Registre du Rhône 2001-2006

	commune avec ZUS n (%)	commune sans ZUS n (%)	Test du Chi² de comparaison
Sexe			
garçons	4 866 (67,6)	3 812 (70,0)	p = 0,0047
filles	2 328 (32,4)	1 634 (30,0)	
Age			
[0-5[247 (3,4)	172 (3,2)	p < 0,0001
[5-10[629 (8,7)	411 (7,5)	
[10-15[950 (13,2)	806 (14,8)	
[15-20[2 237 (31,1)	2 174 (39,9)	
[20-25[3 123 (43,5)	1 880 (34,5)	
Commune d'accident			
Lyon	1 685 (27,7)	722 (14,9)	p < 0,0001
Grand Lyon* hors Lyon	2 686 (44,1)	1 514 (31,2)	
Hors Grand Lyon	430 (7,1)	1 914 (39,4)	
Rhône sans autre précision	1 286 (21,1)	709 (14,6)	
Réseau routier			
Rue/voie	3 915 (81,4)	2 663 (66,2)	p < 0,0001
RN/RD	220 (4,6)	833 (17,5)	
Autoroute/périph	349(7,2)	204 (5,1)	
Autres	328 (6,8)	322 (8,0)	
Casque (pour les usagers d'un 2RM)			
Oui	1 289 (67,6)	1 496 (78,3)	p < 0,0001
Non	233 (12,2)	168 (8,8)	
Non renseigné	385 (20,2)	247 (12,9)	
Ceinture (pour les usagers de voiture)			
Oui	1 786 (76,2)	1 439 (79,9)	p = 0,015
Non	300 (12,8)	192 (10,7)	
Non renseigné	259 (11,0)	169 (9,4)	
Jours de semaine			
Semaine	5 053 (70,2)	3 605 (66,2)	p < 0,0001
Week-end	2 141 (29,8)	1 842 (33,8)	
Heure			
[7-22[h	3 842 (84,1)	3 400 (86,0)	p = 0,012
[22-7[h	727 (15,9)	552 (14,0)	
Antagoniste			
Aucun, Piét, vélo, roller, planche	2 701 (37,5)	2 425 (44,5)	p < 0,0001
2RM, Voiture ou véhicule SAP** ou autre	3 776 (52,5)	2 444 (44,9)	
Obstacle fixe	469 (6,5)	387 (7,1)	
VU, PL, car/bus, train	248 (3,4)	191 (3,5)	

*Grand Lyon = communauté urbaine de Lyon

** SAP = sans autre précision

Les accidentés vivant dans les communes avec ZUS sont plus souvent en milieu urbain, moins souvent sur route nationale ou départementale. Les jeunes victimes des communes avec ZUS sont plus souvent des filles, plus souvent âgées de plus de 20 ans, montrant des comportements plus à risque tels qu'une moindre utilisation du casque ou de la ceinture.

Les facteurs de gravité habituels tels que : le lieu (routes nationales ou routes départementales), le jour d'accident (week-end), l'heure d'accident (nuit), le type d'obstacle percuté (poids lourds, obstacle fixe), le non port du casque et de la ceinture, le caractère semi-urbain ou rural de la commune d'accident (hors agglomération de Lyon) sont associés à une plus grande gravité des blessures d'accidents pour l'ensemble des catégories d'usagers, ainsi qu'avec la nature de la commune d'habitation. Une analyse multivariée est donc nécessaire.

Modèles logistiques multiniveaux

Les modèles logistiques « vides » dans le tableau ci-dessous évaluent la variance inter communes dans la gravité des blessures pour cinq catégories d'usagers. Ces modèles permettent ainsi de fournir une répartition de la variance entre les deux niveaux, grâce aux termes aléatoires inclus dans chacun d'eux.

Tableau 8 : Modèles logistiques multiniveaux « vides » : gravité des blessures pour chaque catégorie d'utilisateur
Registre du Rhône 2001-2006

Modèles multiniveaux « vides »	variance inter-communes (écart type)	variance inter-communes (niveau 2)/ (variance résiduelle de niveau 1 = 3,29 + variance résiduelle de niveau 2)
2RM	0,24 (0,11) *	9,5 %
Voiture	0,60 (0,26) *	15,4%
Vélo	0,04 (0,34)	1,2%
Piétons	0,06 (0,31)	1,8%
Rollers	0	-

*Variance inter-commune significative

La variance inter-communes est significativement différente de 0 seulement pour la gravité des blessures d'accidents à 2RM et en voiture. Pour ces deux catégories d'usagers les parts de variance inter-communes sont à considérer puisqu'elles s'élèvent à 9,5 % et 15,4% de la variance totale de la gravité des blessures (coefficient de corrélation intra-classe). Pour ces deux catégories d'usagers les analyses multiniveaux sont poursuivies. Pour les autres catégories d'usagers : vélo piéton rollers, la variance inter-communes n'étant pas significative nous réalisons trois régressions logistiques « classiques ».

Tableau 9 : Gravité des blessures (ISS9+) pour les accidents à vélo, à pied et en rollers : Régressions logistiques « classiques »

	Vélo		Piétons		Rollers	
	n victimes	OR [95%IC]	n victimes	OR [95%IC]	n victimes	OR [95%IC]
Commune d'habitation						
Sans ZUS	456	1	238	1	117	1
avec ZUS	515	0,99 [0,51-1,92]	567	0,47 [0,27-0,83]	142	1,39 [0,45-4,30]
Indéterminé	1151	1,74 [1,06-2,89]	863	1,40 [0,89-2,12]	383	4,48 [1,83-10,9]
Sexe						
Fille	488	1	728	1	211	1
Garçon	1634	0,96 [0,61-1,50]	940	1,22 [0,88-1,70]	431	1,01 [0,59-1,68]
Age						
[0-5[ans	135	1	221	1		
[5-10 [ans	461	2,83 [0,84-9,57]	325	1,66 [0,94-2,97]	150	1
[10-15[ans	724	4,21 [1,29-13,7]	448	1,19 [0,66-2,12]	306	1,36 [0,75-2,49]
[15-20[ans	461	2,49 [0,73-8,54]	378	1,63 [0,91-2,93]	111	0,62 [0,25-1,54]
[20-25[ans	341	1,95 [0,53-7,13]	296	1,59 [0,84-3,01]	75	1,11 [0,41-2,97]
Réseau						
Rue/voie communale	1369	1	1489	1		
RN/RD	67	1,46 [0,57-3,75]	31	2,67 [1,20-6,35]	313	1
Autoroute/périph	-		5	8,09 [1,27-51,5]	-	-
Autre ou NSP	686	1,06 [0,69-1,66]	143	0,25 [0,10-0,63]	329	0,91 [0,52-1,58]
Commune d'accident						
Lyon	484	1	646	1	231	1
Grand Lyon hors Lyon	778	0,89 [0,52-1,52]	805	1,34 [0,94-1,89]	180	0,44 [0,20-0,98]
Hors grand Lyon	673	0,90 [0,52-1,52]	174	1,23 [0,70-2,17]	129	1,68 [0,85-3,33]
Rhône sans précision	187	1,92 [0,95-3,89]	43	1,76 [0,46-6,71]	102	3,69 [1,83-7,46]
Jours de semaine						
Semaine	1419	1	1391	1	380	1
Week-end	703	1,02 [0,70-1,51]	277	1,60 [1,09-2,35]	262	1,54 [0,93-2,55]
Heure						
[7-22[h	2027	1	1570	1	620	1
[22-7[h	95	0,95 [0,33-2,71]	98	1,02 [0,52-1,98]	22	0,96 [0,20-4,65]
Antagoniste						
Aucun, piéton, vélo, roller, planche	1429	1	-	-	565	1
2RM, Voiture ou véhicule SAP ou autre	535	1,32 [0,85-2,07]	1560	1	77	0,90 [0,39-2,10]
Obstacle fixe	130	0,74 [0,30-1,89]	-	-		
VU, PL, car/bus, train	28	6,18 [2,40-15,9]	108	1,53 [0,87-2,69]	-	-

Pour les piétons, concernant la variable antagoniste, nous prenons comme référence la modalité « 2RM, voiture, ou véhicule sans précision ».

Pour les usagers de rollers, nous regroupons les modalités de la variable « antagoniste » : 2RM, voiture, véhicule sans précision et obstacle fixe ; Grand Lyon = communauté urbaine de Lyon

En analyse multivariée, l'âge est associé à la gravité des blessures d'accidents pour les usagers de vélo : les jeunes de 10 à 14 ans sont les plus gravement blessés. Les accidentés à vélo sont les plus graves quand l'antagoniste est un poids lourd. La gravité des accidents piétons dépend également du type de réseau ; en effet les blessures des victimes accidentées sur les routes nationales ou départementales sont plus graves que celles des victimes accidentées sur des rues ou voies communales. Les jeunes pour lesquels la commune d'habitation et/ou le port de la ceinture sont inconnus ont une gravité maximale aussi bien en brut qu'en analyse multivariée.

Après prise en compte de l'ensemble des facteurs de gravité disponibles, l'effet « protecteur » de la commune d'habitation avec ZUS demeure significatif sur la gravité des blessures des piétons avec un OR de 0,47 [0,27-0,83].

Tableau 10 : Gravité des accidents (ISS9+) pour usagers de 2RM et de voiture :
Régression logistique « multiniveaux »
Registre du Rhône 2001-2006 (0-24ans)

	2RM n=3 821 victimes et 226 communes		Voiture n=3 875 victimes et 231 communes	
	<i>Modèle 2</i> Individuelles Simultanément	<i>Modèle 3</i> Complet	<i>Modèle 2</i> Individuelles Simultanément	<i>Modèle 3</i> Complet
Variables à effets fixes «variant dans la commune » / Odds ratio				
Sexe				
Filles	1	1	1	1
Garçons	2,36 [1,47-3,77]	2,32 [1,45-3,72]	1,34 [0,88-2,05]	1,32 [0,86-2,02]
Age				
[0-4[ans	1	1	1	1
[5-9 [ans			5,11 [0,56-46,4]	5,00 [0,55-45,4]
[10-14[ans			3,21 [0,34-30,2]	3,04 [0,32-28,7]
[15-19[ans	0,68 [0,40-1,15]	0,78 [0,46-1,32]	5,25 [0,69-40,1]	5,00 [0,65-38,2]
[20-24[ans	0,81 [0,47-1,39]	1,06 [0,61-1,85]	4,98 [0,66-37,6]	4,93 [0,65-37,4]
Reseau				
Rue/voie	1	1	1	1
RN/RD	1,68 [1,18-2,40]	1,15 [0,78-1,70]	4,56 [2,89-7,18]	3,19 [1,87-5,45]
Autoroute/périph	0,77 [0,27-2,20]	0,76 [0,26-2,21]	0,58 [0,25-1,35]	0,54 [0,23-1,26]
Autre ou NSP	0,39 [0,22-0,70]	0,47 [0,25-0,87]	0,48 [0,17-1,38]	0,32 [0,07-1,37]
Casque/Ceinture				
Oui	1	1	1	1
Non	1,95 [1,33-2,85]	2,04 [1,39-2,99]	1,85 [1,04-3,29]	1,85 [1,02-3,34]
Indéterminé	1,13 [0,75-1,72]	1,33 [0,87-2,03]	3,44 [2,00-5,96]	3,72 [2,14-6,46]
Jours de semaine				
Semaine	1	1	1	1
Week-end	1,20 [0,89-1,61]	1,19 [0,88-1,60]	1,37 [0,90-2,10]	1,34 [0,87-2,06]
Heure				
[7-22[h	1	1	1	1
[22-7[h	1,64 [1,14-2,37]	1,68 [1,17-2,44]	1,25 [0,77-2,02]	1,34 [0,82-2,20]
Antagoniste				
Aucun Piéton vélo roller, planche	1	1	1	1
2RM, Voiture ou véhicule SAP ou autre	1,63 [1,20-2,21]	1,80 [1,32-2,44]	1,33 [0,77-2,30]	1,40 [0,80-2,44]
Obstacle fixe	2,46 [1,42-4,26]	2,57 [1,47-4,48]	3,58 [1,96-6,56]	3,74 [2,03-6,88]
VU, PL, car/bus, train	2,55 [1,28-5,08]	2,54 [1,24-5,21]	1,84 [0,64-5,30]	2,20 [0,75-6,45]
Variables contextuelles « constantes dans la zone »				
Commune d'habitation				
Sans ZUS	-	1	-	1
Avec ZUS		1,07 [0,77-1,48]		0,80 [0,48-1,36]
Commune d'accident				
Lyon	-	1	1	1
« Grand Lyon » hors Lyon		1,76 [1,18-2,63]		1,68 [0,79-3,57]
Hors « Grand Lyon »		3,28 [2,05-5,27]		2,37 [1,01-5,67]
Rhône sap		0,32 [0,04-2,56]		
Effets aléatoires				
Variance inter- commune/écart- type	0,11 (0,08)	0,06 (0,06)	0,24 (0,20)	0,17 (0,19)

Gravité des blessures lors d'accidents à deux-roues à moteur (2RM)

La variance entre communes (l'ensemble des communes) estimée par le modèle multiniveaux diminue d'environ 54% lorsque les facteurs individuels ont été introduits (passage du modèle 1 au modèle 2). Après inclusion de ces caractéristiques individuelles et d'accident la variabilité inter-communes de gravité des blessures d'accidents à 2RM n'est plus statistiquement différente de 0. Une large part des variations de la gravité des blessures d'accidents à 2RM entre les communes est donc due aux caractéristiques de l'accident et de la victime.

La variance entre les communes diminue également fortement (diminution d'environ 45%) avec l'inclusion des caractéristiques socioéconomiques de la commune d'habitation (commune avec ou sans ZUS) et la localisation de la commune d'accident (Lyon, Grand Lyon,...).

Même après prise en compte des caractéristiques accidentelles disponibles, les garçons ont des blessures plus graves que les filles pour les usagers de voiture et de 2RM. Les résultats sont aussi ajustés sur l'âge par tranche de 5 ans. Le port du casque à 2RM est associé à une moindre gravité.

Le niveau socioéconomique de la commune n'est pas associé à la gravité des accidents à 2RM après prise en compte des facteurs habituels de gravité.

Gravité des blessures d'accidents en voiture

La variance entre les communes estimée par le modèle multiniveaux a diminué de 60 % passant de 0,6 à 0,24, lorsqu'on introduit les facteurs individuels (dont font partie les caractéristiques d'accidents). Après inclusion de ces caractéristiques de l'accident et de la victime la variabilité inter-communes de gravité des blessures d'accidents en voiture n'est plus statistiquement différente de 0. Ici aussi une large part des variations de gravité des blessures est due aux caractéristiques des victimes et de l'accident (caractéristiques dites de composition).

En introduisant la variable « communes avec ou sans ZUS » et la zone géographique de l'accident (Lyon, Grand Lyon,...), la variance de gravité entre communes diminue encore de 19%.

Le port de la ceinture est associé à une moindre gravité.

Le niveau socioéconomique de la commune n'est pas associé à la gravité des accidents en voiture

5.2.4. Influence de la commune d'habitation sur les incidences par type d'usager, selon la gravité des blessures

Pour comprendre l'effet de la commune d'habitation sur la gravité des blessures, nous proposons d'observer les incidences par niveau de gravité.

Tableau 11 : Incidences annuelles moyennes d'accidents corporels et rapport d'incidences entre les deux types de communes par sexe, catégorie d'usager et gravité des accidents chez les 0-24 ans
Registre du Rhône 2001-2006

		Incidence com avec ZUS/100 000	Incidence com sans ZUS /100 000	RI* avec ZUS/sans ZUS IC 95%	Incidence com avec ZUS/100 000	Incidence com sans ZUS /100 000	RI* avec ZUS/sans ZUS IC 95%
		Garçons			Filles		
2RM	ISS < 9	182,55	176,13	1,04 [0,97-1,12]	27,19	37,95	0,72 [0,60-0,86]
	ISS 9 +	12,17	17,59	0,69 [0,53-0,90]	1,22	1,50	0,81 [0,34-1,91]
Voiture	ISS < 9	139,21	110,64	1,26 [1,15-1,38]	126,66	103,52	1,22 [1,12-1,35]
	ISS 9 +	4,59	6,56	0,70 [0,46-1,07]	1,71	2,86	0,60 [0,31-1,18]
Vélo	ISS < 9	119,46	83,47	1,43 [1,29-1,58]	35,60	23,40	1,52 [1,26-1,84]
	ISS 9 +	4,22	3,67	1,15 [0,70-1,90]	0,24	0,95	0,26 [0,05-1,25]
Piéton	ISS < 9	49,55	21,3	2,35 [1,96-2,82]	39,25	15,37	2,56 [2,07-3,17]
	ISS 9 +	2,98	1,84	1,62 [0,84-3,13]	1,71	1,77	0,97 [0,46-2,06]
Rollers	ISS < 9	31,29	25,07	1,25 [1,04-1,51]	21,09	11,56	1,82 [1,41-2,37]
	ISS 9 +	2,48	1,31	1,89 [0,88-4,04]	1,46	0,41	3,59 [1,01-12,72]

*RI = rapport d'incidences

Pour les deux sexes les incidences des blessures légères sont supérieures pour les habitants des communes avec ZUS, et ceci pour les automobilistes, cyclistes, piétons et « patineurs ». En revanche les incidences des blessures graves ne sont pas plus élevées pour les automobilistes, cyclistes et piétons. Nous avons ici l'explication de l'effet « protecteur » du fait d'habiter dans une commune avec ZUS sur la gravité, pour ces 3 types d'usagers : en fait l'augmentation des incidences ne porte que sur les blessures légères.

Pour les patineurs, l'incidence augmente pour les deux niveaux de gravité.

5.2.5. Prise en compte du nombre de ZUS dans la commune d'habitation

L'effet de l'indicateur à trois modalités sur les incidences et sur la gravité des accidents des moins de 25 ans concerne les victimes accidentées entre 2004 et 2007. Il s'agit d'analyses plus récentes que celles présentées ci dessus.

Nous distinguons les communes avec une ZUS des communes avec deux ou trois ZUS. Les rapports d'incidences (RI) d'accidents (communes avec un ZUS/communes sans ZUS et communes avec deux ou trois ZUS/communes sans ZUS) montrent que les jeunes des communes avec deux ZUS ont les risques les plus élevées et ceci quelle que soit la tranche d'âge et le sexe. Pour l'ensemble des moins de 25 ans les rapports d'incidences commune avec 2 ou 3 ZUS /commune sans ZUS sont de 1,21 [1,15-1,28] pour les garçons et de 1,20 [1,11-1,30] pour les filles, alors que le rapport d'incidence communes avec 1 ZUS/commune sans ZUS n'est pas significativement différent de 1.

En distinguant les catégories d'usagers, les rapports d'incidences sont également plus importants dans les communes avec 2 ou 3 ZUS pour les accidentés en voiture, piétons et garçons cyclistes. Par exemple pour les accidentés en voiture le RI communes avec 2 ou 3 ZUS/commune sans ZUS est de 1,34 [1,20-1,48] pour les garçons et de 1,17 [1,04-1,30] pour les filles, alors qu'il n'est pas significatif pour dans les communes avec une ZUS. Pour les piétons nous observons un gradient : les RI communes avec une ZUS/communes sans ZUS sont de 1,49 [1,21-1,82] pour les garçons et de 1,79 [1,42-2,24] pour les filles, alors que les RI communes avec 2 ou 3 ZUS/ communes sans ZUS sont de 2,46 [2,05-2,95] pour les garçons et de 2,21 [1,77-2,75] chez les filles. Il n'y a pas de gradient pour les victimes à 2RM et en patin ou planches.

Après prise en compte de l'ensemble des facteurs de gravité disponibles dans des régressions logistiques « classiques », les piétons des communes avec 2 ou 3 ZUS ont des blessures moins graves que ceux des communes sans ZUS avec un OR ajusté de 0,36 [0,19-0,69], alors que ce n'est pas le cas pour les piétons de communes avec un ZUS OR de 1,06 [0,59-1,92].

Quand nous étudions séparément l'effet de ce nouvel indicateur sur les incidences d'accidents stratifiées selon la gravité des blessures (légères et graves), il apparaît que seuls les rapports d'incidences des blessures légères, avec 2-3 ZUS/sans ZUS sont significatifs pour les victimes automobilistes (RI de 1,38 [1,24-1,54] pour les garçons et 1,19 [1,06-1,33] pour les filles) et les cyclistes garçons avec un RI de 1,28 [1,14-1,44].

Pour les piétons, et les filles en rollers/patins ou planches, les rapports d'incidences 2-3 ZUS/sans ZUS des blessures légères sont plus élevés que les rapports d'incidences une ZUS/sans ZUS, les deux étant significativement supérieurs à 1. Par exemple pour les piétons :

Rapport d'incidences 2-3 ZUS/sans ZUS des blessures légères =

2,66 [2,19-3,22] pour les garçons

2,38 [1,90-2,99] pour les filles

Rapport d'incidences une ZUS/sans ZUS des blessures légères =

1,54 [1,24-1,91] pour les garçons

1,85 [1,46-2,10] pour les filles

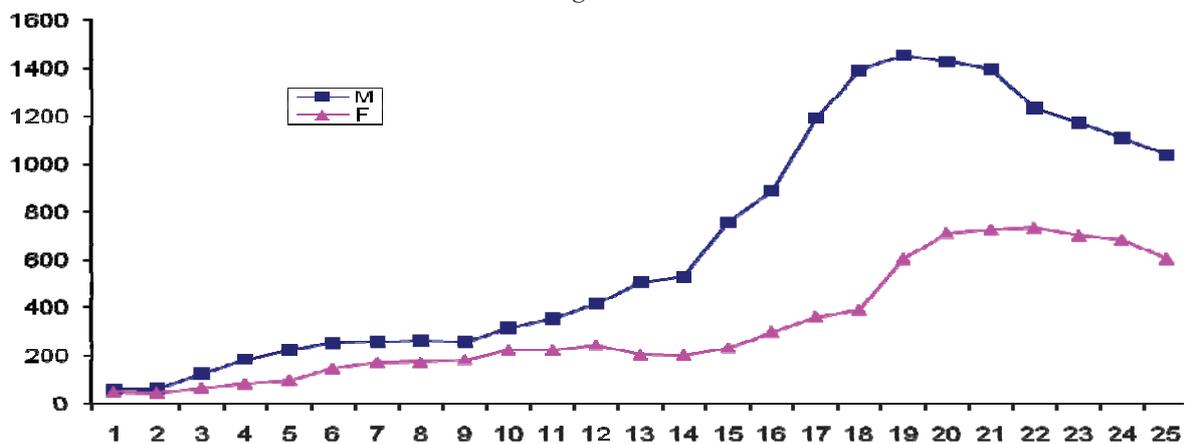
Ici, nous pouvons parler d'une relation dose à effet.

Pour conclure ces analyses apportent une information supplémentaire sur les inégalités contextuelles d'accident : la présence de plus d'une ZUS dans les communes d'habitation est associée à un sur-risque d'accident encore plus important que celui observé dans les communes avec une seule ZUS.

5.2.6. Zoom sur les 14-17 ans : Les d'accidents corporels des adolescents dans le Rhône

C'est à partir de l'âge de 15 ans avec l'accès aux deux-roues motorisés que l'on observe la plus forte augmentation du nombre des victimes d'accident de la circulation pour les garçons suivant les données du Registre (victimes d'accidents entre 2001 et 2006).

Figure 3 : Victimes d'accidents corporels de la circulation en fonction de l'âge et du sexe
Registre du Rhône 2001-2006



Nous décidons de zoomer sur les adolescents de cette tranche d'âge (14-17 ans). Elle représente une importante période de découverte de l'autonomie et de l'acquisition d'expériences propres en matière de mobilité, avant que l'accès massif à la conduite automobile ne vienne signifier un nouveau changement des conditions de déplacement. En outre, à cet âge, les adolescents ont la possibilité de s'autonomiser du contexte familial, par l'arrivée au lycée, les loisirs en dehors de la famille, les sorties, les rencontres.

Ce sont également les 14-17ans que nous ciblons avec l'enquête épidémiologique de type cas témoin que nous présenterons dans le chapitre (chapitre 9).

Tableau 12 : Part des victimes de 14 à 17 ans par rapport à l'ensemble des victimes du Rhône

Année	Victimes tous âges	Victimes de 14 à 17 ans	% de victimes de 14 à 17 ans
2001	9 555	1 019	11
2002	7 578	782	10
2003	7 685	888	12
2004	7 410	804	11
2005	7 284	729	10
2006	7 427	711	10

Registre du Rhône 2001-2006 (sauvegarde octobre 2008)

La part des 14 à 17 ans dans la population du Rhône de 2006 est de 5,0%. Entre 2001 et 2006, 4 933 jeunes de 14 à 17 ans ont été accidentés et pour 2 514 jeunes (soit 51 %) nous connaissons la commune d'habitation de manière à pouvoir la classer en commune avec ou sans zone urbaine sensible (ZUS).

En 2002, comme pour l'ensemble des victimes de la circulation du Registre il y a une notable diminution de l'effectif des jeunes accidentés passant de 1 019 en 2001 à 782 en 2002. Entre 2001 et 2006 les jeunes de 14 à 17 ans représentent chaque année plus de 10 % de l'ensemble des victimes recensées par le Registre du Rhône.

Tableau 13 Effectifs d'accidents corporels, incidences annuelles moyennes et rapports d'incidences entre les deux types de communes par sexe chez les 14-17 ans

	N	Incidences Commune avec ZUS /100 000	N	Incidences Commune sans ZUS /100 000	RI* avec ZUS /sans ZUS
garçons	959	808,8	1035	796,8	1,01 [0,93-1,12]
filles	247	213,3	273	220,5	0,97 [0,82-1,15]

*RI = rapport d'incidences

Registre du Rhône 2001-2006

Le sexe ratio est de 3,8 dans cette tranche d'âge. Les incidences ne diffèrent pas entre les communes avec et sans ZUS. Lorsqu'on distingue les modes de transport employés au moment de l'accident, des effets opposés apparaissent entre les usagers de 2RM (moins d'accidents en commune avec ZUS) et les autres modes (plus de victimes d'accidents en commune avec ZUS).

Les incidences sont maximales pour les garçons de 17 ans quelle que soit la commune d'habitation. Les garçons de 17 ans ont plus de trois fois plus d'accidents que les filles du même âge. Le sexe ratio augmente avec l'âge.

Tableau 14 Incidences annuelles moyennes d'accidents corporels et rapports d'incidences entre les deux types de communes par sexe et catégorie d'utilisateur chez les 14-17 ans

	Incidence communes avec ZUS /100 000	Incidence communes sans ZUS /100 000	RI* avec ZUS/sans ZUS IC 95%	Incidence communes avec ZUS /100 000	Incidence communes sans ZUS /100 000	RI* avec ZUS/sans ZUS IC 95%
	Garçons			Filles		
2RM	398,1	557,4	0,71 [0,63-0,80]	44,6	111,5	0,40 [0,39-0,54]
Voiture	59,0	41,6	1,30 [0,91-1,86]	63,9	61,4	1,04 [0,75-1,43]
Vélo	221,8	129,3	1,71 [1,42-2,09]	20,7	12,1	1,70 [0,90-3,26]
Piéton	59,9	20,8	2,88 [1,85-4,50]	60,4	22,6	2,67 [1,76-4,16]
Rollers	51,4	39,3	1,31 [0,90-1,90]	12,1	8,1	1,50 [0,67-3,38]

*RI = rapport d'incidences

Registre du Rhône 2001-2006

Le zoom nous permet de savoir si les différences observées chez l'ensemble des moins de 25 ans se confirment pour la tranche d'âge des 14-17 ans. Remarquons qu'il s'agit de groupes non disjoints, ce qui implique que nous ne pouvons pas comparer les risques entre les 14-17 ans et l'ensemble des moins de 25 ans.

Pour l'ensemble des garçons de moins de 25 ans accidentés en 2RM il n'y a pas de différence significative d'incidence entre les 2 types de communes. En revanche, les 14-17 ans des communes avec ZUS ont significativement moins d'accidents de 2RM que ceux des communes sans ZUS. Les filles de 14 à 17 ans des communes avec ZUS, ont aussi moins d'accidents à 2RM que celles qui vivent en commune sans ZUS. Ce sous risque est encore plus marqué que pour l'ensemble des moins de 25 ans.

Chez les 14-17 ans l'excès d'accidents de piétons et cyclistes, dans les communes avec ZUS est encore plus marqué que pour l'ensemble des moins de 25 ans. Le risque est maximum chez les piétons avec des rapports d'incidences de 2,9 et de 2,7 respectivement chez les garçons et les filles.

En voiture le risque est confirmé chez les garçons malgré un manque de puissance, mais pas chez les filles.

Tableau 15 : Incidences annuelles moyennes d'accidents corporels et rapports d'incidences entre les deux types de communes par catégorie d'utilisateur, sexe et niveau de gravité chez les 14-17 ans

		Incidence communes avec ZUS	Incidence communes sans ZUS	RI* avec ZUS/sans ZUS IC 95%	Incidence communes avec ZUS	Incidence communes sans ZUS	RI* avec ZUS/sans ZUS IC 95%
		/100 000	/100 000		/100 000	/100 000	
		Garçons			Filles		
2RM	ISS < 9	371,1	503,5	0,74 [0,65-0,83]	40,6	107,4	0,38 [0,27-0,53]
	ISS 9 +	27,0	53,9	0,50 [0,33-0,76]	3,5	4,0	0,86 [0,23-3,20]
Voiture	ISS < 9	56,5	37,7	1,50 [1,04-2,17]	62,2	60,6	1,03 [0,74-1,42]
	ISS 9 +	2,5	3,8	0,66 [0,16-2,76]	1,7	0,8	2,14 [0,19-23,6]
Vélo	ISS < 9	214,2	121,6	1,76 [1,45-2,16]	20,7	12,1	1,71 [0,90-3,26]
	ISS 9 +	7,6	7,7	0,99 [0,40-2,44]	0,0	0,0	-
Piéton	ISS < 9	56,5	20,0	2,82 [1,80-4,45]	55,3	19,4	2,67 [1,68-4,29]
	ISS 9 +	3,4	0,8	4,38 [0,49-39,2]	5,2	3,2	1,60 [0,45-5,67]
Rollers	ISS < 9	46,4	36,2	1,28 [0,87-1,89]	12,1	8,1	1,50 [0,67-3,38]
	ISS 9 +	5,1	3,1	1,64 [0,46-5,81]	0,0	0,0	-

*RI = rapport d'incidences

Registre du Rhône 2001-2006

Le déficit d'accidents avec blessures graves de 2RM chez les garçons de 14 à 17 ans habitant en commune avec ZUS (RI = 0,50) est encore plus important que pour l'ensemble des jeunes de moins de 25 ans (RI = 0,69). Cependant pour les jeunes garçons des communes avec ZUS il y a un sous risque significatif également pour les accidents légers alors que ce n'est pas le cas pour l'ensemble des âges (voir Tableau 11).

Chez les filles, concernant les blessures légères des accidents en voiture, il n'y pas de différence significative chez les 14 à 17 ans alors que pour l'ensemble des âges, celles des communes avec ZUS ont plus d'accidents que celles des communes sans ZUS (voir Tableau 11).

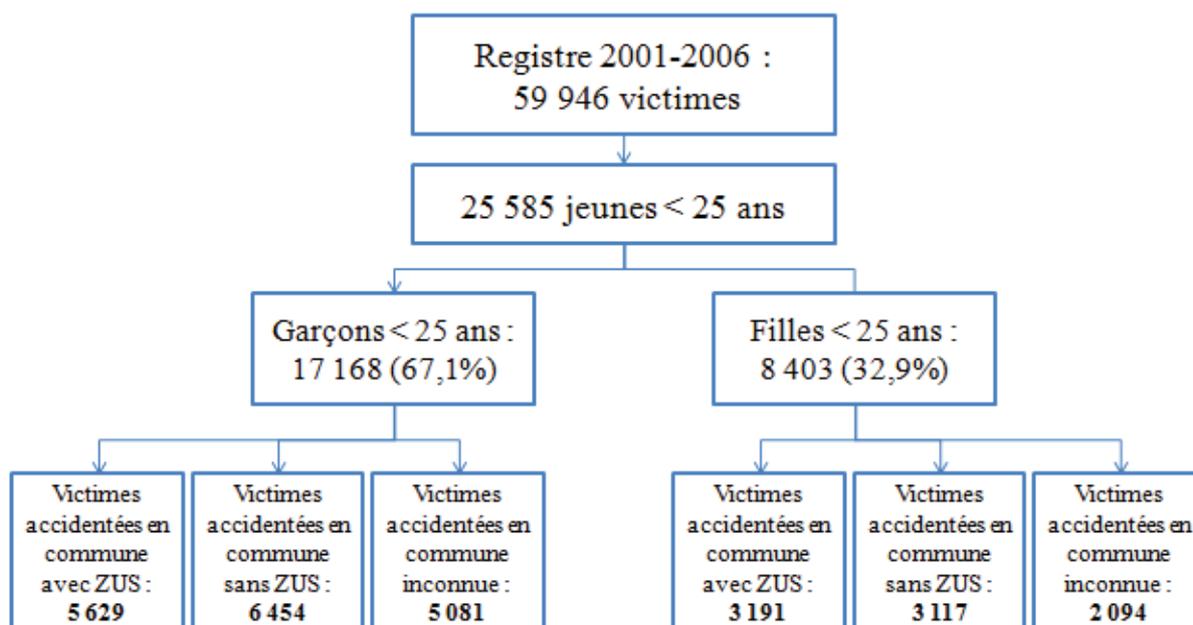
Pour les accidents en tant que piétons chez les garçons de 14 à 17 ans nous remarquons que les risques d'accidents avec blessure légère de ceux qui vivent en commune avec ZUS sont plus importants que pour l'ensemble des moins de 25 ans. De plus chez les garçons de 14 à 17 ans, les victimes d'accidents avec blessures graves augmentent plus que celles avec blessures légères mais de façon non significative.

Le zoom sur les 14 à 17 ans montre qu'il n'y a pas d'accidents de rollers graves chez les filles alors que pour l'ensemble des filles de moins de 25 il apparaissait que celles qui vivaient en commune avec ZUS avaient jusqu'à 3,6 fois plus d'accidents graves que celles des communes sans ZUS. Le manque d'accidents graves chez les 14-17 ans ne permet pas le calcul d'incidences entre les deux communes pour les rollers.

Les résultats observés pour l'ensemble des moins de 25 ans sont également valables pour la sous-catégorie des 14-17 ans : sous-risque à 2RM, sur-risque en voiture (garçons), à vélo et surtout à pied, uniquement pour les blessures les plus légères.

5.2.7. Commune d'accident

Tableau 16 Organigramme hiérarchique des victimes du Registre entre 2001 et 2006



Entre 2001 et 2006, il y a dans le Rhône 41 251 victimes qui ont un lieu d'accident précis pour la commune. Pour 13 695 victimes nous savons simplement que l'accident a eu lieu dans le Rhône, sans autre précision.

Suivant le critère de présence ou non de ZUS, nous classons les communes des lieux d'accidents pour 18 410 (72%) victimes de moins de 25 ans (19 de sexe inconnu). Pour les garçons il y a moins d'accidents au sein des communes avec ZUS que dans les communes sans ZUS. Ce n'est pas le cas pour les filles.

Nous étudions maintenant le lien entre le lieu d'habitation et le lieu d'accident. Plus précisément, dans ce paragraphe nous observons la répartition des victimes selon leur commune d'habitation et d'accident.

5.2.8. Avoir un accident dans une commune avec ou sans ZUS

Nous comparons :

- les taux d'accidents (par âge et par sexe) se produisant en commune avec ZUS des jeunes vivant au sein de communes avec ZUS.
- les taux d'accidents se produisant en commune sans ZUS des jeunes vivant au sein de communes avec ZUS.
- les taux d'incidences (par âge et sexe) d'accidents de produisant en commune sans ZUS des jeunes vivant au sein de communes sans ZUS.
- les taux d'accidents se produisant en commune avec ZUS des jeunes vivant au sein de communes sans ZUS.

Tableau 17 Taux d'accidents corporels en fonction des communes d'habitation, d'accident et de l'âge

	Habitants des communes avec ZUS		Habitants des communes sans ZUS	
	Accident dans commune avec ZUS /100 000		Accident dans commune sans ZUS /100 000	
	Garçons	Filles	Garçons	Filles
0 à 4 ans	0,84	0,88	0,91	0,84
5 à 9 ans	0,89	0,92	0,89	0,85
10 à 14 ans	0,91	0,86	0,89	0,89
15 à 19 ans	0,78	0,71	0,86	0,77
20 à 24 ans	0,73	0,73	0,72	0,72
Total	0,78	0,77	0,82	0,77

Registre du Rhône 2001-2006

Ce tableau montre que les jeunes garçons ou filles ont le plus souvent un accident dans une commune du même type que leur commune d'habitation.

5.2.9. Avoir un accident dans sa propre commune d'habitation

Nous émettons l'hypothèse que les habitants des communes avec ZUS ont plus d'accidents de proximité. Nous approchons cette notion par le fait d'avoir un accident au sein de sa propre commune d'habitation.

La commune d'accident est connue pour 16 022 jeunes (plus de 72%).

Nous observons la répartition des victimes selon leur commune d'habitation et d'accident, et étudions le lien entre les deux variables lorsque les 2 communes sont connues.

Plus de 60% des moins de 15 ans ont un accident au sein de leur propre commune d'habitation, alors qu'entre 15 et 25 ans les accidents au sein de la commune d'habitation ne représentent que 30 à 40 % des accidents.

Nous calculons des taux d'accidents séparément pour les communes d'habitation avec ZUS et sans ZUS.

Au sein des communes d'habitation avec et sans ZUS, quelle est la part des jeunes accidentés (par âge et par sexe) qui ont un accident dans leur propre commune d'habitation ?

Tableau 18 : Taux de victimes accidentées au sein de leur propre commune d'habitation, en fonction de la nature de leur commune d'habitation et de leur âge

	Communes d'habitation avec ZUS		Communes d'habitation sans ZUS	
	Garçons	Filles	Garçons	Filles
0 à 4 ans	0,63	0,63	0,64	0,44
5 à 9 ans	0,70	0,72	0,70	0,59
10 à 14 ans	0,73	0,66	0,67	0,60
15 à 19 ans	0,46	0,37	0,38	0,32
20 à 24 ans	0,35	0,32	0,25	0,25
Total	0,48	0,43	0,41	0,36

Registre du Rhône 2001-2006

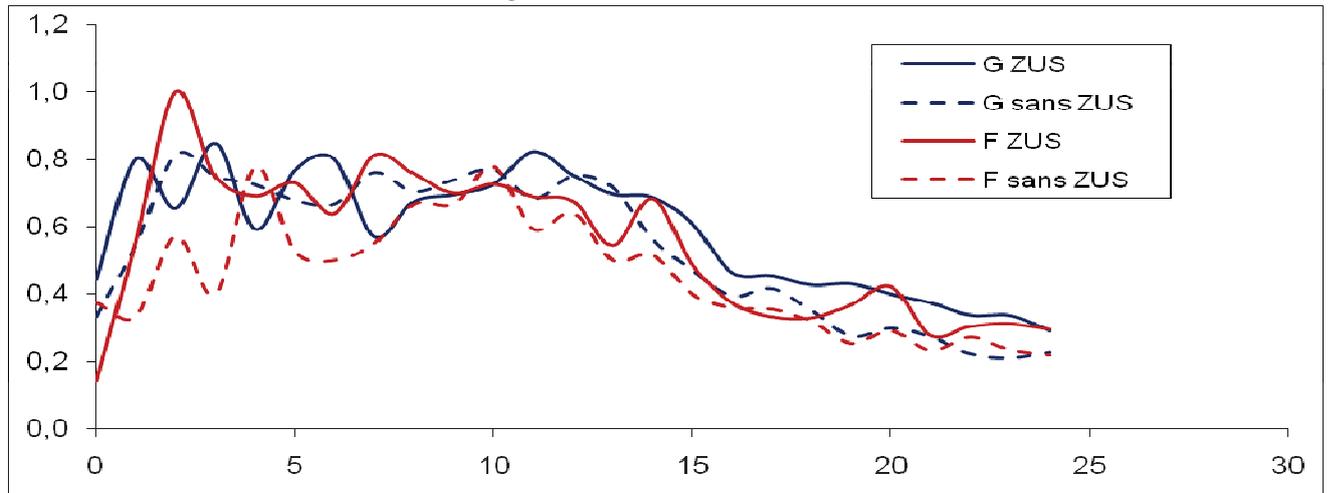
Parmi les victimes, les filles de 0 à 4 ans qui n'habitent pas dans une commune avec ZUS sont majoritairement accidentées en dehors de leur commune (44% sont accidentées au sein leur communes d'habitation), alors que les garçons du même âge, le sont majoritairement dans leur commune.

Voici dans la figure (ci-dessous) les taux de victimes accidentées au sein de leur propre commune d'habitation selon le type de commune d'habitation, et par année d'âge.

Les garçons ont plus d'accidents dans leur propre commune que les filles. Garçons et filles des communes avec ZUS ont plus d'accidents dans leur propre commune.

Figure 4 : Evolution par âge des taux de victimes accidentées dans leur commune d'habitation en fonction du type de commune et du sexe

Registre du Rhône 2001-2006



Avec l'âge les taux d'accidents au sein de la commune d'habitation diminuent, et ceci pour les deux types de communes. En effet, les évolutions globales des lignes de ce graphique sont assez similaires.

Pour les victimes accidentées au sein de leur commune sans ZUS, nous observons des fluctuations irrégulières qui oscillent entre 60% et 80% entre 4 et 12 ans sans différences notables entre les garçons et les filles. À partir de l'âge de 14 ans, nous observons une diminution des accidents se produisant au sein de sa commune pour les deux sexes. Cette diminution est plus importante à compter de 19 ans pour ceux qui habitent dans une commune sans ZUS.

Concernant les victimes accidentées au sein de leur commune avec ZUS, les différences entre sexes sont observables dès le plus jeune âge. Les garçons sont plus accidentés au sein de leur commune que les filles du même âge. Toutefois les différences entre sexes des victimes accidentées au sein de leur commune diminuent après l'âge de 20 ans.

5.2.10. Lien entre la commune d'habitation et la commune d'accident

Modèle logistique multiniveaux

Le modèle logistique multiniveau « vide » montre que la variance entre les communes (variance inter-communes) concernant le « risque » d'avoir un accident dans sa commune d'habitation plutôt qu'ailleurs est statistiquement différente de 0 (i.e. 0,19 avec un écart type de 0,04). La part de variance inter-communes est de 5,5 % de la variance totale (coefficient de corrélation intra-classe). Une analyse multiniveau est donc nécessaire pour prendre en compte la structure hiérarchique des données.

Analyse multiniveaux univariée

Les jeunes de 0 à 14 ans sont plus souvent accidentés au sein de leur commune d'habitation que les 20-24 ans avec des odds-ratios supérieurs à 4. Pour les 15-19 ans cette différence avec les 20-24 ans est de OR = 1,55 [1,39-1,72].

Les garçons sont plus souvent accidentés que les filles au sein de leur propre commune avec un OR de 1,19 [1,08-1,30].

L'étude par catégorie d'utilisateur révèle que les accidents à vélo (OR de 5,46 [4,73-6,31]), en tant que piéton (OR de 4,71 [4,01-5,54]), en rollers ou planches (OR de 4,28 [3,44-5,34]) et ensuite deux-roues motorisés (OR de 1,71 [1,53-1,91]) se produisent plus souvent et dans un ordre décroissant au sein de la commune d'habitation que les accidents de voiture.

Les jeunes des communes A ont globalement 1,28 [1,04-1,58] fois plus d'accidents au sein de leur propre commune que ceux qui vivent en commune sans ZUS.

Tableau 19 : Régression logistique multiniveaux : avoir un accident corporel dans sa commune d'habitation

Registre du Rhône 2001-2006

	Modèle 2 OR ajusté sur les variables Individuelles	Modèle 3 Complet OR ajusté sur toutes les variables
Variables individuelles		
Sexe		
Garçons	1,00 [0,89-1,12]	1.03 [0.91-1.17]
Filles	1	1
Age		
[0-4[ans	3,05 [2,38-3,92]	3.06 [2,30-4,08]
[5-9 [ans	2,38 [2,33-3,38]	3.01 [2,41-3,75]
[10-14[ans	3,92 [2,54-3,50]	3.25 [2,69-3,93]
[15-19[ans	2,80 [1,10-1,40]	1.23 [1,08-1,41]
[20-24[ans	1	1
Catégorie d'usagers :		
Piétons	2,72 [2,27-3,26]	3,25 [2,65-3,98]
Rollers	1,35 [1,07-1,69]	2,81 [2,12-3,71]
Cyclistes	1,73 [1,48-2,02]	3,47 [2,89-4,17]
2RM	1,45 [1,27-1,67]	1,68 [1,45-1,95]
Autre	1,27 [0,95-1,70]	2,48 [1,74-3,53]
Voiture	1	1
Variables contextuelles « constant dans la zone »		
Commune d'habitation		
Avec ZUS		1,34 [1,04-1,72]
Sans ZUS		1
Commune d'accident		
Hors Grand Lyon ⁷		1,59 [1,35-1,86]
Grand Lyon		1,39 [1,14-1,70]
Lyon		1
Effets aléatoires (ordonnée à l'origine)		
Variance inter-commune/écart-type	0,20 (0,046)	0,20 (0,05)

⁷ Le Grand Lyon (anciennement COURLY), est une communauté urbaine française, structure intercommunale regroupant 57 communes de l'agglomération de Lyon situées dans le département du Rhône

Avec le passage du modèle vide au modèle qui inclut seulement les variables individuelles, la variance inter-communes ne diminue pas (0,19 avec le modèle vide et 0,20 avec modèle 1). Les caractéristiques individuelles n'expliquent pas les différences entre communes.

L'inclusion des variables contextuelles dans le modèle 3 ne diminue pas la variance inter-communes qui est toujours statistiquement différente de 0. Les différences résiduelles existantes entre les communes concernant le risque d'avoir un accident dans sa commune d'habitation plutôt qu'ailleurs ne sont pas expliquées par les variables individuelles et contextuelles du modèle.

Toutes choses étant égales par ailleurs, les jeunes des communes avec ZUS sont plus accidentés au sein de leur commune d'habitation que leurs homologues des communes sans ZUS. L'effet du sexe n'est plus significatif.

Toutes choses étant égales par ailleurs, la variable catégorie d'usager lors de l'accident a un effet considérable sur la probabilité d'avoir un accident dans sa commune d'habitation. Ainsi les victimes utilisant un mode doux tel que la « marche », les rollers et le vélo sont plus souvent accidentées dans leur commune d'habitation que celles qui utilisaient la voiture. Les victimes d'accident à 2RM sont aussi (dans une moindre mesure que les modes non-motorisés) plus souvent accidentées au sein de leur commune d'habitation que les victimes des accidents en voiture (tableau 19)

Les jeunes qui vivent en dehors de Lyon (« Grand Lyon » hors Lyon et hors « Grand Lyon ») sont plus souvent accidentés dans leur commune d'habitation que ceux qui vivent à Lyon. Rappel les arrondissements de Lyon ont été considérés comme des communes distinctes.

5.3. Discussion et synthèse

Il y a des différences claires d'incidences d'accident entre les deux types de communes d'habitation. Excepté pour les usagers de 2RM, les incidences sont en général plus importantes dans les communes qui possèdent une ZUS que dans celles qui n'en possèdent pas. De plus les analyses avec l'indicateur contextuel à trois modalités montrent que la présence de plus d'une ZUS dans la commune d'habitation est associée à un sur-risque d'accident encore plus important que celui observé dans les communes avec une seul ZUS. Il est à noter que ces incidences sont largement sous évaluées puisque plus de 41% des victimes n'ont pas été prises en compte pour leur calcul. En effet, nous ne connaissons pas la commune d'habitation pour

10365 jeunes. Le recueil des communes d'habitation par le Registre a commencé en 2001. La qualité du recueil des communes d'habitation s'est améliorée au fil des années, jusqu'à devenir aujourd'hui systématique.

Nous trouvons que les jeunes pour lesquels nous ne connaissons pas la commune d'habitation ont des blessures plus graves que ceux qui vivent en commune sans ZUS, pour l'ensemble des catégories d'usagers. La gravité des accidents entraîne souvent un moins bon recueil par le Registre des variables non médicales. Pour les mêmes raisons les informations sur le casque et le port de la ceinture sont souvent manquantes pour les accidents avec les blessures les plus graves. Peut-être existe-t-il une influence du service d'origine ayant rempli la fiche.

Les différences observées entre les victimes dont la commune est connue et celles dont la commune est manquante sont trop légères pour remettre en cause les différences d'incidences observées. Les victimes avec une commune inconnue ont plus souvent des blessures graves (ISS 9+) (14,0 % vs 6,0 %) et sont plus souvent des jeunes de moins de 15 ans (31,7 % vs 25,9%).

Dans un deuxième temps nous avons pu analyser des données plus récentes avec seulement 14% de jeunes avec une commune manquante. Cette nouvelle analyse, soumise à publication, figure dans l'annexe 9.

C'est pour les accidents de piétons qu'il y a les plus nettes différences d'incidences entre les deux types de communes. Il existe des différences significatives pour l'ensemble et par tranches d'âges pour les garçons, et pour les filles à l'exception des 0-4ans.

Nos résultats confortent ceux de (Edwards et al. 2008) qui trouvent que les accidents piétons et cyclistes des enfants de moins de 15 ans sont respectivement 4,1 et 3,0 fois plus fréquents dans les quartiers pauvres que dans les quartiers riches. Ils vont également dans le même sens que ceux de (Hippisley-Cox et al. 2002) qui utilisent le score socioéconomique britannique de Townsend. Les auteurs avancent que les accidents en tant que cycliste, piéton et autres moyens de transport des jeunes de moins de 15 ans ayant un score de Townsend élevé (jeunes défavorisés) sont plus fréquents que ceux des jeunes qui ont des scores de Townsend faibles. Dans cette étude, ils trouvent également que les plus fortes différences socioéconomiques s'observent pour les piétons.

Concernant les accidents à deux-roues motorisé, les résultats de notre étude vont à l'encontre de ceux de (Hasselberg et al. 2001; Zambon and Hasselberg 2006), concernant les jeunes Suédois. Ces auteurs avancent que les risques pour les victimes accidentées en scooters/mobylette (moped) et en motocyclette des catégories sociales le plus défavorisées (ouvriers sans qualification) sont entre 1,8 à 2,5 supérieurs aux risques encourus par les jeunes

dont les familles appartiennent à une catégorie sociale élevée. Cependant ces études se basent sur un indicateur socioéconomique individuel (catégorie socioprofessionnelle du père de famille et son niveau d'éducation) et non contextuel comme le nôtre. Nos résultats pour ce type d'accidents peuvent s'expliquer par le fait que les jeunes issus des zones d'habitation favorisées posséderaient plus des mobylettes/motocyclettes. Dans ce chapitre, nous ne disposons pas de variables d'exposition nous renseignant sur les caractéristiques de pratiques selon les différents types de communes (fréquences d'utilisation, distances parcourues).

A notre connaissance, il n'y a pas d'article dans la littérature ayant étudié les liens existant entre facteurs de nature socioéconomique et gravité des blessures des victimes tout en contrôlant l'effet des caractéristiques de l'accident et du jeune accidenté. Lors de l'analyse bivariée (brute) il y a une association significative entre le type de commune d'habitation et la gravité des accidents de voiture et en tant que piétons. Même en contrôlant l'effet des facteurs de gravité disponibles (antagoniste, type de voirie, jour de semaine, heure, lieu d'accident, âge, sexe), nous trouvons que les accidents des piétons sont moins graves pour les jeunes vivant dans les communes avec ZUS que pour ceux des communes sans ZUS. La gravité globale des lésions semble baisser, du fait que l'augmentation d'incidence ne concerne que les blessures légères. Ce résultat est original, nous n'avons rien trouvé de semblable dans la littérature.

La moindre gravité des blessures des habitants des communes avec ZUS s'explique par les caractéristiques des accidents qui sont plus urbains, moins souvent sur route nationale ou départementale et ceci malgré des comportements plus à risque tels que la moindre utilisation du casque et de la ceinture.

Nous ne pouvons pas comparer nos résultats avec ceux des recherches suédoises de (Hasselberg et al. 2005; Zambon and Hasselberg 2006) qui étudient les incidences et la gravité (estimée par la police) des accidents chez les adultes (18-30 ans) conducteurs de voiture et les jeunes (16-25 ans) conducteurs de deux-roues motorisé en fonction de critères socioéconomiques individuels. Pour les premiers, les catégories socioéconomiques défavorisées ont des incidences et des gravités augmentées. En effet les personnes ayant une position sociale élevée utilisent des voitures plus grandes (plus lourdes donc plus sûres) et généralement en meilleur état. Pour les seconds, seules les incidences sont augmentées pour les catégories les moins favorisées et non pas la gravité.

A partir de l'âge de 15 ans, les jeunes sont de plus en plus autonomes et s'éloignent davantage du lieu d'habitation. Pour (Abdalla et al. 1997) les accidents de piétons se produisent le plus souvent en Écosse dans un rayon de 500m du lieu d'habitation. La distance entre le lieu de l'accident et le lieu d'habitation croît avec l'âge. Nos résultats sont parfaitement en concordance avec ces résultats. L'étude des facteurs qui contribuent au fait d'avoir un accident au sein de sa propre commune (sexe masculin, âge jeune, piéton, et de façon moindre type de la commune d'habitation) plutôt qu'ailleurs nous renseigne indirectement sur l'exposition au risque routier c'est-à-dire sur les déplacements effectués avant l'accident. Cependant le fait d'être accidenté dans sa commune ne mesure qu'imparfaitement la distance entre le domicile et le lieu d'accidents.

La présence ou non d'une zone urbaine sensible (ZUS) au sein de la commune d'habitation constitue un indicateur socioéconomique contextuel de nature indirecte. En effet la présence d'une ZUS au sein d'une commune reflète de manière approximative le niveau socioéconomique global de la commune. La liste des ZUS a été fixée par décret en 1996 et n'a été révisée ponctuellement que deux fois (2000 et 2001) depuis cette date.

Nous n'avons pas dans le Registre de variables d'expositions comme les déplacement et distances parcourues quotidiennement entre les différents types de communes. De plus, nous n'étudions pas ici l'influence de facteurs sociologiques individuels.

Malgré tous ces points faibles, nous disposons d'une base de données remarquable, la plus exhaustive possible, des victimes d'accidents de la circulation. La description médicale des lésions permet une connaissance très exacte de la gravité.

En ne considérant que la nature de la commune (avec ou sans ZUS) nous « diluons » notre exposition en classant des personnes qui vivent au sein d'une commune avec ZUS mais non pas dans la ZUS elle-même, comme exposées. De cette manière, nous ne pouvons que sous-estimer les différences entre ZUS et non ZUS. Cette hypothèse est vérifiée au chapitre suivant : « Analyse du Registre en utilisant les caractéristiques de l'Iris ».

Ces contrastes socioéconomiques contextuels dans les risques d'accidents par mode de transport nous laissent penser que l'accès différencié aux modes et les formes de mobilité impliquant les jeunes dans différents milieux de vie peuvent jouer un rôle prépondérant dans la formation du risque routier.

Par ailleurs les répartitions entre types d'usagers sont très dépendantes de l'âge et l'effet du sexe sur les incidences d'accidents est plus important que celui de la commune, excepté pour les accidents de piétons.

6. Accidents des jeunes en fonction des caractéristiques de l'IRIS d'habitation

Dans la partie précédente nous avons étudié l'influence de la commune avec Zone Urbaine Sensible (ZUS) sur les incidences, la gravité des blessures d'accident et sur le risque d'avoir un accident au sein de sa propre commune d'habitation plutôt qu'ailleurs. La présence d'une ZUS au sein de la commune d'habitation constitue un indicateur socio-territorial fortement agrégé. En considérant l'ensemble des habitants d'une commune avec ZUS comme exposés à une certaine « pauvreté » contextuelle, et donc en acceptant une certaine erreur de classification, il est probable que l'on sous-évalue les risques réels attachés aux ZUS. C'est pourquoi nous nous proposons ci-après de réaliser des analyses similaires en prenant comme indicateur socioéconomique contextuel une échelle de pauvreté construite à partir des informations sociales et économiques disponibles pour chaque IRIS l'Ilot Regroupés pour l'Information Statistique (IRIS-2000), ainsi que la présence ou non d'une ZUS dans les IRIS.

Parmi le grand nombre d'indicateurs socio-économiques produits par l'INSEE, il est difficile de sélectionner les variables pertinentes pour déterminer le niveau social des IRIS. C'est pourquoi nous construisons un indice composite de précarité, outil approprié pour mesurer un niveau social contextuel (Krieger et al. 1997). Ensuite nous utilisons cet indice de pauvreté pour déterminer le niveau socioéconomique des IRIS d'habitation des victimes de la circulation âgées de 14 à 17 ans recensées dans Registre du Rhône entre 2001 et 2006.

6.1. Matériels et méthodes

Les victimes étudiées sont toujours extraites du Registre du Rhône (5.1.1.1). L'intérêt de cibler les victimes de 14 à 17 ans issues du Registre du Rhône plutôt que l'ensemble des victimes de moins de 25 ans est justifié par l'importance du nombre de victimes de moins de 25 ans recensées dans le Registre et donc la lourde charge que représente la codification d'autant d'adresses d'habitation.

6.1.1. Îlots regroupés pour l'information statistique IRIS

Un IRIS est un regroupement d'îlots en fonction de facteurs socio-économiques communs. L'IRIS représente l'unité statistique la plus fine pour laquelle l'ensemble des données du recensement est disponible en France.

Les îlots regroupés pour l'information statistique 2000 (IRIS-2000) forment un "petit quartier", qui se définit comme un ensemble d'îlots contigus.

Les IRIS-2000 se déclinent en trois types :

- IRIS d'habitat : IRIS-2000 dont la population se situe entre 1 800 et 5 000 habitants ; ils sont homogènes quant au type d'habitat ;
- IRIS d'activité : IRIS-2000 qui regroupent plus de 1 000 salariés et comptent deux fois plus d'emplois salariés que de population résidente ;
- IRIS divers : IRIS-2000 de superficie importante à usage particulier (bois, parcs, zones portuaires...).

En France il y a environ 1 700 communes qui sont découpées en IRIS, soit 16.000 IRIS. Ce découpage sera présent également dans le recensement rénové de la population : un IRIS est défini par un ensemble d'adresses. Précisons que l'IRIS ne correspond pas forcément à une définition de "quartier" telle qu'elle pourrait être donnée par les villes, même si le travail de constitution des IRIS s'est effectué avec les mairies.

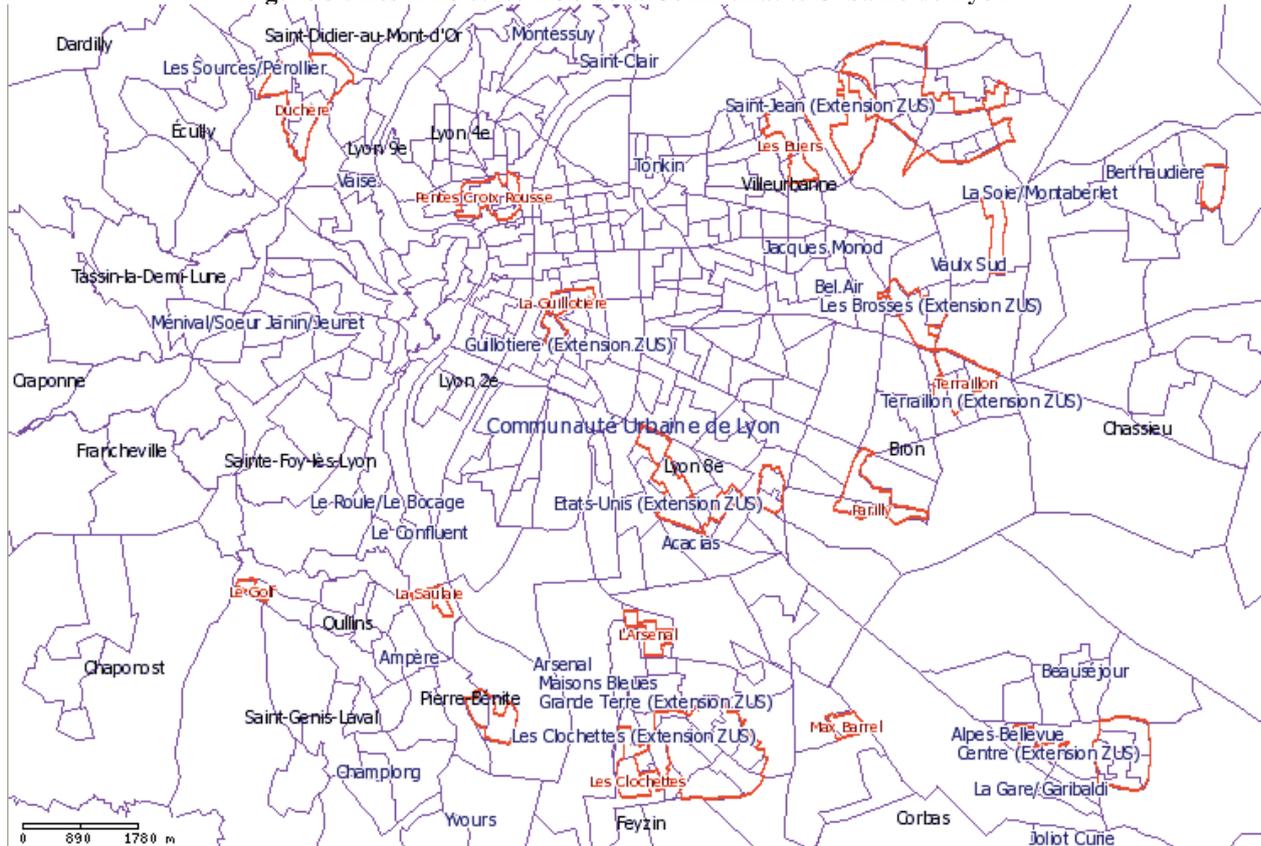
Le Rhône est découpé en 774 IRIS, dont 264 sont des communes. Les données (démographiques et socio-économiques) sont issues du recensement national de population de 1999 (INSEE).

6.1.2. IRIS et ZUS

Les données décrivant le découpage des communes en IRIS comportent des erreurs concernant les intersections entre ZUS et IRIS. En effet dans certains cas comme pour les communes de Bron, de Villeurbanne et de Vénissieux, aucun des IRIS de ces communes n'apparaissait comme frontalier ou inclus dans une ZUS. Or ces trois communes contiennent des ZUS comme le montre la figure 5 ci dessous.

Nous avons identifié l'ensemble des IRIS avec ZUS dans le département du Rhône. Rappelons que la variable IRIS avec ou sans ZUS n'intervient pas dans la construction linéaire de l'échelle de pauvreté.

Figure 5 : Les IRIS et les ZUS de la Communauté Urbaine de Lyon



Pour des raisons de clarté nous ne montrons sur cette carte que les ZUS les plus proches de Lyon et Villeurbanne (en rouge : les ZUS, en violet : les IRIS). Selon David Caubel (Caubel 2005) il y a une superposition quasi-systématique entre les quartiers définis comme étant les plus défavorisés et les Zones Urbaines Sensibles (ZUS). L'auteur montre que les quartiers très défavorisés (définis avec les revenus fiscaux des ménages par unité de consommation au niveau de l'IRIS) de l'aire urbaine de Lyon se situent au sein du Grand Lyon et en première couronne Est de l'agglomération, à l'exception du quartier de Duchère dans le 9^{ème} arrondissement de Lyon. Ces quartiers se situent sur les ZUS et des Zones de Redynamisation Urbaine (ZRU) (Les Minguettes, Grappinière Petit Pont, La Duchère). Sur les 30 quartiers identifiés comme étant les plus défavorisés de l'agglomération lyonnaise, 29 sont au cœur des ZUS ou des ZRU.

6.1.3. Analyses

Nous construisons un indice de pauvreté contextuelle à partir des données du recensement caractérisant les IRIS du Rhône. Nous choisissons 33 variables quantitatives qui balayent l'ensemble des dimensions socioéconomiques des zones en question (population, emploi, ménages, niveau d'éducation, etc.). La liste de ces variables se trouve en annexe

(Annexe 8). Ces variables sont sélectionnées en s'appuyant sur la littérature existante concernant les indices de niveau socioéconomique aussi appelés scores de pauvreté. Issues du recensement 1999 réalisée par l'INSEE (base de données IRIS-PROFILS). Ces informations sont disponibles pour chaque IRIS.

En France des indices de ce type ont été construits dans le département de Doubs (Challier and Viel 2001) dans la région Provence-Alpes-Côte d'Azur (Verger et al. 2007) et dans la communauté urbaine de Strasbourg (Harvard S., Doctorant ENSP, Rennes)

Nous utilisons une méthode multidimensionnelle : l'Analyse en Composantes Principales (ACP) effectuée sur 33 variables centrées et réduites. La normalisation des variables permet d'éviter un éventuel 'effet taille' due aux poids hétérogènes des différentes variables. L'objectif de ces analyses est de maximiser l'inertie de la première composante principale afin d'obtenir une formule linéaire constituant un unique indice pour l'ensemble des IRIS. Pour cela nous avons retenu différentes stratégies de sélection de variables. Lors d'une première ACP, nous supprimons les variables les moins corrélées au 1er axe factoriel, et dont la contribution à ce 1er axe est inférieure à 2,5 (ou dont la coordonnée sur le premier axe est en valeur absolue inférieure à 0,60 sachant que :

$$CTR_i(Z_i, CP_k) = (\text{coordonnée de } Z_i \text{ selon le } CP_k)^2 * \lambda_k$$

Sont également supprimées les variables dont la contribution globale est inférieure à la contribution moyenne (1/nombre total de variables), ainsi que les variables « redondantes ».

Une fois ainsi sélectionnées, les variables retenues sont soumises à une deuxième ACP

L'échelle est ensuite construite par combinaison linéaire des variables sélectionnées. Les coordonnées des variables sur le premier axe factoriel représentent les contributions de ces variables à la construction du score. Ainsi, nous attribuons un score de pauvreté à chaque IRIS et caractérisons ainsi le niveau socioéconomique contextuel des ménages qui vivent au sein de ces îlots. Nous pourrions ensuite construire différentes classes de pauvreté à partir des quantiles de cette variable numérique.

Afin valider notre score nous le comparons avec l'indicateur commune (avec ou sans ZUS) ainsi qu'avec que l'indicateur IRIS (avec ou sans ZUS).

A l'aide de bases de correspondance des communes du Rhône découpées en IRIS (avec les arrondissements de Lyon), nous codons les adresses des victimes de la circulation des jeunes de 14 à 17 ans pour les années 2001 à 2006. Notons qu'il y a dans le département du Rhône 33 communes découpées en IRIS. Pour les autres communes du Rhône le code IRIS

correspond au code INSEE suivi de quatre zéros. Les bases de correspondance sont fournies par l'INSEE.

Parmi les 2 514 victimes qui ont fait l'objet de notre étude dans le chapitre partie 5.2.9 : «Zoom sur les 14-17 ans : Les d'accidents corporels des adolescents dans le Rhône », 2 373 (94,4%) adresses sont codées en IRIS. Ces victimes vivent au sein de 580 IRIS sachant que le département du Rhône se compose de 774 IRIS.

Ensuite nous calculons les incidences des traumatismes routiers par sexe, par catégorie d'usager, et selon le score de pauvreté de l'IRIS d'habitation.

Dans une subséquente partie, en distinguant les IRIS avec et sans ZUS, le sexe et la catégorie d'usager, nous calculons les incidences des traumatismes routier globales et par niveau de gravité (ISS 1à 8 et ISS 9 +). De même, les rapports d'incidences (IRIS avec ZUS/IRIS sans ZUS) sont calculés globalement et par niveau de gravité.

Les calculs de ces incidences avec l'indicateur socioéconomique contextuel, IRIS avec ou sans ZUS, permettront de vérifier l'hypothèse selon laquelle l'utilisation d'un indicateur socioéconomique contextuel plus fin que la commune permettrait de mettre en évidence des différences entre catégories sociales de direction similaires mais plus importantes pour chacun des modes.

6.2.Résultats

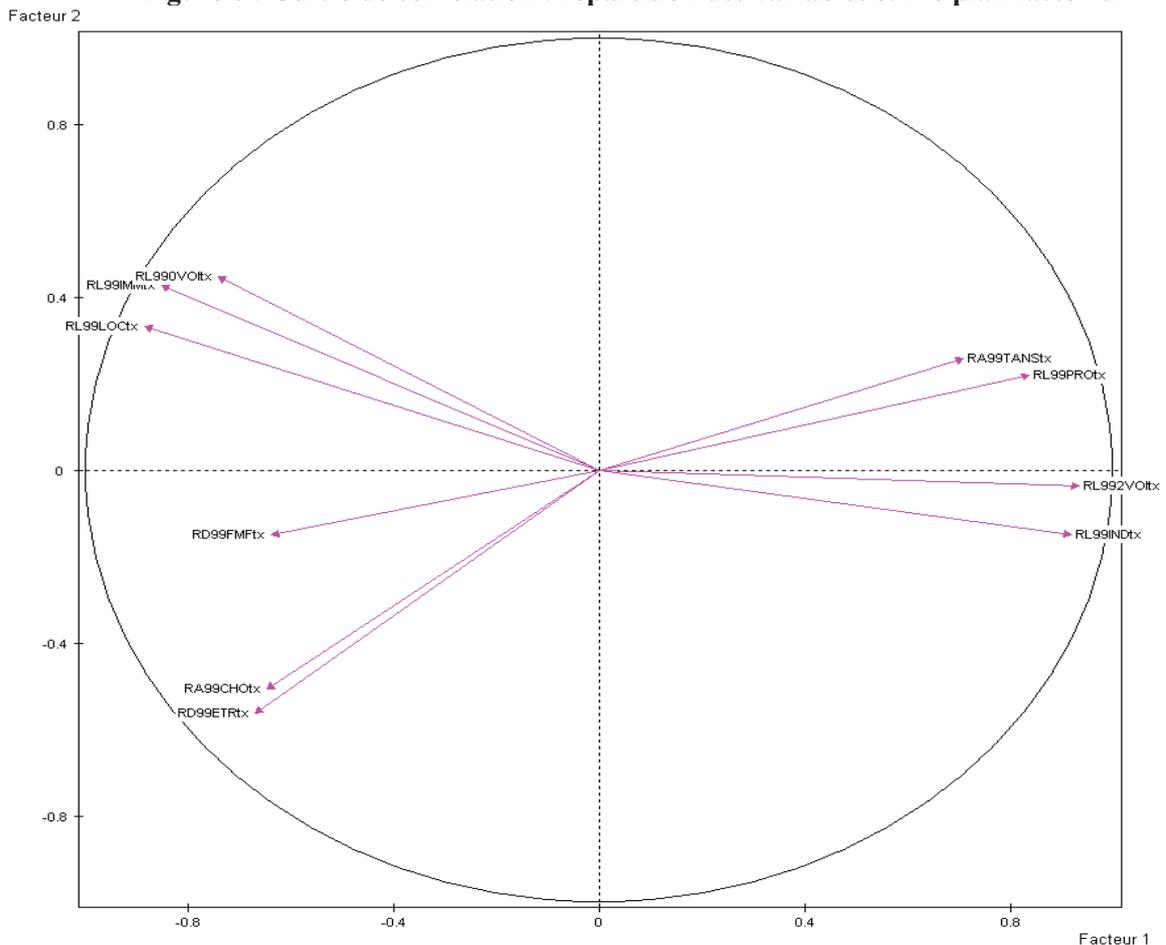
6.2.1. Echelle de pauvreté construite à partir des données de la base IRIS

La première ACP permet de sélectionner 10 variables qui vont servir au calcul final de l'échelle de pauvreté. Ces variables sont fortement corrélées à la première composante principale et contribuent de manière importante à la construction de celui-ci. La première composante principale que nous construisons explique 62 % de variance totale (conserve 62% de l'inertie totale des 10 variables)

Tableau 20 Coordonnées des variables actives retenues pour la construction de l'échelle de pauvreté

Libellé de la variable	Description	Contribution à l'axe 1	Coordonnées Axe 1	Contribution à l'axe 2	Axe 2
RD99ETRx	population étrangère	2,8	-0,67	0,38	-0,56
RD99FMFtx	familles monoparentales femme	2,5	-0,64	0,03	-0,15
RA99CHOfx	chômeurs	2,6	-0,64	0,31	-0,51
RA99TANStx	total non salariés	3,1	0,71	0,08	0,26
RL99INDtx	résidence principale maison individuelle	5,2	0,92	0,03	-0,15
RL99IMMtx	résidence principale immeuble collectif	4,5	-0,85	0,22	0,43
RL99PROtx	résidence principale propriétaire	4,3	0,83	0,06	0,22
RL99LOCtx	résidence principale locataire	4,9	-0,88	0,14	0,33
RL990VOItx	ménage sans voiture	3,4	-0,74	0,25	0,45
RL992VOItx	ménage avec 2 voitures ou plus	5,4	0,93	0,00	-0,04

Figure 6 : Cercle de corrélation : répartition des variables sur le plan factoriel



Sur ce cercle de corrélation, nous observons la projection des variables sur le plan factoriel. Il se distingue clairement deux types de variables réparties à environ 180° (i.e négativement corrélées). Par construction ces variables sont toutes fortement contributives du

premier axe factoriel. À l'extrémité droite du premier axe factoriel, nous retrouvons les variables RA99TANS taux des actifs non salariés (y compris les agriculteurs), RL99PRO propriétaires de leur résidence principale, RL992VOI ménages avec 2 voitures et RL99IND résidence principale maison individuelle ou ferme sont proches entre elles (reflétant une corrélation positive forte). Elles sont diamétralement opposées aux variables : RL990VOI ménage sans voiture, RL99IMM résidence principale immeuble collectif RL99LOC résidence principale locataire RD99FMF familles monoparentales femme RA99CHO chômeurs et RD99ETR population étrangère (proches entre elles).

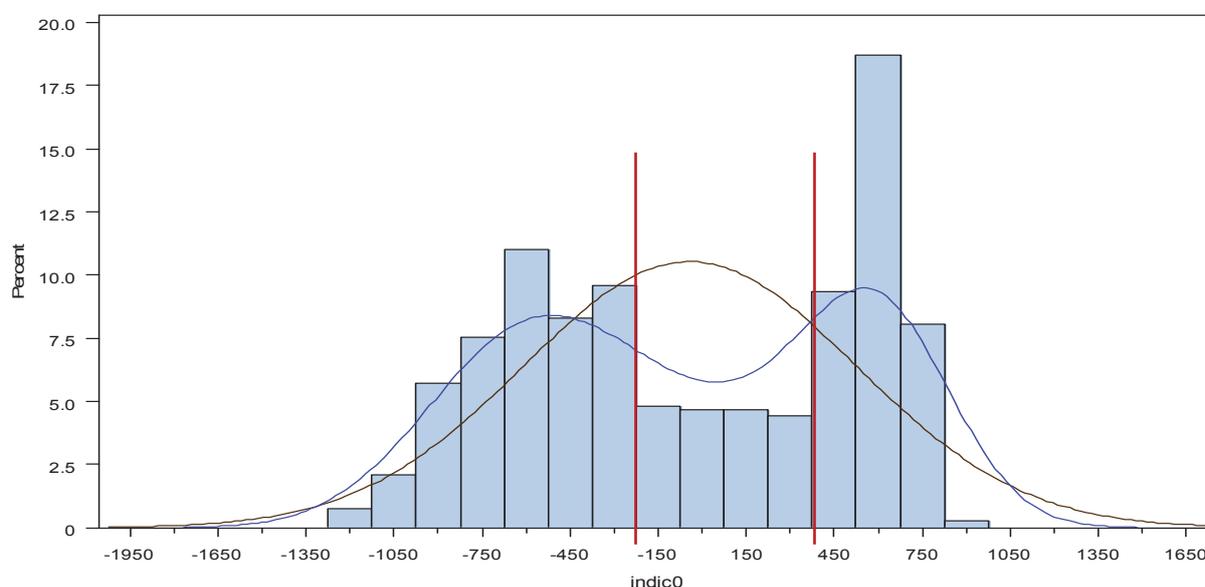
Dans cette analyse, pour faciliter l'utilisation, nous choisissons de construire un indice de pauvreté unidimensionnel. En effet, par choix, notre indice ne prend pas en compte la dimension socioculturelle. Des variables comme le niveau d'études ne sont pas prises en compte dans la construction de l'indice (les variables contributives au second axe).

L'échelle de pauvreté ainsi construite sur l'ensemble des IRIS du Rhône est un outil de mesure de la « pauvreté contextuelle » qui peut être utilisé par d'autres études.

6.2.2. Distribution de l'indice de pauvreté pour l'ensemble des 774 IRIS

Sous sa forme initiale, l'indice de pauvreté est une variable continue. Les IRIS les plus pauvres ont un score négatif à l'inverse des IRIS les moins défavorisées qui ont un score positif. Cependant afin de faciliter son utilisation nous le transformons en variable catégorielle. Nous présentons ici le tri à plat de l'indice sous sa forme initiale.

Figure 7 : Distribution de l'indice de pauvreté au niveau IRIS



Au vu de cette distribution bimodale, nous proposons une séparation en trois classes : E1 si l'indice numérique est strictement inférieur à -225, E2 si l'indice est compris entre [-225 et 375], et E3 si l'indice est supérieur ou égal à 375.

6.2.3. Validation externe de l'échelle de pauvreté

Indépendamment des jeunes de 14-17 ans, le croisement au niveau de l'IRIS (774) entre l'échelle de pauvreté en trois classes et la présence ou non d'une ZUS dans l'IRIS constitue un élément important pour la validation de l'échelle de pauvreté.

Tableau 21 : Echelle de « pauvreté » et IRIS avec ou sans ZUS

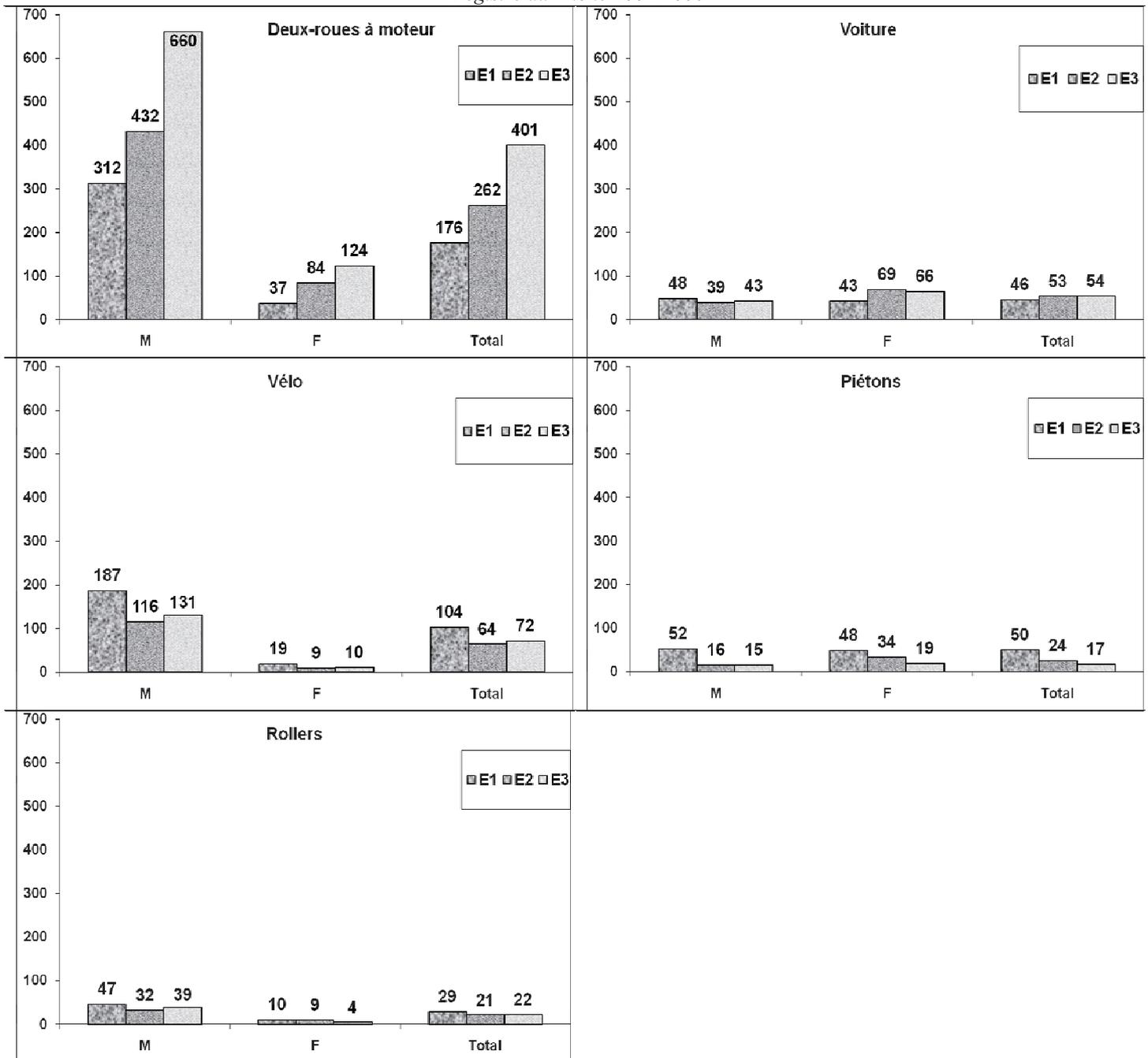
	IRIS avec ZUS	IRIS sans ZUS
E1 « IRIS défavorisé »	82 (91,1%)	269 (39,3%)
E2 « IRIS intermédiaire »	7 (7,8%)	136 (19,9%)
E3 « IRIS favorisé »	1 (1,1%)	279 (40,8%)

Parmi les 774 IRIS du Rhône 90 intègrent au moins tout ou une partie d'une ZUS (i.e. sont à l'intersection ou possèdent une ZUS). Le test exact de Fisher montre une association fortement significative entre les deux caractéristiques des IRIS ($p < 0,0001$). Cependant un IRIS apparaît comme « favorisé » alors qu'il possède une ZUS. Le découpage entre l'IRIS et la ZUS n'est pas identique. Cette forte association contextuelle valide ainsi notre échelle de pauvreté.

Nous identifions l'IRIS avec ZUS qui se qualifie comme un IRIS favorisé avec l'indice de pauvreté catégoriel, il s'agit de l'IRIS « 69256 0501 » qui se situe dans le sud de la commune de Vaulx-en-Velin (nord-est de Lyon-Villeurbanne). Quand nous superposons les cartes des IRIS et des ZUS, il n'y a qu'une faible (moins de 10 %) partie de la ZUS du nom de « Grappinière petit Pont » qui se situe dans cet IRIS.

6.2.4. Incidences selon l'indice de pauvreté et la présence d'une ZUS dans l'IRIS

Figure 8 : Incidences annuelles moyennes des traumatismes routiers pour 100 000 jeunes de 14-17 ans par sexe et catégorie d'utilisateur et selon le niveau socioéconomique contextuel (échelle de pauvreté)
Registre du Rhône 2001-2006



L'indice catégoriel ainsi construit, nous permet de prendre en compte trois niveaux contextuels de pauvreté affinant ainsi les analyses qui jusqu'alors n'en prenaient en compte que deux niveaux. Comme le montre la figure ci-dessus (figure 8), on constate que les incidences d'accidents piétons croissent avec le niveau de pauvreté de l'IRIS. Inversement les incidences

décroissent pour les accidents à 2RM, de loin les plus fréquents. Les incidences des accidents à vélo à pied et en rollers sont les plus importantes pour les jeunes des IRIS les plus pauvres (E1). Les incidences des accidents à vélo sont similaires entre les IRIS intermédiaires (E2) et les IRIS favorisés (E3).

Nous utilisons à présent la distinction binaire : IRIS avec ou sans ZUS.

Le risque d'accidents des jeunes en IRIS avec ZUS est de 1,14 [1,01-1,29] pour les garçons et de 0,87 [0,67-1,12] pour les filles. Cependant, ces risques globaux sont difficilement interprétables puisque les risques par catégories d'usager ne vont pas dans le même sens. Nous calculons ci-dessous les incidences annuelles moyennes et les rapports d'incidences IRIS avec ZUS/IRIS sans ZUS.

Tableau 22 Incidences annuelles moyennes des traumatismes routiers pour 100 000 jeunes de 14-17 ans par sexe, catégorie d'usager et IRIS avec ou sans ZUS et rapports d'incidences entre les deux types d'IRIS

Registre du Rhône 2001-2006

	IRIS avec ZUS	IRIS sans ZUS	RI* ZUS/sans ZUS IC 95%	IRIS avec ZUS	IRIS sans ZUS	RI* avec ZUS/sans ZUS IC 95%
	Garçons			Filles		
2RM	368,3	451,3	0,82 [0,69-0,97]	32,7	78,6	0,42 [0,24-0,73]
Voiture	85,9	36,9	2,33 [1,57-3,47]	42,8	57,3	0,75 [0,45-1,24]
Vélo	248,0	138,4	1,79 [1,43-2,25]	25,2	12,3	1,48 [0,73-2,98]
Piéton	58,9	28,7	2,05 [1,28-3,29]	55,4	33,2	1,67 [1,03-2,70]
Rollers	27,0	43,7	0,62 [0,33-1,15]	2,5	9,5	0,27 [0,04-1,98]

*RI = rapport d'incidences

L'hypothèse émise au chapitre précédent selon laquelle « l'utilisation d'un indicateur socioéconomique contextuel plus fin que la commune permettrait de mettre en évidence des différences entre catégories sociales de direction similaires mais plus importantes pour chacun des modes » se vérifie seulement en partie :

Pour les jeunes des IRIS avec ZUS le sous risque d'accident à 2RM observé est similaire au sous-risque d'accident des jeunes qui vivent en commune avec ZUS (0,71 [0,63-0,80] pour les garçons et 0,40 [0,39-0,54] pour les filles). Pour les accidents à 2RM l'utilisation d'un indicateur contextuel plus fin n'aboutit pas à des différences plus importantes.

Les garçons des communes avec ZUS présentaient un sur-risque d'accident de voiture non significatif alors que le sur-risque d'accident de voiture pour les garçons des IRIS avec ZUS est significatif.

Les garçons des IRIS avec ZUS ont un sur-risque d'accident à vélo similaire au sur-risque des garçons qui vivent en commune avec ZUS (1,71 [1,42-2,09]).

Pour les jeunes des IRIS avec ZUS le sur-risque d'accident piéton observé est similaire au sur-risque d'accident des jeunes qui vivent en commune avec ZUS (2,88 [1,85-4,50] pour les garçons et 2,67 [1,76-4,16] pour les filles). Nous constatons donc que pour les accidents piétons l'utilisation d'un indicateur contextuel plus fin aboutit à des différences légèrement moins importantes.

Les différences concernant les accidents en rollers n'étaient pas significatives entre communes avec et sans ZUS, de même elles ne sont pas non plus significatives entre IRIS avec ou sans ZUS. Cependant, indépendamment de la significativité, les jeunes des communes avec ZUS ont plus d'accidents en rollers alors qu'en affinant, les jeunes des IRIS avec ZUS ont moins d'accidents.

Tableau 23 : Incidences annuelles moyennes et rapports d'incidences entre les deux types d'IRIS (avec et sans ZUS) par catégorie d'usager, sexe et niveau de gravité chez les 14-17 ans

Registre du Rhône 1996-2006

		Incidence IRIS avec ZUS	Incidence IRIS sans ZUS	RI* ZUS/sans ZUS IC 95%	Incidence IRIS avec ZUS	Incidence IRIS sans ZUS	RI* ZUS/sans ZUS IC 95%
Garçons				Filles			
2rm	ISS < 9	336,3	413,5	0,81 [0,68-0,98]	27,7	75,8	0,37 [0,20-0,67]
	ISS 9 +	31,9	37,8	0,84 [0,47-1,52]	5,0	2,8	1,77 [0,36-8,78]
Voiture	ISS < 9	83,5	34,2	2,44 [1,63-3,67]	40,3	56,8	0,71 [0,42-1,20]
	ISS 9 +	2,5	2,7	0,90 [0,11-7,46]	2,5	0,5	5,32 [0,33-85-0]
Vélo	ISS < 9	238,1	132,5	1,80 [1,43-2,26]	25,2	12,3	2,05 [0,99-4,24]
	ISS 9 +	9,8	5,9	1,66 [0,54-5,09]	0	0	
Piéton	ISS < 9	54,0	27,3	1,98 [1,21-3,22]	55,4	29,4	1,89 [1,16-3,07]
	ISS 9 +	4,9	1,4	3,59 [0,60-21,5]	0	3,8	
Rollers	ISS < 9	27,0	39,2	0,69 [0,37-1,29]	2,5	9,5	0,27 [0,04-1,98]
	ISS 9 +	0	4,6	-	0	0	0,37 [0,20-0,67]

*RI = rapport d'incidences

Le sous-risque d'accident à 2RM avec blessure légère dans les IRIS avec ZUS est similaire au sous-risque d'accident avec blessure légère de l'ensemble des jeunes en commune avec ZUS. Cependant concernant les accidents des garçons à 2RM avec blessure grave le sous-risque dans les IRIS avec ZUS est non significatif, alors que dans les communes avec ZUS il était de 0,50 [0,33-0,76].

Pour les garçons des IRIS avec ZUS, les sur-risques d'accidents avec blessures légères en voiture et à vélo sont légèrement supérieurs aux sur-risques observées pour les garçons des communes avec ZUS.

Pour les jeunes (garçons et filles) des IRIS avec ZUS, le sur-risque d'accident piéton avec blessures légères est légèrement inférieur au sur-risque des jeunes en commune avec ZUS.

6.3. Discussion et synthèse

Echelle de pauvreté au niveau de l'IRIS

Si les valeurs absolues de l'échelle ne sont pas informatives, son utilisation est tout à fait pertinente dans les comparaisons entre groupes d'IRIS ou de personnes vivant au sein des IRIS.

Aussi bien dans sa forme numérique que sous la forme catégorielle en 3 classes, l'« échelle de pauvreté » se révèle être un bon outil de mesure des caractéristiques socioéconomiques contextuelles des habitants du département du Rhône. En effet, en France, l'IRIS constitue l'unité géographique la plus fine pour laquelle les informations du recensement sont disponibles. Les différentes caractéristiques socioéconomiques utilisées dans la construction de cette échelle sont riches en informations de natures diverses. En ce sens, l'utilisation de cette échelle est plus judicieuse qu'une seule caractéristique socioéconomique pour définir les positions sociales contextuelles.

Utilisation de l'IRIS avec ou sans ZUS par rapport à la commune avec ou sans ZUS

Pour 33 communes du Rhône, les IRIS sont des sous parties de la commune alors que les autres communes sont désignées par un seul IRIS. L'IRIS avec ou sans ZUS n'apporte donc une information supplémentaire que pour les 33 communes qui sont découpées en IRIS.

L'hypothèse selon laquelle l'utilisation d'un indicateur socioéconomique contextuel plus fin permettrait de mettre en évidence des différences entre catégories sociales de direction similaires mais plus amples pour chacun des modes se vérifie pour :

- le sur-risque d'accidents de voiture pour les garçons est significatif dans les IRIS avec ZUS alors qu'il ne l'est pas pour ceux des communes avec ZUS
- Le sur risque d'accident à vélo pour les garçons est plus important dans les IRIS avec ZUS que le sur-risque des garçons en commune avec ZUS.

Cependant excepté le sous-risque d'accident 2RM avec blessures graves en IRIS avec ZUS qui est non significatif alors qu'il l'est pour les jeunes en commune avec ZUS, nous observons des risques assez semblables avec les deux indicateurs.

Il se peut que l'IRIS soit finalement trop petit, notamment en ville, pour être vraiment pertinent concernant des pratiques de mobilité. L'utilisation de la commune semble donc raisonnablement pertinente, étant donné l'importance du travail de codage des adresses en IRIS

7. Mobilité des jeunes et leurs caractéristiques socioéconomiques individuelles et contextuelles

Dans le département du Rhône l'augmentation brutale de l'incidence des blessures d'accidents routiers pour les garçons entre 14 et 18 ans, ce qui coïncide avec l'acquisition d'une mobilité autonome et la possibilité de passer le permis, puis de conduire ; chez les filles l'augmentation se produit à l'âge de 20-22 ans. Le risque d'accident est lié aux conditions d'exposition et de mobilité, et en particulier, les inégalités de risque routier sont supposées en partie liées aux inégalités de déplacements. Dans la première partie de la thèse nous avons démontré des différences socioéconomiques individuelles et contextuelles d'incidences d'accidents de la circulation, et que ces différences sont au détriment des jeunes qui vivent en commune avec une Zone Urbaine Sensible ou dans un IRIS défavorisé ou avec ZUS (à l'exception des accidents à 2RM).

Pour avoir une connaissance précise de la mobilité des jeunes Rhodaniens, nous utiliserons dans ce chapitre, les résultats de l'Enquête Ménages Déplacements lyonnaise de 2005-2006 (EMD). Dans l'EMD il n'y a aucune information sur les accidents des jeunes. Notons que l'EMD s'étend dans un large périmètre dépassant celui département du Rhône. Cependant, afin de s'accorder avec le périmètre du Registre des victimes nous choisissons de s'intéresser seulement aux jeunes habitants dans le département.

Profitant des riches informations fournies par cette enquête nous nous intéressons à l'usage des différents modes de transports ainsi qu'à des phénomènes directement liés à la mobilité des jeunes qui sont la motorisation des ménages des jeunes, ainsi qu'à l'accès au permis de conduire. L'analyse des inégalités socioéconomiques, qu'elles soient de nature individuelle avec les revenus ou contextuelle avec les Zones Urbaines Sensibles ne peut se faire sans envisager simultanément d'autres facteurs d'inégalités sociodémographiques comme l'âge et le sexe ou géographiques comme la localisation par rapport au centre de Lyon et Villeurbanne. En effet ces facteurs ont un impact certain sur l'usage des modes de transport. Le revenu familial par unité de consommation est considéré dans ce chapitre comme une variable individuelle.

Dans un premier temps, nous analysons la motorisation des ménages des jeunes en distinguant ceux qui vivent avec leurs parents des jeunes qui sont référents de leur ménage. Ensuite la motorisation du ménage devient une variable explicative dans l'apprentissage de la conduite accompagnée et la possession du permis de conduire chez les enfants. En effet, dans la

construction d'une mobilité autonome, l'obtention du permis de conduire constitue une étape essentielle. Elle ouvre la voie à un accès personnel à la voiture, et par conséquent, aux vitesses de déplacement les plus élevées - au moins en dehors des centre-villes des grandes agglomérations européennes - et aux possibilités élargies de lieux d'activités en un temps donné (Dupuy 1999).

Concernant l'usage des modes nous utiliserons deux informations complémentaires qui sont l'usage habituel les jours de semaine et l'usage d'un jour de semaine (la veille du jour d'enquête). Ce dernier étant plus détaillé car pour l'usage de chaque mode nous y disposons du nombre de fois dont le mode est utilisé, des distances parcourues et des temps de parcours. Ces analyses sont menées depuis l'enfance (10 ans) jusqu'à l'âge de 24 ans, pour bien repérer les liens entre mobilité, âge et changement de situation dès la fin de l'enfance, et resituer plus largement la période charnière (14-17 ans) dans une phase plus longue d'acquisition d'une mobilité quotidienne personnelle et autonome.

7.1.Objectifs

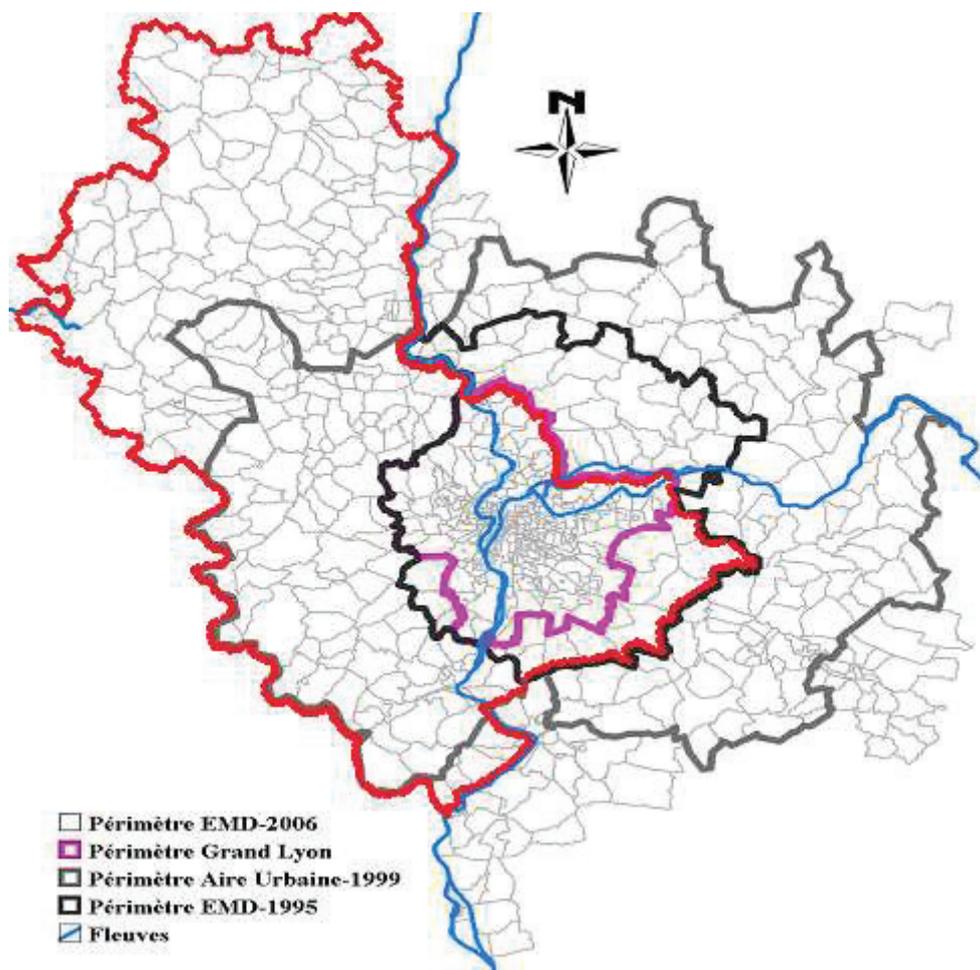
L'objectif de ce travail est d'étudier comment les paramètres définissant la mobilité tels que la motorisation des ménages, l'accès au permis de conduire, l'utilisation habituelle des différents modes de transports et la mobilité d'un jour de semaine (nombre de déplacements, distances parcourues et budget temps dépensé pour l'ensemble des déplacements et pour chaque mode), changent en fonction de l'âge, du sexe, des quartiles du revenu familial, et du type de zone d'habitation pour l'ensemble des jeunes de 10 à 24 ans. On travaille donc sur les niveaux contextuel et individuel des inégalités sociales. L'utilisation habituelle des modes et la mobilité de la veille sont considérés comme des indicateurs complémentaires dans l'appréhension de l'exposition au risque pour les utilisateurs de chacun des modes de transport.

7.2.Méthodes

7.2.1. Enquête Ménages Déplacements (EMD) de Lyon 2006

Réalisée entre novembre 2005 et mai 2006, l'EMD lyonnaise porte sur la population des ménages résidant dans un large périmètre dépassant celui de l'Aire Urbaine lyonnaise définie par l'Insee et incluant le département du Rhône. Ce périmètre d'enquête est aussi plus étendu que celui de l'EMD de 1994-1995 (qui était globalement celui du périmètre du Grand Lyon agrandi par quelques communes supplémentaires côté Ain et Isère).

Figure 9 : Le périmètre des deux dernières EMD lyonnaises (1994-1995 et 2005-2006) et les découpages administratifs et institutionnels



Cartographie : Louafi Bouzouina, LET en rouge le département du Rhône

L'enquête vise à la représentativité de la population résidente du périmètre, à partir de la répartition géographique par zone des ménages abonnés de France Télécom. Parmi les 11 229 ménages enquêtés, 25 656 individus de 5 ans révolus ou plus ont fourni différents renseignements sur leurs caractéristiques personnelles et sur leur mobilité, les plus jeunes d'entre eux (8 ans et moins) étant pour cela assistés d'un adulte du ménage.

La mobilité est appréhendée grâce à l'ensemble des déplacements réalisés la veille (la veille étant un jour de semaine, ce qui signifie que l'on ne dispose d'aucune information sur la mobilité de week-end). Concernant l'usage des modes de transport, des questions sur les habitudes permettent de compléter ce dispositif, de même que les informations sur l'équipement du ménage en voitures et les caractéristiques des véhicules possédés, le fait pour la personne de posséder le permis de conduire (ou d'être en phase d'apprentissage).

L'EMD lyonnaise a été réalisée sous maîtrise d'ouvrage du Sytral, le CETE de Lyon assurant une assistance à maîtrise d'ouvrage. La période de collecte s'est étalée de novembre

2005 à mai 2006, l'enquête ayant rencontré diverses difficultés dans sa réalisation, notamment des difficultés pour enquêter dans les banlieues défavorisées suite aux émeutes de l'automne 2005, difficultés également pour enquêter dans certains îlots ou quartiers résidentiels « fermés », qui ont entraîné des taux de refus et de rebut élevés.

Dans l'EMD un déplacement (action d'aller d'un lieu à un autre) peut inclure plusieurs trajets (le fait de parcourir une certaine distance à l'aide ou non d'un moyen mécanique).

Tableau 24 : Taille d'échantillon aux différentes unités statistiques

	n
Nombre de ménages enquêtés	11 229
Nombre d'individus total des ménages	27 573
Nombre d'individus de 5 ans et plus	25 656
Nombre de déplacements la veille	96 250
<i>dont : nombre de déplacements internes au périmètre</i>	<i>93 616</i>
Nombre de trajets	77 350

La précision sur les trajets composant les déplacements mécanisés permet de bien préciser les caractéristiques des déplacements multi-modaux (se faire déposer en voiture à un arrêt puis continuer dans un véhicule de transport collectif, par exemple), mais aussi d'avoir une estimation des durées des trajets terminaux à pied entre les arrêts de transport public ou les lieux de stationnement et les lieux d'activités, ce qui nous permettra d'avoir une estimation plus juste des temps passés à marcher (Pochet et al. 2010).

7.2.2. Prise en compte du contexte socio-spatial du lieu de résidence

Dans un souci de cohérence avec les données du Registre des victimes du Rhône, qui permettent de distinguer les victimes résidant en communes avec ou sans ZUS, un découpage similaire (mais plus fin) est utilisé sur l'EMD lyonnaise de 2006, les zones fines EMD avec ou sans ZUS. Il n'y a pas de concordance des découpages fins de l'EMD avec ceux des IRIS ou ZUS. Le découpage le plus fin permis par l'EMD (694 zones) est un peu plus large que le découpage en IRIS et surtout ne reprend pas les mêmes limites de zones, d'où des problèmes de comparabilité avec d'autres sources.

La précision de la définition des deux types de découpages dans les bases géographiques complique encore leur mise en concordance. En effet, le nombre de points ayant servi à tracer les segments délimitant les zones, différent entre EMD et IRIS, peut induire des périmètres « artificiellement » différents (l'exemple de Grigny ci dessous). L'établissement d'une correspondance entre ces deux types de zonages et le calcul des % de superficie commune a été effectué au LET à l'aide d'un SIG dans le cadre de travaux précédents, pour la

plus grande part du périmètre. Pour éviter de considérer qu'une zone de l'EMD ne contienne pas d'habitat en ZUS alors que c'est le cas en réalité, une condition large a été choisie : une zone fine de l'EMD est considérée avec ZUS, dès lors qu'au moins 5% de sa superficie est commune à une zone IRIS avec ZUS.

Toujours dans un souci de concordance avec les analyses du Registre des victimes du Rhône, nous nous intéressons dans l'EMD, seulement aux jeunes vivant dans le département du Rhône.

Figure 10 : Un exemple de découpages en IRIS et en ZUS (en rouge) : la commune de Grigny

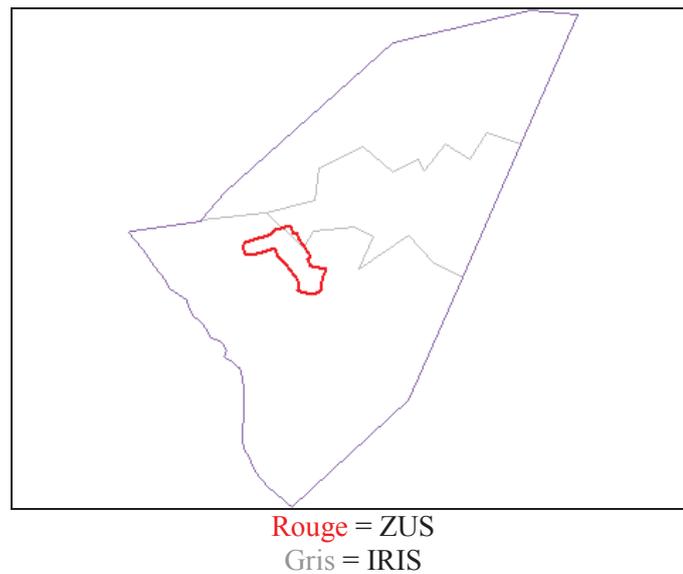
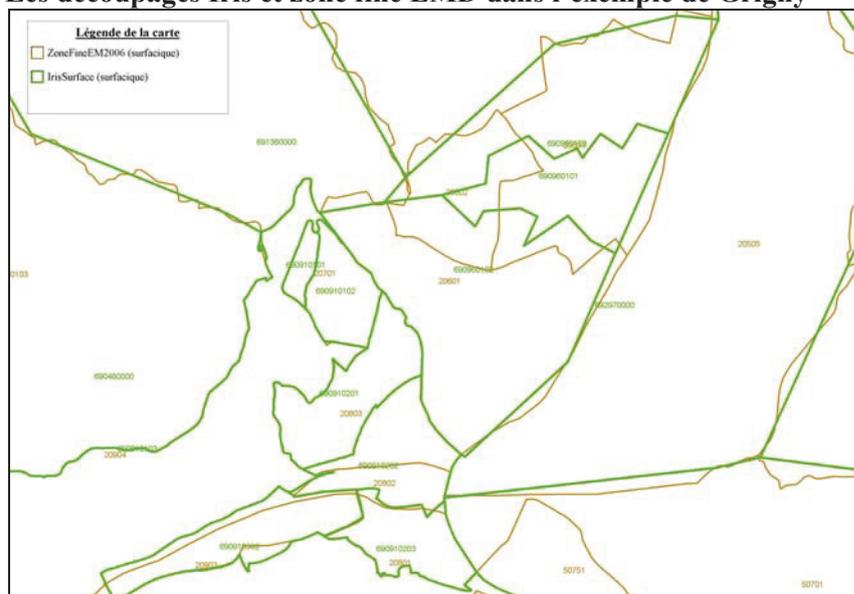


Figure 11: Les découpages Iris et zone fine EMD dans l'exemple de Grigny



Source (Pochet et al. 2010)

Globalement, la distinction opérée entre zones (EMD) avec ZUS et zones sans ZUS se base donc sur une relation assez lâche. La zone est considérée comme une zone avec ZUS dès lors qu'une petite partie de la zone est en ZUS. Mais, en dépit de son caractère un peu imprécis, elle cible bien plus précisément les zones déshéritées que la commune (ou arrondissement, pour Lyon) avec ZUS / communes sans ZUS utilisé dans le chapitre « *Accidents des jeunes en fonction de leur commune d'habitation* ».

7.2.3. Données redressées

Les taux de sondage sont nettement plus élevés dans les communes peu denses qu'à Lyon ou Villeurbanne, du fait du type de sondage employé dans les enquêtes ménages déplacements, soit un tirage aléatoire avec stratification spatiale à probabilités de tirage inégales selon les zones géographiques. Ce type de sondage est réalisé de façon à améliorer la précision des résultats. Ainsi 75 ménages sont enquêtés dans chacune des 148 zones de tirage, indépendamment de leur population. Les poids qui doivent être affectés aux ménages pour obtenir une image représentative de la population résidente et de ses déplacements dans l'aire d'étude sont donc nettement plus élevés dans les zones centrales les plus peuplées (Tableau ci dessous). Ces pondérations, fournies avec les fichiers, dépendent principalement de la strate géographique, et pour ce qui est de notre unité d'analyse (l'individu), d'un correctif permettant d'obtenir une taille moyenne de ménage par zone de tirage comparable à celle du dernier recensement Insee réactualisé, conformément au cahier des charges du Certu (Cete de Lyon, 2006).

Tableau 25 : Caractéristiques des poids attribués aux individus enquêtés (5 ans et plus), selon leur lieu de résidence

	Moyenne	Ecart-type	Min.	Max.
Ensemble de l'agglomération lyonnaise, dont :	84,4	50,2	12,3	247,6
- hyper-centre de Lyon	107,4	41,9	42,1	180,0
- reste de Lyon-Villeurbanne	112,8	69,1	16,8	247,6
- communes de 1ère couronne de l'aggl. lyonnaise	75,8	30,0	29,8	127,3
- communes de 2ème couronne de l'aggl. lyonnaise	62,1	31,3	12,3	124,4
Communes extérieures à l'aggl. Lyonnaise, dont :	57,4	27,0	8,9	139,3
- zones à densité moyenne ou forte (> 800 hab. / km ²)	59,5	26,9	14,7	139,3
- zones à faible densité (200 – 800 hab. / km ²)	65,8	26,9	20,1	117,8
- zones à très faible densité (<200 hab. / km ²)	39,3	17,0	8,9	70,0
Ensemble du périmètre	71,7	43,1	8,9	247,6

(Pochet et al. 2010)

Les distances et les modes de transport étant étroitement dépendants des caractéristiques du lieu de résidence, il apparaît nécessaire de pondérer les valeurs obtenues pour avoir une vision de la mobilité des jeunes qui ne soit pas biaisée : tous les chiffres présentés par la suite sont donc des chiffres redressés. Les résultats de l'enquête sont alors considérés représentatifs des résidents de 5 ans et plus appartenant aux « ménages ordinaires » (hors institutions ou hébergements collectifs) du périmètre d'étude.

7.2.4. Variables utilisées

L'analyse de l'Enquête Ménage Déplacements est décomposée en quatre sous-parties :

- 1- La motorisation des ménages (possession de véhicules légers)
- 2- L'accès au permis de conduire
- 3- L'usage « habituel » des modes de transports en jour ouvrable de semaine
- 4- La mobilité de la veille

Ces éléments nous permettront d'étudier les facteurs déterminants (en particulier les facteurs socioéconomiques) sur la mobilité des jeunes de moins de 25 ans. L'accès au permis de conduire et la motorisation des ménages sont dans un premier temps des variables à expliquer. Cependant elles constituent également des facteurs explicatifs dans l'étude d'utilisation des modes. Nous étudions leurs effets bruts sur l'utilisation des modes et dans la mesure du possible leur intégration dans les modèles multivariées. Concernant l'usage « habituel » des modes de transport, les questions proposent pour chaque mode 6 modalités concernant les jours de semaine :

1. Tous les jours ou presque,
2. Deux déplacements par semaine au minimum,
3. Deux déplacements par mois au minimum,
4. Exceptionnellement
5. Jamais
6. Non concerné

Les modes pour lesquels l'usage habituel a été recueilli sont les suivants :

- les deux-roues à moteur (notés 2RM),
- la voiture en tant que passager,
- la voiture en tant que conducteur,
- les transports en commun (TC),
- le vélo

Dans la suite des analyses présentées dans ce chapitre le revenu du ménage par UC et la présence ou non d'une Zone Urbaine Sensible dans la zone fine d'habitation (zones propres à l'EMD) constituent les principales variables socioéconomiques.

Le revenu familial par unité de consommation caractérisant le niveau socioéconomique individuel

Traditionnellement, la situation sociale des ménages est évaluée par différents indicateurs, dont, lorsque cette information est disponible, le revenu du ménage, la PCS –

profession et catégorie sociale, qui précise la profession des actifs, mais aussi le statut des inactifs : au foyer, chômeurs, retraités... Même si le revenu n'est pas recueilli avec une grande précision dans l'EMD lyonnaise de 2006, nous avons choisi d'utiliser principalement cette variable, pour des raisons de simplicité et de pertinence, tout en contrôlant si cet indicateur permet de mettre en évidence des différences de niveaux de vie entre milieux sociaux (approchés par le statut et la profession du ou des parents) et culturels (niveau d'éducation du ou des parents).

Selon l'INSEE, le niveau de vie d'un ménage correspond au revenu disponible divisé par le nombre d'unités de consommation qui compose le foyer. Dans l'EMD, le revenu est l'indicateur le plus précis des positions sociales relatives des ménages d'appartenance des adolescents. Pour ce faire, les revenus doivent être au préalable ramenés à un équivalent commun comparable, qui intègre les différences de composition des ménages. Les revenus sont ainsi divisés par le nombre d'unités de consommation (UC) du ménage, définies comme suit : 1 pour le premier adulte du ménage, 0,5 pour les autres individus de plus de 14, et 0,3 pour les individus de moins de 14 ans soit les équivalents proposés par l'Insee pour prendre en compte les économies d'échelle et le « coût de l'enfant » (Hourriez and Olier 1997). Mais préalablement, un travail d'estimation d'un revenu disponible, est nécessaire, travail effectué par Florian Vanco dans le cadre de sa thèse, que nous reprenons ici (Vanco 2010 à paraître). En effet, le revenu initialement recueilli dans l'EMD se fait à partir de la question suivante : « *Pouvez-vous nous indiquer dans quelle tranche se situe le montant des revenus annuels nets de votre ménage, (y compris primes, 13^{ème} mois, revenus annexes, prestations sociales...)* », la grille proposée comportant seulement six classes (contre dix classes dans les plus anciennes EMD). Ce revenu est donc peu précis, et généralement sous-estimé (sous-estimation de l'ordre de 30 %). De plus, 30 % des ménages n'ont pas répondu à cette question sur les revenus dans l'EMD de Lyon 2006. Aussi différentes procédures ont été élaborées de façon à aboutir à un revenu qui soit à la fois disponible pour tous les ménages et qui soit plus réaliste au plan statistique que les classes de départ :

- une affectation de chaque revenu en classe à un revenu monétaire précis, à l'aide de génération de valeurs aléatoires qui respectent la fonction de répartition des revenus (la pente de la courbe donnant le % de revenus situés en dessous et en dessus du centre de chaque classe). L'objectif est d'éviter les points d'agrégation qui rendent difficile tout regroupement en classes d'amplitudes égales à partir d'un revenu par UC (Claisse et al. 2000) ;

- un redressement des revenus de façon à se caler sur la distribution des revenus avant impôts de la Direction Générale des Impôts, selon un coefficient différent selon le décile de revenu, car les bas et les hauts revenus sont plus sous-estimés que les autres ;
- une affectation des non-réponses en fonction de la profession ou du couple de professions et catégories sociales de la personne de référence du ménage et de son éventuel conjoint, ainsi que dans certains cas du taux d'équipement du ménage en voitures (Nicolas et al., 2003). Pour cela, des régressions linéaires pas à pas sont utilisées, et les valeurs manquantes affectées du résultat du modèle ;
- un ajustement du revenu en retranchant les impôts directs et les impôts locaux, et en ajoutant les prestations sociales, en fonction de l'âge, en utilisant l'enquête Insee Budget de Familles de 2006, de façon à obtenir un revenu disponible.

La variable « revenu » se répartit ainsi : On définit 4 classes bornées par les quartiles et la médiane. La composition des quartiles a été calculée directement au niveau des individus de 5 à 24 ans, en intégrant également les individus de 18-24 ans qui n'habitent plus chez leurs parents.

Classe 1 (1^{er} quartile) : revenu par UC < Q₁ = 11 374 euros/an (i. e. les 25 % les plus pauvres) ;

Classe 2 (2^{ème} quartile) : $Q_1 = 11\,374 \leq \text{revenu} < Q_2 = 16\,675$;

Classe 3 (3^{ème} quartile) : $Q_2 = 16\,675 \leq \text{revenu} < Q_3 = 22\,270$;

Classe 4 (4^{ème} quartile) : revenu $\geq Q_3 = 22\,270$ euros/an (i. e. les 25 % les plus riches).

La variable « *ville* » renseigne sur la situation géographique de la zone d'habitation. Cette variable permet de bien distinguer les zones rurales, les banlieues (zones desservies par les transports en communs de l'agglomération) et les zones urbaines les plus denses et centrales (Lyon-Villeurbanne). Ces dernières constituent la modalité de référence de la variable dans les régressions logistiques.

7.2.5. Analyses

Nous commençons par étudier la motorisation des ménages, ensuite nous étudions l'accès au permis de conduire une voiture chez les 16-17 ans, (conduite accompagnée) et chez les 18-24 ans. Pour finir, dans l'ordre nous étudions l'usage habituel des modes (mobilité habituelle hors week-end et vacances scolaires) et l'usage des modes un jour de semaine (mobilité d'un jour de semaine hors vacances scolaires et week-ends).

L'ensemble des analyses multivariées sont réalisées à l'aide de la procédure « surveylogistic » tenant compte de la pondération inégale de l'échantillon. (En effet la procédure *logistique* « classique » du module SAS/STAT permet de réaliser une analyse logistique sur des données provenant d'un échantillon aléatoire, mais elle ne peut être utilisée dans le cas d'échantillons collectés selon un plan d'enquête comme c'est le cas de l'échantillon EMD, avec éventuellement des stratifications et des poids inégaux (Cassell 2006). Les écarts-types estimés ici et leurs intervalles de confiance diffèrent de la procédure logistique habituelle. « *SURVEYLOGISTIC* » utilise la méthode de linéarisation en série de Taylor pour estimer les erreurs d'échantillonnage d'estimateurs basés sur des plans de sondages complexes. Cette méthode est appropriée pour tous les plans où le premier niveau de l'échantillon est sélectionné avec remise ou quand la fraction d'échantillonnage au premier niveau (avec ou sans remise) est petite, comme c'est souvent le cas en pratique. La méthode de linéarisation en série de Taylor obtient une approximation linéaire de l'estimateur, puis elle effectue un calcul de variance pour cette approximation pour estimer la variance dudit estimateur.

Dans ce chapitre, nous effectuons l'ensemble des analyses, descriptives et explicatives à l'aide des outils tenant compte de la pondération inégale de l'échantillon (surveymeans, surveyfreq et surveylogistic). Dans un article soumis à « Journal Transport Geography » (joint en annexe 11) sur les déterminants socioéconomiques individuels et contextuels de la conduite chez les 16-24 ans, nous avons opté pour utiliser les techniques utilisant la pondération pour les analyses descriptives et des modèles multiniveaux sur l'échantillon non redressé pour l'analyse explicative. À notre connaissance il n'est pas techniquement possible de prendre à la fois en compte une pondération inégale (surveylogistic) et la structure hiérarchique des données.

1- La motorisation des ménages (possession de voiture de tourisme)

À l'adolescence comme à l'âge adulte, la motorisation du ménage d'appartenance est l'élément le plus déterminant des conditions de mobilité. En particulier, au-delà de l'appartenance à un ménage motorisé ou pas, le nombre de voitures à disposition du ménage donne une bonne idée des possibilités d'accompagnements des enfants ou de conduite des jeunes adultes. L'équipement (et notamment le multi-équipement) des ménages en voitures particulières est à la fois lié à leur niveau de vie et à leur localisation plus ou moins centrale, périphérique ou rurale.

De plus, il est important pour comprendre la motorisation des jeunes de distinguer ceux qui vivent au sein de leur propre ménage (référénts de leur ménage, conjoint du référént ou

autre) de ceux qui vivent avec leurs parents ou autre personne de référence dans le ménage car le niveau d'équipement en voiture ne correspond pas aux mêmes conditions d'accès au volant dans les deux cas. Les jeunes qui vivent avec leurs parents sont considérés comme occupant le « statut » d'enfant dans leur ménage et représentent 81 % des jeunes de 10-24 ans. Notre analyse est stratifiée selon le statut du jeune, enfant ou autre.

Dans le groupe des jeunes référents, conjoints ou autre, la motorisation est étudiée en fonction du revenu du ménage, de la présence ou non d'une ZUS au sein de la zone d'habitation, de la situation géographique de la commune d'habitation ainsi que du sexe et de l'âge des jeunes.

Dans le groupe des jeunes « enfants », d'autres variables explicatives sont retenues pour l'étude de la motorisation : l'âge de la personne de référence du ménage ; le nombre de personnes dans le ménage. Dans l'EMD le nombre de voitures à disposition est une variable numérique allant de 0 à 4 pour les jeunes référents de leur ménage (ou conjoints) et de 0 à 5 pour les jeunes qui occupent le statut d'enfant. Pour les deux strates, nous travaillerons avec une variable motorisation qualitative à 3 modalités : 0, 1 et 2 voitures ou plus.

Analyse multivariée de la motorisation des enfants : L'association entre les facteurs explicatifs retenus et la motorisation des ménages des jeunes est étudiée à l'aide de modèles de régression logistique généralisés de manière à considérer les trois modalités de la variable à expliquer. Pour cela nous considérons la variable motorisation des ménages comme non ordonnée afin de procéder à une régression logistique multinomiale. Nous comparons ensuite les estimations des paramètres et les odds-ratios, de ces différents modèles. La modalité de référence est la possession de 2 voitures ou plus. Les nouvelles variables explicatives utilisées pour cette analyse ainsi que la distribution de la variable à expliquer sont décrites dans la partie résultat correspondante.

2- L'accès au permis de conduire d'une voiture « B »

La variable « permis de conduire » est constituée de trois modalités dans l'EMD : « a le permis » / « n'a pas le permis » (modalité de référence) / « en cours d'apprentissage de la conduite automobile ».

Les jeunes de 16-17 ans ne sont pas concernés par la 1^{ère} modalité. Pour cette classe d'âge, c'est la distinction entre ceux qui n'ont pas le permis et ceux qui sont en cours d'apprentissage (variable à expliquer) qui fera l'objet d'une analyse multivariée, réalisée à l'aide d'une régression logistique.

Les 18-24 ans sont concernés par les trois modalités de la variable accès au permis. La variable à expliquer possède maintenant trois modalités. L'analyse multivariée ne pouvant alors se faire à l'aide d'un modèle de logistique binaire, nous utilisons un modèle de régression logistique généralisé en considérant les trois modalités de la variable à expliquer comme non ordonnées. Ce modèle fournit pour chacun des facteurs explicatifs deux odds ratios (OR) ainsi que les intervalles de confiance (IC) à 95 % correspondant respectivement à deux comparaisons :

- une comparaison des individus de 18 ans et plus qui ont le permis de conduire vis-à-vis de ceux qui ne l'ont pas ;
- une comparaison entre ceux qui sont en train d'apprendre le permis de conduire et ceux qui ne l'ont pas. Nous distinguons deux groupes d'âges : les 18-20 ans, et les 21-24 ans.

Dans cette modélisation les variables explicatives sont les mêmes que dans l'étude de l'usage des modes.

3- Usage habituel des modes

Les analyses portent sur les jeunes de 10-13, 14-17 et 18-24 ans qui vivent dans le Rhône. Dans l'utilisation « habituelle » des modes de transport nous avons à notre disposition 6 variables qualitatives qui correspondent aux modes suivants : (vélo, 2RM, Voiture conducteur VPC, Voiture en tant que passager VPP, transports en commun urbains TC et transports en commun site propre)

Les fréquences d'usage sont bien différentes en fonction du mode. Nous présentons en (Annexe 1) les distributions des variables décrivant l'usage des modes tel qu'elles se présentent dans l'EMD.

L'intensité d'utilisation des modes est très variable d'un mode à l'autre c'est pourquoi concernant les modes rares et/ou présentant un fort risque d'accident au kilomètre parcouru tels

que le 2RM et le vélo, la variable binaire d'exposition oppose un usage, même exceptionnel, au non usage (modalités 1, 2, 3, 4 vs 5, 6). L'usage de la voiture en tant que conducteur est étudié avec la même opposition. Pour la voiture en tant que passager et les transports en commun, modes plus fréquemment utilisés par les jeunes, l'opposition se fait entre un usage fréquent et les autres formes d'usage (modalité 1 vs 2 à 6).

Compte tenu de son caractère prétendument répandu, comme mode de déplacement à part entière ou en complément d'un mode motorisé, la fréquence d'usage habituel de la marche n'est malheureusement pas décrite dans l'EMD. Nous utilisons les caractéristiques de la mobilité de la veille du jour de passage de l'enquêteur dans le ménage (déplacements pédestres réalisés sur une journée type, en semaine et hors vacances scolaires), en distinguant de façon dichotomique un usage comme mode de transport à part entière, et un non-usage la veille. Il s'agit ici de la somme des temps des trajets piétonniers à part entière et des trajets initiaux ou terminaux (avant ou après un autre mode, essentiellement TC).

Dans une suite logique de recherche d'inégalités de mobilités, les variables explicatives étudiées sont : l'âge, le sexe, le revenu du ménage par UC, la zone d'habitation EMD avec ou sans ZUS, la situation géographique de la zone d'habitation « ville », et le nombre de voitures dans le ménage (voitures).

Analyse descriptive : Dans une première partie il est décrit l'utilisation « habituelle » des différents modes de transports par âge, sexe, type de zone d'habitation, selon qu'elle soit avec ou sans zone urbaine sensible (ZUS), et par revenu du ménage par UC pour les jeunes de 10 à 24 ans. Pour l'étude de l'usage du 2RM et de la conduite d'une voiture, l'analyse porte sur les jeunes concernés : les 14-24 ans pour le 2RM (l'âge légal de conduite étant de 14 ans) et les 16-24 ans pour la conduite d'une voiture (la conduite accompagnée étant possible à 16 ans). Des graphiques présentent les pourcentages de fréquence d'utilisation pour chaque mode (en fonction de l'âge, du sexe et des deux principales variables socioéconomiques : zone avec ou sans ZUS et revenu du ménage par UC). Les graphiques ont à la même échelle afin de comparer l'utilisation des différents modes.

Analyse multivariée : Il est fourni un modèle de régression par mode de transport, sachant que nous étudions six modes de transport voiture passager, voiture conducteur, 2RM, TC, Vélo (usage général « habituel ») et marche (un jour de semaine, la veille).

4- L'indicateur de niveau de mobilité d'un jour de semaine (hors vacances scolaires et week-end)

Pour la marche à pied il s'agit de la somme des temps des trajets piétonniers à part entière et des trajets initiaux ou terminaux (avant ou après un autre mode, essentiellement TC).

Les niveaux de mobilité et les usages des modes de transport des 10-24 ans résidant dans le Rhône, sont également appréciés à travers de la mobilité d'un jour de semaine. Cette mobilité est évaluée à travers la quantité d'usage, les temps de parcours et les distances parcourues avec chacun des modes.

Dans un premier temps est fourni le croisement concernant l'usage des modes entre la mobilité d'un jour de semaine et l'usage habituel des modes en semaine de façon à s'assurer de la cohérence des deux types d'information.

Ensuite nous étudions séparément l'effet (brut) du type de zone et du revenu familial sur les quantités d'usage, les distances et les temps de parcours relatif à chaque mode pour jeunes concernés.

7.3. Motorisation et multi-motorisation des ménages des jeunes

Ces résultats concernent les jeunes âgés de 10 à 24 ans (n brut = 3 885) Il y a sur l'ensemble du territoire de l'EMD 5 422 jeunes de 10-24 ans.

7.3.1. Motorisation des jeunes référents de leur ménage

Il y a 58 114 jeunes de moins de 25 ans qui sont référents du ménage (58%) ou son conjoint (25%) ou autre (17%), i.e. qui ne vivent pas avec leurs parents. Ils sont appelés référents ci-dessous par opposition aux « enfants ». Parmi eux 39,7% n'ont pas de voiture et 20,1% vivent au sein d'un ménage multi-motorisé. Les caractéristiques (âge, sexe, composition du ménage) des jeunes se déclarant « référents » de leur ménage sont explicitées ci-après : Il y 39% de garçons et plus de 95% de ce groupe de jeunes (référents) a plus de 18 ans.

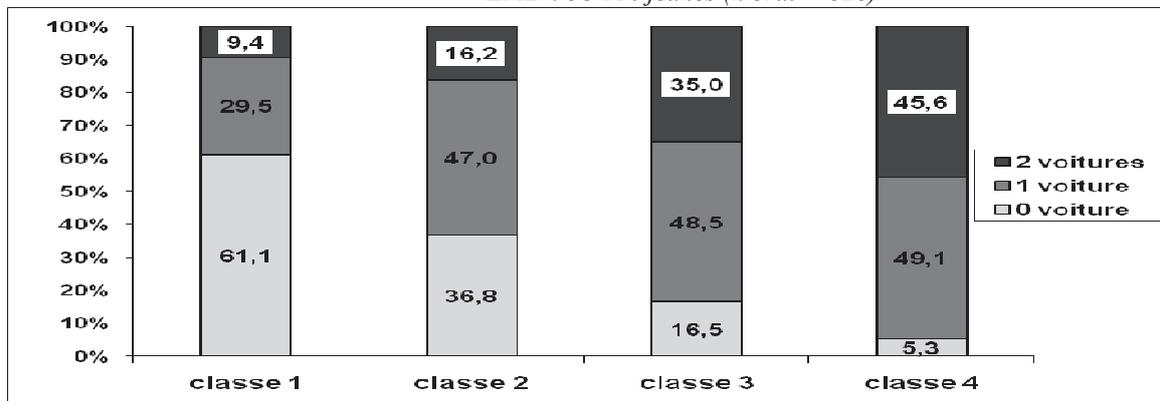
**Tableau 26 : Composition des familles des jeunes référents de leur ménage
58 114 jeunes (n brut = 626)**

Nombre de personnes dans le ménage	10-24 ans vivant dans un tel ménage	%
1	22836	39,3
2	22989	39,6
3	7008	12,1
4	3023	5,2
5	1118	1,9
6+	1140	1,9

Environ 80 % des jeunes de ce groupe vivent seul ou à deux.

Figure 12 : Motorisation et revenu des jeunes référents de leur ménage

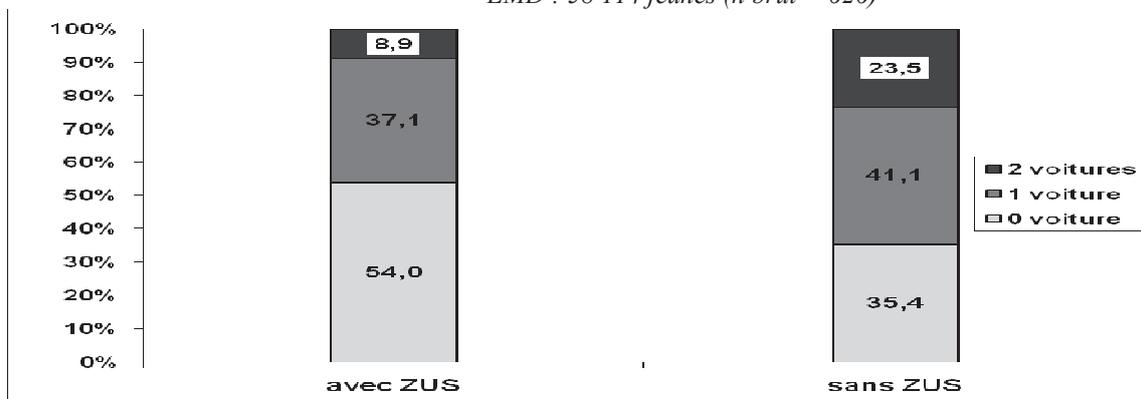
EMD : 58 114 jeunes (n brut = 626)



Plus de 60% des jeunes référents de leur ménage sont non-motorisés lorsque le revenu du ménage par UC est dans le quartile le plus faible alors qu'il n'y a que 5,3 % des jeunes à revenu élevé dans cette situation. Le revenu a un effet gradient sur la motorisation des ménages.

Figure 13 : Motorisation selon le type de zone d'habitation des jeunes référents de leur ménage

EMD : 58 114 jeunes (n brut = 626)



De considérables différences de motorisation existent entre les deux types de zones d'habitation.

Compte tenu du nombre important de caractéristiques des jeunes et de leur ménage susceptibles d'influencer la motorisation des jeunes (leur ménage), une analyse multivariée paraît indispensable. Rappelons que la variable motorisation des ménages est une variable individuelle qualitative que nous considérons comme non ordonnée afin de procéder à une régression logistique multinomiale considérant les 3 modalités de la variable. Les odds-ratios des modalités de chaque variable sont ensuite comparés avec les valeurs de référence respectives.

Tableau 27 : Motorisation des ménages des jeunes « référents ou conjoints »
(*n=58 114*)

	Pas de véhicule vs 1 véhicule OR brut	Pas de véhicule vs 1 véhicule OR ajusté	2 véhicules vs 1 véhicule OR brut	2 véhicules vs 1 véhicule OR ajusté
Sexe				
Garçon	1,09 [0,72-1,66]	1,01 [0,61-1,66]	0,87 [0,53-1,43]	1,01 [0,55-1,84]
Filles	1	1	1	1
Nombre de personnes dans le ménage				
1 personne	2,35 [1,40-3,94]	2,33 [1,28-4,27]	0,03 [0,00-0,20]	0,02 [0,01-0,18]
2 personnes	0,59 [0,34-1,02]	0,65 [0,36-1,17]	0,62 [0,38-1,01]	0,53 [0,31-0,93]
3 personnes et plus	1	1	1	1
Revenu familial par UC				
Classe 1	19,24 [6,41-57,74]	22,75 [7,81-66,28]	0,34 [0,18-0,66]	0,21 [0,09-0,46]
Classe 2	7,27 [2,35-22,44]	9,10 [3,03-27,35]	0,37 [0,19-0,71]	0,24 [0,10-0,55]
Classe 3	3,16 [0,91-10,93]	4,51 [1,32-15,46]	0,78 [0,40-1,50]	0,51 [0,24-1,11]
Classe 4	1	1	1	1
Zone d'habitation				
Avec ZUS	1,69 [1,14-2,52]	2,14 [1,26-3,63]	0,42 [0,23-0,76]	0,27 [0,15-0,52]
Sans ZUS	1	1	1	1
Situation géographique de la commune d'habitation				
Rurales / périurbain	0,28 [0,17-0,45]	0,31 [0,17-0,53]	2,67 [1,63-4,37]	2,00 [1,09-3,65]
Banlieue (proches et lointaine)	0,16 [0,07-0,36]	0,21 [0,09-0,50]	3,68 [2,08-6,51]	2,91 [1,51-5,61]
Centre	1	1	1	1

Comparaison 0 véhicule contre 1 seul véhicule

Aussi bien en brut qu'en multivariée, les jeunes habitant des communes périurbaines et rurales sont moins souvent non motorisés que ceux du centre de Lyon-Villeurbanne. Quand les jeunes vivent seuls dans le ménage, ils sont plus souvent non-motorisés que lorsqu'ils vivent au sein de ménages de 3 personnes ou plus. En brut comme après contrôle des effets des variables explicatives, les jeunes des zones défavorisées, avec ZUS, et ceux qui vivent dans les ménages les plus pauvres sont respectivement 2,1 et 22,7 fois plus souvent non-motorisés que les jeunes des zones sans ZUS et ceux de revenu élevé.

Comparaison 2 véhicules ou plus contre 1 seul véhicule

En brut comme en contrôlant l'effet des autres variables, les jeunes qui vivent en zone périurbaine (OR = 2,0) ou rurale (OR = 2,9) sont plus souvent multi-équipés que les jeunes vivant dans le centre de l'agglomération, Lyon, Villeurbanne. Le nombre de personnes dans le ménage est positivement associé avec le multi-équipement des ménages des jeunes. Un effet gradient est observé. En brut comme en multivariée le multi-équipement est plus faible dans les ménages pauvres. De même, en brut ou en multivarié, les jeunes des zones avec ZUS sont moins souvent multi-équipés que ceux des zones sans ZUS.

7.3.2. Motorisation des jeunes occupant un statut d'enfant dans le ménage

Les jeunes de 10-24 ans qui occupent un statut d'enfant au sein du ménage sont au nombre de 247 054 (échantillon brut de 3 259). Moins de 5% d'entre eux vivent dans un ménage non-motorisé et 61,8 % dans un ménage multi-motorisé.

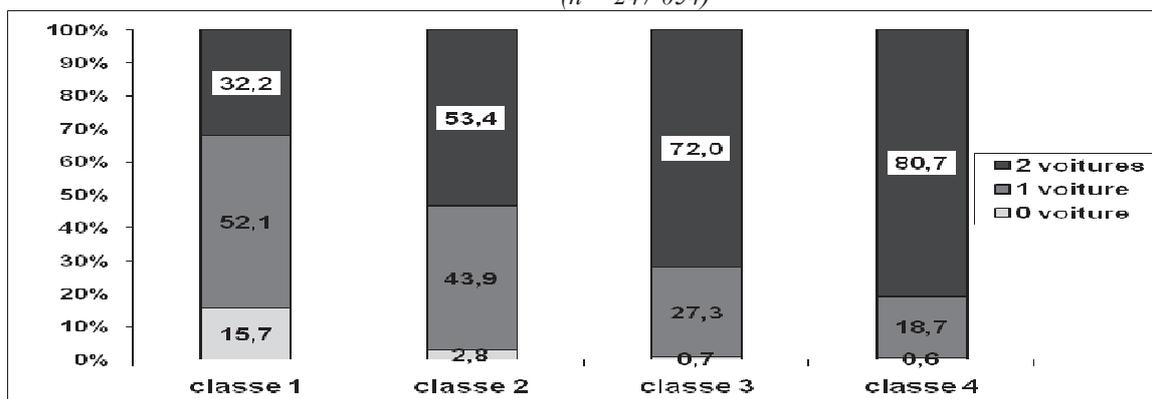
Tableau 28 : Composition des familles des jeunes « enfants » dans le ménage

247 054 jeunes		
Nombre de personnes dans le ménage	10-24 ans vivant dans un tel ménage	%
2	14 942	6,0
3	52 685	21,3
4	84 610	34,2
5	65 865	26,7
6+	28 952	11,7

Dans ce groupe les jeunes vivent par définition au sein de ménages d'au moins 2 personnes. Plus de 50% vivent dans un ménage de 3 ou 4 personnes. L'âge de la personne de référence dans le ménage est regroupé en trois catégories : moins de 40 ans, 16,9% ; entre 41 et 49 ans, 51,8% et plus de 50 ans 31,3 %.

Figure 14 : Motorisation du ménage familial des jeunes « enfants » en fonction du revenu familial par UC

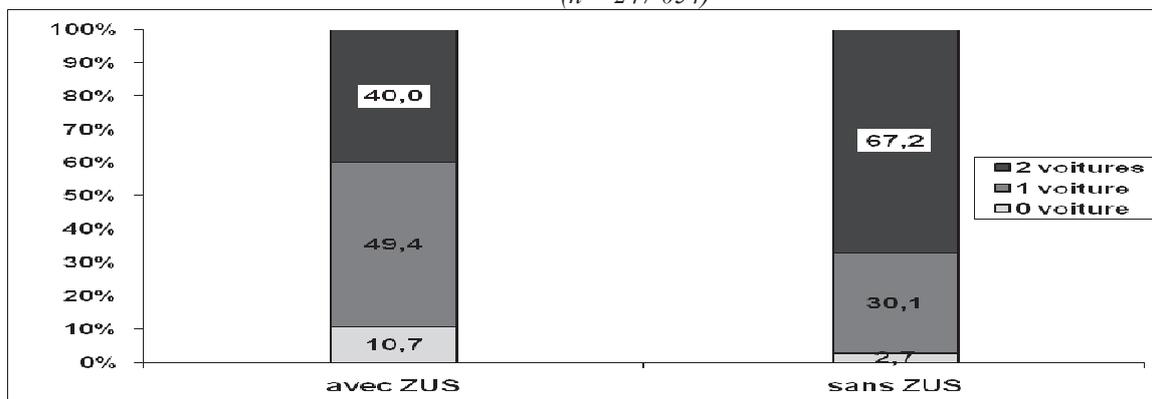
(n = 247 054)



Le nombre de voitures du ménage des jeunes varie fortement en fonction du revenu familial par UC. Plus de 15% des jeunes de revenu familial le plus faible, vivent dans un ménage non motorisé alors que les jeunes de revenu familial élevé sont moins de 1% à ne pas disposer de véhicule au sein du ménage.

Figure 15 : Motorisation du ménage familial des jeunes « enfants » et zone d'habitation (avec ou sans ZUS)

(n = 247 054)



La différence de non-motorisation entre les jeunes des deux zones apparaît assez considérable en brut : alors que 10,7% des jeunes en zone défavorisée vivent dans un ménage non motorisé, dans les zones sans ZUS il y en a moins de 3%. Une forte différence est aussi remarquable concernant la multi-motorisation (40,0% vs 67,2%).

Les effets des variables explicatives sur la motorisation sont étudiés avec un modèle similaire (logistique multinomiale).

Tableau 29 : Motorisation des ménages des jeunes « enfants »
(n=247 054)

	Pas de véhicule vs 1 véhicule OR brut	Pas de véhicule vs 1 véhicule OR ajusté	2 véhicules vs 1 véhicule OR brut	2 véhicules vs 1 véhicule OR ajusté
Age du référent et âge du référant du ménage				
Age réf ≥ 50 ans	0,49 [0,28-0,83]	0,44 [0,25-0,76]	1,29 [1,01-1,66]	1,68 [1,24- 2,27]
Age réf 41-49 ans	0,37 [0,23-0,61]	0,48 [0,28-0,83]	1,74 [1,38-2,20]	1,69 [1,28-2,23]
Age réf ≤ 40 ans	1	1	1	1
Nombre de personnes dans le ménage				
2 personnes	3,13 [1,64-5,96]	11,37 [5,44-23,77]	0,12 [0,08-0,18]	0,05 [0,03-0,08]
3 ou 4 personnes	1,60 [0,95-2,69]	2,83 [1,62-4,93]	0,78 [0,65-0,93]	0,43 [0,34-0,54]
5 personnes ou plus	1	1	1	1
Revenu familial par UC				
Classe 1	9,43 [2,50-35,56]	12,22 [3,27-45,69]	0,14 [0,11-0,19]	0,08 [0,05-0,11]
Classe 2	1,99 [0,50-7,91]	1,63 [0,41-6,54]	0,28 [0,22-0,37]	0,18 [0,13-0,24]
Classe 3	0,82 [0,18-3,74]	0,68 [0,15-3,10]	0,61 [0,46-0,80]	0,48 [0,36-0,65]
Classe 4	1	1	1	1
Zone d'habitation				
Avec ZUS	2,39 [1,57-3,64]	2,79 [1,75-4,43]	0,36 [0,30-0,44]	0,47 [0,37-0,60]
Sans ZUS	1	1	1	1
Situation géographique de la commune d'habitation				
Rurales / périurbain	0,82 [0,53-1,28]	0,50 [0,30-0,81]	2,10 [1,72-2,57]	3,87 [3,00-4,98]
Banlieue (proches et lointaine)	0,82 [0,44-1,52]	0,65 [0,33-1,29]	4,50 [3,50-5,79]	7,87 [5,77-10,72]
Centre	1	1	1	1

Comparaison 0 véhicule contre 1 seul véhicule

Toutes choses étant égales par ailleurs, les jeunes dont le référent du ménage a plus de 40 ans sont moins souvent non-motorisés que ceux dont le référent a moins de 40 ans. De façon similaire ceux qui vivent en zone périurbaine sont moins souvent non motorisés que ceux qui vivent dans Lyon-Villeurbanne. Le nombre de personnes dans le ménage est négativement associé à la non-motorisation, ainsi les jeunes vivant au sein de ménages de moins de 4 personnes sont plus souvent non-motorisés. En brut comme après contrôle des effets des variables explicatives, les jeunes des zones défavorisées, avec ZUS, et ceux qui vivent dans les ménages les plus pauvres sont respectivement 2,8 et 12,2 fois plus souvent non-motorisés que les jeunes des zones sans ZUS et ceux de revenu élevé.

Comparaison 2 véhicules ou plus contre 1 seul véhicule

L'ensemble des modalités des variables sont statistiquement associées avec la variable à expliquer aussi bien en brut qu'en multivarié. Ainsi, en brut comme en contrôlant l'effet des autres variables, les jeunes dont le référent du ménage a plus de 40 ans sont plus souvent multi-équipés. De même ceux qui vivent en zone périurbaine/rurale (OR = 3,9) ou banlieue (OR = 7,9) sont plus souvent multi-équipés que les jeunes vivant dans le centre de l'agglomération,

Lyon, Villeurbanne. Le nombre de personnes dans le ménage est positivement associé avec le multi-équipement des ménages des jeunes. En brut comme en multivarié le revenu a un effet gradient sur le multi-équipement des ménages, montrant un multi équipement plus faible dans les ménages pauvres. De même, en brut ou en multivarié, les jeunes des zones avec ZUS sont moins souvent multi-équipés que ceux des zones sans ZUS.

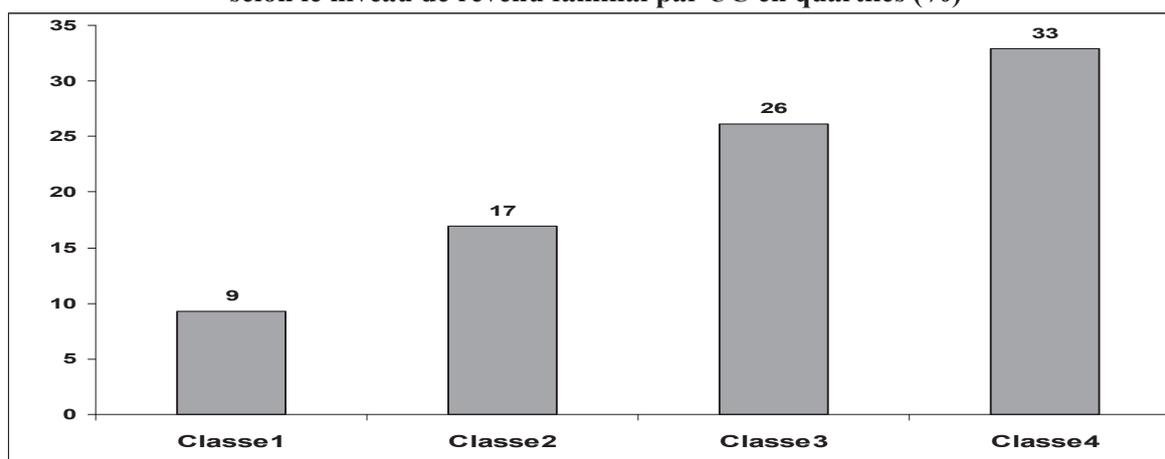
7.4. Accès à la conduite accompagnée et au permis de conduire B

Ces résultats concernent les 16-17 ans et les 18 24 ans

7.4.1. Accès à la conduite accompagnée des 16-17 ans

Il y a après projection 43 900 jeunes de 16 et 17 ans dans le département (580 dans EMD avant projection).

Figure 16 : Accès des 16-17 ans à la conduite accompagnée selon le niveau de revenu familial par UC en quartiles (%)



Le pourcentage des jeunes ayant accès à la conduite accompagnée et dont le revenu familial est faible (classe1) est plus de 3 fois inférieur à celui des jeunes dont le revenu familial est le plus élevé (classe4). De plus il est important de remarquer que le revenu familial par unité de consommation a un effet gradient régulier sur de l'accès à la conduite accompagnée. Il existe également de fortes différences d'accès à la conduite accompagnée selon le type de zone d'habitation. Le pourcentage des jeunes ayant accès à la conduite accompagnée et qui vivent en zone avec ZUS est plus de deux fois inférieur (11,2%) à celui des jeunes qui vivent en zone sans ZUS 26,0%.

Analyse multivariée : L'interaction entre le revenu et le type de commune d'habitation n'étant pas significative, nous analysons simultanément l'effet du type de commune

d'habitation et du revenu des ménages par UC. De plus l'interaction entre la variable « ville » et zone d'habitation avec ou sans ZUS n'est pas significative. Même si l'association entre le sexe et l'accès à la conduite accompagnée n'est pas significative, nous choisissons d'intégrer le sexe dans le modèle logistique multivarié. Aucun individu de 16-17 ans en apprentissage de la conduite n'appartenant à un ménage non équipé de voiture, le nombre de voitures est pris en compte par l'opposition de deux modalités « pas de voiture ou 1 voiture » et « 2 voitures ou plus ».

Tableau 30 : Déterminants d'accès à la conduite accompagnée chez les 16-17 ans.
Régression logistique (n = 43 900 soit brut 580)

	Conduite accompagnée OR IC 95% effet brut	Conduite accompagnée OR IC 95% effet ajusté
Sexe		
garçons	0,72 [0,46-1,12]	0,72 [0,45-1,16]
filles	1	1
Revenu familial par UC		
Classe1	0,21 [0,09-0,48]	0,36 [0,14-0,92]
Classe2	0,42 [0,22-0,78]	0,59 [0,30-1,17]
Classe3	0,72 [0,41-1,28]	0,94 [0,51-1,73]
Classe4	1	1
Zone.hab.		
Avec ZUS	0,36 [0,19-0,69]	0,60 [0,28-1,28]
Sans ZUS	1	1
Commune		
Périurbain/Rural	1,11 [0,61-2,02]	0,98 [0,52-1,87]
Banlieue	0,64 [0,36-1,11]	0,67 [0,37-1,22]
Centre	1	1
Véhicules		
0 ou 1	0,30 [0,17-0,52]	0,42 [0,22-0,83]
2 ou plus	1	1

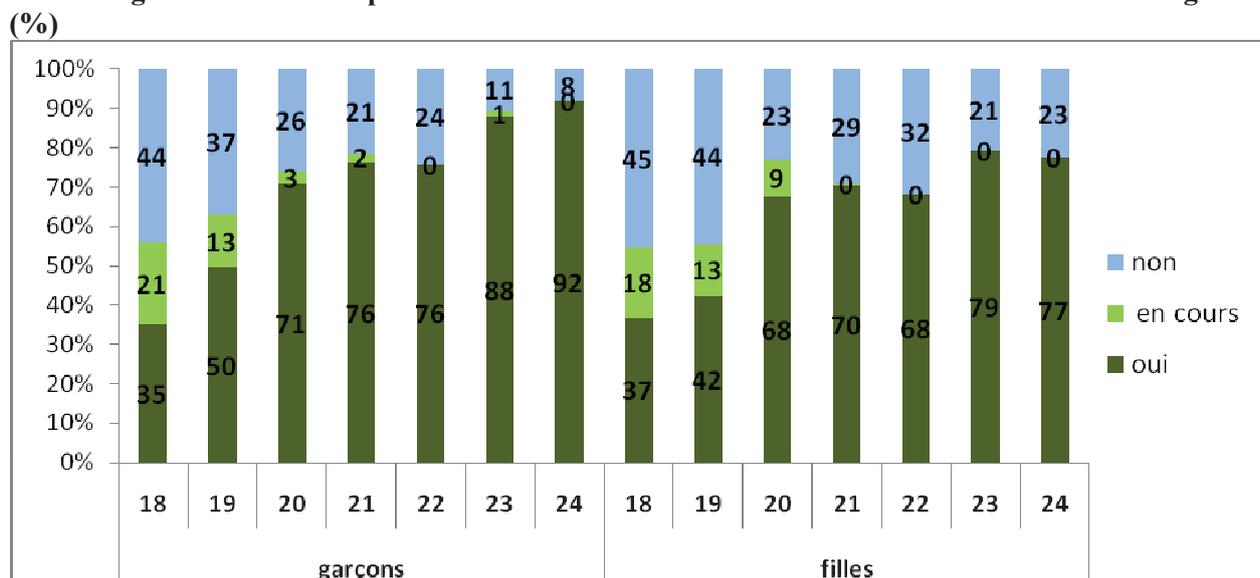
Les adolescents résidant dans des zones avec ZUS sont moins concernés par la pratique de la conduite accompagnée que les autres. Il en est de même pour les adolescents de ménage avec un revenu par UC inférieur à la médiane ou ayant moins de deux véhicules dans le ménage.

En analyse multivariée, le fait de résider en zone avec ZUS, n'est plus associé à une sous-pratique de conduite accompagnée. Il se peut cependant que le manque de significativité soit le reflet d'un manque de puissance statistique. Le revenu du ménage exerce un effet gradient sur l'accès à la conduite accompagnée. Les jeunes vivant dans un ménage sans voiture ou mono-équipés et qui ont un faible revenu ont moins accès à la conduite accompagnée. Ce modèle logistique met en lumière le rôle des facteurs socioéconomiques individuels.

7.4.2. Accès au permis de conduire voiture des 18-24 ans

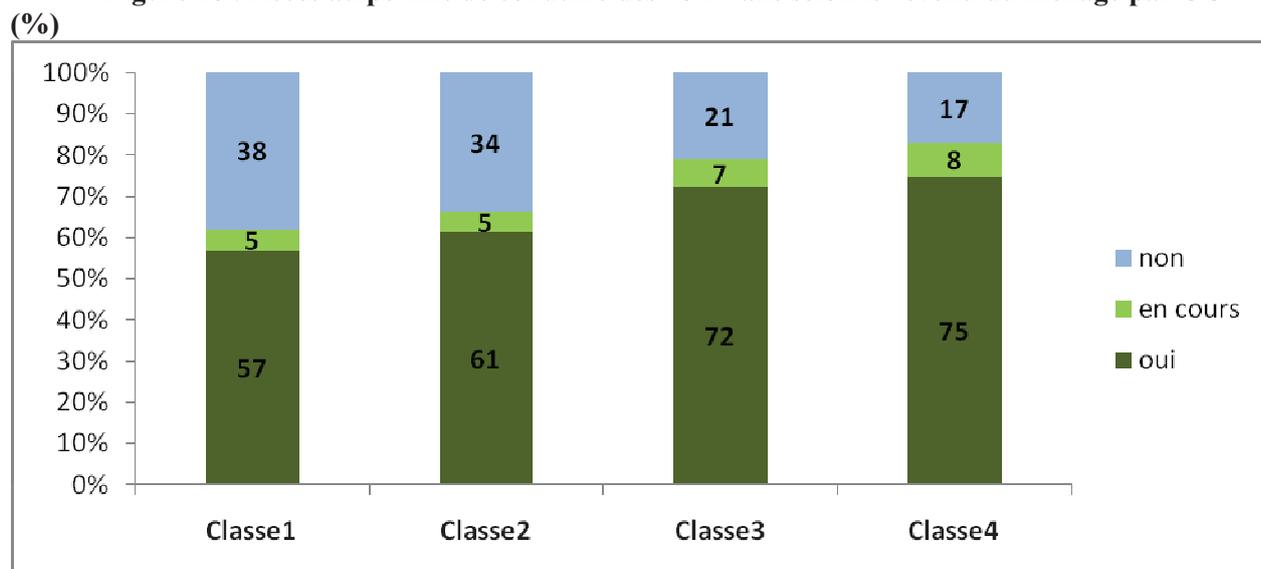
Il y a 135 780 jeunes de 18 à 24 ans soit 1 669 avant pondération

Figure 17 : Accès au permis de conduire voiture « B » des 18-24 ans selon le sexe et l'âge



La figure ci-dessus montre la rapidité des jeunes à accéder au permis de conduire voiture B. Rappelons que 25 % des filles et 20% des garçons 16-17 ans préparaient l'examen par le biais de conduite accompagnée ; à l'âge de 18 ans, ce sont respectivement 37 et 35% qui ont le permis ; à 20 ans ils sont plus des deux tiers (71 % chez garçons, 68 % chez les filles). Si, à l'âge de 18 ans, l'accès au permis est assez similaire entre garçons et filles, pour les années d'âges supérieures les garçons sont plus nombreux à obtenir le permis de conduire voiture que les filles. Le taux de permis continue ainsi à augmenter régulièrement chez les garçons pour dépasser 90% à 24 ans tandis qu'il plafonne chez les filles en dessous de 80%.

Figure 18 : Accès au permis de conduire des 18-24 ans selon le revenu du ménage par UC



Le taux d'accès au permis des jeunes de 18-24 ans est croissant avec le revenu du ménage par UC. Les écarts de revenu apparaissent surtout nets entre le second et le 3^{ème} quartile. Ces écarts selon le revenu des parents demeurent-ils une fois pris en compte l'effet de la localisation résidentielle ?

Analyse multivariée :

A l'aide d'une régression logistique généralisée, sont mis en relation simultanément, le fait d'avoir le permis de conduite (vs de ne pas l'avoir, modalité de référence) et le fait d'être en train de prendre des leçons (vs de ne pas le faire chez ceux qui n'ont pas permis), par les mêmes variables de positionnement individuel ou contextuel que pour la conduite accompagnée. L'interaction entre le revenu et le type de commune d'habitation n'étant pas significative, nous analysons simultanément l'effet du type de commune d'habitation et du revenu des ménages. Il n'y a pas d'interaction significative entre la variable de situation géographique et la variable commune avec ou sans ZUS.

Tableau 31 : Possession du permis de conduire et apprentissage du permis en cours 18-24 ans
(n = 135 780 soit en brut 1 669)

	Titulaire du permis OR [IC à 95%]		Apprentissage du permis en cours OR [IC à 95%]	
	effets bruts	effets ajustés	effets bruts	effets ajustés
Sexe				
Garçons	1,30 [1,01-1,67]	1,30 [0,98-1,72]	1,41 [0,87-2,28]	1,13 [0,68-1,89]
Filles	1	1	1	1
Age				
18-20	0,36 [0,28-0,47]	0,27 [0,20-0,37]	15,75 [5,4-45,76]	11,92 [4,01-35,47]
21-24	1	1	1	1
Revenu du ménage par UC				
1 ^{er} quartile	0,34 [0,22-0,51]	0,77 [0,48-1,24]	0,29 [0,14-0,59]	0,84 [0,40-1,79]
2 ^{ème} quartile	0,41 [0,27-0,63]	0,70 [0,44-1,10]	0,30 [0,14-0,62]	0,52 [0,25-1,09]
3 ^{ème} quartile	0,79 [0,50-1,23]	0,93 [0,57-1,52]	0,68 [0,32-1,44]	0,78 [0,37-1,67]
4 ^{ème} quartile	1	1	1	1
Niveau socioéconomique de la zone habitation				
Avec ZUS	0,50 [0,38-0,66]	0,69 [0,51-0,94]	0,63 [0,36-1,09]	1,01 [0,56-1,80]
Sans ZUS	1	1	1	1
Zone de résidence par densité / distance au centre de Lyon				
Rurales / Périurbain	1,48 [1,03-2,11]	0,71 [0,46-1,10]	2,41 [1,25-4,64]	0,99 [0,45-2,16]
Banlieue (proches et lointaine)	1,01 [0,78-1,32]	0,51 [0,36-0,72]	1,37 [0,79-2,38]	0,61 [0,31-1,23]
Centre	1	1	1	1
Nombre de voitures particulières à disposition				
0	0,19 [0,13-0,26]	0,12 [0,07-0,19]	0,08 [0,03-0,22]	0,10 [0,03-0,30]
1	0,42 [0,31-0,56]	0,34 [0,24-0,49]	0,33 [0,19-0,57]	0,37 [0,19-0,70]
2 et plus	1	1	1	1

En contrôlant l'effet de l'âge, du sexe et de la variable de localisation résidentielle « ville », seuls le type de zone d'habitation et le nombre de véhicules sont significativement associés à l'accès au permis de conduire. Les jeunes vivant dans une zone défavorisée (avec ZUS) ont, de façon significative, moins souvent le permis que les autres. En revanche, il n'y a pas de différence entre les types de communes concernant le permis en cours.

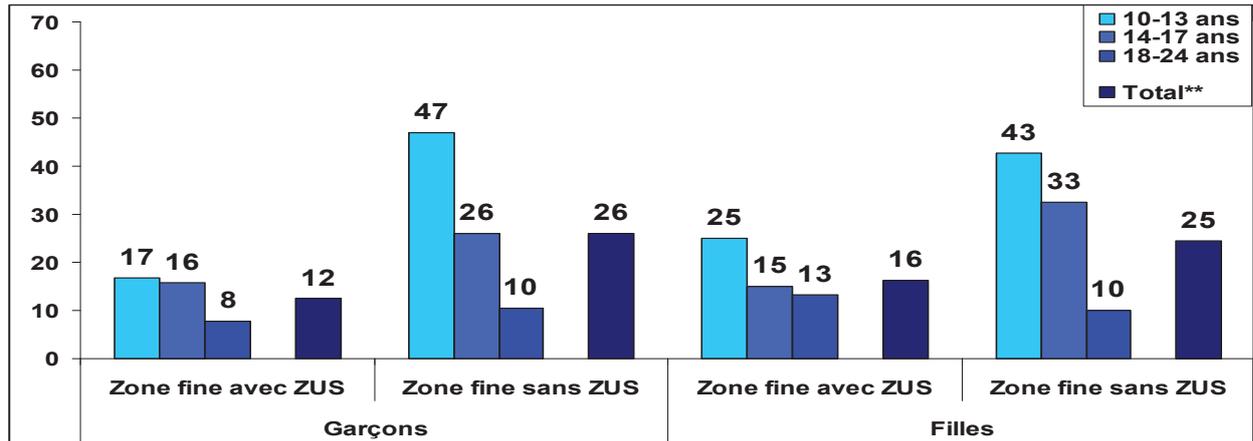
Le nombre de véhicules à disposition des jeunes au sein du ménage a un effet gradient sur la possession du permis et sur le fait de prendre des leçons de conduite. En particulier, les jeunes qui n'ont pas accès à une voiture dans leur foyer ont nettement moins le permis (OR = 0,12) et sont moins souvent en formation (OR = 0,10) que les jeunes faisant partie de ménages disposant de deux voitures ou plus, mais c'est également le cas (de façon moins prononcée mais toujours significative) pour les jeunes appartenant à des ménages à une seule voiture (OR = 0,35 et 0,38 respectivement). Ce résultat qui traduit une plus grande dépendance globale à la voiture dans les ménages multi-équipés semble montrer que, toutes choses égales par ailleurs, la transmission de la motorisation se fait d'autant plus précocement que le recours à la voiture pour assurer les besoins de mobilité du ménage est déjà élevé.

7.5. Utilisation «habituelle » des modes de transport chez les jeunes

Ces résultats concernent les jeunes âgés de 10 à 24 ans.

7.5.1. Effet du type de zone fine d'habitation sur l'utilisation des modes :

Figure 19 : Utilisation quotidienne ou quasi quotidienne de la voiture comme passager et zones d'habitation (%)

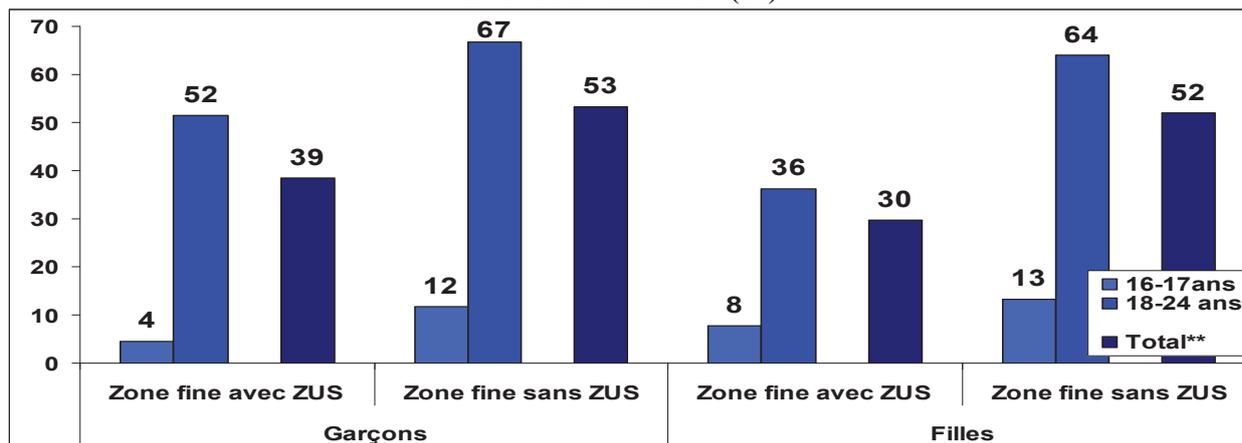


A l'exception des filles de 18 à 24 ans, l'utilisation quotidienne ou quasi quotidienne de la voiture en tant que passager est toujours plus fréquente dans les zones d'habitation sans ZUS. Le « service passager » quotidien est nettement moins répandu dans les zones avec ZUS pour les jeunes (garçons et filles) de 10-17 ans. Cet effet disparaît voire s'inverse chez les jeunes majeurs. Au total cette différence est légèrement plus importante pour les garçons (12 % vs 26 % pour les garçons et 16 % vs 25 % pour les filles). Dans les zones avec ZUS, les filles sont plus souvent accompagnées que les garçons. Dans les zones sans ZUS, la différence entre sexes pour l'ensemble des 10-24 ans n'est pas significative. Néanmoins pour la tranche de 14 à 17 ans les filles des zones sans ZUS sont plus accompagnées que les garçons des mêmes zones. Il se peut que la localisation plus ou moins centrale contribue à renforcer l'effet propre du niveau socio-économique de la ZUS, ce que nous pourrions vérifier en menant une analyse multivariée. L'effet de la zone avec ou sans ZUS est ici plus marqué que l'effet du sexe dans l'usage quotidien ou quasi quotidien de la voiture en tant que passager.

Pour résumer les informations importantes sur l'utilisation des modes nous nous proposons de classer les paramètres selon le niveau d'utilisation du mode en question. Ici nous avons le classement suivant.

Passager de voiture :
garçons ou filles, zones sans ZUS › filles zone avec ZUS › garçons zone avec ZUS

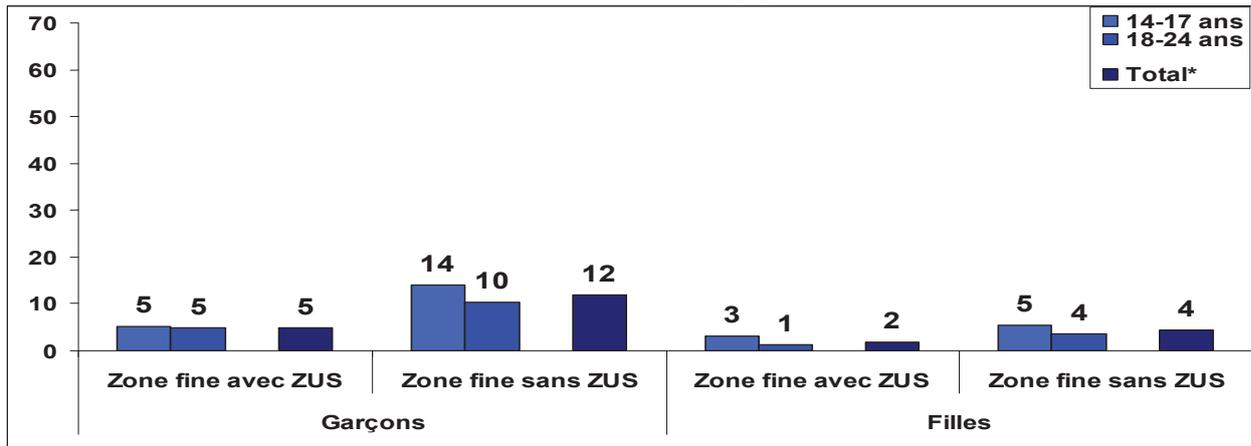
Figure 20 : Utilisation régulière ou exceptionnelle de la voiture comme conducteur et zones d'habitation (%)



La conduite de la voiture apparaît bien moins fréquente pour les jeunes de 16 et 17 ans des zones avec ZUS. Les garçons de 16 à 17 ans des zones avec ZUS conduisent 3 fois moins. La conduite d'une voiture avant 18 ans est synonyme d'accès à la conduite accompagnée. Nous étudions ce phénomène dans le paragraphe 7.4. Après 18 ans on observe également une moindre utilisation dans les zones avec ZUS, plus remarquable pour les filles, 30 % conduisent (habituellement ou exceptionnellement) lorsqu'elles résident dans une zone avec ZUS contre 52 % dans les autres zones. L'écart, plus faible chez les garçons (-13 points, avec 39 % contre 52 %) est néanmoins notable, dans le même sens.

Conducteur de voiture :
garçons ou filles, zones sans ZUS › garçons zone avec ZUS › filles zone avec ZUS

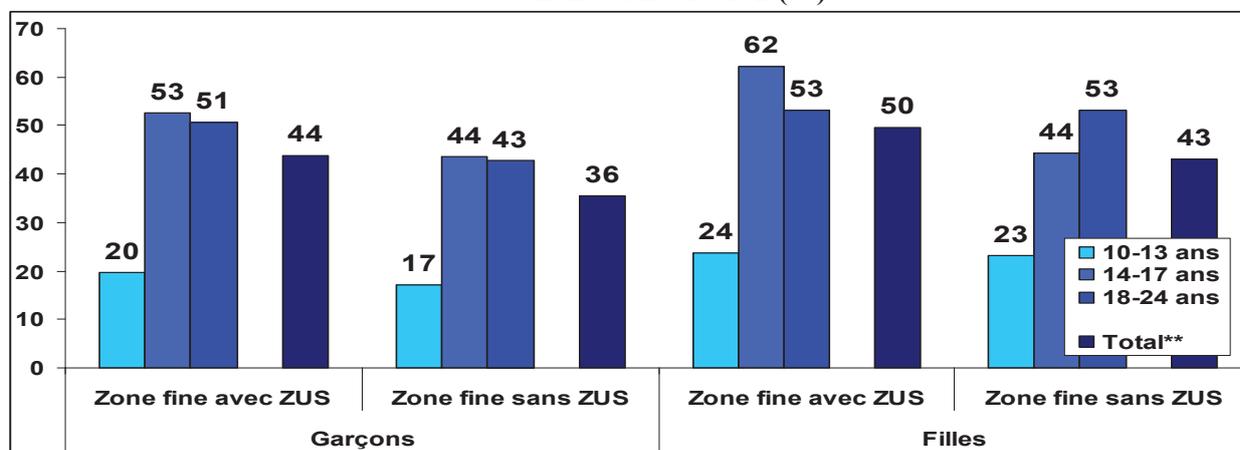
Figure 21 : Utilisation régulière ou exceptionnelle du deux-roues motorisé et zones d'habitation (%)



L'utilisation du deux-roues à moteur (scooters, motos, mobylettes), exceptionnelle chez les jeunes filles (jamais plus de 5 %) est un peu plus répandue chez les garçons. Pour les deux sexes, l'utilisation du deux-roues motorisé est clairement plus fréquente pour les jeunes des zones sans ZUS, près de trois fois plus importante pour les garçons de 14 à 17 ans. Il est intéressant de remarquer qu'au sein des communes sans ZUS, l'utilisation est maximale pour les garçons de 14 à 17 ans (14 % contre 10 % chez les 18-24 ans) alors qu'au sein des zones avec ZUS, les garçons plus âgés utilisent le deux-roues à moteur autant que les 14-17 ans, même si à cet âge les utilisateurs du deux roues motorisé demeurent deux fois plus nombreux dans les zones sans ZUS (10 % contre 5 %).

Deux-roues motorisé :
garçons sans ZUS › garçons ZUS › filles sans ZUS › filles ZUS

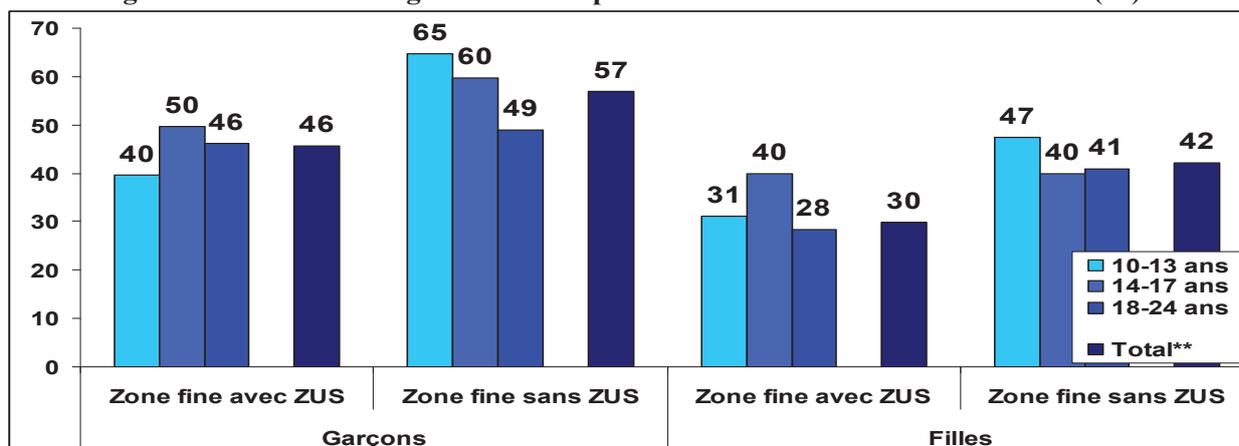
Figure 22 : Utilisation quotidienne ou quasi quotidienne des transports en commun et zones d'habitation (%)



Dans chaque type de commune, les filles utilisent plus les TC. L'utilisation des TC est toujours plus fréquente pour les jeunes des communes avec ZUS, par tranche d'âge et pour l'ensemble des 10-24 ans. À partir de l'âge de 14 ans le taux d'utilisateurs quotidiens ou quasi quotidiens fait plus que doubler dans les zones avec ZUS. Pour les garçons, les différences d'usage ne sont pas significatives entre les 14-17 et les 18-24 ans. Pour les filles, les évolutions sont inversées selon l'âge : les filles de 14-17 ans sont plus nombreuses à utiliser les TC que celles de 18-24 ans dans les zones avec ZUS, tandis, qu'au sein des zones sans ZUS, le taux d'utilisatrices très régulières augmente.

Transports en Communs :
filles ZUS › garçons ZUS, filles sans ZUS › garçons sans ZUS

Figure 23 : Utilisation régulière ou exceptionnelle du vélo et zones d'habitation (%)

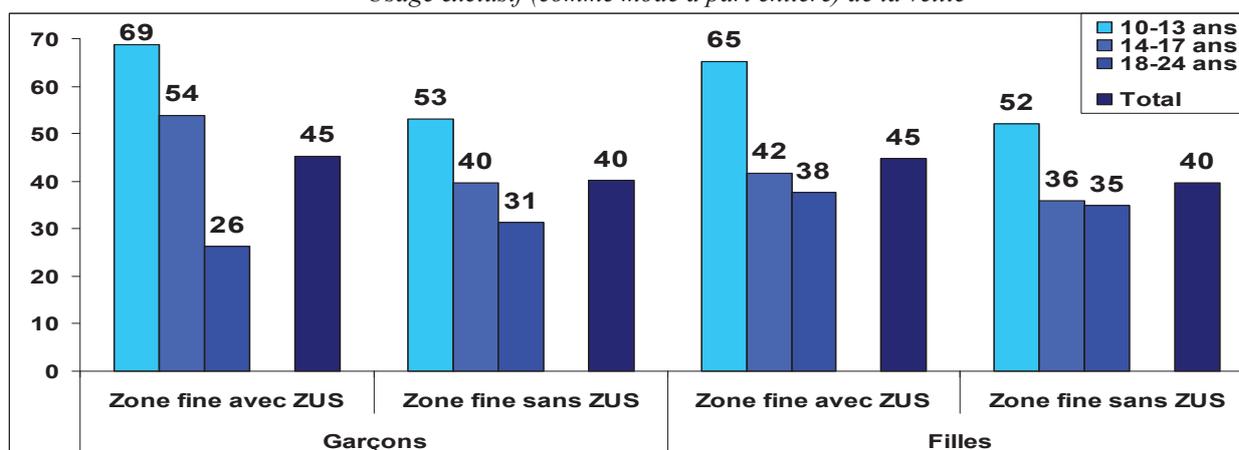


Garçons ou filles, les jeunes des zones avec ZUS utilisent moins souvent le vélo et ce constat est vrai pour la plupart des classes d'âge. Par ailleurs, quelle que soit la zone d'habitation, les garçons utilisent plus souvent le vélo que les filles. Garçons ou filles, le pic d'utilisation est plus tardif dans les zones avec ZUS (14-17 ans) que dans les zones sans ZUS, (10-13 ans). En effet dès 14 ans, dans les zones sans ZUS, le taux d'utilisateurs de la bicyclette situé chez les plus jeunes garçons à des niveaux élevés a déjà commencé à décroître régulièrement et fortement chez les garçons, de façon plus limitée chez les filles.

Vélo :
garçons sans ZUS > garçons ZUS > filles sans ZUS > filles ZUS

Figure 24 : Marche un jour de semaine et zones d'habitation (hors vacances scolaires) (%)

Usage exclusif (comme mode à part entière) de la veille



Excepté pour les garçons de 18-24 ans, le recours à la marche à pied est toujours plus fréquent au sein des zones avec ZUS. Les plus fortes différences s'observent pour les 10-17 ans. Cependant quels que soient le sexe ou la zone d'habitation, c'est chez les 10-13 ans qu'on

observe un pic « d'usage », la baisse du taux d'utilisateurs quotidiens avec l'âge étant ensuite assez nette.

La pratique de la marche se caractérise par une baisse notable lorsque l'âge augmente, si bien qu'un tiers des 18-24 ans déclare marcher un jour de semaine contre plus de la moitié des 10-13 ans.

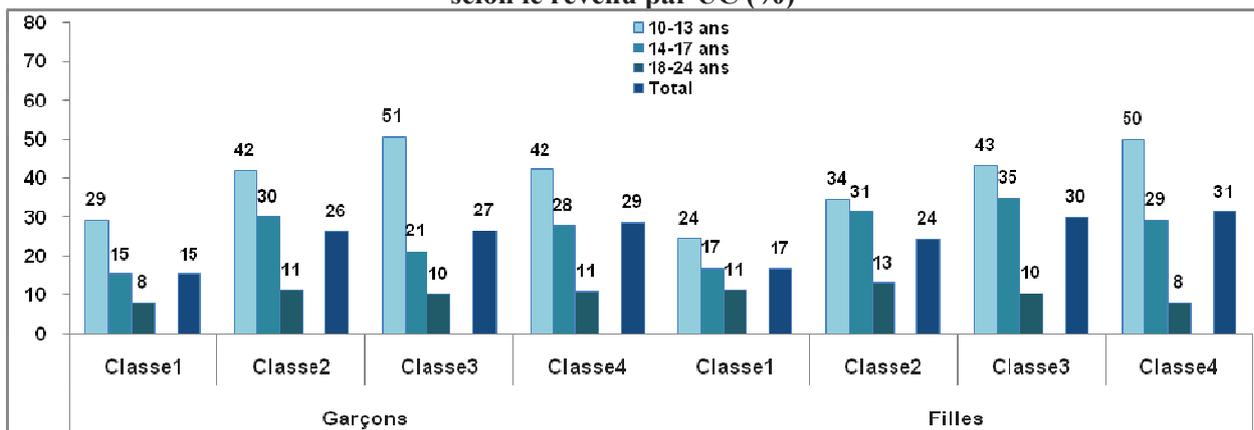
**Marche la veille :
zones fines avec ZUS › Zones fines sans ZUS**

Pour conclure sur ces graphiques, nous observons des différences d'utilisation des modes entre les types de zones d'habitation, entre sexes et entre les tranches d'âges : l'utilisation du 2RM, du vélo est plus fréquente chez les garçons alors qu'on observe le contraire concernant l'utilisation des transports en communs. Les plus fortes différences d'utilisation des modes entre les jeunes des zones avec ZUS et ceux des communes sans ZUS concernent la voiture en tant que passager (déficit), le 2RM (déficit) et les transports en commun TC (excès).

Les différences entre type de zones sont prédominantes pour la marche, l'usage de la voiture (passager et conducteur) et celui des TC, tandis que l'influence du sexe l'emporte pour le 2RM et le vélo.

7.5.2. Effet du revenu familial par UC sur l'utilisation des modes

Figure 25 : Utilisation quotidienne ou quasi quotidienne de la voiture comme passager selon le revenu par UC (%)

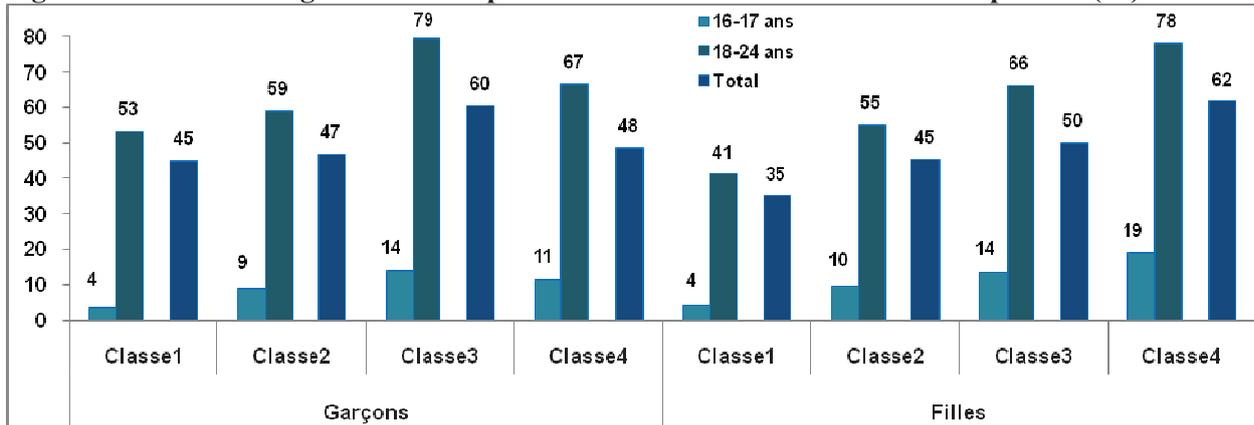


L'usage quotidien ou quasi quotidien de la voiture en tant que passager est, de façon générale, près de deux fois plus répandu pour les jeunes de ménages à revenu élevé (4^{ème} quartile) que pour ceux ou celles qui font partie de foyers à bas revenu (1^{er} quartile). Entre les

deux classes de revenu extrêmes, les variations sont dans l'ensemble plutôt régulières avant 18 ans (après cet âge, aucun effet du revenu n'est observé), notamment entre 10 et 13 ans.

Passager de voiture :
revenu 4 > revenu 3 > revenu 2 > revenu 1, avec quelques « accidents » dans cet ordonnancement

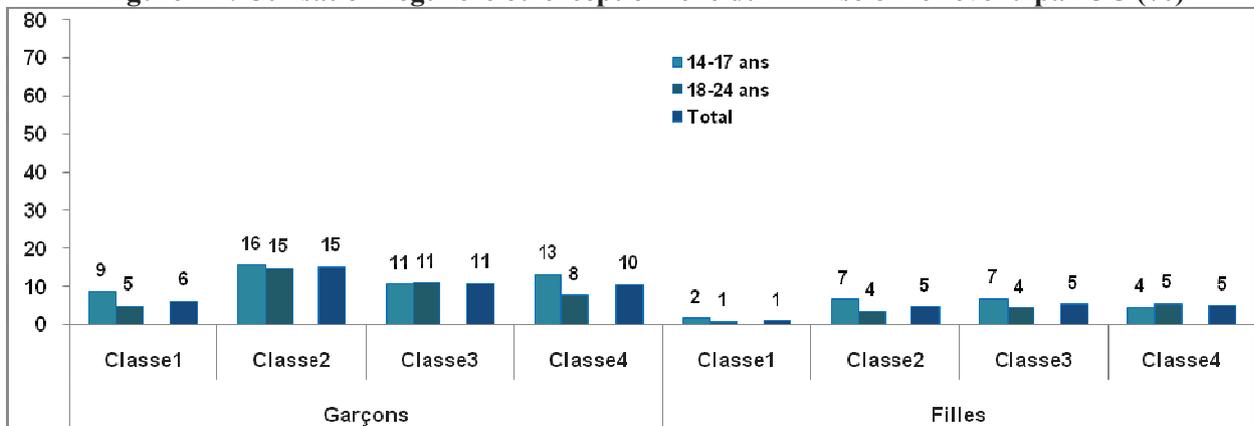
Figure 26 : Conduite régulière ou exceptionnelle d'une voiture selon le revenu par UC (%)



Dans la tranche des revenus supérieurs, les filles de 16 à 24 ans conduisent plus souvent une voiture que les garçons. C'est l'inverse pour les autres tranches d'âge. Chez les filles, un effet gradient du revenu peut être observé, au total et par tranche d'âge alors que chez les garçons les taux maximums sont atteints dans la classe 3. Pour les deux sexes comme pour les deux tranches d'âges (i.e. 16-17 et 18-24 ans), la conduite d'une voiture est plus fréquente dans les deux tranches supérieures de revenu (classes 3 et 4). Ici le revenu agit plus fortement que le sexe.

Conducteur de voiture :
filles et garçons revenu 3 et 4 > filles et garçons revenu 1 et 2

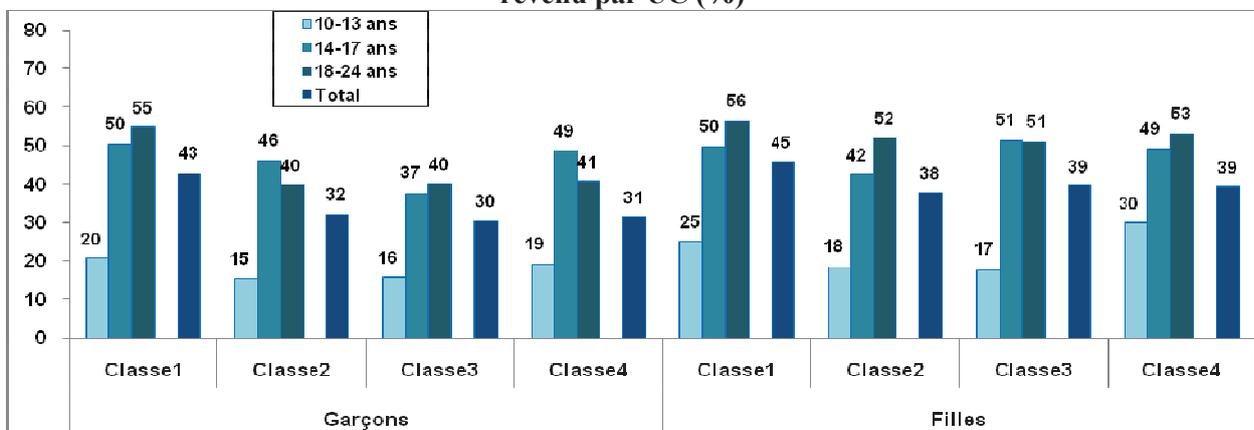
Figure 27 : Utilisation régulière ou exceptionnelle du 2RM selon le revenu par UC (%)



Quel que soit le quartile de revenu du ménage par UC, on retrouve l'usage masculin plus fréquent du deux-roues à moteur. C'est pour les jeunes de ménages de revenus bas à moyens (2ème quartile) que l'utilisation du 2RM est la plus importante. Elle est minimale pour les 25 % les plus pauvres des deux sexes qui sont significativement moins nombreux à utiliser ce mode de transport que les autres, mais le genre apparaît plus discriminant encore que le revenu du ménage

Deux-roues à moteur :
garçons, revenu 2, 3, 4 > garçons, revenu 1 > filles revenu 2, 3, 4 > filles revenu 1

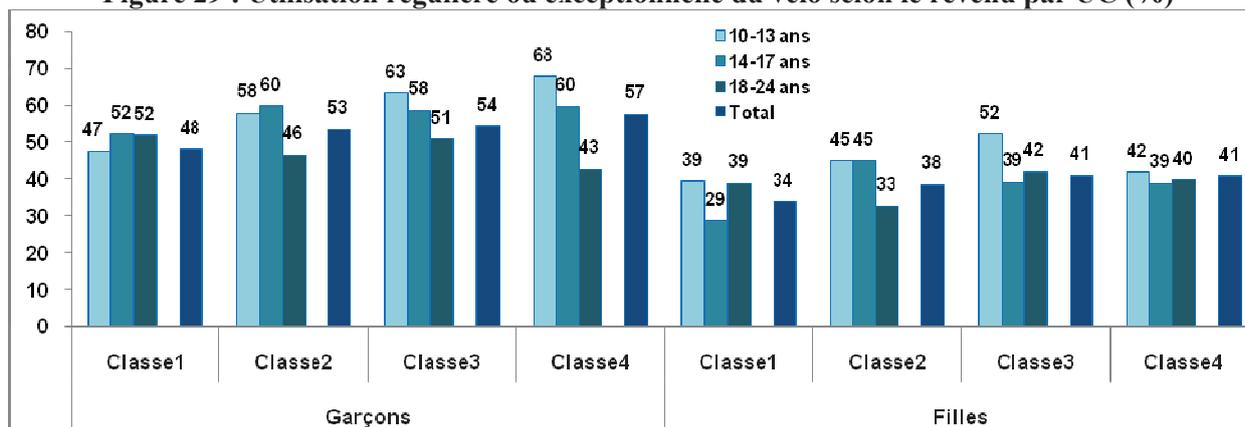
Figure 28 Utilisation quotidienne ou quasi quotidienne des transports en commun selon le revenu par UC (%)



L'utilisation des TC est la plus forte pour les garçons et les filles dont le revenu familial se situe dans la tranche la plus faible. Quelle que soit la classe de revenu, l'utilisation des TC est plus importante pour les filles que pour les garçons. Jusqu'à l'âge de 17 ans nous observons une augmentation de l'utilisation pour les garçons et jusqu'à 24 ans pour les filles. Au total, aussi bien chez les garçons que les filles l'utilisation des TC est plus fréquente pour les revenus faibles que pour les revenus élevés. Ces différences sont significatives. Ici l'effet du revenu est supérieur à celui du sexe.

Transports en communs :
filles revenu 1 > garçons revenu 1 > filles autres revenus > garçons autres revenus

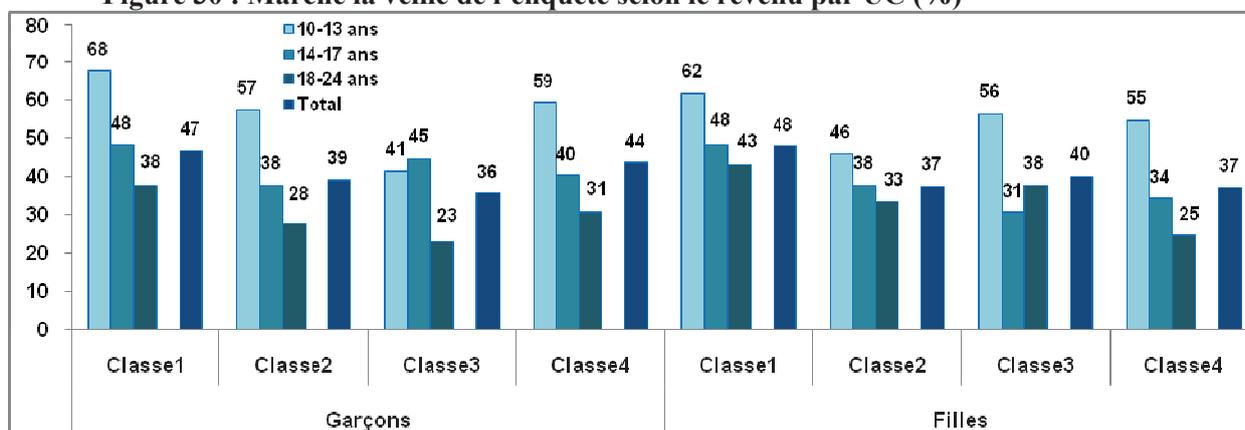
Figure 29 : Utilisation régulière ou exceptionnelle du vélo selon le revenu par UC (%)



Les garçons de moins de 18 ans des ménages les moins aisés utilisent moins souvent le vélo que leurs semblables de revenu plus élevé (classes 2 à 4). Après 18 ans, nous observons le contraire chez les garçons : les garçons de 18-24 ans de revenu faible (classe1) utilisent plus souvent le vélo que les jeunes de revenu élevé. Au total, même si cette inversion de l'effet du revenu à 18 ans engendre une diminution de l'effet du revenu pour les garçons tous âges confondus, on observe des différences notables entre les revenus extrêmes. Les filles dont les familles ont un revenu élevé (tous âges confondus) utilisent plus souvent le vélo.

Vélo :
garçons revenu 2 à 4 > garçons revenu 1 > filles revenu 3 et 4 > filles revenu 1 et 2

Figure 30 : Marche la veille de l'enquête selon le revenu par UC (%)



Tous âges confondus, les jeunes, filles ou garçons, qui appartiennent à la première classe de revenu sont plus nombreux à avoir effectué au moins un déplacement à pied la veille de l'enquête, sans réelle différence entre les autres classes de revenu, si ce n'est une remontée de la marche (chez les garçons seulement) qui tend à réduire les écarts entre les deux quartiles de revenu opposés. Classe d'âge par classe d'âge, on retrouve cette pratique plus répandue de la marche chez les garçons du 1er quartile, comme chez les plus favorisés, ce dernier résultat, qui

reste à expliquer et à préciser à travers l'analyse multivariée, provient peut être d'un lieu de résidence plus central pour ces derniers.

La pratique plus répandue de la marche à pied au sein du 1^{er} quartile de revenu (classe 1) est toute aussi nette chez les filles. A nouveau, lorsque l'on distingue différentes sous-classes d'âge, on observe que les jeunes des ménages les moins favorisés se caractérisent par un taux d'usagers de la marche la veille supérieur en moyenne de 16 points (10-13 ans) à 10 points (14-17, 18-24 ans).

Marche : revenus 1 > garçons revenu 4 > revenu 2 et 3 et filles revenu 4

La synthèse de ces distributions d'utilisations en fonction du revenu met en avant des premiers résultats : les plus fortes variations entre les classes extrêmes de revenus familiaux sont observées pour l'utilisation du 2RM, de la voiture en tant que conducteur et des TC. Pour certains modes le sexe est plus déterminant que le revenu familial par UC comme pour le 2RM et le vélo, tandis que pour d'autres c'est l'inverse (voiture et TC)

L'utilisation des modes varie donc en fonction de l'âge, du sexe et de variables socioéconomiques contextuelles et individuelles (zone fine avec ou sans ZUS et revenu par UC). Cependant à travers ces descriptions univariées, nous ne pouvons pas déterminer laquelle des variables socioéconomiques a le plus d'effet sur l'utilisation des modes. Une analyse multivariée s'avère alors indispensable.

7.5.3. Analyse logistique multivariée de l'utilisation générale des modes

Nous présentons ci-dessous les six régressions logistiques (une pour l'utilisation de chaque mode) en tenant compte de la pondération de la population (procédure surveylogistic)

Tableau 32 : Usage général des modes en semaine (une régression logistique pour chaque mode)

	Voiture passager OR (IC 95%)	Voiture conducteur OR (IC 95%)	2RM OR (IC 95%)	TC OR (IC 95%)	Vélo OR (IC 95%)	Marche OR (IC 95%)
Sexe						
Garçons	0,89 [0,75-1,07]	1,12 [0,88-1,41]	2,92 [2,02-4,20]	0,77 [0,65-0,91]	1,81 [1,56-2,11]	1,02 [0,87-1,19]
Fille	1	1	1	1	1	1
Age						
10-13 ans	5,50 [4,36-6,92]	-	-	0,28 [0,22-0,35]	1,46 [1,21-1,76]	3,17 [2,58-3,89]
14-17 ans*	2,57 [2,03-3,24]	0,05 [0,03-0,07]	1,19 [0,87-1,64]	1,25 [1,02-1,52]	1,25 [1,04-1,49]	1,74 [1,43-2,12]
18-24 ans	1	1	1	1	1	1
Revenu familial par UC						
Classe1	0,81 [0,61-1,09]	0,85 [0,58-1,23]	0,54 [0,31-0,96]	0,80 [0,61-1,06]	1,06 [0,83-1,34]	1,10 [0,85-1,42]
Classe 2	1,05 [0,81-1,36]	0,89 [0,62-1,27]	1,34 [0,86-2,08]	0,76 [0,59-0,99]	1,08 [0,86-1,35]	0,88 [0,69-1,11]
Classe 3	0,96 [0,76-1,23]	1,21 [0,84-1,75]	1,07 [0,67-1,70]	0,80 [0,63-1,03]	1,19 [0,97-1,48]	0,96 [0,77-1,21]
Classe 4	1	1	1	1	1	1
Ville*Zone						
Rural0ZUS	3,52 [2,59-4,77]	0,77 [0,53-1,13]	4,48 [2,53-7,91]	0,04 [0,03-0,06]	0,86 [0,68-1,08]	0,45 [0,35-0,58]
RuralZUS	2,06 [1,09-3,89]	0,45 [0,22-0,88]	2,39 [0,83-6,91]	0,07 [0,03-0,16]	0,29 [0,16-0,51]	0,92 [0,55-1,52]
Banlieu0ZUS	2,33 [1,75-3,10]	0,59 [0,42-0,82]	1,66 [0,94-2,92]	0,81 [0,65-1,00]	0,75 [0,61-0,93]	0,46 [0,37-0,57]
BanlieuZUS	1,23 [0,84-1,79]	0,36 [0,24-0,52]	0,57 [0,23-1,38]	0,82 [0,63-1,07]	0,50 [0,39-0,65]	0,64 [0,49-0,83]
CentreZUS	1,00 [0,60-1,67]	0,47 [0,31-0,73]	1,05 [0,47-2,36]	0,77 [0,56-1,06]	0,71 [0,51-0,99]	0,77 [0,57-1,06]
Centre0ZUS	1	1	1	1	1	1
Véhicules						
2	1	1	1	1	1	1
1	0,66 [0,53-0,83]	0,43 [0,32-0,58]	1,09 [0,72-1,66]	1,54 [1,26-1,89]	0,86 [0,72-1,03]	1,66 [1,37-2,00]
0	0,48 [0,30-0,82]	0,09 [0,06-0,15]	0,79 [0,33-1,89]	2,15 [1,55-2,98]	0,86 [0,63-1,17]	2,09 [1,52-2,88]

* pour les conducteurs voiture, on compare les 16-17 ans aux 18-24 ans

Il est important de préciser que le test de l'interaction entre les deux variables socioéconomiques « revenu du ménage » et « type de zone d'habitation » n'est significatif pour aucun des cinq modèles de régression. L'interaction entre zone avec ou sans ZUS et la situation géographique de la commune d'habitation (centre, périurbain ou urbain) n'est significative que pour les déplacements à pied la veille de l'enquête.

Toutes choses étant égales par ailleurs, l'utilisation des deux-roues, surtout motorisés est caractéristique du sexe masculin qui en revanche utilise moins les TC. On observe un gradient descendant avec l'âge pour le fait d'être transporté en voiture, la marche et l'usage du vélo. A contrario, l'usage augmente avec l'âge pour les déplacements en TC jusqu'à 17 ans, puis le taux chute pour les jeunes adultes. L'usage du vélo est maximal avant 14 ans. L'usage des TC est typiquement urbain ce qui est logique compte tenu des grandes différences dans le niveau de service offert, tandis que les ruraux (périurbains) se font plus transporter en voiture et utilisent plus les 2RM.

Même après prise en compte de ces trois variables déterminantes, l'aisance des ménages a un effet sur l'usage des TC (maximal chez les plus aisés, minimal pour les tranches intermédiaires), le fait de conduire un 2RM (minimale chez les moins aisés) et le fait de conduire une voiture (croissant avec le revenu). En contrôlant les autres variables, les jeunes des ménages non motorisés utilisent moins souvent la voiture et à l'inverse, plus souvent les TC et la marche.

Enfin à revenu égal, les jeunes vivant en banlieue dans une zone fine sans ZUS et ceux des communes rurales sont plus souvent passagers d'une voiture.

7.6. Mobilité d'un jour de semaine des jeunes

Ces résultats concernent les jeunes âgés de 10 à 24 ans.

Il s'agit de la mobilité recueillie dans ses différentes caractéristiques la veille du jour d'enquête, c'est-à-dire du lundi au vendredi.

A présent, sont étudiées les différenciations sociales et territoriales de mobilité des jours de semaine hors vacances scolaires. Nous traitons pour chaque trois indicateurs non indépendants entre eux qui sont : le nombre quotidien de déplacements, les kilomètres parcourus et le temps passé à se déplacer avec. Comme pour l'usage habituel, l'étude porte sur les individus vivant dans le département du Rhône. Cependant nous considérons l'ensemble de déplacements de ces jeunes y compris ceux effectués en dehors du département.

7.6.1. Usage des modes un jour de semaine

Les enquêtés ont décrit pour la veille le nombre de déplacements, les distances parcourues et temps passés pour chaque mode. Nous vérifions la cohérence des réponses avec l'usage habituel déclaré.

Usage des modes un jour de semaine versus usage habituel

L'usage quasi quotidien déclaré apparaît, à un niveau agrégé, très cohérent avec l'usage des modes obtenu par le recueil des déplacements de la veille.

Tableau 33: Nombre moyen de déplacements un jour de semaine par mode de transport mécanisé, selon la fréquence déclarée d'usage habituel de ce mode en semaine

Nombre de déplacements		Usage habituel	Tous les jours ou presque	Au moins 2 déplacements / semaine	Au moins 2 déplacements / mois	Exceptionnelle ment	Jamais	Non concerné
TC urbain 10-24 ans	N		124 391	33 991	17 907	48 932	33 816	46 131
	Moy.		1,90	0,69	0,26	0,40	0,14	0,55
	IC		[1,82-1,98]	[0,54-0,83]	[0,15-0,38]	[0,33-0,47]	[0,09-0,19]	[0,48-0,62]
Voiture conduct. 16-24 ans	N		39 703	16 493	5 386	25 349	83 495	9254
	Moy.		2,7	1,0	0,2	0,2	0,0005	0
	IC		[2,5-2,9]	[0,7-1,3]	[0,02-0,3]	[0,1-0,3]		
Voiture passager 10-24 ans	N		70 267	97 548	32 276	68 185	36 533	360
	Moy.		1,69	0,54	0,35	0,36	0	0
	IC		[1,57-1,81]	[0,47-0,61]	[0,25-0,44]	[0,29-0,43]		
2RM 14-24 ans	N		5 242	4483	2 511	3 704	206 024	2 169
	Moy.		1,6	0,2	0,05	0,1	0	0
	IC		[1,2-2,1]	[0,02-0,36]		[-0,02-0,27]		
Bicyclette 10-24 ans	N		11 055	31 310	18 108	83 696	159 518	1 481
	Moy.		1,24	0,19	0,04	0,04	0,003	0
	IC		[0,93-1,55]	[0,11-0,27]	[-0,002-0,08]	[0,02-0,06]		
Marche 10-24 ans			3885 jeunes (305 168)		1531 jeunes concernés pas la marche la veille (124 974)			
			1,12		2,72			
			[1,05-1,18]		[2,64-2,81]			

Pour la marche nous n'avons pas l'usage habituel

Etant donné les poids relatifs des différentes catégories d'usage habituel et des niveaux moyens observés pour chaque fréquence, la plus grande part des usages d'un mode de transport un jour ouvrable de semaine (la veille du jour de passage de l'enquêteur dans le ménage) est le fait des usagers qui se déclarent usagers quotidiens ou quasi quotidiens du mode en question.

Les usagers exceptionnels sont également, dans une certaine mesure, soumis aux risques routiers entraînés par ce mode et particulièrement pour le 2RM, la voiture en tant que conducteur et le vélo pour lesquels les risques au kilomètre parcouru sont les plus grands. En revanche au vu du tableau précédent, considérer que les individus déclarant ne jamais utiliser un mode de transport en semaine normale d'activité sont exempts du risque propre au mode en question, pour les jours ouvrables de semaine, apparaît comme une hypothèse légitime.

Concernant l'estimation des niveaux d'exposition des piétons, le relevé fréquentiel étant absent, seuls les niveaux de mobilité à pied de la veille (nombre de déplacements, distances, temps, alimenté pour ce dernier indicateur par les temps des déplacements terminaux à pied avant ou après un usage des transports en commun) pourront être utilisés. Le pourcentage des jeunes déclarant ne pas marcher un jour de semaine s'élève à 41%.

Pour les autres modes de déplacement, les deux façons de recueillir les pratiques modales sont cohérentes et complémentaires. On pourra ainsi, d'une part évaluer la non exposition des uns et d'autre part mesurer précisément l'exposition des usagers exceptionnels ou plus réguliers, ainsi que le risque routier rapporté à la mobilité, dès lors qu'il est possible de rapprocher sur une base comparable (même type de journée) ces indicateurs de mobilité des nombres d'accidents corporels.

Cette analyse a fait sujet d'un article est développée dans le chapitre 8

Fréquence et taux d'utilisation un jour de semaine des différents modes en fonction de l'âge et du sexe

Un tableau présente en annexe ces résultats détaillés (Annexe 4).

Pour les déplacements de la veille, les TC constituent le mode le plus utilisé par les adolescents de 14-17 ans alors que la marche et la voiture en tant que passager sont les modes principaux pour les enfants de 10-13 ans. Le vélo et les 2RM sont peu utilisés pour les déplacements de semaine quelle que soit la tranche d'âge.

Les garçons se déplacent plus que les filles à vélo, à 2RM et à pied jusqu'à l'âge de 17 ans, en revanche les filles utilisent d'avantage les TC et la voiture (passagères). Entre 16 et 17 ans, elles déclarent également utiliser plus souvent la voiture comme conductrice. Rappelons qu'à cet âge il s'agit d'une conduite accompagnée. A l'inverse parmi les 18-24 ans ce sont les garçons qui conduisent plus souvent une voiture.

Nous observons une augmentation avec l'âge des déplacements en TC pour les deux sexes. Ces augmentations se font au détriment des déplacements en voiture (passager) qui diminuent avec l'âge pour les deux sexes.

La proportion de jeunes qui déclarent s'être déplacés la veille est assez similaire entre les garçons et les filles, supérieur à 90% pour chaque tranche d'âge et pour les deux sexes.

Usage des modes par zone fine avec ou sans ZUS

Tableau 34: Fréquence et taux d'utilisation un jour de semaine, des différents modes par sexe et par type de zone fine d'habitation (avec ou sans ZUS)

	âge	Garçons			Filles		
		Zone fine avec ZUS n et (%)	Zone fine sans ZUS n et %	p	Zone fine avec ZUS n et %	Zone fine sans ZUS n et %	p
Marche	10-13	5056 (68,7)	19 261 (53,0)	0,009	4 558 (65,2)	15 809 (52,1)	0,042
	14-17	5 108 (53,8)	15 114 (39,7)	0,009	3 781 (41,6)	11 365 (35,9)	ns
	18-24	3 564 (26,3)	15 702 (31,4)	ns	6 144 (37,7)	19 512 (34,9)	ns
Vélo	10-13	59 (0,8)	2 680 (7,4)	0,006	68 (1,0)	684 (2,3)	ns
	14-17	375 (3,9)	1 544 (4,1)	ns	0	612 (1,9)	-
	18-24	543 (4,0)	2640 (5,3)	ns	115 (0,7)	589 (1,1)	ns
2RM	14-17	0	1935 (5,1)	-	0	178 (0,6)	-
	18-24	157 (1,1)	1 368 (2,7)	ns	0	225 (0,4)	-
Voiture passager	10-13	1 698 (23,1)	18 626 (51,2)	<0,0001	2 098 (30,0)	15 353 (50,6)	0,001
	14-17	2 070 (21,8)	11 914 (31,3)	ns	1 811 (19,4)	12 488 (39,4)	0,0004
	18-24	1 852 (13,6)	7 500 (15,0)	ns	3 281 (20,1)	10 033 (17,9)	ns
Voiture conducteur	16-17	0	386 (2,3)	-	0	800 (4,5)	-
	18-24	3 565 (26,3)	17 048 (34,1)	ns	2 490 (15,3)	15 640 (28,0)	0,0007
Transport en commun	10-13	1 487 (20,2)	10 413 (28,6)	ns	1 615 (23,1)	9 921 (32,7)	ns
	14-17	5 176 (54,5)	31 334 (56,0)	ns	5 621 (61,9)	19 136 (60,4)	ns
	18-24	5 869 (43,2)	20 430 (40,9)	ns	7 891 (48,4)	29 209 (52,3)	ns
Ensemble des catégories	10-13	7 034 (95,6)	34 685 (95,4)	ns	6 363 (91,1)	28 844 (95,0)	ns
	14-17	9 413 (99,1)	35 383 (92,9)	0,003	8 619 (94,9)	29 491 (93,0)	ns
	18-24	11 787 (86,9)	45 417 (90,8)	ns	13 241 (81,2)	52 129 (93,2)	<0,0001

Le test du Chi² (« surveyfreq » tient compte de la pondération inégale) ne peut être calculé

Ns : test non significatif

Les déplacements impliquant un mode motorisé comme le 2RM ou la voiture sont moins fréquents chez les jeunes vivant dans une zone défavorisées (avec ZUS). Ces différences ne sont statistiquement significatives que pour les passagers d'une voiture garçons de 10-13 ans, et filles de 10-17 ans ainsi que pour les filles conductrices de 18-24 ans. Concernant la marche nous observons le contraire : les jeunes des zones fines avec ZUS se déplacent plus souvent à pied (plus nombreux à avoir marché) que ceux des autres zones fines. Cette différence est statistiquement significative pour les garçons de 10-17 ans et les filles de 10-13 ans.

Tous modes confondus, les garçons de 14 à 17 ans des zones fines avec ZUS sont plus nombreux à se déplacer. C'est le contraire pour les filles de 18-24 ans.

A présent nous étudions les différences socioéconomiques individuelles (de revenu familial par UC) des taux d'utilisation des différents modes. Sont-elles similaires aux différences socioéconomiques contextuelles ?

Fréquence par revenu

Tableau 35: Fréquence et taux d'utilisation un jour de semaine, des différents modes par sexe et par revenu familial par UC

		Garçons					Filles						
		Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	p	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	p		
Marche	10-13	5 221 (67,7)	5 916 (57,5)	4 756 (41,4)	8 424 (59,3)	0,002	4 781 (61,8)	3 941 (45,9)	4 952 (56,4)	6 694 (54,7)	ns		
	14-17	4 653 (48,2)	4 295 (37,8)	5 675 (44,8)	5 599 (40,3)		ns	4 377 (48,2)	3 680 (37,8)	3 510 (30,5)		3 578 (34,2)	ns
	18-24	7 397 (37,7)	4 314 (27,6)	3 379 (23,0)	4 177 (30,6)		0,04	9 650 (43,1)	6 525 (33,4)	5 851 (37,8)		3 631 (24,5)	0,008
Vélo	10-13	85 (1,1)	194 (1,9)	651 (5,7)	1 808 (12,7)	<0,0001	8 (0,9)	0	236 (2,7)	448 (3,7)	-		
	14-17	329 (3,4)	570 (5,0)	447 (3,5)	574 (4,1)		ns	0	124 (1,3)	142 (1,2)	347 (3,3)	-	
	18-24	1 365 (7,0)	890 (5,7)	553 (3,8)	376 (2,7)		ns	163 (0,7)	180 (0,9)	99 (0,6)	262 (1,8)	ns	
2RM	14-17	185 (1,9)	730 (6,4)	322 (2,5)	697 (5,0)	ns	60 (0,7)	19 (0,2)	99 (0,9)	0	-		
	18-24	204 (1,0)	537 (3,4)	435 (3,0)	349 (2,5)	ns	0	137 (0,7)	88 (0,6)	0	-		
Voiture passager	10-13	2 739 (35,5)	4 498 (43,7)	6 332 (55,1)	6 756 (47,5)	ns	2 470 (31,9)	3 161 (36,8)	4 841 (55,1)	6 980 (57,0)	0,0006		
	14-17	2 043 (21,2)	3 816 (33,6)	3 913 (30,9)	4 213 (30,3)	ns	2 454 (27,0)	3 004 (30,9)	4 442 (38,6)	4 399 (42,1)	ns		
	18-24	2 803 (14,3)	2 191 (14,0)	2 149 (14,6)	2 208 (16,2)	ns	3 767 (16,8)	4 149 (21,2)	3 099 (20,0)	2 299 (15,5)	ns		
Voiture conducteur	16-17	0	71 (1,4)	152 (2,6)	162 (2,4)	-	139 (3,2)	47 (0,9)	185 (2,7)	429 (7,6)	ns		
	18-24	3 816 (19,5)	4 947 (31,7)	6 648 (45,2)	5 202 (38,1)	<0,0001	2 481 (11,1)	5 445 (27,9)	4 519 (29,2)	5 685 (38,4)	<0,0001		
Transport en commun	10-13	2 354 (30,5)	2 614 (25,4)	2 876 (25,0)	4 056 (28,5)	ns	2 042 (26,4)	3 191 (37,2)	2 157 (24,6)	4 146 (33,9)	ns		
	14-17	5 328 (55,2)	6 906 (60,8)	6 240 (49,2)	8 037 (57,8)	ns	4 725 (52,0)	5 501 (56,5)	7 309 (63,5)	7 222 (69,1)	ns		
	18-24	9 012 (46,0)	6 079 (38,9)	5 600 (38,1)	5 607 (41,0)	ns	12 737 (56,8)	8 578 (43,9)	8 187 (52,9)	7 598 (51,3)	ns		
Ensemble des catégories	10-13	7 366 (95,6)	9 616 (93,4)	10 592 (92,2)	14 145 (99,5)	0,02	6 690 (86,5)	8 181 (95,4)	8 441 (96,2)	11 895 (97,2)	0,01		
	14-17	9 207 (95,5)	10 494 (92,4)	11 891 (93,8)	13 202 (94,9)	ns	8 538 (94,0)	8 854 (90,98)	10 577 (91,9)	10 141 (97,0)	ns		
	18-24	17 691 (90,3)	13 737 (88,0)	13 392 (91,1)	12 384 (90,6)	ns	19 682 (87,8)	17 020 (87,1)	14 992 (96,9)	13 676 (92,4)	0,003		

Les différences socioéconomiques individuelles vont bien dans le même sens que les différences contextuelles : les modes motorisés tels que la voiture et le 2RM sont moins utilisés par les jeunes défavorisés. Les différences entre les revenus extrêmes sont bien présentes, sans que l'on observe systématiquement un effet gradient sur les quatre classes de revenu. Les garçons issus des ménages les plus pauvres ont utilisé plus de deux fois moins le 2RM que ceux issus des ménages les plus riches et pourtant le test ne montre pas de différence significative. Par contre l'usage de la voiture est significativement moindre pour les garçons passagers de 10-17 ans et les filles de 10-13 ans tout comme pour les conducteurs des deux sexes de 18-24 ans.

Concernant les déplacements à pieds nous observons chez les garçons de 10-13 ans et 18-24 ans, une diminution régulière sur les trois premières catégories de revenu. Une légère augmentation du taux d'usage s'observe pour les revenus les plus élevés, sans qu'il dépasse l'usage des revenus les plus faibles. Chez les filles, bien que l'usage de la marche à pied soit toujours maximal pour les revenus les plus faibles, c'est seulement pour les 18-24 ans qu'on observe un lien significatif avec le revenu par UC en quartile.

Le taux d'usage du vélo augmente régulièrement avec le revenu pour les garçons de 10 à 13 ans. Les différences pour les autres tranches d'âges et pour les filles ne sont pas significatives.

Il n'y a pas de différence significative de revenu concernant l'usage des transports en communs.

Tous modes confondus, les revenus élevés réalisent plus de déplacements que les revenus les plus faibles pour les 10-13 ans et les filles de 18-24 ans.

7.6.2. Quantité de déplacements par mode pour les jeunes concernés, un jour de semaine

Les moyennes du nombre de déplacements, des distances et du temps de parcours sont données avec des intervalles de confiance à 95% permettant ainsi une comparaison entre zones, classes de revenu et sexes.

Cependant il est possible que deux intervalles de moyennes non disjoints représentent des moyennes significativement différentes et à l'inverse la différence entre deux paramètres peut ne pas être significative alors que leurs intervalles de confiance sont disjoints. (Schwartz 2008).

Quand dans une case il y a moins de 5 individus dans l'échantillon brut (sans pondération), nous donnons seulement la moyenne sans l'intervalle de confiance.

Nombre de déplacements chez les usagers de chaque mode

Tableau 36 Nombre moyen de déplacements par catégorie d’usager, par sexe et par type de zone d’habitation (avec ou sans ZUS) pour les jeunes concernés par mode

		Garçons		Filles	
		Zone fine avec ZUS	Zone fine sans ZUS	Zone fine avec ZUS	Zone fine sans ZUS
Marche (1 531)	10-13	3,13 [2,79-3,47]	2,64 [2,44-2,85]	3,15 [2,69-3,61]	2,64 [2,40-2,88]
	14-17	2,81 [2,45-3,18]	3,11 [2,81-3,40]	3,23 [2,84-3,62]	2,66 [2,43-2,89]
	18-24	2,93 [2,23-3,62]	2,31 [2,12-2,51]	2,76 [2,35-3,17]	2,57 [2,35-2,79]
Vélo (119)	10-13	2,0	2,60 [2,05-3,14]	1	1,92 [1,40-2,44]
	14-17	2,26	2,70 [2,08-3,33]	0	2,15 [1,45-2,84]
	18-24	2,05 [1,02-3,08]	2,55 [2,02-3,07]	1	2,13 [0,54-3,71]
2RM (50 jeunes 14-24)	14-17	0	2,41 [1,86-2,96]	0	2,67
	18-24	2	3,03 [2,31-3,74]	0	2,17 [0,28-4,06]
Voiture passager (1178)	10-13	2,61 [1,85-3,36]	2,56 [2,39- 2,74]	2,36 [1,96-2,76]	2,83 [2,56-3,10]
	14-17	1,99 [1,54-2,43]	1,98 [1,80-2,16]	1,53 [1,14-1,92]	2,36 [2,14-2,58]
	18-24	2,00 [1,48- 2,53]	2,11 [1,86- 2,36]	2,07 [1,64-2,49]	2,04 [1,82-2,26]
Voiture conducteur (514)	16-17	0	1,61 [0,88-2,33]	0	1,79 [1,02-2,57]
	18-24	3,45 [2,84-4,07]	3,41 [3,13- 3,69]	3,52 [2,79-4,25]	3,23 [2,96-3,50]
Transport en commun (1680)	10-13	2,20 [1,75-2,64]	2,02 [1,84-2,21]	2,55 [1,89-3,21]	1,85 [1,72-1,99]
	14-17	2,49 [2,21-2,77]	2,27 [2,13-2,41]	2,52 [2,24-2,79]	2,14 [2,01-2,27]
	18-24	2,63 [2,39-2,88]	2,29 [2,16-2,42]	2,34 [2,05-2,62]	2,41 [2,26- 2,55]
Ensemble des catégories (3575)	10-13	3,36 [3,05-3,67]	3,66 [3,48-3,83]	3,69 [3,30-4,08]	3,65 [3,44-3,85]
	14-17	3,45 [3,22- 3,68]	3,64 [3,45-3,82]	3,38 [3,10-3,66]	3,54 [3,36-3,72]
	18-24	3,72 [3,40-4,03]	3,75 [3,56-3,93]	3,86 [3,53-4,18]	3,72 [3,54-3,89]

En général, quand ils sont concernés les jeunes des zones fines avec ZUS réalisent en moyenne moins de déplacements à vélo, 2RM et voiture mais plus de déplacements à pieds.

Cependant les intervalles des moyennes sont souvent non disjoints. Parmi les jeunes concernés les différences d’usage des modes entre zones pauvres et autres zones semblent assez faibles.

Les différences ne sont pas notables et pour aucun des modes nous n’observons un effet ‘gradient’ du revenu (voir Annexe 5 Tableau 53 Nombre moyen de déplacements par catégorie d’usager (et pour l’ensemble des catégories), par sexe et par revenu familial (en quartiles) pour les jeunes concernés pour chaque type d’usager). On observe que les revenus les moins élevés réalisent en moyenne plus de déplacements à pieds et en transport en commun.

Temps moyen de déplacement chez les usagers

Tableau 37: Moyenne du temps de déplacement par catégorie d'usager, par sexe et par type de zone d'habitation (avec ou sans ZUS) pour les jeunes concernés par mode

		Garçons		Filles	
		Zone fine avec ZUS	Zone fine sans ZUS	Zone fine avec ZUS	Zone fine sans ZUS
Marche	10-13	29,64 [23,89-35,39]	26,05 [22,72-29,36]	33,94 [27,92-39,96]	26,53 [23,23-29,82]
	14-17	36,52 [31,95-41,10]	32,06 [28,96-35,16]	30,93 [25,51-36,34]	28,66 [25,87-31,46]
	18-24	32,89 [25,74-40,03]	27,72 [24,70-30,75]	35,85 [28,83-42,87]	32,75 [29,57-35,92]
Vélo	10-13	40	32,18 [21,89-42,47]	75	23,22 [1,11-45,33]
	14-17	19,51	36,28 [20,72-51,83]	0	17,23 [3,38-31,07]
	18-24	68,69 [0,76-136,62]	34,38 [26,09-42,67]	30	30,94
2RM	14-17	0	29,95 [19,36-40,55]	0	13,37
	18-24	45,35	46,01 [21,27-70,75]	0	37,408
Voiture passager	10-13	27,82 [18,72-36,92]	27,54 [23,53-31,56]	30,41 [22,00-38,82]	29,77 [25,62-33,92]
	14-17	30,72 [24,54-36,90]	23,92 [17,83-30,02]	27,10 [18,86-35,34]	37,24 [32,00-42,48]
	18-24	39,79 [30,22-49,36]	40,14 [24,56-55,73]	42,69 [29,56-55,82]	34,82 [29,20-40,44]
Voiture conducteur	16-17	0	24,71 [18,20-31,23]	0	54,04 [12,98-95,11]
	18-24	65,13 [46,94-83,32]	63,21 [56,87-69,55]	67,25 [53,88-80,62]	62,55 [54,65-70,44]
Transport en commun	10-13	56,31 [38,44-74,18]	52,18 [46,57-57,80]	61,70 [43,39-80,01]	49,33 [43,77-54,89]
	14-17	78,56 [65,46-91,66]	74,77 [69,12-80,43]	73,98 [61,52-86,43]	72,78 [67,24-78,31]
	18-24	85,70 [76,15-95,26]	85,65 [78,45-92,84]	74,75 [66,13-83,37]	81,87 [75,91-87,83]
Ensemble des catégories	10-13	44,48 [37,63-51,33]	51,09 [47,01-55,17]	54,27 [45,45-63,13]	52,85 [47,81-57,88]
	14-17	74,78 [65,61-83,95]	77,04 [72,06-82,02]	72,04 [62,84-81,23]	81,63 [76,22-87,03]
	18-24	92,18 [82,76-101,59]	87,59 [81,35-93,84]	89,59 [79,88-99,30]	88,27 [83,06-93,48]

Pour la marche, sans que les différences soient significatives, on observe que les jeunes résidents des zones fines avec ZUS consacrent plus de temps que ceux des autres zones fines. Par contre pour les autres modes nous remarquons des différences légères entre zones qui parfois changent de sens selon le groupe d'âge ou le sexe : c'est ainsi que les garçons des zones défavorisées dépensent plus de temps en transport en commun alors que les filles de 18-24 ans de ces zones en dépensent moins.

De même les garçons de 14-17 ans des zones défavorisées dépensent plus de temps comme passagers de voiture les filles en passent moins. Par contre les filles de 18-24 ans de ces zones en passent plus.

Les jeunes issus de familles les plus pauvres (revenu le plus faible) consacrent plus de temps aux déplacements à pied et en voiture passager que les revenus les plus élevés. Nous présentons en annexe le tableau détaillant ces résultats (voir Annexe 6 Tableau 54 : Moyenne du temps de déplacement en minutes par catégorie d'usager (et pour l'ensemble des catégories), par sexe et par revenu familial (en quartiles) pour les jeunes concernés pour chaque type d'usager)

Distance moyenne de déplacements

Tableau 38 : Moyenne des distances parcourues en kilomètres par catégorie d’usager, par sexe et par type de zone d’habitation (avec ou sans ZUS) pour les jeunes concernés par mode

		Garçons		Filles	
		Zone fine avec ZUS	Zone fine sans ZUS	Zone fine avec ZUS	Zone fine sans ZUS
Marche	10-13	2,28 [1,82-2,74]	2,00 [1,72-2,28]	2,47 [2,03-2,92]	2,09 [1,83-2,36]
	14-17	2,82 [2,41-3,23]	2,52 [2,20-2,84]	3,05 [2,05-4,06]	2,41 [2,13-2,68]
	18-24	3,04 [1,87-4,22]	1,81 [1,46-2,17]	2,60 [1,87-3,32]	2,40 [1,90-2,90]
Vélo	10-13	4,34	5,22 [4,37-6,06]	5,76	6,18 [2,51-9,85]
	14-17	4,10	7,43 [3,15-11,72]	0	4,84
	18-24	19,94	7,59 [5,29-9,90]	7,66	6,08
2RM	14-17	0	12,75 [8,18-17,33]	0	2,63
	18-24	22,46	23,67 [9,92-37,41]	0	17,17
Voiture passager	10-13	6,11 [3,83-8,40]	10,06 [8,56-11,57]	10,55 [5,62-15,49]	10,26 [8,55-11,98]
	14-17	8,20 [5,35-11,05]	13,84 [11,46-16,22]	9,25 [5,88-12,62]	15,89 [13,00-18,78]
	18-24	15,48 [5,20-25,77]	19,79 [15,24-24,34]	17,54 [10,07-25,01]	16,34 [13,46-19,21]
Voiture conducteur	16-17	0	8,40	0	11,61 [6,72-16,51]
	18-24	34,73 [23,58-45,88]	30,93 [27,48-34,37]	32,00 [22,02-41,99]	29,50 [26,21-32,80]
Transport en commun	10-13	9,07 [6,08-12,07]	10,41 [8,56-12,26]	9,82 [5,38-14,26]	8,73 [7,42-10,05]
	14-17	16,40 [12,29-20,51]	16,36 [14,76-17,96]	13,61 [10,82-16,40]	16,56 [14,60-18,52]
	18-24	18,39 [15,27-21,51]	19,58 [17,29-21,86]	14,13 [11,93-16,32]	18,45 [16,57-20,32]
Tous modes	10-13	5,07 [3,95-6,19]	10,11 [9,01-11,21]	7,81 [5,52-10,09]	10,04 [8,71-11,37]
	14-17	13,18 [10,29-16,06]	17,08 [15,48-18,68]	12,27 [9,88-14,66]	19,64 [17,30-21,99]
	18-24	25,59 [21,12-30,05]	26,48 [24,36-28,59]	20,54 [16,56-24,52]	24,10 [22,29-25,92]

Les jeunes des zones fines avec ZUS parcourent de plus grandes distances à pied et de moins grandes distances en voiture en tant que passagers. Pourtant les distances parcourues en tant que passager de voiture par les revenus les plus faibles sont plutôt supérieures à celle des revenus les plus forts (voir Annexe 7 Tableau 55 : Moyenne des distances parcourues en kilomètres par catégorie d’usager (et pour l’ensemble des catégories), par sexe et par revenu familial pour les jeunes concernés pour chaque type d’usager)

En conclusion, l’usage d’un jour de semaine apparaît assez cohérent avec l’usage habituel des modes. Cependant on observe des variations nettement plus importantes concernant l’usage d’un jour de semaine (la veille de l’enquête).

En conclusion, nous observons des différences notables concernant la fréquence d’usage des différents modes entre les zones fines avec et sans ZUS et entre les quartiles de revenu. En revanche, parmi les usagers, les différences socioéconomiques individuelles et contextuelles du nombre de déplacements, des temps de parcours et des distances parcourues en un jour ne sont pas très importantes.

7.7. Discussion et synthèse

L'enquête EMD fournit des renseignements précieux sur la mobilité de la population générale du Rhône. Nous avons observé des inégalités sociales qui s'ajoutent : inégalités de motorisation des ménages d'accès au permis de conduire, et d'utilisation des différents modes de transport. Ces inégalités sont à la fois individuelles et contextuelles avec parfois une interaction entre ces deux niveaux.

Ces résultats montrent la complexité des processus intervenant dans la constitution des disparités de mobilité. Nous considérons qu'un moindre usage d'un mode de transport traduit une inégalité de déplacement. Cela est vrai dans un certain nombre de cas, en particulier en lien avec les possibilités offertes ou non de déplacement en voitures et d'acquisition de cette « compétence de base » de l'âge adulte que représente le permis de conduire, en lien avec des niveaux d'équipement du ménage qui demeurent liés au revenu disponible. Cela est vrai également lorsqu'aucune offre de transport collectif n'est disponible à proximité du domicile, induisant un usage de ce mode forcément réduit ou inexistant. Mais de même qu'une faible mobilité peut être à la fois choisie ou reflet d'un mode de vie volontairement casanier, un fort usage des transports en commun peut également signifier pénibilité et fatigue, comme pour ces lycéens périurbains amenés à effectuer de longs transports quotidiens en train ou en car pour se rendre au lycée (Goyon 2010). La mobilité peut aussi signifier des frais élevés, lorsqu'elle prend la forme d'un multi-équipement quasiment obligatoire dans des lieux de vie peu denses et loin des pôles d'activité (Vanco and Verry 2009). A ces limites près, la prise en compte de l'ensemble des indicateurs de mobilité -usage des modes, temps de parcours, distances parcourues et nombre de déplacements journaliers- permet de bien cerner les différences sociales et économiques de la mobilité des jeunes.

La variable « motorisation » des ménages, d'abord variable expliquée devient variable fortement discriminante de la conduite accompagnée et de l'accès au permis de conduire. En contrôlant l'effet des autres variables les jeunes qui vivent dans un ménage sans voiture ou possédant une seule voiture se distinguent par un apprentissage moins précoce de la conduite (conduite accompagnée), une possession du permis (et accès un à la formation), moins répandues et un moindre usage de la voiture (passager et conducteur) couplé à un usage plus fréquent des transports en commun et de la marche.

Une autre inégalité sociale remarquable est celle observée entre les sexes, en effet, toutes choses égales par ailleurs, les garçons passent significativement plus le permis de conduire que les filles.

Nous ne disposons pas d'informations concernant la mobilité en week-end et pendant les vacances scolaires. Or chez les jeunes Français, les inégalités sociales affectent plus la mobilité longue distance (grandes vacances) que de proximité, plus la mobilité week-end que celle de semaine, plus les loisirs que les déplacements quotidiens. Les individus à bas revenu se caractérisent par des activités de loisirs plus proches du domicile (Paulo 2006). Les différences socioéconomiques observées seraient probablement plus importantes si l'on avait pu étudier l'ensemble des jours de l'année.

Quoi qu'il en soit ces analyses soulignent l'importance de l'effet des facteurs socioéconomiques ainsi que du genre sur les inégalités (de mobilité) accès à la conduite, motorisation et « usage des modes ». Les moins favorisés cumulent des retards à toutes les étapes, ce qui ne peut que les désavantager dans l'accès à l'emploi. Par ailleurs nous montrons le rôle enrichissant qu'ont les effets de contexte pour améliorer la recherche sur les inégalités de mobilité.

Certaines inégalités peuvent cependant permettre de diminuer un risque sanitaire : c'est le cas du moindre usage du 2RM chez les moins favorisés qui s'accompagne comme nous l'avons vu d'une moindre incidence des accidents avec ce mode. Par ailleurs la marche et l'usage du vélo en tant qu'exercices physiques réguliers s'accompagnent d'avantages sanitaires (voir discussion chapitre 10). Cet aspect n'est pas traité dans cette thèse.

Dans le cadre du projet Isomerr-Jeunes nous avons participé à la rédaction d'un rapport traitant de la mobilité de l'ensemble des jeunes de l'EMD et en distinguant leurs déplacements effectués dans l'aire de l'étude ou en dehors. Ce rapport sera disponible sur le site du Predit (Pochet et al. 2010). Nous avons également écrit un article sur les déterminants socioéconomiques individuels et contextuels de la conduite chez les 16-24 ans soumis à « Transportation Research ».

Dans le chapitre suivant, nous faisons le lien entre le Registre et l'EMD en étudiant l'effet de la pauvreté de la commune d'habitation sur les risques d'accidents corporels de la circulation en les rapportant à trois dénominateurs différents : population totale des jeunes, usagers de chaque mode, et distances parcourues pour chaque mode (ces deux dernières informations sont issues de l'EMD).

8. Accidents des jeunes en prenant en compte leur mobilité

8.1.Méthodes

On se propose de rapprocher nos deux sources de données, Registre et EMD afin de prendre en compte la mobilité (nombre d'usagers pour chaque mode et distances parcourues) dans l'étude des accidents de la circulation.

Les analyses portent sur les jeunes de 10-24 ans qui vivent dans le Rhône en distinguant trois classes d'âges : 10-13, 14-17 et 18-24 ans.

N'ayant pas les zones fines dans les adresses des victimes du Registre, nous calculons les rapports d'incidences (commune avec ZUS/commune sans ZUS) d'accidents corporels par âge et sexe et pour chaque mode en prenant successivement comme dénominateurs, les populations totales, le nombre d'usagers par mode de transport et le nombre de kilomètres parcourus un jour de semaine (la veille de l'enquête) par les usagers concernés (5.3.6.1). Au numérateur figure le nombre de victimes sur deux années 2005 et 2006, il s'agit donc d'incidences cumulées sur deux ans dont les valeurs ne sont pas montrées.

Dans ce chapitre nous utilisons l'indicateur commune avec ou sans ZUS et non de la zone fine comme c'était le cas dans le chapitre précédent, alors nous fournissons les distances parcourues avec les différents modes de transport dans chaque type de commune. Plus précisément, quand les distances parcourues avec chaque mode ne diffèrent pas entre les deux types de communes, nous calculons les distances globales, sinon, quand les distances diffèrent selon le type de commune, nous fournissons les distances moyennes dans chaque type de commune. Les moyennes sont calculées avec la procédure *surveymeans* de SAS version 9.2 pour prendre en compte la pondération inégale dans l'estimation des paramètres.

Le nombre d'usagers habituels est calculé en appliquant les taux d'usages issus de l'enquête EMD à la population des deux catégories de communes du département (voir Annexe 2). On supprime ainsi la sous représentation des jeunes des communes avec ZUS dans l'enquête EMD.

Afin que ces incidences aient un sens on ne conservera dans les calculs d'incidences que les accidents survenus hors week-end et hors vacances scolaires en 2005-2006.

8.2.Résultats

Ces résultats concernent les jeunes âgés de 10 à 24 ans.

Dans l'ensemble du département du Rhône 6 944 jeunes de 10-24 ans ont été blessés ou tués dans un accident de la circulation sur les deux années 2005 et 2006, dont 5 945 habitant le Rhône. Cette étude se focalise sur les accidents des jeunes survenus hors week-end et vacances scolaires : 2 792 victimes (47%) pour 321 jours (44%). De cet échantillon nous retirons les 247 (soit 8,8%) victimes qui ont une commune d'habitation inconnue. Au final on étudie 2 545 victimes, dont 67,6% de garçons. La répartition en trois tranches d'âges est la suivante : 11% de 10 à 13 ans, 25% de 14 à 17 ans et 64% de 18 à 24 ans.

Distances parcourues par les jeunes concernés, pour chaque mode

Chez les enfants de 10-13 ans les distances journalières parcourues sont en moyenne de 2,1km [1,9-2,3] à pied, 5,3 km [4,5-6,1] à vélo, 10,0 km [8,9-11,0] en voiture en tant que passager et 9,6 km [8,5-10,6] en TC.

Pour les 14-17 ans les distances journalières sont supérieures : ils parcourent en moyenne 2,6 km [2,4-2,8] à pied, 6,3 km [3,5-9,1] à vélo, 11,9 km [7,6-16,3] à 2RM, 16,1 km [14,9-17,3] en voiture en tant que passager, 10,6 km [6,7-14,4] au volant d'une voiture et 14,0 km [12,4-15,6] en TC.

Les enfants de 10-17 ans des communes avec ZUS parcourent de plus grandes distances à pied et à 2RM. C'est le contraire pour les autres modes (voiture, TC et vélo). Ces différences ne sont pas statistiquement significatives.

Chez les jeunes de 18-24 ans les distances journalières parcourues sont en moyenne de : 2,3 km [2,0-2,6] à pied, 9,3 km [5,4-13,2] à vélo, 22,7 km [11,8-33,6] à 2RM, 17,6 km [15,2-19,9] comme passagers de voiture et 30,8 km [28,4-33,1] comme conducteurs.

Les jeunes de 18-24 ans de communes avec ZUS parcourent aussi de plus grandes distances à pied que ceux des communes sans ZUS. Les garçons des communes avec ZUS parcourent également de plus grandes distances à vélo. En revanche, les garçons comme les filles des communes avec ZUS parcourent des distances plus faibles que ceux des communes sans ZUS en voiture et 2RM. Ces différences ne sont pas significatives.

Les filles des communes A parcourent également de moins grandes distances en TC (14,9 km [13,2-16,6] vs 22,1 km [19,2-25,0]) que les filles des communes sans ZUS. De même les garçons des communes A parcourent de plus faibles distances en TC (avec ZUS vs sans ZUS : 16,7 km [14,9-18,6] vs 23,5 km [19,6-27,4]).

Au total, les distances parcourues avec chaque mode par les garçons et les filles concernés sont assez similaires.

N(victimes)	Rapport (avec ZUS/sans ZUS) des incidences ramenées à la population			Rapport (avec ZUS/sans ZUS) des incidences ramenées au nombre d'usagers pour chaque mode			Rapport (avec ZUS/sans ZUS) des incidences ramenées au kilomètre parcourus chez les usagers concernés			
	10-13 ans 80 732	14-17 ans 84 254	18-24 ans 188 698	10-13 ans	14-17 ans	18-24 ans	10-13 ans	14-17 ans	18-24 ans	
Garçons	Voiture passager	1,75 [0,62-4,92]	1,79 [0,77-4,14]	1,13 [0,70-1,81]	3,32 [1,18-9,33]	3,46 [1,50-8,03]	1,49 [0,93-2,41]	3,18 [1,13-8,93]	3,42 [1,48-7,90]	1,79 [1,12-2,87]
	Voiture conducteur	-	1,15 [0,16-8,16]	0,96 [0,75-1,23]	-	3,44 [0,49-24,5]	0,69 [0,54-0,88]	-	-	1,53 [1,20-1,96]
	2RM	0,78 [0,13-4,67]	0,77 [0,60-0,96]	0,98 [0,81-1,18]	-	2,76 [2,33-3,82]	1,20 [1,01-1,48]	-	1,90 [1,51-2,44]	6,83 [5,89-8,56]
	Vélo	0,84 [0,54-1,31]	1,71 [1,14-2,57]	1,67 [1,14-2,45]	1,15 [0,73-1,80]	2,07 [1,38-3,11]	1,08 [0,74-1,59]	1,64 [1,05-2,57]	3,08 [2,07-4,68]	0,68 [0,46-1,00]*
	Piéton	2,81 [1,60-4,97]	4,74 [2,19-10,3]	1,14 [0,66-1,96]	1,99 [1,13-3,50]	3,25 [1,50-7,06]	0,78 [0,45-1,34]	1,32 [0,75-2,32]	2,75 [1,27-5,95]	1,02 [0,59-1,76]
TC	0	-	0	0	-	0	0	-	-	0
Filles	Voiture passager	0,95 [0,29-3,11]	0,68 [0,31-1,50]	1,62 [1,06-2,49]	2,02 [0,62-6,62]	1,14 [0,52-2,51]	1,84 [1,20-2,84]	1,82 [0,56-5,96]	1,49 [0,68-3,28]	2,69 [1,75-4,13]
	Voiture conducteur	-	-	0,87 [0,67-1,12]	-	-	0,88 [0,68-1,14]	-	-	2,24 [1,74-2,89]
	2RM	-	0,76 [0,43-1,34]	0,79 [0,53-1,17]	-	1,76 [1,00-3,19]	1,41 [0,96-2,14]	-	-	-
	Vélo	0,69 [0,25-1,90]	1,31 [0,40-4,33]	1,03 [0,57-1,85]	0,82 [0,30-2,26]	1,46 [0,45-4,79]	0,76 [0,42-1,36]	-	-	-
	Piéton	2,11 [1,07-4,15]	2,56 [1,40-4,69]	1,72 [1,01-2,94]	1,70 [0,87-3,34]	1,52 [0,83-2,80]	0,78 [0,45-1,34]	1,40 [0,71-2,75]	1,06 [0,58-1,94]	0,69 [0,40-1,18]
TC	0,57 [0,05-6,29]	1,10 [0,22-5,45]	2,47 [0,28-22,1]	0,31 [0,03-3,42]	0,84 [0,17-4,16]	1,42 [0,06-12,7]	0,86 [0,08-9,48]	1,76 [0,36-8,72]	0,84 [0,05-13,4]	

Tableau 39 Rapports d'incidences des accidents corporels survenus hors vacances scolaires 2005-2006

Registre du Rhône sauvegarde de septembre 2009

Les valeurs manquantes du tableau sont dues à des incidences nulles ou à des effectifs nuls ou insuffisants d'usagers ou de personnes-kilomètres

Pour les garçons, les rapports (avec ZUS/sans ZUS) d'incidences ramenées à la population montrent un sur-risque d'accident corporel à vélo après 14 ans et à pied avant 18 ans dans les communes avec ZUS. En revanche les accidents à 2RM chez les garçons adolescents sont moins fréquents dans les communes avec ZUS. Pour les filles il y a un sur-risque d'accident dans les communes avec ZUS à pied à tout âge et en tant que passagère de voiture après 18 ans. Les filles sont moins concernées que les garçons par les accidents à deux-roues, et la différence n'est pas significative entre communes avec ZUS et sans ZUS pour ce mode.

Les rapports d'incidences ramenées au nombre d'utilisateurs font apparaître des sur risques significatifs au sein des communes avec ZUS pour les garçons passagers de voiture de moins de 18 ans. C'est l'inverse pour les conducteurs de 18-24 ans. Le sur-risque change de type de commune pour les accidents à 2RM. Ce sur-risque est plus fréquent dans les communes avec ZUS alors que nous observions l'inverse auparavant (en population). Pour les filles le sur-risque dans les communes avec ZUS en tant que passagère de voiture chez les 18 ans et plus a augmenté, tandis que le sur-risque à pied disparaît.

Les rapports d'incidences rapportées aux kilomètres parcourus pour chaque mode montrent l'apparition d'un sur-risque au volant d'une voiture pour les jeunes de 18-24 ans des communes avec ZUS des deux sexes. Le sur-risque à 2RM des communes avec ZUS est encore plus fort qu'avec l'indicateur précédent chez les garçons les plus de 18 ans, passant de 1.68 à 6.83. En revanche ils ont moins d'accidents à vélo que les garçons du même âge des communes sans ZUS. Pour les filles de plus de 18 ans des communes avec ZUS apparaît également un sur-risque au volant, le sur-risque augmente en tant que passagère.

Ainsi la prise en compte du nombre d'utilisateurs pour chaque mode fait apparaître pour les garçons qu'il est plus dangereux d'être passager de voiture ou usager de 2RM lorsque on habite une commune avec ZUS.

La prise en compte des distances parcourues pour chaque mode augmente encore le risque pour les garçons automobilistes, usagers de 2RM et enfants cyclistes de 10-17 ans des communes avec ZUS. Chez les filles cette prise en compte augmente le risque des automobilistes de 18-24 ans des communes avec ZUS.

8.3. Discussion et synthèse

Cette étude permet pour la première fois en France de comparer l'effet d'un indicateur socioéconomique contextuel (type de commune d'habitation défavorisée avec ZUS, ou sans ZUS) sur la mobilité et les incidences d'accidents ramenées à la population, aux usagers de chaque mode et aux kilomètres parcourus. L'usage habituel des modes en semaine et hors

vacances scolaires décrit notamment les déplacements scolaires ou liés à une profession. Cette information est complétée par les kilomètres parcourus avec chaque mode, la veille de l'enquête. L'usage des modes est bien différent entre les deux types de communes. Les jeunes des communes avec ZUS utilisent moins souvent le 2RM et la voiture (passager et conducteur) que ceux des communes sans ZUS. Ce résultat va dans le même sens que ceux de l'étude américaine de (Van Vliet 1983) qui trouve que les enfants et adolescents issus de familles à revenu élevé sont plus souvent accompagnés en voiture. Une autre étude qui se consacre uniquement aux déplacements domicile-école d'élèves américains montre qu'il n'y a pas de différences sociodémographiques entre l'utilisation de marche/vélo vs la voiture (McMillan et al. 2006).

L'usage d'un mode de transport pour réaliser les déplacements quotidiens dépend évidemment d'un nombre important de facteurs qui dépassent le niveau socioéconomique de la commune de résidence et l'accès plus ou moins aisé à la voiture. Le statut du jeune par rapport à l'activité (scolaire / actif / au chômage), et pour les scolaires en particulier, le type d'établissement scolaire fréquenté (collège, lycée, enseignement supérieur...), la densité et la centralité du lieu de résidence (Pochet et al. 2010) . Les caractéristiques physiques de l'environnement ou encore l'expérience de l'insécurité routière acquise par les parents sont des facteurs qui influencent l'usage des modes de transport (Hjorthol and Fyhri 2009).

Les usagers d'un 2RM des communes défavorisées (avec ZUS) se caractérisent par un sur-risque d'accident, que ce soit rapporté au nombre d'usagers ou au kilomètre parcouru, qui était masqué par le moindre usage du 2RM induisant un moindre risque (ramené à la population et non à l'usage). Ce résultat montre tout l'intérêt de rapprocher données d'accidents et données de pratiques de mobilité pour nuancer ou préciser ou mieux expliquer certains résultats apparents. De même pour les passagers de voiture la prise en compte de l'exposition (taux d'usage et distances parcourues) fait apparaître un sur-risque significatif par kilomètre parcouru chez les garçons et une augmentation du sur-risque chez les filles, alors que l'usage de la voiture est moins important dans les communes avec ZUS. Pour les conducteurs de voitures il apparaît un résultat paradoxal, sous-risque rapporté au nombre d'usagers et sur-risque rapporté aux distances parcourues, en partie explicable par les moindres distances parcourues dans les communes avec ZUS.

Pour expliquer le sur-risque au kilomètre parcouru dans les communes avec ZUS, on peut émettre l'hypothèse de comportements à risque plus fréquents dans les milieux défavorisés généralement moins instruits et moins sensibles aux démarches de prévention. Ces comportements peuvent être l'absence de casque ou de ceinture de sécurité. La vétusté des véhicules pourrait également agir.

Une autre hypothèse souvent évoquée est celle d'un environnement physique moins favorable à la sécurité des déplacements, particulièrement pour les piétons. La vitesse du trafic semble cependant constituer le principal facteur d'explication et non pas la géométrie des voiries ou des carrefours. Morency montre que la suppression des points noirs à Montréal n'est pas très efficace, car ils ne concernent qu'une faible part des accidents de piétons qui sont très dispersés géographiquement. (Morency and Cloutier 2006; Morency 2010)

Ne disposant pas d'information concernant la mobilité des jeunes en week-end et pendant les vacances scolaires, la présente étude n'a pas pu étudier les périodes de vacances, et cible les victimes d'accidents survenus du lundi à vendredi et hors vacances scolaires. Or chez les Français, les inégalités sociales affectent plus la mobilité longue distance (grandes vacances) que la mobilité de proximité, la mobilité de week-end plus que la mobilité de semaine, la mobilité liée aux loisirs plus que la mobilité domicile-école. C'est dans une moindre mesure que le degré de choix et les contraintes de lieu d'étude des enfants, variables selon les milieux sociaux, influencent également les niveaux de mobilité et les modes de transport utilisés en semaine (Paulo 2006). La différence entre communes avec ZUS et sans ZUS serait probablement plus importante si on avait pu étudier l'ensemble des jours de l'année. Il serait donc intéressant de mener une telle étude sur les week-ends et les vacances scolaires.

Le Registre du Rhône ne recense que les accidents survenus dans le département. Il est possible que les habitants des communes plus favorisées (sans ZUS), qui d'une part habitent moins systématiquement dans l'agglomération lyonnaise, d'autre part parcourent de plus grandes distances, soient plus souvent accidentés en dehors du département, ce qui pourrait entraîner une surestimation du rapport de risques avec ZUS/sans ZUS (entre communes défavorisées et autres communes). On sait cependant que la plupart des accidents ont lieu près du domicile. Dans le Registre en 2005-2006 85,6 % des victimes de 10-24 ans accidentées dans le Rhône sont des habitants du Rhône.

Notre indicateur « commune avec ZUS » semble pertinent, la présence d'une ZUS étant fortement associée au niveau socioéconomique de la commune comme nous l'avons montré. Cet indicateur existe pour tout le territoire français.

La coexistence du Registre et de l'enquête ménage-déplacement a permis de rapprocher des données d'exposition et d'accidents survenus pendant la même période et sur le même territoire, ce qui a permis de mettre en évidence la plus grande dangerosité des déplacements en voiture et à deux-roues pour les jeunes habitant des communes défavorisées.

Ce chapitre a fait l'objet d'un article (Annexe 10) accepté dans journal *Accident Analysis and Prevention*.

9. Accidents des jeunes de 14 à 18 ans en fonction de leurs caractéristiques socioéconomiques, de leur mobilité et de leurs comportements

Dans les chapitres précédents de la thèse nous avons montré l'existence de différences socioéconomiques concernant l'incidence des traumatismes routiers, et la mobilité des jeunes de moins de 25 ans en nous basant sur des données existantes (Registre, EMD). Nous abordons ici l'analyse d'une enquête cas-témoins qui a été réalisée auprès des victimes du Registre et de témoins de population : enquête 'Isomerr-jeunes'.

Il nous apparaît important de présenter brièvement en Annexe 12 quelques réflexions, travaux et difficultés rencontrées pour la réalisation d'une première enquête prévue, transversale, auto-administrée auprès d'un échantillon important d'adolescents dans les établissements scolaires du Rhône. Nous n'avons pas obtenu l'autorisation du rectorat de Lyon. Cependant la réalisation de l'enquête-pilote réalisée dans 4 lycées volontaires a permis de réfléchir à différentes options de recueil, aux thèmes à cibler dans le questionnaire final, à la façon de les aborder et a ainsi fourni de nombreux apports au projet Isomerr-Jeunes. Suite au refus du rectorat nous avons entrepris les démarches nécessaires pour réaliser l'enquête auprès des jeunes administrés participant à la journée d'appel pour la préparation de la défense (JAPD). Le protocole et le questionnaire ont été adaptés à cette nouvelle population. Malencontreusement, une fois de plus, notre demande a reçu une réponse négative.

9.1.Objectifs

L'objectif principal de cette enquête de type cas-témoins est d'étudier les facteurs sociaux, économiques, territoriaux de mobilité et d'accidents corporels de la circulation parmi les jeunes de 14-18 ans dans le département du Rhône.

Les différences socioéconomiques (individuelles et contextuelles), de mobilité d'accidents corporels sont-elles observables avec l'enquête cas-témoins ? En particulier, est-ce qu'en contrôlant, l'effet des variables d'exposition (usage et fréquence d'usage des différents modes de transport) et/ou de comportement à risque routier et de santé des jeunes, les différences sociales d'accidents corporels subsistent-elles ?

Deuxièmement, à travers l'analyse des témoins de cette enquête, nous souhaitons améliorer la connaissance des jeunes de 14-18 ans en ce qui concerne leur style de vie personnel, leurs pratiques de mobilité, leur sensibilisation au risque routier.

9.2.Méthode

Il s'agit d'une enquête de type cas-témoins réalisée par téléphone par un institut de sondage (Ipsos).

Les victimes de l'enquête Isomerr-Jeunes sont identifiées à partir du Registre du Rhône. Elles ont bénéficié d'un bilan médical ou reçu des soins dans un établissement hospitalier public ou privé du département ou limitrophe, pour un accident survenu dans le Rhône et ayant impliqué au moins un moyen de locomotion en mouvement. Le repérage des victimes a été réalisé prospectivement au cours de l'année complète 2008 et début 2009. Pour se situer le plus près possible de l'accident les victimes étaient contactées au fur et à mesure que l'information sur leur accident étaient recueillies par les services hospitaliers. Leurs coordonnées téléphoniques et d'adresse étaient recueillies par les membres du Registre à l'aide d'un courrier de contact que les jeunes nous ont retourné avec leur autorisation écrite (et celle des parents) et leurs coordonnées téléphoniques. Les coordonnées téléphoniques étaient ensuite transmises à l'institut de sondage.

Les Témoins sont des jeunes non accidentés dans l'année. Des quotas d'âges et de sexe sont fixés pour la sélection des témoins. Nous souhaitons que l'échantillon des témoins soit similaire en âge et présente la même proportion de garçons que l'échantillon des victimes. Ces témoins sont choisis de façon aléatoire par un institut de sondage par un système de génération automatique de numéro téléphonique.

Il est donc important d'accéder aux bases téléphoniques des familles qui n'apparaissent pas dans les listes téléphoniques « classiques » (liste blanches). C'est par exemple le cas pour les listes rouges, ou le « dégroupage total » avec des numéros commençant pas 07 ou 09 et sans numéro « classique » correspondant (numéros France Télécom commençant par 04).

Ces points étaient détaillés dans le déroulement de la méthode de l'institut de sondage Ipsos. Rappelons que nous avons publié un appel d'offres. Il y a eu plus de 10 instituts de sondage qui ont répondu à notre appel. Après avoir décortiqué les méthodes de recrutement des témoins de chaque institut ainsi que leur expérience dans la réalisation d'enquêtes de santé publique notre choix s'est orienté vers l'institut Ipsos.

Questionnaire téléphonique

Le questionnaire repose sur le travail d'un groupe de 5 chercheurs de l'Inrets-Umrestte et du Let-Entpe ayant une expérience dans la réalisation d'enquêtes. Il a été établi lors de réunions scientifiques où chaque question a fait l'objet de discussions et a bénéficié des apports de l'enquête pilote décrite ci dessus.

Avant la mise en forme finale, nous avons également testé une administration par téléphone du questionnaire auprès de membres de l'unité ainsi que des enfants de 14 à 17 ans du personnel.

Ce questionnaire comporte plusieurs volets : volet social et économique, volet comportement et opinions, volet mobilité et volet accidents de la circulation et autres types d'accidents. Une attention particulière est portée aux caractéristiques socio-économiques et matérielles des adolescents et de leur famille.

Les caractéristiques contextuelles des zones d'habitation sont les informations fournies par l'INSEE au niveau de l'IRIS (IRIS 2000). Pour se servir de ces informations contextuelles, les adresses d'habitation des jeunes sont codées, en IRIS.

À chaque individu éligible dans le ménage est donné la même probabilité de sélection tout en respectant la contrainte des quotas d'âge et de sexe.

Les jeunes témoins vivant au sein de foyers possesseurs de téléphone mobile exclusivement tout comme ceux en dégroupage total sans abonnement téléphonique « classique en 04 » ne sont pas interrogés. Le temps écoulé entre le moment de l'accident et la prise de contact téléphonique par l'enquêteur de l'institut de sondage est relativement important. En effet les victimes ont eu leur accident principalement pendant l'année scolaire 2008-2009 alors que la prise de contact avec les enquêteurs de l'institut de sondage s'est effectuée entre novembre 2009 et mars 2010.

Chaque année, c'est entre 700 à 850 sujets habitant le département qui sont enregistrés pour cette classe d'âge dans le Registre du Rhône, dont 72% de garçons. En 2008, nous observons une baisse significative du nombre de victimes de 14-17 ans habitant dans le département, 610 victimes.

Analyses statistiques

Nous commençons par comparer le lieu d'habitation i.e commune avec ou sans ZUS et situation géographique de la commune, entre les cas et l'ensemble des victimes du Registre (victimes de 14 à 18 ans accidentées entre janvier 2008 et février 2009), ainsi qu'entre les témoins et les habitants de 14 à 18 ans du département du Rhône. Nous étudions également la représentativité des témoins par rapport à la population du Rhône en termes de catégorie socioprofessionnelle. Nous remercions particulièrement Elodie Mountengou, ingénieur d'étude dans le projet Isomerr-Jeunes pour ces analyses de représentativité entre l'échantillon des témoins et la population du Rhône et entre les cas et les victimes du Registre pour les années correspondantes (2008-2009).

Ensuite sont étudiées les associations brutes entre la variable à expliquer (cas ou témoin) et l'ensemble des variables du questionnaire. De ces analyses nous montrons le croisement avec l'âge et le sexe et les variables socioéconomiques contextuelles disponibles : commune avec ou sans ZUS, IRIS avec ou sans ZUS et selon les trois catégories d'IRIS, définies avec l'échelle de pauvreté construite auparavant (chapitre 6).

Étant en présence de variables à la fois individuelles et contextuelles, nous testons la dépendance des individus au sein des communes du département du Rhône à l'aide de cinq modèles de régressions logistiques multiniveaux (tous modes, voiture, 2RM, vélo et marche à pied). Ensuite si la variance inter-

commune est significative, nous poursuivons la modélisation multiniveaux sinon c'est avec des modèles de régression logistique « classique » que nous étudions les effets des différents déterminants.

Afin de mettre en parallèle les résultats de l'enquête cas-témoin avec ceux du rapprochement entre le Registre et l'EMD chapitre 8 « Accidents des jeunes en prenant en compte leur mobilité », nous calculons l'effet de variable socioéconomique, commune avec ou sans ZUS sur les accidents (tous types et pour chaque mode) seulement en contrôlant l'effet de l'âge, du sexe et des variables d'exposition (fréquence d'usage des modes). Ensuite des analyses similaires sont réalisées pour étudier cette fois l'effet de la catégorie socioprofessionnelle (PCS) du père ou de la mère sur les risques d'accidents.

Ensuite, d'une façon générale, sur les tableaux d'analyse multivariée, nous affichons uniquement les facteurs dont les odds-ratios sont significatifs en univarié et/ou en multivarié. Faisant exception à cette règle, les facteurs socioéconomiques d'intérêt et les variables de comportement à risque, le port du casque, le port de la ceinture, l'usage des passages piétons, sont maintenues dans les modèles par catégorie d'usager correspondant même quand elles ne sont pas significatives en analyse univariée.

Afin de comparer les résultats de l'enquête cas-témoin avec les autres résultats de la thèse nous utilisons l'indicateur socioéconomique contextuel commune avec ou sans ZUS. Cet indicateur a d'ailleurs prouvé sa validité dans le chapitre « 5 – Accidents des jeunes en fonction de leur commune d'habitation ».

Compte tenu des remarques pertinentes d'un relecteur du premier article : “Deprived neighbourhoods and risk of road trauma (incidence and severity) among under 25 year-olds in the Rhône Département (France)” soulignant l'importance de distinguer les communes avec une ZUS de celles qui en possèdent deux ou trois, nous avons changé l'indicateur socioéconomique contextuel binaire en indicateur à trois modalités (commune sans ZUS, communes avec un ZUS et communes avec deux ZUS ou plus).

Enfin, considérant les témoins comme représentatifs des adolescents du Rhône, nous cherchons à mettre en évidence des inégalités sociales de mobilité.

9.3. Résultats

Ces résultats concernent les jeunes âgés de 14 à 18 ans. L'échantillon enquêté est constitué de 675 individus, dont 203 cas et 472 témoins.

Représentativité de l'échantillon

Les données sur la population des jeunes du Rhône sont issues du recensement de 1999 et de l'enquête Emploi 2006 de l'INSEE.

La population des témoins est donc bien représentative de la population du Rhône au niveau de la PCS. Concernant la zone géographique d'habitation on note une légère surreprésentation des témoins garçons en périurbain-rural et une sous représentation dans le centre (Lyon, Villeurbanne). Pour les filles la répartition des témoins respecte celle de la population du Rhône.

Par contre nous notons une sous représentation des témoins en communes avec ZUS. Ce déséquilibre peut s'expliquer de deux manières : soit le taux de réponse est meilleur dans les communes sans ZUS, soit c'est la surreprésentation des témoins dans zones rurales-périurbaines et le fait que les ZUS se situent principalement au centre et en banlieue qui est en est à l'origine.

Les cas sont bien représentatifs de l'ensemble des jeunes victimes du Rhône en terme de zone géographique du lieu d'habitation, de pauvreté contextuelle (commune avec ou sans ZUS) et de catégorie d'utilisateur lors de l'accident.

Description des deux échantillons

Les variables âge et sexe faisaient l'objet de quotas auprès de l'institut de sondage, afin d'obtenir une distribution similaire entre les cas et les témoins.

Tableau 40 : Croisement avec l'âge et le sexe (n=675)

Etude Isomerr jeunes- cas-témoins

Variable	Cas (n %) 203	Témoins (n %) 472	Test du Chi ²
Age			
14 ans	11 (5,4)	24 (5,1)	
15 ans	30 (14,8)	65 (13,8)	
16 ans	48 (23,6)	85 (18,0)	
17 ans	64 (31,5)	136 (28,8)	
18 ans	48 (23,6)	105 (22,2)	
19 ans	2 (1,0)	57 (11,0)	p = 0,0004
Sexe :			
Garçons	157 (77,3)	354 (75,0)	ns

La distribution de l'âge est cependant différente entre les victimes et les témoins. La distribution du sexe est similaire entre cas et témoins. La tranche des 19 ans nous semble fausser les différences entre les cas et les témoins, car ces derniers sont sous-représentés pour cet âge. Ainsi nous décidons de retirer les 59 individus de 19 ans de la population d'étude.

Il apparaît que 16 témoins sont blessés dans un accident de la route, ayant nécessité une consultation chez médecin, dans un hôpital ou une clinique (depuis janvier 2008). Parmi eux deux ont 19 ans. Pour bien dissocier les victimes d'accidents de la circulation des témoins non accidentés, nous décidons de retirer les témoins qui déclarent avoir eu un accident de la circulation. Au total nous retirons de l'échantillon 73 (10,8) jeunes 2 cas (0,98%) et 71 témoins (15,0%).

Notre échantillon d'étude compte désormais 602 individus (201 victimes) et il n'y a par construction pas de différences d'âges et de sexe entre les victimes et les témoins.

Nous observons deux indicateurs socioéconomiques contextuels pour le lieu d'habitation, se situant au niveau de l'IRIS (IRIS 2000) ainsi qu'un indicateur se situant au niveau de la commune (commune avec ou sans ZUS). Les indicateurs sur l'IRIS ont déjà été utilisés dans le chapitre 1 « Zoom sur les victimes de 14 à 17 ans accidentées dans le Rhône entre 2001 et 2006 », c'est à dire

- l'indice de pauvreté construit à partir des IRIS du Rhône et
- la présence ou non d'une Zone Urbaine Sensible dans les IRIS.

Sur les 602 individus, 532 (soit 88,4%) adresses peuvent se coder en IRIS. Les autres adresses sont erronées ou représentent un refus de la personne enquêtée de renseigner précisément son lieu d'habitation. Les victimes des accidents de la circulation ont moins souvent un IRIS manquant que les témoins (6,0% contre 14,5% avec un $p = 0,002$).

Tableau 41 : Différences socioéconomiques contextuelles brutes au niveau communal et de l'IRIS

Etude Isomerr jeunes- cas-témoins

	Cas (n %)	Témoins (n %)	Test du Chi ² / Fisher (donnée manquante)
Commune avec ZUS	69 (34,3)	157 (39,1)	
Commune sans ZUS	127 (63,2)	236 (58,8)	
Indéterminé	5 (2,5)	8 (2,0)	p = 0,50
E1 « IRIS défavorisé »	70 (34,78)	140 (34,9)	
E2 « IRIS intermédiaire »	28 (13,9)	63 (15,7)	
E3 « IRIS favorisé »	87 (43,3)	133 (33,2)	
IRIS indéterminé	16 (8,0)	65 (16,2)	p = 0,25
IRIS avec ZUS	22 (10,9)	31 (7,7)	
IRIS sans ZUS	172 (85,6)	338 (84,3)	
IRIS indéterminé	7 (3,5)	32 (8,0)	p = 0,056

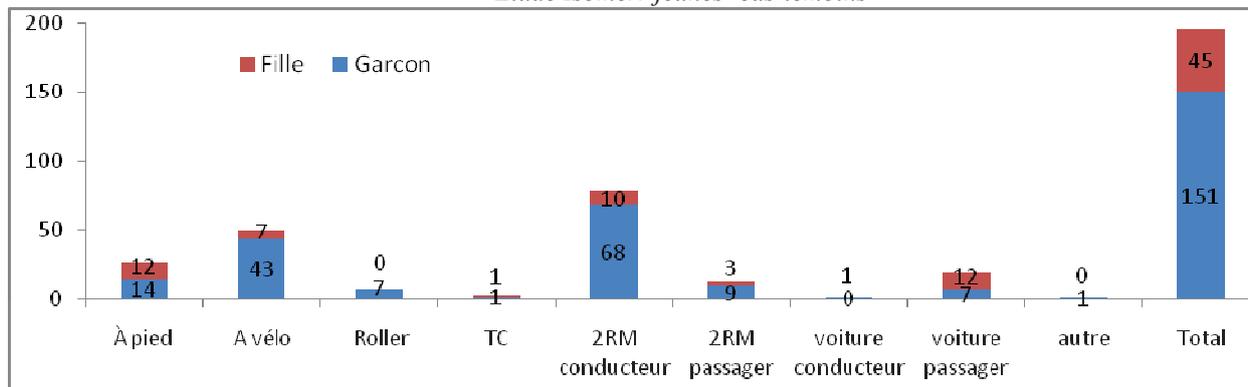
Globalement, que ce soit au niveau communal ou de l'IRIS, on n'observe pas de différences socioéconomiques contextuelles entre les victimes et les témoins. Cependant il sera important d'observer ces différences contextuelles selon les différentes catégories d'utilisateurs.

En effet, précédemment, les différences entre les victimes de 14 à 17 ans des communes avec ZUS et celles des communes sans n'étaient pas significatives sans distinguer le mode de transport utilisé lors de l'accident. Pourtant, nous avons montré que les jeunes des communes avec ZUS ont un sous-risque d'accident à deux roues à moteur et un sur-risque d'accident piéton.

Description des cas

Figure 31 : Nombre de victimes d'accidents par sexe et par catégorie d'usager lors de l'accident

Etude Isomerr jeunes- cas-témoins



Au total le sexe ratio (M/F) est de 3,4 mais il varie cependant énormément selon le type d'usager. Il est toujours supérieur à 1 excepté pour les victimes passagers de voiture, il est maximal pour les accidentés à vélo, à 2RM et en rollers (aucune fille).

L'effectif réduit du nombre de victimes concernant les accidents à 2RM et en voiture nous contraint par la suite des analyses (multivariées) à regrouper conducteurs et passagers pour ces deux modes.

Analyse multivariée : effet des variables socioéconomiques en contrôlant l'âge, le sexe, l'usage et la quantité d'usage

A l'aide de cinq modèles logistiques multiniveaux « vides » nous testons la variabilité inter commune : cette variance n'étant pas significativement différente de 0, il n'est pas nécessaire d'effectuer une analyse multiniveau et nous procédons donc à des régressions logistiques « classiques ».

Tableau 42 : Effet de la commune avec ZUS sur les accidents corporels en population d'étude et chez les usagers de chaque mode

Etude Isomerr jeunes- cas-témoins

	OR (commune avec ZUS/communes sans ZUS) ajusté sur l'âge et le sexe population étude cas-témoin	OR (commune avec ZUS/communes sans ZUS) ajusté sur l'âge et le sexe usagers de chaque mode	OR (commune avec ZUS/communes sans ZUS) ajusté sur l'âge, le sexe et sur la fréquence d'usage en semaine et le week-end
Voiture	0,66 [0,23-1,91]	-	0,68 [0,23-2,02]
2RM	0,42 [0,25-0,71]	0,59 [0,33-1,04]	0,55 [0,26-1,16]
Cycliste	1,01 [0,55-1,84]	1,09 [0,58-2,04]	0,99 [0,49-2,01]
Piéton	1,89 [0,83-4,28]	-	1,82 [0,78-4,21]
Tous modes	0,82 [0,57-1,17]		1,01 [0,70-1,47]

L'effet de la commune avec ZUS sur la survenue d'un accident par catégorie d'usager et tous modes confondus en distinguant les usagers de l'ensemble de la population de l'étude.

Pendant la période d'étude tous les jeunes ont utilisé la voiture et la marche à pied pour se déplacer, Par conséquent pour ces deux modes l'OR en population est le même que celui parmi les

usagers, Pour les accidents tous modes confondus l'ajustement se fait sur la quantité d'usage du 2RM en semaine et pendant le week-end.

Le modèle concernant les accidents à 2RM (dans l'échantillon total) montre que les jeunes des communes avec ZUS ont moins d'accidents à 2RM que ceux des communes sans ZUS. L'effet du type de commune n'est plus significatif mais reste du même niveau dans les deux modèles suivants concernant ce mode : chez les usagers et chez les usagers et en contrôlant la fréquence d'usage du 2RM en semaine et week-end.

Pour les piétons, sans que l'effet du type de commune soit significatif, les jeunes des communes avec ZUS ont plus d'accidents que ceux des autres communes.

Tableau 43 : Effet de la PCS sur les accidents corporels en population d'étude et chez les usagers de chaque mode

Etude Isomerr jeunes- cas-témoins

		Modèle1 OR (vs cadre supérieur) population étude cas-témoin	Modèle 2 OR (vs cadre supérieur) usagers de chaque mode	Modèle 3 OR (vs cadre supérieur) ajusté sur la fréquence d'usage en semaine et week- end
Voiture	Agriculteur, Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,77 [0,22-2,69]		0,73 [0,20-2,63]
	Employé	0,72 [0,14-3,58]		0,63 [0,12-3,34]
	Ouvrier	0,38 [0,10-1,49]		0,29 [0,07-1,19]
	Profession intermédiaire	0,31 [0,06-1,50]		0,27 [0,05-1,43]
	Retraité, Inactif	0,96 [0,11-8,29]		0,84 [0,09-7,69]
	Cadre supérieur	1		1
2RM	Agriculteur, Artisan, commerçant, chef d'entreprise	1,38 [0,63-3,04]	1.13 [0.48-2.67]	0.98 [0.33-2.96]
	Employé	3,48 [1,60-7,55]	3.56 [1.43-8.88]	2.47 [0.78-7.81]
	Ouvrier	2,23 [1,14-4,35]	1.47 [0.71-3.05]	1.18 [0.47-2.95]
	Profession intermédiaire	1,05 [0,47-2,33]	0.83 [0.35-1.95]	0.43 [0.14-1.28]
	Retraité, Inactif	1,28 [0,39-4,19]	0.87 [0.24-3.09]	0.22 [0.04-1.21]
	Cadre supérieur	1	1	1
Cycliste	Agriculteur, Artisan, commerçant, chef d'entreprise	1,24 [0,50-3,07]	1.21 [0.46-3.18]	1.21 [0.41-3.54]
	Employé	1,40 [0,49-3,96]	1.89 [0.64-5.61]	1.61 [0.50-5.30]
	Ouvrier	1,11 [0,48-2,57]	1.47 [0.62-3.51]	1.30 [0.51-3.35]
	Profession intermédiaire	0,81 [0,32-2,07]	0.87 [0.33-2.26]	0.65 [0.22-2.02]
	Retraité, Inactif	1,48 [0,38-5,72]	1.61 [0.40-6.47]	0.61 [0.12-3.72]
	Cadre supérieur	1	1	1
Piéton	Agriculteur, Artisan, commerçant, chef d'entreprise	3,00 [0,85-10,6]		3,10 [0,84-11,4]
	Employé	1,41 [0,25-7,98]		1,40 [0,24-8,33]
	Ouvrier	1,70 [0,47-6,18]		1,60 [0,43-5,95]
	Profession intermédiaire	1,69 [0,44-6,48]		1,82 [0,48-7,09]
	Retraité, Inactif	3,48 [0,59-20,4]		3,26 [0,53-20,0]
	Cadre supérieur	1		1
Tous modes	Agriculteur, Artisan, commerçant, chef d'entreprise	1,28 [0,74-2,21]		1.19 [0.68-2.11]
	Employé	2,25 [1,21-4,18]		2.20 [1.15-4.20]
	Ouvrier	1,52 [0,94-2,47]		1.25 [0.75-2.08]
	Profession intermédiaire	0,83 [0,48-1,43]		0.76 [0.43-1.33]
	Retraité, Inactif	1,61 [0,70-3,71]		1.38 [0.58-3.32]
	Cadre supérieur	1		1

Pour les trois modèles les OR sont ajustés sur l'âge et le sexe Les modèles pour lesquels on contrôle la fréquence d'usage (troisième colonne) concernent toute la population d'étude. Cependant la variable fréquence d'usage est composée de la modalité non usager.

Pour les accidents à 2RM il apparaît dans l'échantillon total que les jeunes dont le père ou la mère est employé(e) ont plus d'accidentés à 2RM. Les jeunes dont le père est ouvrier ont également plus d'accidents quand on considère l'ensemble de la population de l'étude. Cependant le surplus d'accidents à 2RM disparaît quand on ne considère dans le modèle que les usagers de 2RM ou quand on ajuste sur la fréquence d'usage du mode.

Les jeunes dont le père est employé ont plus d'accidents tous modes confondus que ceux dont le père est cadre. Le surplus d'accidents reste significatif quand on contrôle la fréquence d'usage du 2RM en semaine et week-end.

Analyse multivariée : effet de l'ensemble des facteurs retenus

Nous construisons deux types de variables concernant l'usage du 2RM et du vélo. La première, de nature dichotomique, est utilisée comme variable d'ajustement (facteur de risque intermédiaire) dans le modèle tous types d'accident/ tous types d'usager. La seconde concernant la quantité d'usage des modes (2RM et vélo) est utilisée dans le modèle correspondant (quantité d'usage du 2RM en semaine et week-end dans le modèle 2RM et quantité d'usage du vélo dans le modèle vélo).

L'usage dichotomique du 2RM comprend les jeunes qui déclarent utiliser le 2RM comme conducteur ou comme passager auxquels nous ajoutons les jeunes qui ont eu un accident à 2RM mais qui se déclarent non-usagers (22 jeunes) et les jeunes qui déclarent utiliser les deux roues la semaine et/ou le week-end mais qui apparaissaient comme des non-usagers dans une autre question. Pour construire la variable 'usage du vélo' nous utilisons un raisonnement similaire.

Les variables quantité d'usage du 2RM en semaine et fin de semaine sont construites à partir du croisement entre l'usage du 2RM en tant que conducteur et passager. Quand l'information sur la fréquence de conduite du 2RM est manquante, la variable prend en compte la fréquence d'usage en tant que passager. Quand l'information sur la fréquence d'usage en tant que passager est manquante, la variable prend en compte la fréquence de conduite du 2RM. Enfin quand les jeunes déclarent utiliser le 2RM comme conducteur et comme passager, alors la variable fréquence d'usage correspond au maximum d'usage entre conducteur et passager.

Tableau 44 Déterminants d'accident tous modes confondus (n=602)*Etude Isomerr jeunes- cas-témoins*

201 cas	n	Odds-Ratios univariés	Odds-Ratios multivariés
Profession du père ou de la mère (si père manquant)			
Agriculteur, Artisan, commerçant, chef d'entreprise	97	1,28 [0,74-0,21]	1,07 [0,56-2,06]
Employé	59	2,25 [1,21-4,17]	1,60 [0,75-3,41]
Ouvrier	142	1,53 [0,94-2,48]	1,09 [0,60-2,00]
Profession intermédiaire	119	0,84 [0,49-1,44]	0,69 [0,37-1,31]
Retraité, Inactif	28	1,61 [0,70-3,71]	0,54 [0,16-1,76]
Cadre supérieur	157	1	1
Commune d'habitation			
sans ZUS	363	1	1
avec 1_ZUS	104	0,65 [0,40-1,06]	1,07 [0,57-1,97]
avec 2_ZUS	122	0,98 [0,63-1,50]	1,45 [0,78-2,70]
inconnue	13	1,16 [0,37-3,62]	1,27 [0,27-5,98]
Utilisation des passages piétons pour traverser			
Jamais	18	4,42 [1,47-13,3]	2,22 [0,62-7,93]
Parfois	222	0,70 [0,43-1,12]	0,71 [0,39-1,31]
Souvent	254	0,85 [0,53-1,37]	0,84 [0,47-1,50]
Toujours	108	1	1
Fumer du tabac			
Oui, mais pas tous les jours	46	0,99 [0,50-1,95]	1,16 [0,53-2,55]
Oui, moins de 5 cigarettes par jour	39	1,12 [0,55-2,28]	0,68 [0,28-1,66]
Plus de 5 cigarettes par jour	120	2,78 [1,83-4,22]	1,86 [1,02-3,37]
Non	397	1	1
Fumer de la marijuana			
oui	69	2,28 [1,37-3,78]	1,79 [0,89-3,62]
jamais	533	1	1
Zone géographique d'habitation			
rurale + périurbain	200	2,06 [1,30-3,26]	1,83 [0,96-3,49]
banlieue lointaine	135	1,41 [0,85-2,36]	1,28 [0,68-2,41]
banlieue proche	97	1,56 [0,90-2,72]	1,64 [0,84-3,19]
centre (Lyon + Villeurbanne)	157	1	1
Statut de l'élève			
Externe	170	1,61 [1,08-2,38]	1,76 [1,10-2,82]
Pensionnaire	35	2,10 [1,03-4,28]	1,52 [0,65-3,58]
Demi-pensionnaire	346	1	1
Occupation quotidienne			
Collégien	181	1	1
Lycéen/Étudiant	344	0,59 [0,40-0,87]	0,55 [0,28-1,11]
En apprentissage ou formation en alternance	61	2,51 [1,39-4,54]	1,79 [0,73-4,39]
Autre	16	5,23 [1,62-16,9]	-
Usage du 2RM (conducteur et/ou passager) (en semaine et/ou en week-end)			
Non usage	296	1	1
Usage	306	3,36 [2,34-4,83]	2,52 [1,61-3,96]
Usage du vélo en semaine et/ou en week-end			
Non usage	240	1	1
Usage	362	1,17 [0,83-1,66]	1,58 [1,01-2,50]

Résultats ajustés sur l'âge et le sexe, ces variables n'apparaissent pas sur le tableau.

De même les jeunes qui ont des comportements à risques tels que : la non utilisation des passages piétons pour traverser, fumer plus de 5 cigarettes par jour et fumer de la marijuana ont plus d'accidents.

En multivarié les caractéristiques socioéconomiques, individuelles et contextuelles (la catégorie socioprofessionnelle et la commune avec 1, 2 ou sans ZUS) ne sont pas associées au risque d'accidents. Par contre les jeunes qui fument plus de 5 cigarettes par jour ont encore plus d'accidents que ceux qui ne

fument pas. Les autres caractéristiques associées au risque d'accident sont : le statut externe de l'élève, l'usage du 2RM et celui du vélo.

Cependant nous avons vu au chapitre 5 (c.f 5.1.1) que les inégalités socioéconomiques contextuelles sont différentes selon le mode utilisé lors de l'accident. C'est pourquoi plus bas, il nous paraît indispensable d'étudier les accidents par catégorie d'utilisateur (2RM, vélo, voiture passager et piéton). Avant de montrer les analyses des accidents par catégories d'utilisateurs, il est important de rappeler que le faible nombre de victimes est source d'un manque de puissance statistique important.

L'analyse suivante concerne seulement les usagers de 2RM (conducteurs et/ou passagers). La variable à expliquer est : « avoir un accident à 2RM versus ne pas avoir eu d'accident pendant la période d'étude ».

Tableau 45 : Déterminants d'accidents à 2RM chez les usagers (n=306)

Etude Isomerr jeunes- cas-témoins

(90victimes)	n	Univariée	Multivariée
Profession père ou mère			
Agriculteur, Artisan, commerçant, chef d'entreprise	48	1,16 [0,50-2,71]	0,97 [0,28-3,32]
Employé	31	3,79 [1,54-9,37]	2,45 [0,69-8,73]
Ouvrier	87	1,48 [0,72-3,05]	1,24 [0,43-3,58]
Profession intermédiaire	57	0,83 [0,36-1,95]	0,46 [0,14-1,55]
Retraité, Inactif	17	0,96 [0,27-3,37]	0,13 [0,02-0,92]
Cadre supérieur	66	1	1
Commune avec ou sans ZUS			
sans ZUS	207	1	1
avec 1 ZUS	50	0,66 [0,32-1,34]	1,01 [0,32-3,25]
avec 2 ZUS	44	0,54 [0,24-1,18]	0,63 [0,15-2,69]
inconnue	5	1,39 [0,23-8,54]	4,89 [0,36-66,7]
Casque à 2RM			
ne sait pas	12	0,81 [0,21-3,05]	1,75 [0,17-18,3]
irrégulièrement	24	1,21 [0,50-2,94]	0,80 [0,17-3,72]
toujours	270	1	1
Consommation d'alcool			
plus de 3 fois par semaine	17	2,92 [1,01-8,43]	1,64 [0,29-9,26]
Une à 2 fois par semaine	80	1,18 [0,61-2,29]	0,52 [0,17-1,64]
Moins d'une fois par semaine	119	0,92 [0,49-1,70]	0,92 [0,32-2,64]
Jamais	90	1	1
Fumer du tabac			
Plus de 5 cigarettes par jour	92	2,76 [1,59-4,78]	2,10 [0,89-4,96]
Oui, moins de 5 cigarettes par jour	23	0,95 [0,33-2,74]	0,41 [0,08-2,08]
Oui, mais pas tous les jours	27	1,20 [0,47-3,06]	2,53 [0,70-9,15]
Non	164	1	1
Zone géographique d'habitation			
indéterminé	5	3,70 [0,54-25,4]	-
rurale + périurbain	130	2,94 [1,33-6,52]	2,19 [0,61-7,88]
banlieue lointaine	70	2,90 [1,22-6,88]	4,13 [1,08-15,8]
banlieue proche	42	1,74 [0,64-4,74]	2,07 [0,42-10,1]
centre (Lyon + Villeurbanne)	59	1	1
Occupation quotidienne			
Collégien	79	1	1
Lycéen/Étudiant	168	0,80 [0,42-1,52]	1,09 [0,34-3,47]
En apprentissage ou formation en alternance	49	4,58 [2,12-9,88]	3,93 [1,00-15,4]
Autre *	10	12,63 [2,47-64,7]	1,40 [0,05-39,9]
Quantité d'usage du 2RM en semaine max (conducteur, passager)			
Moins d'une demi-heure par jour	184	1	1
De 1/2 h à moins de 1 heure	49	5,52 [2,69-11,3]	1,95 [0,75-5,07]
De 1 heure à moins de 2 heures	33	6,93 [3,07-15,6]	3,85 [1,15-12,8]
2 heures et plus	21	18,40 [6,46-52,4]	6,55 [1,42-30,3]
Ne sait pas	19	39,3 [10,58-145,7]	23,8 [1,92-296,5]
Quantité d'usage du 2RM en week-end max (conducteur, passager)			
Moins d'une demi-heure par jour	127	1	1
De 1/2 h à moins de 1 heure	43	13,19 [4,74-36,66]	12,1 [3,49-41,8]
De 1 heure à moins de 2 heures	54	7,06 [2,54-19,59]	6,54 [1,77-24,2]
2 heures et plus	67	28,09 [10,83-72,8]	12,96 [3,25-50,5]
Ne sait pas	15	282 **	81,4 **

*La modalité Autre regroupe: activité professionnelle, à la recherche d'un emploi, en invalidité.

**IC inestimable. Résultats ajustés sur l'âge et le sexe, ces variables n'apparaissent pas sur le tableau

Concernant le casque, nous regroupons les jeunes ayant répondu 'jamais' avec ceux qui répondent usage irrégulier du casque.

La catégorie socioprofessionnelle du père (ou de la mère) est toujours associée au risque d'accident à 2RM quand on contrôle l'effet des autres facteurs. Les jeunes dont le père est à la retraite ou inactif sont ceux qui ont le moins de risque d'accident à 2RM. Les jeunes dont le père est employé sont toujours ceux qui ont le plus d'accidents à 2RM mais ce sur-risque n'est plus significatif quand on contrôle l'effet des autres variables.

En, multivarié, nous observons également que les jeunes habitant en banlieue lointaine et ceux qui sont en apprentissage ou formation en alternance ont plus d'accidents.

Les quantités d'usage du 2RM un jour de semaine ou durant le week-end influencent fortement le risque d'accident. La quantité d'usage en semaine montre une relation dose-effet avec les accidents. En week-end le gradient est moins net mais les risques sont plus élevés.

Les comportements à risque tels que la consommation de tabac et d'alcool ne sont plus associés au risque d'accident à 2RM en situation de toutes choses égales par ailleurs alors que le lien était bien significatif en analyse univariée. La prise en compte de l'usage du 2RM a suffi à sélectionner des groupes ayant des comportements à risques dans tous les domaines. On vérifie d'ailleurs que les consommations d'alcool (70,6% contre 50,7%), de tabac (46% contre 21%) et de marijuana (18,3% contre 4,4%) sont significativement plus fréquentes chez les usagers de 2RM.

Tableau 46 : Accidents à vélo pour les jeunes concernés (n=362 usagers)*Etude Isomerr jeunes- cas-témoins*

(50 cas)	n	vélo/ usagers univarié	multivariée
Profession père ou mère			
Agriculteur, Artisan, commerçant, chef d'entreprise	58	1,23 [0,47-3,20]	1,46 [0,45-4,72]
Employé	31	1,84 [0,63-5,39]	1,87 [0,50-7,00]
Ouvrier	76	1,44 [0,61-3,40]	1,25 [0,44-3,55]
Profession intermédiaire	75	0,91 [0,35-2,36]	0,66 [0,20-2,14]
Retraité, Inactif	18	1,53 [0,39-6,08]	0,65 [0,10-4,11]
Cadre supérieur	104	1	1
Commune d'habitation			
sans ZUS	229	1	1
avec 1_ZUS	58	0,60 [0,22-1,62]	0,84 [0,25-2,83]
avec 2_ZUS	68	1,51 [0,74-3,08]	1,48 [0,49-4,43]
indéterminée	7	-	-
Utilisation du casque à vélo			
Jamais	209	0,57 [0,26-1,25]	0,21 [0,06-0,72]
Irrégulièrement et/ou nsp	107	0,20 [0,06-0,55]	0,57 [0,21-1,51]
Toujours	46	1	1
Consommation d'alcool			
plus de 3 fois par semaine	15	0,69 [0,14-3,26]	0,39 [0,04-3,95]
Une à 2 fois par semaine	75	0,69 [0,31-1,54]	0,88 [0,29-2,63]
Moins d'une fois par semaine	146	0,47 [0,23-0,97]	0,72 [0,28-1,82]
Jamais	126	1	1
Zone géographique d'habitation			
rurale	128	1,59 [0,65-3,86]	2,35 [0,67-8,32]
banlieue lointaine	86	1,68 [0,65-4,34]	1,94 [0,57-6,67]
banlieue proche	50	3,28 [1,24-8,67]	5,12 [1,53-17,1]
indéterminée	7	-	-
centre	91	1	1
Quantité d'usage du vélo en semaine			
Moins d'une demi-heure par jour	256	1	1
De 1/2 h à moins de 1 heure	38	6,10 [2,65-14,07]	4,62 [1,74-12,3]
De 1 heure à moins de 2 heures	31	3,86 [1,46-10,16]	1,81 [0,57-5,80]
2 heures et plus	23	5,78 [2,11-15,87]	2,12 [0,55-8,11]
Ne sait pas	14	7,35 [2,23-24,23]	-
Quantité d'usage du vélo en week-end			
Moins d'une demi-heure par jour	162	1	1
De 1/2 h à moins de 1 heure	56	6,24 [2,63-14,81]	1,63 [0,48-5,51]
De 1 heure à moins de 2 heures	84	2,17 [0,78-6,01]	1,36 [0,47-3,98]
2 heures et plus	55	2,29 [0,93-5,64]	3,32 [1,02-10,8]
Ne sait pas	5	-	-

Résultats ajustés sur l'âge et le sexe, ces variables n'apparaissent pas sur le tableau.

Les 7 jeunes qui ont une commune d'habitation inconnue sont des témoins (0 cas). C'est pourquoi le modèle ne donne pas d'odds-ratio pour cette modalité de la variable socioéconomique contextuelle.

Aussi bien en brut qu'en analyse multivariée les variables socioéconomiques, catégories socioprofessionnelle et commune d'habitation ne sont pas associées significativement aux accidents à vélo des jeunes. Par contre en brut comme en situation de toutes choses égales par ailleurs, les jeunes qui vivent en banlieue proche sont ceux qui ont le plus d'accidents à vélo.

De même, les quantités d'usage du vélo en semaine et week-end sont bien associées au risque d'accident à vélo. Quand on contrôle l'effet des autres variables, les jeunes qui déclarent utiliser le vélo de 1/2heure à 1heure par semaine ont plus d'accidents à vélo que ceux qui l'utilisent moins de 1/2 heure

De même, ceux qui utilisent le vélo plus de 2 heures en week-end ont plus d'accidents que ceux qui l'utilisent moins de 1/2 heure.

Tableau 47 : Déterminants d'accidents de voiture sur l'échantillon total (n=602)

Etude Isomerr jeunes- cas-témoins

(20 cas)	n	Odds-Ratios univariés	Odds-Ratios multivariés
Profession père ou mère			
Agriculteur, Artisan, commerçant, chef d'entreprise	97	0,80 [0,23-2,73]	0,58 [0,15-2,29]
Employé	59	0,65 [0,13-3,17]	0,47 [0,08-2,61]
Ouvrier	142	0,40 [0,10-1,55]	0,23 [0,05-1,08]
Profession intermédiaire	119	0,32 [0,07-1,53]	0,24 [0,04-1,30]
Retraité, Inactif	28	0,69 [0,08-5,74]	1,03 [0,10-10,9]
Cadre supérieur	157	1	1
Commune d'habitation			
sans ZUS	363	1	1
avec 1_ZUS	104	0.26 [0.03-2.02]	0,68 [0,07-6,17]
avec 2_ZUS	122	0.91 [0.29-2.85]	3,80 [0,68-21,2]
indéterminée	13	4.89 [0.98-24.37]	15,15 [1,39-164,8]
Zone géographique d'habitation			
rurale	200	2.99 [0.82-10.9]	5,82 [1,01-33,5]
banlieue lointaine	135	0.77 [0.13-4.69]	1,13 [0,16-7,96]
banlieue proche	97	1.08 [0.18-6.59]	1,33 [0,19-9,25]
indéterminée	13	9.34 [1.41-61.8]	-
centre	157	1	1
Ceinture avant et/ou arrière			
Irrégulièrement et/ou jamais	98	0.90 [0.26-3.15]	0,88 [0,21-3,72]
Toujours	504	1	1
Usage de la voiture en tant que passager en semaine			
Moins d'une demi-heure par jour	349	1	1
De 1/2 h à moins de 1 heure	130	1,70 [0,55-5,31]	1,15 [0,31-4,20]
De 1 heure à moins de 2 heures	77	2,96 [0,94-9,31]	1,45 [0,30-6,87]
2 heures et plus	14	2,66 [0,31-22,61]	1,45 [0,11-19,03]
Ne sait pas	29	1,52 [0,18-12,61]	0,43 * ns
Usage de la voiture en tant que passager en fin de semaine			
Moins d'une demi-heure par jour	180	1	1
De 1/2 h à moins de 1 heure	141	2,17 [0,51-9,23]	1,43 [0,30-6,94]
De 1 heure à moins de 2 heures	188	1,61 [0,38-6,85]	1,37 [0,27-6,87]
2 heures et plus	64	6,10 [1,48-25,2]	6,22 [0,99-39,0]
Ne sait pas	29	2,11 [0,21-21,0]	5,91 * ns

* intervalle de confiance inestimable car il n'y a pas de victimes en voiture dans la seconde catégorie de l'échelle de pauvreté concernant les IRIS.

Résultats ajustés sur l'âge et le sexe, ces variables n'apparaissent pas sur le tableau.

Comme les 19 jeunes qui déclarent ne jamais porter la ceinture avant et/ou arrière sont seulement des témoins, cette modalité est regroupée avec « irrégulièrement ».

Nous ne distinguons pas la conduite d'une voiture de l'usage en tant que passager puisque une seule victime a déclaré conduire une voiture.

Indépendamment de la significativité, en situation de toutes choses égales par ailleurs les jeunes qui utilisent la voiture plus de deux heures en fin de semaine sont toujours ceux qui ont le plus d'accident avec ce mode.

Les jeunes des communes rurales ont plus d'accidents que ceux qui vivent au centre (Lyon et Villeurbanne).

Tableau 48 : Déterminants d'accidents à pied sur l'échantillon total (n=602)

Etude Isomerr jeunes- cas-témoins

(27 victimes)		Odds-Ratios univariés	Odds-Ratios multivariés
Profession père ou mère			
Agriculteur, Artisan, commerçant, chef d'entreprise	97	2,97 [0,85-10,44]	3,68 [0,96-14,1]
Employé	59	1,34 [0,24-7,53]	1,31 [0,34-5,36]
Ouvrier	142	1,69 [0,47-6,12]	1,92 [0,48-7,58]
Profession intermédiaire	119	2,03 [0,56-7,36]	2,97 [0,44-19,8]
Retraité, Inactif	28	2,94 [0,51-16,9]	1,29 [0,40-4,13]
Cadre supérieur	157	1	1
Commune d'habitation			
sans ZUS	363	1	1
avec 1_ZUS	104	1,36 [0,47-3,91]	1,29 [0,40-4,13]
avec 2_ZUS	122	1,89 [0,76-4,67]	1,32 [0,46-3,72]
indéterminée	13	2,24 [0,27-18,58]	1,75 [0,19-16,1]
Utilisation des passages piétons pour traverser			
Jamais	240	1,22 [0,24-6,11]	2,17 [0,31-15,0]
Irrégulièrement et/ou nsp	254	0,32 [0,14-0,73]	0,32 [0,13-0,79]
Toujours	108	1	1
Consommation d'alcool			
Une fois par semaine ou plus	138	0,22 [0,05- 0,96]	0,19 [0,03-0,99]
Moins d'une fois par semaine	228	0,60 [0,26- 1,41]	0,75 [0,08-7,16]
Jamais	236	1	1
Marche à pied en semaine			
Moins d'une demi-heure par jour	292	1	1
De 1/2 h à moins de 1 heure	177	1.37 [0.56-3.37]	1,55 [0,54-4,41]
De 1 heure à moins de 2 heures	87	1.89 [0.68-5.27]	1,10 [0,32-3,18]
2 heures et plus	29	0.91 [0.11-7.33]	0,75 [0,08-7,16]
Ne sait pas	17	- (0accid)	-
Marche à pied le week-end			
Moins d'une demi-heure par jour	145	1	1
De 1/2 h à moins de 1 heure	131	0.54 [0.54-2.22]	0,54 [0,12-2,34]
De 1 heure à moins de 2 heures	171	0.84 [0.27-2.67]	0,70 [0,19-2,52]
2 heures et plus	140	2.17 [0.79-5.96]	2,37 [0,70-8,08]
Ne sait pas	15	- (0accid)	-

Résultats ajustés sur l'âge et le sexe, ces variables n'apparaissent pas sur le tableau.

Les déterminants des accidents de piétons semblent différer de ceux des autres usagers : en situation de toutes choses égales par ailleurs, une forte consommation d'alcool est associée à un sous risque, nous n'observons pas de différences socioéconomiques significatives, et enfin le risque n'est pas lié à la quantité de déplacement.

Différences socioéconomiques de taux et des quantités d'usage des modes

L'accident étant un événement rare (0,9% en 2008 pour les 14 à 17 ans), nous considérons que l'échantillon des témoins est suffisamment proche de la population générale pour permettre l'analyse des différences socioéconomiques (type de communes et de catégories socioprofessionnelles) d'usage des modes. Ceci nous permettra de chercher dans un échantillon différent de celui de l'EMD des liens entre facteurs socioéconomiques et mobilité des jeunes. Le point fort étant qu'à présent nous disposons

d'informations sur la mobilité de fin de semaine (sur l'ensemble du week-end), non disponibles dans l'EMD, chapitre 7 : « Mobilité des jeunes et leurs caractéristiques socioéconomiques individuelles et contextuelles ».

Effet du type de commune sur le taux et les quantités d'usage

Les jeunes des communes avec ZUS utilisent moins souvent le 2RM (semaine et fin de semaine confondues 41,6% contre 57,0%). Quand on utilise la variable contextuelle à trois modalités on observe un gradient montrant que les jeunes des communes avec deux ou trois ZUS sont ceux qui utilisent le moins le 2RM suivis des jeunes des communes avec une ZUS et ensuite sans ZUS. Ces taux sont respectivement de 30,0%, 39,0%, et 46,2%. Que ce soit parmi les usagers de semaine ou de fin de semaine du 2RM, il n'y a pas de différence significative dans les quantités d'usage entre les communes avec et sans ZUS.

Les effets du type de commune sur l'usage ou les quantités d'usage (parmi les usagers) du vélo ne sont pas significatifs. Nous observons cependant un moindre usage du mode dans les communes avec ZUS.

Concernant les quantités d'usage de la voiture en semaine, les déplacements (passagers) des jeunes habitant en communes avec ZUS sont plus courts (70% de déplacements de moins d'une heure contre 59% pour les jeunes des communes sans ZUS). En fin de semaine il n'y a pas de différence significative entre les deux types de communes (ni entre les trois types de communes).

Concernant le taux d'usagers des transports en commun (TC), la différence entre les deux types de communes (96% dans les communes avec ZUS et 91 % dans les communes sans ZUS) n'est pas significative, par contre nous observons des différences dans les quantités d'usage du mode en semaine et week-end :

- en semaine, les déplacements des jeunes usagers des communes avec ZUS sont plus courts (68% de déplacements de moins d'une heure contre 52% pour les jeunes des communes sans ZUS).
- en week-end, les déplacements des jeunes usagers des communes avec ZUS sont au contraire plus longs (60% de déplacements de plus de 1/2 heure contre 47% pour les jeunes des autres communes). Quand nous utilisons la variable contextuelle à trois modalités, nous observons même un gradient pour les déplacements en week-end de plus de 1/2 heure avec respectivement 68%, 53% et 47% pour les deux ou trois ZUS, une ZUS et sans ZUS.

Concernant les quantités d'usage de la marche en semaine, il n'y a pas de différence entre les deux types de communes. En revanche en fin de semaine les déplacements des jeunes habitant en communes avec ZUS sont plus longs (61% de déplacements de plus d'une heure contre 48% pour les jeunes des communes sans ZUS).

Effet de la catégorie socioprofessionnelle sur l'usage et les quantités d'usage

Concernant l'usage du 2RM, l'effet de la catégorie socioprofessionnelle est bien différent de celui de la pauvreté contextuelle : ce sont les jeunes dont le père ou la mère est cadre qui l'utilisent le moins souvent alors que ceux dont le père est ouvrier, retraité ou inactif sont ceux qui l'utilisent le plus souvent. Pourtant l'association entre la catégorie socioprofessionnelle des pères et la pauvreté contextuelle n'est pas significative. Parmi les usagers du 2RM le lien entre les deux facteurs socioéconomiques et la quantité d'usage du 2RM en semaine et pendant le week-end n'est pas significatif.

Le lien entre le taux d'usagers du vélo et la catégorie socioprofessionnelle n'est pas significatif. Cependant, les jeunes dont les pères (ou mères) appartiennent aux catégories retraité inactif, cadre supérieur ou profession intermédiaire sont ceux qui utilisent le plus souvent ce mode alors que les jeunes dont le père est ouvrier sont ceux qui l'utilisent le moins souvent.

9.4. Discussion et synthèse

Si l'enquête transversale initialement prévue n'a pas pu être menée, les différentes étapes préliminaires telles que le plan de sondage, le questionnaire et les modalités d'enquête, ainsi que l'enquête pilote pour tester l'instrument et les modalités de recueil, sont utiles d'un point de vue pratique pour d'autres études sur ce thème.

Nous avons interrogé l'ensemble des victimes qui ont accepté de répondre. Ils ne représentent pas l'ensemble de victimes du Rhône (en 2008 environ 600 victimes de 14-17 ans). Notons qu'en 2008 nous observons une chute du nombre de victimes de 14 à 17 ans dans le Registre du Rhône (733/an en moyenne entre 2004 et 2007).

Pour les victimes à 2RM des garçons de 14-17 ans survenus en semaine et hors vacances scolaires, nous observons au chapitre précédent « Accidents des jeunes en prenant en compte leur mobilité », un sous-risque d'accidents dans les communes avec ZUS. Le sous-risque changeait de commune (sur-risque pour les jeunes des communes avec ZUS) quand nous prenions en compte le nombre d'usagers de 2RM et les kilomètres parcourus. Ces résultats, nous ne les retrouvons qu'en partie avec l'enquête cas-témoins. En effet, en brut, les jeunes des communes avec ZUS ont aussi moins d'accidents à 2RM, par contre, quand on prend en compte l'usage et la quantité d'usage du 2RM, nous n'observons pas de sur risque. Cependant, l'enquête cas-témoins concerne l'ensemble des accidents des jeunes alors que dans le rapprochement entre Registre et EMD, concerne seulement les accidents survenus en semaine et pendant les vacances scolaires.

Par ailleurs dans l'enquête cas témoins, l'effet de la catégorie socioprofessionnelle ne va pas dans le même sens que celui du type de commune, en effet les jeunes dont les pères (ou les mères) sont ouvriers et employés sont ceux qui ont le plus d'accidents à 2RM. Quand on considère seulement les

usagers, ce sur-risque ne disparaît pas pour les jeunes dont le père est employé. C'est quand nous ajustons également sur la quantité d'usage que ce sur-risque devient non significatif.

Ces résultats montrent l'importance de la prise en compte de l'exposition dans l'étude des effets socioéconomiques sur les risques d'accidents. La quantité d'usage apparaît comme une variable intermédiaire entre catégorie sociale et les accidents.

Les comportements à risques non routiers tel que la consommation d'alcool de tabac et de marijuana sont associés en brut aux sur-risques d'accidents tous modes et par mode. Par contre, en multivarié, ces comportements ne sont plus associés aux risques d'accidents (exceptée pour la consommation de tabac qui est associée au sur-risque d'accident tous modes confondus et la consommation d'alcool qui est associée à un sous risque d'accident à pied).

Nous observons par exemple que pour les accidents à 2RM la prise en compte de l'usage du 2RM a suffi à sélectionner des groupes ayant des comportements à risques dans tous les domaines. On vérifie, ainsi que les consommations d'alcool, de tabac et de marijuana sont significativement plus fréquentes chez les usagers de 2RM.

Concernant le taux d'usage

Dans l'échantillon des témoins l'effet du type de commune sur la mobilité des jeunes est similaire à celui observé dans l'EMD : les jeunes des communes avec ZUS sont moins nombreux à utiliser le 2RM, le vélo pour les garçons et plus nombreux à utiliser les transports en commun.

Concernant les quantités d'usage

Parmi les usagers du 2RM, dans l'échantillon des témoins il n'y a pas de différence de quantité d'usage entre les deux types de communes, alors que dans l'EMD, les jeunes vivant dans les zones fines avec ZUS n'ont pas du tout utilisé le 2RM la veille de l'enquête (un jour de semaine).

Si dans l'échantillon des témoins les jeunes usagers des communes avec ZUS utilisent moins de temps la voiture c'est le contraire dans l'EMD où nous observions que les garçons des zones fines avec ZUS utilisaient plus de temps la voiture comme passagers, et les filles moins de temps.

Si dans les zones fines avec ZUS (EMD), les déplacements d'un jour de semaine des usagers des transports en commun ne diffèrent pas significativement des zones fines sans ZUS, nous observons dans l'échantillon des témoins que les déplacements des jeunes usagers des communes avec ZUS sont plus courts que ceux des autres communes.

Enfin dans les deux échantillons (témoins et EMD) l'effet de la commune avec et sans ZUS et de la zone fine avec ZUS sur les quantités d'usage de la marche ne sont pas significatifs. Cependant, indépendamment de la significativité, dans les deux échantillons les déplacements des jeunes vivant en communes et zones fines avec ZUS sont plus longs que ceux autres zones fines ou communes

Pour comprendre les similitudes et différences entre EMD et échantillon des témoins, il est important de rappeler que dans l'EMD, nous observions d'importantes différences entre communes

concernant l'usage ou non des modes (taux d'usage). Cependant parmi les usagers, les quantités d'usage (distances temps de parcours et nombre de trajets) n'étaient pas très différentes entre les zones fines avec et sans ZUS. Ces observations sont également valables pour l'échantillon des témoins.

En définitive l'enquête Isomerr-jeune permet pour la première fois de réunir des informations détaillées sur les accidents des jeunes et leurs caractéristiques individuelles (comportements, pratiques de mobilité en semaine et fin de semaine, niveau de vie etc) et contextuelles (caractéristiques du lieu d'habitation). Cette enquête a été construite en respectant le « Guide de déontologie des *bonnes pratiques en épidémiologie* ». De plus nous avons vérifié la représentativité des deux échantillons (cas et témoins) avec d'une part l'ensemble des victimes de 14 à 17 ans du Registre et d'autre part avec la population du Rhône de cette tranche d'âge.

Bien que très intéressants, les résultats des modèles de régression par catégories d'usagers restent à confirmer par d'autres études plus importantes (plus de victimes).

10. Discussion, conclusions

Synthèse des résultats

Chez les moins de 25 ans du Rhône nous avons montré que les **incidences d'accidents corporels** sont plus importantes dans les communes défavorisées (avec ZUS) que dans les autres communes pour les principaux types d'usagers. C'est l'inverse pour les deux-roues à moteur. C'est pour les accidents de piétons, les moins fréquents, que les différences sont les plus nettes entre les deux types de communes. Le sur-risque global (piétons de moins de 25 ans) des communes avec ZUS est de 2,3 chez les garçons et 2,4 chez les filles. Le sur-risque existe significativement pour toutes les tranches d'âge, et atteint son maximum entre 5 et 9 ans : RI=3,2 chez les garçons et 4,3 chez les filles. De même quand on utilise un indicateur à trois modalités, c'est aussi pour les accidents de piétons que l'on observe le plus fort gradient : par rapport aux communes sans ZUS les RI des communes avec 1 ZUS sont de 1,5 pour les garçons et de 1,8 pour les filles, alors que ceux des communes avec 2 ou 3 ZUS sont de 2,5 pour les garçons et de 2,2 chez les filles.

Bien que plus fréquentes dans les zones défavorisées, les blessures par accident de la route y sont **moins graves** que dans les autres zones, ceci étant attribuable à des caractéristiques d'accidents différentes (moins de routes, milieu urbain). Cet effet apparemment « protecteur » est dû au fait que **l'augmentation des incidences** porte seulement sur les blessures légères. Pour les deux sexes, les incidences des **blessures légères** sont supérieures pour les habitants des communes avec ZUS en voiture, à vélo, à pied et lors de l'usage de patins/rollers/planche à roulettes. En revanche les incidences des blessures graves n'augmentent pas pour les automobilistes, cyclistes et piétons.

Les résultats observés pour l'ensemble des moins de 25 ans sont également valables pour la sous-catégorie des 14-17 ans : sous risque à 2RM, sur-risque en voiture (garçons), à vélo et surtout à pied, uniquement pour les blessures légères.

Au vu de ces premiers résultats, nous émettions l'hypothèse que l'utilisation d'un indicateur socioéconomique contextuel plus fin tel que l'IRIS permettrait d'observer des différences d'incidences plus importantes. Que ce soit en prenant en compte la présence d'une ZUS ou une échelle de pauvreté spécialement construite avec de multiples variables socioéconomiques nous observons des risques assez semblables à ceux que nous observions à l'échelle de la commune.

Le sur-risque d'accident de piéton dans les zones les plus défavorisées demeure significatif même après **prise en compte de l'exposition** telle que mesurée dans l'EMD. En revanche le sous-risque d'accident à deux-roues motorisé chez l'ensemble des jeunes des zones défavorisées semble attribuable à un moindre usage de ce mode. C'est ainsi que la prise en compte du nombre d'usagers pour chaque mode fait apparaître pour les garçons qu'il est plus dangereux d'être passager de voiture ou usager de 2RM lorsque on habite une commune avec ZUS. La prise en compte des distances parcourues pour chaque

mode augmente encore le risque pour les garçons automobilistes, usagers de 2RM et enfants cyclistes de 10-17 ans des communes avec ZUS. Chez les filles cette prise en compte augmente le risque des automobilistes de 18-24 ans des communes avec ZUS.

Il est à remarquer que la quantité d'usage en semaine montre une relation dose-effet avec les accidents à 2RM ; l'effet de l'usage en week-end, moins fréquent, ne montre pas de gradient mais les risques sont plus élevés.

Dans l'enquête cas-témoins Isomerr-Jeunes il apparaît que l'effet de la catégorie socioprofessionnelle ne va pas dans le même sens que celui du type de commune, en effet les jeunes dont les pères (ou les mères) sont ouvriers et employés sont ceux qui ont le plus d'accidents à 2RM dans les deux types de commune. Ce sur-risque est attribuable à des trajets plus longs. Pourtant l'interaction entre la catégorie socioprofessionnelle du père ou de la mère et le type de commune (avec ou sans ZUS) n'est pas significative.

Les quantités d'usages influencent donc fortement le risque d'accident à 2RM, et aussi à vélo.

Les **variables d'ajustement** tels que les comportements à risque et l'exposition (la mobilité) pris en compte dans les modèles multivariés se révèlent être de bons facteurs intermédiaires entre le niveau socioéconomique individuel et contextuel des jeunes et leurs accidents. Cependant ce sont les facteurs intermédiaires d'exposition qui se révèlent les plus pertinents.

La **première différence sociale** pour les accidents corporels de la circulation comme pour l'usage des modes est liée au **genre**. C'est pour les accidents à 2RM que l'on observe pour l'ensemble des moins de 25 ans les plus fortes différences entre sexes. Elles sont maximales à partir de l'âge de 15 ans. Pour ce mode, les rapports d'incidences garçon/fille sont de 6,9 dans les communes avec ZUS et 4,9 dans les communes sans ZUS. Viennent ensuite les accidents à vélo. Avec ce mode les plus grandes différences entre sexes s'observent entre 10 et 20 ans ; pour l'ensemble des moins de 25 ans les rapports d'incidences garçon/fille sont de 3,4 dans les communes avec ZUS et 3,7 dans les communes sans ZUS. En continuant dans un ordre décroissant, ce sont les accidents à rollers qui se placent en troisième position avec des rapports d'incidences garçon/fille de 1,5 dans les communes avec ZUS et de 2,2 dans les communes sans ZUS. Ils sont suivis par les accidents piétons avec un rapport d'incidences (garçon/fille) identique dans les deux types de communes de 1,3 et en dernière position, se placent les accidents en voiture avec un rapport d'incidences identique dans les deux types de communes, de 1,1.

Ces différences de risques d'accidents entre sexes sont en grande partie attribuables à des différences d'**usage des modes**. Par exemple l'utilisation des deux-roues, surtout motorisés, est caractéristique du sexe masculin qui en revanche utilise moins les TC. On observe un gradient descendant avec l'âge pour le fait d'être transporté en voiture, la marche et l'usage du vélo. A contrario, l'usage augmente avec l'âge pour les déplacements en TC jusqu'à 17 ans, puis le taux chute pour les jeunes

adultes. L'usage du vélo est maximal avant 14 ans. L'usage des TC est typiquement urbain ce qui est logique compte tenu des grandes différences dans le niveau de service offert, tandis que les ruraux se font plus transporter en voiture et utilisent plus les 2RM.

Même après prise en compte de ces trois variables déterminantes (sexe, âge et caractère urbain de la commune d'habitation), l'aisance des ménages (revenu par UC) a un effet sur l'usage des TC (maximal chez les plus aisés, minimal pour les tranches intermédiaires), le fait de conduire un 2RM (minimal chez les moins aisés) et le fait de conduire une voiture (croissant avec le revenu). En contrôlant les autres variables, les jeunes des ménages non motorisés utilisent moins souvent la voiture et à l'inverse, plus souvent les TC et la marche. Enfin à revenu égal, les jeunes vivant en banlieue dans une zone fine sans ZUS et ceux des communes rurales sont plus souvent passagers d'une voiture.

Dans les deux échantillons (EMD et échantillon des témoins) nous observons d'importantes différences socioéconomiques contextuelles (entre zones fines avec et sans ZUS et entre communes avec et sans ZUS) concernant le taux d'usage des modes. Cependant, parmi les usagers, les différences contextuelles des quantités d'usage des modes (distances, temps de parcours et nombre de déplacements) ne sont pas très importantes.

Toutes choses étant égales par ailleurs, les jeunes dont le référent du ménage a plus de 40 ans sont plus souvent **équipés** (une voiture) **ou multi-équipés** (deux voitures ou plus) que ceux dont le référent a moins de 40 ans. De façon similaire ceux qui vivent en zone périurbaine/rurale ou en banlieue sont plus souvent équipés ou multi-équipés que ceux qui vivent dans Lyon-Villeurbanne (centre de l'agglomération). Le nombre de personnes dans le ménage est positivement associé avec l'équipement ou multi-équipement des ménages des jeunes. Les jeunes des zones défavorisées, avec ZUS, et ceux qui vivent dans les ménages les plus pauvres sont moins souvent équipés ou multi-équipés que les jeunes issus de ménages avec des revenus par UC élevés et vivant au sein des zones sans ZUS.

Les adolescents résidant dans des zones avec ZUS sont moins concernés par la pratique de la **conduite accompagnée** que les autres. Il en est de même pour les adolescents de ménage avec un revenu par UC inférieur à la médiane ou ayant moins de deux véhicules dans le ménage. En contrôlant la situation financière familiale, le fait de résider en zone avec ZUS n'est plus associé à une sous-pratique de conduite accompagnée. Le revenu du ménage par UC exerce un effet gradient sur l'accès à la conduite accompagnée. Les jeunes vivant dans un ménage sans voiture ou mono-équipés et qui ont un faible revenu ont moins accès à la conduite accompagnée. Le rôle des facteurs socioéconomiques individuels est ici mis en lumière.

En contrôlant l'effet de l'âge, du sexe et de la variable de localisation résidentielle « ville », seuls le type de zone d'habitation et le nombre de véhicules sont significativement associés à la possession du **permis de conduire**. Les jeunes vivant dans une zone défavorisée (avec ZUS) ont, de façon significative, moins souvent le permis que les autres. Le nombre de véhicules à disposition des jeunes au sein du ménage a un effet gradient sur la possession du permis et sur le fait de prendre des leçons de conduite. En particulier, les jeunes qui n'ont pas accès à une voiture dans leur foyer ont nettement moins le permis (OR = 0,12) et sont moins souvent en formation (OR = 0,10) que les jeunes faisant partie de ménages disposant de deux voitures ou plus, mais c'est également le cas (de façon moins prononcée mais toujours significative) pour les jeunes appartenant à des ménages à une voiture (OR = 0,35 et 0,38 respectivement). Ce résultat qui traduit une plus grande dépendance globale à la voiture dans les ménages multi-équipés semble montrer que, toutes choses égales par ailleurs, la transmission de la motorisation se fait d'autant plus précocement que le recours à la voiture pour assurer les besoins de mobilité du ménage est déjà élevé.

Au total, les inégalités d'accès aux modes peuvent donc se révéler paradoxalement 'protectrices' en termes de risque routier, le 2RM étant le mode le plus accidentogène et les transports en commun étant le mode le plus sûr. Il est assez frappant de constater que le calendrier des accidents décalé de quelques années vers le haut pour les filles par rapport aux garçons reflète à la fois un moindre usage d'un mode très accidentogène (2RM) avant 18 ans et l'obtention du permis moins précoce (et un usage effectif moins fréquent de la voiture comme conducteur) entre 18 et 24 ans.

Réflexions sur les méthodes

Les conditions de mobilité et le risque d'accidents routier font malheureusement partie de champs de recherche largement séparés. C'est ainsi qu'aucun des systèmes d'enquête existants ne recueille simultanément ces deux types d'information, à l'exception de l'enquête nationale transport que nous n'avons pas eu le temps d'analyser.

Ainsi le **Registre du Rhône** ne dispose pas de caractéristiques socioéconomiques individuelles des victimes. Cependant le Registre a un taux de couverture bien plus élevé que les données policières et il a l'avantage de disposer d'informations médicales, notamment le bilan lésionnel complet de chaque victime, codé selon une classification traumatologique internationale qu'est l' AIS (AAAM 1990).

Il est à noter que les incidences sont largement sous évaluées dans ces analyses, à cause des victimes avec une commune inconnue qui n'ont pas été prises en compte dans les calculs. Cependant, nous nous intéressons aux rapports d'incidences entre les communes avec et sans ZUS en espérant que les adresses manquantes se répartissent au hasard entre les deux types de communes. De plus, les différences

des caractéristiques (âge, sexe,...) des jeunes avec des communes d'habitation inconnues et ceux avec une commune connue ne sont pas importantes.

Dans l'**EMD**, nous ne disposons d'aucune information concernant les accidents de la circulation. En appliquant la pondération à l'échantillon des jeunes du département du Rhône, la répartition en âges et sexes apparaissait légèrement différente de celle de la population de plus de 5 ans du département. Nous ne maîtrisons pas les éventuels biais de recrutements de l'EMD. Il nous a paru préférable, lors du rapprochement avec le Registre, de redresser encore une fois l'échantillon afin d'obtenir la structure d'âges et sexes du recensement de la population de 2006.

De plus nous ne disposons pas d'informations sur la marche « habituelle » des jeunes mais seulement sur un jour de semaine. Cependant l'EMD fournit des renseignements bien détaillés sur la mobilité de la population du Rhône et a permis une analyse des inégalités sociales par l'utilisation simultanée de variables individuelles et contextuelles qui est indispensable pour comprendre les inégalités d'accidents.

L'usage habituel déclaré des modes de transports est a priori susceptible de sous-estimer les variations de mobilité entre individus car ce sont des classes de fréquence qui sont recueillies et non des niveaux d'usage précis. A l'inverse l'usage d'un jour de semaine, quant à lui peut-tendre à surestimer les variations interindividuelles de mobilité, du fait de l'existence d'une variabilité intra-individuelle, d'un jour à l'autre. Toutefois, il est à noter que le croisement de ces deux types d'informations met en évidence des informations très cohérentes. La complémentarité de ces deux recueils permet d'estimer plus sûrement des non-usages par la variable fréquentielle que par la mobilité de la veille.

La dernière base de données, l'**enquête de type cas-témoins**, a l'avantage de disposer à la fois des accidents, de la mobilité et des caractéristiques individuelles et contextuelles des jeunes. Cependant elle présente l'inconvénient d'un faible nombre de victimes aboutissant à un manque de puissance statistique dans l'étude des risques d'accidents par mode de transport.

Le Rhône est un département très urbanisé et dense. L'aire urbaine de Lyon s'étend en dehors du département et compte environ 1,6 million habitants en 2005. En France, les ZUS sont par définition des zones urbaines. Cet indicateur ne permet pas de détecter des contextes défavorisés ruraux. Il a cependant l'avantage d'exister pour la France entière. Par contre l'indicateur construit à partir des données de l'IRIS serait pertinent pour l'ensemble du territoire.

Les **analyses** effectuées dans la thèse s'inscrivent dans un panel assez large comprenant des statistiques descriptives et analytiques. Quand il était possible et nécessaire, les analyses ont été effectuées avec des modèles qui tenaient compte de la structure hiérarchique des données tels que les modèles multiniveaux. Nous avons également eu recours à des modèles statistiques tenant compte d'une pondération inégale « surveylogitic » ainsi qu'à des régressions logistiques généralisées.

L'usage des OR, comme une approche du Risque Relatif (RR) devrait théoriquement se limiter aux cas où les RR ne sont pas calculables, comme par exemple l'enquête cas-témoin ou quand l'événement étudié est rare, dans ce cas l'OR est proche du RR. La seule fois où l'utilisation des OR n'est pas vraiment justifiée dans la thèse c'est quand nous étudions avec une régression logistique les facteurs contribuant à avoir un accident dans sa commune d'habitation plutôt qu'ailleurs. Ici il aurait été intéressant de calculer RR. Malgré cela les OR sont robustes dans le renseignement d'une association significative entre la variable à expliquer et les variables explicatives (Breslow and Day 1980). Les autres analyses traitent soit de la gravité des blessures d'accidents, qui constitue un événement rare soit des OR obtenus à l'aide d'une régression logistique multiniveaux ou tenant compte d'une pondération complexe (surveylogistic).

L'IRIS s'avère tout à fait pertinent pour étudier l'effet des caractéristiques socioéconomiques du contexte. L'utilisation de la commune semble néanmoins plus raisonnable, étant donné l'importance du travail de codage des adresses en IRIS. Il aurait été pertinent de comparer l'analyse en communes et en IRIS uniquement sur les communes découpées en IRIS (les plus grandes) pour mieux mesurer la valeur ajoutée de l'utilisation d'un indicateur contextuel à l'échelle de l'IRIS.

Interprétation des résultats au vu de la littérature

En France, excepté une étude menée dans l'aire métropolitaine de Lille (Fleury et al. 2010) concernant 1251 impliqués de tous âges (indemnes ou blessés) dans un accident en tant que piéton, conducteur ou passager, et vivant dans cinq zones urbaines sensibles (ZUS), et 612 personnes vivant dans des zones de contrôle limitrophes aux ZUS il n'y a pas à notre connaissance d'autres recherches sur les liens entre les facteurs socioéconomiques, la mobilité et les accidents corporels de la circulation. Les auteurs de l'étude menée à Lille ne trouvent pas de différence de gravité entre les deux zones en considérant deux catégories de gravité (indemnes et blessés légers versus blessés graves ou tués). En revanche ils montrent qu'au total les personnes vivant en ZUS ont un sur-risque significatif d'être impliqués dans un accident corporel de 1,4 (sans distinguer la catégorie d'usager, l'âge ou le sexe). Les auteurs expliquent ces différences par des comportements de prise de risque «*antisocial behaviours*» et une mobilité différente entre les deux types de zones. En s'appuyant sur la littérature ils montrent qu'en contrôlant le niveau d'étude (variable socioéconomique individuelle) les habitants des ZUS sont moins mobiles que ceux d'autres zones. Nous n'observons que partiellement ce constat en étudiant des catégories fines d'âge et sexe. Dans les zones fines avec ZUS l'usage de l'ensemble des modes de transports un jour de semaine est moins fréquent pour les garçons de 14-17 ans que ceux des autres zones fines. Par contre les filles de 18-24 ans des zones fines avec ZUS utilisent plus souvent l'ensemble des modes que celles des autres zones fines. De même dans notre étude parmi les usagers le nombre moyen de déplacements, les temps, et les distances moyennes de déplacements ne sont pas significativement moins importantes pour les habitants des zones fines sans ZUS.

Les plus fortes différences socioéconomiques contextuelles, observées dans le chapitre 5 « accidents des jeunes en fonction de leur commune d'habitation » concernent les accidents de piétons. Ce résultat est conforme à ceux de (Abdalla et al. 1997; Hippisley-Cox et al. 2002; Graham et al. 2005; Edwards et al. 2008).

Nos résultats sur les accidents à deux-roues à moteur sont conformes à ceux des chercheurs suédois (Hasselberg et al. 2001; Zambon and Hasselberg 2006), qui trouvent que les risques des personnes défavorisées «*unskilled workers*» sont plus élevés que ceux des catégories sociales plus favorisées «*Intermediate and high level salaried employees*» (variable socioéconomiques individuelles). De même, une autre étude suédoise de type multiniveaux montre, comme nous, que vivre dans un quartier « pauvre » (*more fragmented areas and with higher concentrations of immigrants*), apparaît comme un « effet protecteur » concernant le risque d'accident à deux-roues à moteur des jeunes de 7 à 16 (Laflamme et al. 2009). Ce sous-risque d'accident est expliqué par un moindre usage du deux-roues à moteur dans les zones pauvres.

Pour expliquer le sur-risque au kilomètre parcouru dans les communes avec ZUS, on peut émettre l'hypothèse de comportements à risque plus fréquents dans les milieux défavorisés (Vaez and Laflamme 2005) généralement moins instruits et moins sensibles aux démarches de prévention. Ces comportements peuvent être l'absence de casque ou de ceinture de sécurité. La vétusté des véhicules pourrait également agir.

Une étude anglaise (Christie et al. 2007) menée dans dix quartiers pauvres interroge les parents d'enfants de 9 à 14 ans sur la perception du risque d'accidents de la circulation de leurs enfants au sein du quartier d'habitation. Pour les parents les principaux risques encourus par les jeunes dans les quartiers sont : « *the illegal and antisocial behavior of drivers and riders and the speed and volume of traffic* ».

Dans l'enquête cas-témoins, les liens entre les différentes prises de risques sont assez forts chez les jeunes, c'est ainsi que nous avons observé que les jeunes qui déclarent utiliser un deux-roues à moteur ont plus souvent des comportements à risques de santé en ce qui concerne la consommation d'alcool de tabac et de marijuana. Ce résultat va dans le même sens que celui d'une autre étude menée auprès de 832 étudiants de 2^{ème} année des universités lyonnaises qui montre un fort lien entre les différentes prises de risques. Cette étude montre que les différents risques s'accumulent chez les mêmes personnes, c'est ainsi que les jeunes qui s'enivrent souvent sont aussi ceux qui ne respectent pas les limitations de vitesse (Chiron and Le Breton-Gadegbeku 2000).

Une autre explication possible pour le sur-risque d'accident dans les zones défavorisée concerne les caractéristiques physiques de l'environnement. Nous n'avons pas du tout étudié cet aspect. Cependant des travaux concernant les caractéristiques physiques de l'environnement en Californie soulignent l'importance dans les quartiers pauvres du volume du trafic ou la présence de voies larges (Gunier et al. 2003; Green et al. 2004). En France les travaux de Millot sur le développement urbain et l'insécurité (Millot 2003) routière étudient l'influence de certaines propriétés et formes urbaines (caractéristiques des quartiers de la communauté urbaine de Lille) sur la sécurité routière. L'auteur avance que d'autres caractéristiques que les formes urbaines (telles que pavillonnaire, traditionnel, grand ensemble,...) influencent les problèmes de sécurité routière comme l'organisation du réseau routier, la répartition des usagers dans l'espace public, l'organisation de l'espace public en dehors de la voirie.... L'auteur ne montre pas de différence de sécurité routière entre les différentes formes urbaines étudiées.

A notre connaissance, peu de recherches ont étudié l'effet des facteurs socioéconomiques sur la gravité des blessures d'accidents (Hasselberg et al. 2005; Zambon and Hasselberg 2006). Il n'est pas facile de comparer nos résultats à ces deux recherches suédoises qui étudient les effets de facteurs socioéconomiques individuels sur l'incidences des accidents par niveau de gravité chez les jeunes adultes conducteurs de 18 à 30 ans pour la première et les 16-25 ans accidentés à deux-roues à moteur pour la seconde. Les victimes d'accidents de voiture défavorisées ont des incidences d'accidents avec blessures graves plus élevées. Cet effet est expliqué par le fait que les victimes privilégiées utilisent des voitures

plus récentes et plus sûres. La seconde étude montre que les incidences des accidents à deux-roues à moteur avec blessures graves et ceux avec blessures légères sont dans les deux cas plus importantes pour les jeunes adultes défavorisés. Au final le facteur socioéconomique n'a pas d'effet sur la gravité. Par contre nos résultats sur la gravité peuvent se comparer à ceux d'une autre étude suédoise (Laflamme and Vaez 2007) montrant qu'en brut le facteur socioéconomique a un effet positif sur la gravité des blessures d'accidents de voiture (sur-risque pour les groupe des défavorisés), qui n'est plus significatif quand les caractéristiques de l'accident sont prises en compte dans une régression logistique multivariée. Nous trouvons que seuls les accidents avec blessures légères sont augmentés dans les zones défavorisées et que de ce fait la gravité brute y est inférieure pour les jeunes accidentés à pied ou en voiture. Les Zones Urbaines Sensibles se situant comme leur nom l'indique en milieu urbain, il est compréhensible que les accidents y soient moins graves. En effet nous savons que les accidents survenant sur route nationale ou départementale sont les plus graves en raison des vitesses pratiquées (ONISR 2009).

Concernant les inégalités de mobilité nos résultats vont dans le même sens que ceux d'autres études montrant qu'au sein des zones défavorisées il y a un moindre usage de la voiture expliqué par une moindre motorisation (Harzo and Rosales-Montano 1995). De même les habitants des zones défavorisées utilisent moins souvent les transports en commun, et plus souvent la marche (Coutard et al. 2004; Mignot and Rosales-Montano 2006).

Il est à souligner que les bienfaits de la marche et/ou de l'usage du vélo de façon régulière sont bien mis en évidence par l'OMS (Cavill et al. 2008) : exercice physique journalier lié à la baisse de la surcharge pondérale et à des bienfaits pour le système cardiovasculaire. Par exemple pour le vélo les bienfaits de l'usage journalier sont plus importants que le risque accidentel qui lui est associé (Johan de Hartog et al.). En ce sens le fait de marcher régulièrement pour les enfants et les jeunes des zones défavorisées n'est pas un désavantage. Le fait que la marche décroisse très nettement à l'adolescence est plutôt un signe inquiétant à relier avec l'augmentation de l'obésité chez les enfants et les jeunes. Cependant notre thèse ne prétend pas faire le tour de cette question.

Une étude menée dans trois grandes villes canadiennes auprès de groupes pauvres ou vulnérables montre que le fait de posséder le permis de conduire et une voiture se traduit au sein de ces groupes par un accroissement des distances parcourues, ce qui peut contribuer à améliorer leur accès aux « opportunités » urbaines (Morency et al. forthcoming). Dans un contexte où la dispersion des lieux d'activité, en particulier dans les zones où l'accessibilité sans voiture est faible, par exemple en zones périurbaines mal desservies ou en milieu rural, l'absence de permis de conduire et d'accès à la voiture peuvent entraîner des difficultés d'accès et contribuer ainsi aux processus d'exclusion sociale (voir par exemple pour les USA (Viry et al. 2008) et pour le Royaume-Uni, (Hine and Mitchell 2001; Shucksmith 2004; Lucas 2006; Preston and Rajé 2007). La possibilité de conduire une voiture qu'offre l'obtention du permis de conduire fait partie des ressources et aptitudes de base demandées pour s'insérer dans le monde

du travail, et plus généralement pour mener à bien les activités de la vie quotidienne (Orfeuill 2004; Le Breton 2005).

Dans les pays développés, Royaume Uni, États-Unis (Fol 2009; Lucas et al. 2009) ou France (Paulo, 2006; Mignot and Montano, 2006), l'accès des ménages à la voiture demeure lié au revenu. Les ménages à bas revenu sont moins nombreux à disposer de deux voitures que les ménages plus aisés. Ils sont, de même, plus souvent non motorisés en France (Nicolas et al., 2003) comme au Royaume Uni (Lucas et al. 2009). De même dans les zones urbaines défavorisées, la proportion de ménages motorisés apparaît systématiquement inférieure, comme cela a été observé en Écosse (Hine and Mitchell 2003). Nos résultats quantifiant ce phénomène pour la France ont été publiés dans (Haddak et al. 2010).

Peu d'études ont spécifiquement porté sur les difficultés d'obtention du permis de conduire selon le milieu social ou selon le niveau d'éducation atteint, à l'exception de celle de Priya et Uteng (2009) auprès de populations immigrées d'origine extra-européenne dans trois villes norvégiennes. Le coût financier d'accès au permis, difficile à assumer pour les populations immigrées à bas revenu, et les difficultés d'accès à la voiture qui en découlent compliquent leur accès à l'emploi (Priya et Uteng, 2009).

Concernant la conduite accompagnée, des études montrent qu'elle offre des avantages, il est ainsi prouvé que les accidents pendant la conduite accompagnée sont très rares (Gregersen et al. 2003) notamment quand on les compare avec l'implication dans des accidents des jeunes ayant eu le permis de conduire depuis peu. Il est également démontré que les conducteurs qui ont acquis une expérience importante avant d'obtenir le permis de conduire ont moins d'accidents pendant les premiers temps de conduite que les conducteurs qui ont moins d'expérience.

Dans notre analyse, nous montrons que les jeunes défavorisés aussi bien au niveau individuel que contextuel ont moins accès au permis de conduire et que le sexe féminin est un autre facteur défavorisant, toutes choses égales par ailleurs. Ce dernier aspect est rarement présent dans la littérature.

Retombées et perspectives

A travers un rapport édité chaque année, l'Observatoire national des zones urbaines sensibles (Onzus) met en évidence des écarts importants entre les quartiers sensibles et leurs propres agglomérations, notamment sur le plan de l'état de santé des habitants. Cette thèse contribue à approfondir ces constats sur un autre problème majeur de santé publique que constituent les accidents corporels de la circulation. Le rôle du contexte du quartier sur la santé de ses habitants a été déjà étudié (Chauvin and Parizot 2009). La présente thèse contribue à une meilleure compréhension de la façon dont le contexte de la zone d'habitation pèse sur la mobilité et les accidents corporels des jeunes, confirmant ainsi l'existence d'effets de contexte défavorables dans le cas des zones avec ZUS. Ces résultats peuvent ainsi nourrir les réflexions des acteurs (décideurs) de campagnes de prévention des risques routiers sur un meilleur ciblage des individus et des zones les plus à risques.

Les perspectives de recherches supplémentaires pourraient être la généralisation de nos analyses à l'ensemble du territoire français avec les données de l'enquête nationale transport ENT et celles des bulletins d'analyses d'accidents corporels BAAC qui enregistrent les accidents de la circulation et leurs victimes au niveau national. Les inégalités sociales individuelles et contextuelles de mobilité et d'accident de la circulation sont-elles les mêmes sur l'ensemble du territoire ? Plus largement sont-elles observées de la même manière d'un pays à l'autre en fonction d'une part de l'intensité de la ségrégation spatiale et d'autre part de l'aménagement plus ou moins sécuritaire de la voirie ? Les disparités socio-territoriales vis-à-vis de la mobilité et des accidents corporels s'observent-elles également dans les pays en développement où le volume du trafic ainsi que les accidents sont en forte augmentation ?

Les mécanismes des inégalités socioéconomiques de mobilité et d'accidents corporels de la circulation restent à expliquer. Les informations quantitatives d'exposition comme le nombre d'usage des modes, les distances et les temps de parcours, jouent un rôle capital dans la compréhension des inégalités. Cependant d'autres facteurs culturels ou comportementaux (les horaires de travail du ou des parents, ou encore le fait d'élever seul(e) ses enfants,...) ou de nature plutôt contextuels (présence d'espaces de jeux protégés ou de parcs publics, le type de routes ou encore le nombre de commerces dans le quartier...) restent à explorer. Le champ des recherches est encore largement ouvert pour arriver à attribuer à chacun de ces éléments sa part de responsabilité qui de plus est sans doute très variable d'un contexte à un autre.

Depuis 2002 nous observons d'importantes diminutions des accidents corporels de circulation chez les jeunes (ONISR 2006; ONISR 2009). En Angleterre et au Pays de Galles des chercheurs ont observé que les diminutions des accidents de la circulation des jeunes depuis les années 1990 diffèrent selon la catégorie socioéconomique des jeunes et de leurs familles (Roberts and Power 1996). Il serait particulièrement intéressant d'étudier si c'est le cas ailleurs, ce qui contribuerait à creuser encore les écarts entre catégories sociales.

11. Bibliographie

AAAM 1990. The abbreviated injury scale, 1990 revision. Des Plaines, Illinois, 60018 USA

- Abdalla, I. M., Raeside, R., Barker, D. and McGuigan, D. R., 1997. "An investigation into the relationships between area social characteristics and road accident casualties." *Accid Anal Prev* 29(5): 583-93.
- Adams, J., White, M. and Heywood, P., 2005. "Time trends in socioeconomic inequalities in road traffic injuries to children, Northumberland and Tyne and Wear 1988-2003." *Inj Prev* 11(2): 125-6.
- Agran, P. F., Winn, D. G., Anderson, C. L. and Del Valle, C., 1998. "Family, social, and cultural factors in pedestrian injuries among Hispanic children." *Inj Prev* 4(3): 188-93.
- AIS, 1990 Revision "The Abbreviated Injury Scale " USA: AAAM des Plaines, II Association for the Advancement of Automotive Medicine
- Aitkin, M. and Longford, N. T., 1986. "Statistical modelling in school effectiveness studies." *Journal of the Royal Statistical Society Series A*(149): 1-43.
- Amoros, E., Martin, J. L. and Laumon, B., 2003. "Comparison of road crashes incidence and severity between some French counties." *Accid Anal Prev* 35(4): 537-47.
- Amoros, E., Martin, J. L. and Laumon, B., 2006. "Under-reporting of road crash casualties in France." *Accid Anal Prev* 38(4): 627-35.
- Amoros, E., Martin, J. L. and Laumon, B., 2007. "Estimating non-fatal road casualties in a large French county, using the capture-recapture method." *Accid Anal Prev* 39(3): 483-90.
- Beck, F., Legleye, S. and Spilka, S. 2005. Les usages de drogues des adolescents Analyse de l'enquête ESCAPAD Paris 2004, Saint-Denis. OFDT: 104.
- Bijur, P. E., Stewart-Brown, S. and Butler, N., 1986. "Child behavior and accidental injury in 11,966 preschool children." *Am J Dis Child* 140(5): 487-92.
- Borrell, C., Rodriguez, M., Ferrando, J., Brugal, M. T., Pasarin, M. I., Martinez, V. and Plasencia, A., 2002. "Role of individual and contextual effects in injury mortality: new evidence from small area analysis." *Inj Prev* 8(4): 297-302.
- Braddock, M., Lapidus, G., Gregorio, D., Kapp, M. and Banco, L., 1991. "Population, income, and ecological correlates of child pedestrian injury." *Pediatrics* 88(6): 1242-7.
- Breslow, N. E. and Day, N. E., 1980. *Statistical methods in cancer research* Lyon, International Agency for research on cancer.
- Cassell, D. L. 2006 " Wait Wait, Don't Tell Me... You're Using the Wrong Proc! ." SAS Users Group International 31 Proceedings (SUGI) Statistics and data analysis, 193-31
- Caubel, D. 2005. *Disparités territoriales infra-communales (IRIS-2000) selon les niveaux de vie et les positions sociales sur les aires urbaines de Lyon, Borbeaux, Paris, Toulouse, Dijon, Pau, Agen et Villefranche sur Saone. Villes et territoires face aux défis de la mondialisation ASRDLF. Dijon*
- Cavill, N., Kahlmeier, S., Rutter, H., Racioppi, F. and Oja, P. 2008. *Methodological guidance on the economic appraisal of health effects related to walking and cycling. Economic assessment of transport infrastructure and policies. WHO.*
- Cervero, R., Sandoval, O. and Landis, J., 2002. "Transportation as a Stimulus to Welfare-to-Work: Private Versus Public Mobility." from <http://www.uctc.net/papers/435.pdf>.
- Chaix, B. and Chauvin, P., 2002. "[The contribution of multilevel models in contextual analysis in the field of social epidemiology: a review of literature]." *Rev Epidemiol Sante Publique* 50(5): 489-99.
- Challier, B. and Viel, J., 2001. "Pertinence et validité d'un nouvel indice composite français mesurant la pauvreté au niveau géographique." *Rev Epidemiol Sante Publique* 49: 41-50.
- Chau, N., Baumann, M., Falissard, B. and Choquet, M., 2008. "Social inequalities and correlates of psychotropic drug use among young adults: a population-based questionnaire study." *Int J Equity Health* 7(1): 3.

- Chauvin, P. and Parizot, I. 2009. Les disparités sociales et territoriales de santé dans les quartiers sensibles. I. d. d. l'onzus, observatoire national des zones urbaines sensibles. <http://www.ville.gouv.fr/?Les-disparites-sociales-et>.
- Chiron, M. and Le Breton-Gadegbeku, B. 2000. La prise de risque chez les étudiants Les collections de l'Inrets Rapport n° 226.
- Christie, N., Ward, H., Kimberlee, R., Towner, E. and Slaney, J., 2007. "Understanding high traffic injury risks for children in low socioeconomic areas: a qualitative study of parents' views." *Inj Prev* 13(6): 394-7.
- Claisse, G., Diaz Olvera, L., Dille, B., Paulo, C., Plat, D. and Pochet, P. 2000. Inégalités de déplacement et équité sociale : revenus, indices et inégalités d'accès à la voiture particulière. Rapport pour le Predit PUCA, LET
- Congdon, P., 1996. "Suicide and parasuicide in London: a small-area study." *Urban Studies* 33: 37-157.
- Coupland, C., Hippisley-Cox, J., Kendrick, D., Groom, L., Cross, E. and Savelyich, B., 2003. "Severe traffic injuries to children, Trent, 1992-7: time trend analysis." *Bmj* 327(7415): 593-4.
- Coutard, O., Dupuy, G. and Fol, S., 2004. "Mobility of the Poor in Two European Metropolises: Car Dependence Versus Locality Dependence." *Built Environment* 30(2).
- Cubbin, C., LeClere, F. B. and Smith, G. S., 2000. "Socioeconomic status and injury mortality: individual and neighbourhood determinants." *J Epidemiol Community Health* 54(7): 517-24.
- Cubbin, C., LeClere, F. B. and Smith, G. S., 2000. "Socioeconomic status and the occurrence of fatal and nonfatal injury in the United States." *Am J Public Health* 90(1): 70-7.
- Debrand, T., Allonier, C., Lucas, V. and Pierre, A. 2009. L'impact du contexte sur l'état de la santé de la population : le cas des zones urbaines sensibles
- Diez-Roux, A. V., 2000. "Multilevel analysis in public health research." *Annu Rev Public Health* 21: 171-92.
- Diez Roux, A. V., 2004. "Estimating neighborhood health effects: the challenges of causal inference in a complex world." *Soc Sci Med* 58(10): 1953-60.
- Drummer, O. H., Gerostamoulos, J., Batziris, H., Chu, M., Caplehorn, J., Robertson, M. D. and Swann, P., 2004. "The involvement of drugs in drivers of motor vehicles killed in Australian road traffic crashes." *Accid Anal Prev* 36(2): 239-48.
- Duperrex, O., Bunn, F. and Roberts, I., 2002. "Safety education of pedestrians for injury prevention: a systematic review of randomised controlled trials." *Bmj* 324(7346): 1129.
- Dupuy, G., 1999. "From the "magic circle" to "automobile dependence": measurements and political implications." *Transport Policy* 6(1): 1-17.
- Durkin, M. S., Davidson, L. L., Kuhn, L., O'Connor, P. and Barlow, B., 1994. "Low-income neighborhoods and the risk of severe pediatric injury: a small-area analysis in northern Manhattan." *Am J Public Health* 84(4): 587-92.
- Edwards, P., Green, J., Lachowycz, K., Grundy, C. and Roberts, I., 2008. "Serious injuries in children: variation by area deprivation and settlement type." *Arch Dis Child* 93(6): 485-9.
- Edwards, P., Roberts, I., Green, J. and Lutchmun, S., 2006. "Deaths from injury in children and employment status in family: analysis of trends in class specific death rates." *Bmj* 333(7559): 119.
- Elliott, M. A. and Baughan, C. J. 2003. The behaviour of adolescent road users. B. R. i. R. Safety. London, Department for Transport. Thirteenth Seminar pp.65-78.
- Engstrom, K., Diderichsen, F. and Laflamme, L., 2002. "Socioeconomic differences in injury risks in childhood and adolescence: a nation-wide study of intentional and unintentional injuries in Sweden." *Inj Prev* 8(2): 137-42.
- Engstrom, K., Laflamme, L. and Diderichsen, F., 2003. "Equalisation of socioeconomic differences in injury risks at school age? A study of three age cohorts of Swedish children and adolescents." *Soc Sci Med* 57(10): 1891-9.
- Erbring, L. and Young, A. A., 1979. "Individuals and social structure : contextual effects as endogenous feedback." *Sociological Methods and Research* 7: 396-430.
- Erikson, R., 1984. "Social Class of Men, Women and Families " *Sociology* Vol. 18, (No. 4,): 500-514

- ETSC 2007. Socioeconomic consequences of road traffic injury in Europe Brussels, European Transport Safety Council.
- Faelker, T., Pickett, W. and Brison, R. J., 2000. "Socioeconomic differences in childhood injury: a population based epidemiologic study in Ontario, Canada." *Inj Prev* 6(3): 203-8.
- Ferrando, J., Rodriguez-Sanz, M., Borrell, C., Martinez, V. and Plasencia, A., 2005. "Individual and contextual effects in injury morbidity in Barcelona (Spain)." *Accid Anal Prev* 37(1): 85-92.
- Fleury, D., Peytavin, J. F., Alam, T. and Brenac, T., 2010. "Excess accident risk among residents of deprived areas " *Accid Anal Prev* 42(3).
- Fol, S., 2009. *La mobilité des pauvres*. Paris, Belin.
- Fyhri, A. and Hjorthol, R., 2009. "Children's independent mobility to school, friends and leisure activities." *Journal of Transport Geography* 17(5): 377-384.
- Gaffron, P., Hine, J. and Mitchell, F. 2001. *The role of transport in social exclusion: A Review of the Literature*, Scottish Central Research Unit.
- Gardenhire, A. D. and Sermons, M. W., June 28-July 1, 1999. Understanding automobile ownership behavior of low-income households : How behavioral differences may influence transportation policy *Personal Travel: The Long and Short of It*, Washington, D.C.
- Geckova, A., van Dijk, J. P., van Ittersum-Gritter, T., Groothoff, J. W. and Post, D., 2002. "Determinants of adolescents' smoking behaviour: a literature review." *Cent Eur J Public Health* 10(3): 79-87.
- Goldstein, H., 1986. "Multilevel mixed linear model analysis using iterative generalized least squares." *Biometrika* 73(43-56).
- Goeder, P. and Charny, M., 1993. "The difficulties of investigating motor vehicle traffic accident mortality in a district." *Public Health* 107(3): 177-83.
- Goyon, M. 2010. Adolescents sous influence, épreuves de mobilité et socialisation dans le périurbain de la Dombes. « Les mobilités éprouvantes. (Re)connaître les pénibilités des déplacements ordinaires ». Bruxelles, X^{ème} Colloque Mobilité spatiale et fluidité sociale (GT23 de l'AISLF). 16 p.
- Graham, D., Glaister, S. and Anderson, R., 2005. "The effects of area deprivation on the incidence of child and adult pedestrian casualties in England." *Accid Anal Prev* 37(1): 125-35.
- Green, R. S., Smorodinsky, S., Kim, J. J., McLaughlin, R. and Ostro, B., 2004. "Proximity of California public schools to busy roads." *Environ Health Perspect* 112(1): 61-6.
- Gregersen, N. P., Nyberg, A. and Berg, H. Y., 2003. "Accident involvement among learner drivers--an analysis of the consequences of supervised practice." *Accid Anal Prev* 35(5): 725-30.
- Guitton, E., Arnaud, C., Godeau, E., Navaro, F. and Grandjen., H., 2005. "Socioeconomical status, health behaviors and health status of French adolescents: Health Behavior in School-aged Children (HBSC) survey." *Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique* Vol 53, (N° 4 - septembre 2005): pp. 383-392.
- Gunier, R. B., Hertz, A., Von Behren, J. and Reynolds, P., 2003. "Traffic density in California: socioeconomic and ethnic differences among potentially exposed children." *J Expo Anal Environ Epidemiol* 13(3): 240-6.
- Haddak, M., Pochet, P., Licaj, I., Vari, J. and Mignot, D., 2010. Inégalités socio-spatiales de risque routier et mobilité à l'adolescence, in *Economie de la sécurité routière*. L. Carnis and D. Mignot. Paris, Economica.
- Haddak, M., Pochet, P., Licaj, I., Vari, J., Randriantovomanana, E. and Mignot, D., 2010. Socio-spatial inequalities in road risk and daily travel in adolescence. Selected Proceedings of the 12th World Conference on Transport Research Society.
- Haddak, M., Vari, J., Licaj, I., Pochet, P., Randriantovomanana, E., Hours, M., Chiron, M. and Mignot, D. 2009. *Projet ISOMERR-Jeunes : Inégalités sociales et territoriales de mobilité et d'exposition au risque routier. Rapport intermédiaire n°3 : "Enquêtes pilotes".* r. inrets/umrestte-let.
- Harrison, W. A. and Christie, R., 2005. "Exposure survey of motorcyclists in New South Wales." *Accid Anal Prev* 37(3): 441-51.
- Harzo, C. and Rosales-Montano, S. 1995. *Chômage déplacements: impact du chômage sur les pratiques et attitudes en matière de déplacements urbains*. Lyon, Observatoire Social-Lyon et Agence d'Urbanisme de la communauté urbaine de Lyon. pour le compte de la DIV, de l'UTP et de la DTT.

- Hasselberg, M. and Laflamme, L., 2008. "Road traffic injuries among young car drivers by country of origin and socioeconomic position." *Int J Public Health* 53(1): 40-5.
- Hasselberg, M., Laflamme, L. and Weitoft, G. R., 2001. "Socioeconomic differences in road traffic injuries during childhood and youth: a closer look at different kinds of road user." *J Epidemiol Community Health* 55(12): 858-62.
- Hasselberg, M., Vaez, M. and Laflamme, L., 2005. "Socioeconomic aspects of the circumstances and consequences of car crashes among young adults." *Soc Sci Med* 60(2): 287-95.
- Hewson, P., 2004. "Deprived children or deprived neighbourhoods? A public health approach to the investigation of links between deprivation and injury risk with specific reference to child road safety in Devon County, UK." *BMC Public Health* 4: 15.
- Hine, J. and Mitchell, F., 2001. "Better for everyone? Travel experience and transport exclusion." *Urban Studies* 38(2): 319-332.
- Hine, J. and Mitchell, F., 2003. "Transport disadvantage and social exclusion. Exclusionary mechanisms in Scotland " Aldershot, Ashgate.
- Hippisley-Cox, J., Groom, L., Kendrick, D., Coupland, C., Webber, E. and Savelyich, B., 2002. "Cross sectional survey of socioeconomic variations in severity and mechanism of childhood injuries in Trent 1992-7." *Bmj* 324(7346): 1132.
- Hjorthol, R. and Fyhri, A., 2009. "Do organized leisure activities for children encourage car-use? ." *Transportation Research A* 43(2): 209-218.
- Hourriez, J.-M. and Olier, L., 1997. "Niveau de vie et taille du ménage : estimations d'une échelle d'équivalence." *Economie et Statistique* n°308: 65-94.
- Huas, C., Hassler, C. and Choquet, M., 2008. "Has occasional cannabis use among adolescents also to be considered as a risk marker?" *Eur J Public Health* 18(6): 626-9.
- INSEE, 2006. "Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques " Retrieved <http://www.insee.fr/fr/default.asp>.
- Janke, M. K., 1991. "Accidents, mileage, and the exaggeration of risk." *Accid Anal Prev* 23(2-3): 183-8.
- Johan de Hartog, J., Boogaard, H., Nijland, H. and Hoek, G., "Do the health benefits of cycling outweigh the risks?" *Environ Health Perspect* 118(8): 1109-16.
- Jungwook, J., Jennufer, O., Randall, G. and Johnell, B., 2007a "Assessing Mileage Exposure and Speed Behavior Among Older Drivers Based on Crash Involvement Status." *Proceedings of the Transportation Research Board Annual Meeting, Washington, DC*
- Jungwook, J., Jennufer, O., Randall, G. and Johnell, B., 2007b. "Relationship between crash involvement and temporal-spatial driving activity patterns using GPS instrumental vehicle data." *Proceedings of the Transportation Research Board Annual Meeting, Washington, DC*
- Krieger, N., Williams, D. R. and Moss, N. E., 1997. "Measuring social class in US public health research: concepts, methodologies, and guidelines." *Annu Rev Public Health* 18: 341-78.
- Laflamme, L. 1998. *Social inequality in injury risks: knowledge accumulated and plans for the future.* Stockholm National Institute of Public Health
- Laflamme, L., Burrows, S. and Hasselberg, M. 2009. *Socioeconomic differences in injury risks. A review of findings and a discussion of potential countermeasures.* WHO, Karolinska Institutet.
- Laflamme, L. and Diderichsen, F., 2000. "Social differences in traffic injury risks in childhood and youth-a literature review and a research agenda." *Inj Prev* 6(4): 293-8.
- Laflamme, L. and Engstrom, K., 2002. "Socioeconomic differences in Swedish children and adolescents injured in road traffic incidents: cross sectional study." *BMJ* 324(7334): 396-397.
- Laflamme, L., Hasselberg, M. and Burrows, S., 2010. "20 Years of Research on Socioeconomic Inequality and Children's-Unintentional Injuries Understanding the Cause-Specific Evidence at Hand." *Int J Pediatr*.
- Laflamme, L., Hasselberg, M., Reimers, A. M., Cavalini, L. T. and Ponce de Leon, A., 2009. "Social determinants of child and adolescent traffic-related and intentional injuries: a multilevel study in Stockholm County." *Soc Sci Med* 68(10): 1826-34.
- Laflamme, L. and Vaez, M., 2007. "Car crash and injury among young drivers: contribution of social, circumstantial and car attributes." *Int J Inj Contr Saf Promot* 14(1): 5-10.

- Langley, J., McGee, R., Silva, P. and Williams, S., 1983. "Child behavior and accidents." *J Pediatr Psychol* 8(2): 181-9.
- Laumon, B., Martin, J. L., Collet, P., Chiron, M., Verney, M. P., Ndiaye, A. and Vergnes, I., 1997. "A French road accident trauma registry: first results, ." 41st Annual Proceedings of the Association for the Advancement of Automotive Medicine Orlando, Florida (1997): pp. 127–137.
- Le Breton, E., 2005. "Bouger pour s'en sortir. Mobilité quotidienne et intégration sociale." Paris Armand Colin.
- Leclerc, A., Fassin, D., Granjean, H., Kaminski, M. and Lang, T., 2000. "Les inégalités sociales de santé." *Inserm La Découverte Recherches*.
- Lee, C. and Abdel-Aty, M., 2005. "Comprehensive analysis of vehicle-pedestrian crashes at intersections in Florida." *Accid Anal Prev* 37(4): 775-86.
- Lucas, K., 2006. "Providing transport for social inclusion within a framework for environmental justice in the UK." *Transportation Research Part. A* 40(10): 801-809.
- Lucas, K., Tyler, S. and Christodoulou, G., 2009. "Assessing the 'value' of new transport initiatives in deprived neighbourhoods in the UK." *Transport Policy* 16(3): 15-122.
- Lyons, G., 2003. "The introduction of social exclusion into the field of travel behaviour." *Transport Policy* 10: 339-342.
- Macpherson, A., Roberts, I. and Pless, I. B., 1998. "Children's exposure to traffic and pedestrian injuries." *Am J Public Health* 88(12): 1840-3.
- Maio, R. F., Green, P. E., Becker, M. P., Burney, R. E. and Compton, C., 1992. "Rural motor vehicle crash mortality: the role of crash severity and medical resources." *Accid Anal Prev* 24(6): 631-42.
- Males, M. A., 2009. "Poverty as a determinant of young drivers' fatal crash risks." *Journal of Safety Research* 40(6): 443-448.
- Mason, W. M., Wong, G. M. and Entwisle, B., 1983. Contextual analysis through the multilevel linear model. *Sociological methodology*. I. S. L. (Ed.). San Francisco, Jossey-Bass: 72-103.
- Massot, M.-H. and Zaffran, J., 2007. "Auto-mobilité urbaine des adolescents franciliens." *Espace Populations Sociétés* 2(3): 227-241.
- McMillan, T., Day, K., Alfonzo, M. and Anderson, C. 2006 "Johnny Walks to school-Does Jane? Sex differences in children's active travel to school." *Children, Youth and Environments* 16 75-89.
- McMillan, T. E., 2007. "The relative influence of urban form on a child's travel mode to school." *Transp. Res.: Part A* 41(1): 69-79.
- Meorency, P. 2010. Potentiel d'une approche populationnelle orientée vers la reconfiguration des environnements urbains pour améliorer la sécurité des piétons. *Faculté de médecine. Canada, Université de Montréal. PH.D.*
- Mignot, D. and Rosales-Montano, S., 2006. *Vers un droit à la mobilité pour tous, Inégalités, territoires et vie quotidienne*. Paris, La Documentation Française - PUCA.
- Millot, M. 2003. *Développement urbain et insécurité routière : influence complexe des formes urbaines* Transport, École Nationale des Ponts et Chaussées. Ph.D.
- Morency, C., Paez, A., Roorda, M. J., Mercado R. and S., F., forthcoming. "Distance traveled in three Canadian cities: Spatial analysis from the perspective of vulnerable population segments." *Journal of Transport Geography*.
- Morency, P. and Cloutier, M. S., 2006. "From targeted "black spots" to area-wide pedestrian safety." *Inj Prev* 12(6): 360-4.
- Mueller, B. A., Rivara, F. P., Lii, S. M. and Weiss, N. S., 1990. "Environmental factors and the risk for childhood pedestrian-motor vehicle collision occurrence." *Am J Epidemiol* 132(3): 550-60.
- Muhlmann-Weill, M., 2010. "Développer la pratique de la conduite accompagnée " www.permisdeconduire.gouv.fr.
- Nicolas, J.-P., Pochet, P. and Poimboeuf, H., 2003. "Towards sustainable mobility indicators: application to the Lyons conurbation." *Transport Policy* 10(3): 197-208.
- ONISR 2006. *La sécurité routière en France : Bilan de l'année 2005*. La Documentation Française. : 266 p. .
- ONISR, 2009. "La sécurité routière en France : Bilan de l'année 2008." *La Documentation Française* 266.
- Orfeuill, J.-P., 2004. *Transports, pauvretés, exclusions, l'état des savoirs*. Paris, Editions de L'Aube.

- Paulo, C. 2006. Inégalités de mobilités : disparité des revenus, hétérogénéité des effets Thèse de Doctorat de Sciences Economiques. Lyon, Université Lyon 2.
- Perneger, T. V., 1998. "What's wrong with Bonferroni adjustments." *Bmj* 316(7139): 1236-8.
- Pickett, K. E. and Pearl, M., 2001. "Multilevel analyses of neighbourhood socioeconomic context and health outcomes: a critical review." *J Epidemiol Community Health* 55(2): 111-22.
- Pless, I. B., Peckham, C. S. and Power, C., 1989. "Predicting traffic injuries in childhood: a cohort analysis." *J Pediatr* 115(6): 932-8.
- Pless, I. B., Verreault, R. and Tenina, S., 1989. "A case-control study of pedestrian and bicyclist injuries in childhood." *Am J Public Health* 79(8): 995-8.
- Pochet, P., Haddak, M., Licaj, I., Vari J., Randriantovomanana, E. and Mignot, D. 2010. Différenciations et inégalités sociales de mobilité chez les jeunes. Analyses de l'enquête ménages déplacements de Lyon 2005-2006. Isomerr Jeunes. r. i. n°3, PREDIT GO2. DRI: 88.
- Posner, J. C., Liao, E., Winston, F. K., Cnaan, A., Shaw, K. N. and Durbin, D. R., 2002. "Exposure to traffic among urban children injured as pedestrians." *Inj Prev* 8(3): 231-5.
- Poulos, R., Hayen, A., Finch, C. and Zwi, A., 2007. "Area socioeconomic status and childhood injury morbidity in New South Wales, Australia." *Inj Prev* 13(5): 322-7.
- Preston, J. and Rajé, F., 2007. "Accessibility, mobility and transport-related social exclusion." *Journal of Transport Geography* 15(3): 151-160.
- Priya, T. and Uteng, A., 2009. "Dynamics of transport and social exclusion: Effects of expensive driver's license." *Transp Policy* 16(3): 130-139.
- Pucher, J. and Dijkstra, L., 2003. "Promoting safe walking and cycling to improve public health: lessons from The Netherlands and Germany." *Am J Public Health* 93(9): 1509-16.
- Rangel, S. J., Martin, C. A., Brown, R. L., Garcia, V. F. and Falcone, R. A., Jr., 2008. "Alarming trends in the improper use of motor vehicle restraints in children: implications for public policy and the development of race-based strategies for improving compliance." *J Pediatr Surg* 43(1): 200-7.
- Raudenbush, S. W. and Bryk, A. S., 1986. "A hierarchical model for studying school effects." *Sociology of Education* 59: 1-17.
- Raux, C., Traisnel, J.-P., Pochet, P., Maizia, M., Croissant, Y., Bagard, V. and Péguy, P.-Y. 2006. Analyse et modélisation des comportements transports-habitat-localisations. Rapport R3. ETHEL.
- Rican, S., Jouglu, E. and Salem, G., 2003. "Inégalités socio-spatiales de mortalité en France." *Bulletin épidémiologique hebdomadaire* 30-31: 142-145.
- Rice, T. M., Peek-Asa, C. and Kraus, J. F., 2003. "Nighttime driving, passenger transport, and injury crash rates of young drivers." *Inj Prev* 9(3): 245-50.
- Roberts, I., Norton, R. and Jackson, R., 1995. "Driveway-related child pedestrian injuries: a case-control study." *Pediatrics* 95(3): 405-8.
- Roberts, I., Norton, R., Jackson, R., Dunn, R. and Hassall, I., 1995. "Effect of environmental factors on risk of injury of child pedestrians by motor vehicles: a case-control study." *Bmj* 310(6972): 91-4.
- Roberts, I., Norton, R. and Taua, B., 1996. "Child pedestrian injury rates: the importance of "exposure to risk" relating to socioeconomic and ethnic differences, in Auckland, New Zealand." *J Epidemiol Community Health* 50(2): 162-5.
- Roberts, I. and Power, C., 1996. "Does the decline in child injury mortality vary by social class? A comparison of class specific mortality in 1981 and 1991." *Bmj* 313(7060): 784-6.
- Schwartz, C. 2008. Lien entre test et intervalle de confiance. Cas particulier d'une moyenne, pour des échantillons gaussiens ou de grande taille http://www.statistix.fr/IMG/pdf/remarques_test_et_IC.pdf.
- Shucksmith, M., 2004. "Social exclusion in rural areas : a review of recent research " DEFRA London.
- Siegrist, J. and Marmot, M., 2006. "Social Inequalities in Health. New Evidence and Policy Implications. ." Oxford University Press
- Smink, B. E., Ruiters, B., Luthof, K. J., de Gier, J. J., Uges, D. R. and Egberts, A. C., 2005. "Drug use and the severity of a traffic accident." *Accid Anal Prev* 37(3): 427-33.
- Snijders, T. and Bosker, R., 1999. An introduction to basic and advanced multilevel modelling. London.
- Spallek, M., Turner, C., Spinks, A., Bain, C. and McClure, R., 2006. "Walking to school: distribution by age, sex and socio-economic status." *Health Promot J Austr* 17(2): 134-8.

- Sparks, G., Craven, M. A. and Worth, C., 1994. "Understanding differences between high and low childhood accident rate areas: the importance of qualitative data." *J Public Health Med* 16(4): 439-46.
- Thouez, J. P., Gangbè, M., Bergeron, J., Bussière, Y., Rannou A. and Bourbeau, R., 2005. "Measurement of pedestrian exposure to the potential dangers of daily activity-travel patterns in the region of Montreal " *Urban Transport*, MIT press, Boston: 249-256.
- Towner, E. M., Jarvis, S. N., Walsh, S. S. and Aynsley-Green, A., 1994. "Measuring exposure to injury risk in schoolchildren aged 11-14." *Bmj* 308(6926): 449-52.
- Townsend, P., Phillimore, P. and Beattie, A., 1988. "Health and Deprivation : Inequality and the North." Croom Helm London.
- Tuinstra, J., Groothoff, J. W., van den Heuvel, W. J. and Post, D., 1998. "Socio-economic differences in health risk behavior in adolescence: do they exist?" *Soc Sci Med* 47(1): 67-74.
- Vaez, M. and Laflamme, L., 2005. "Impaired driving and motor vehicle crashes among Swedish youth: an investigation into drivers' sociodemographic characteristics." *Accid Anal Prev* 37(4): 605-11.
- Van Vliet, W., 1983. "Children's Travel Behavior." *Ergonomics* 50(298): 61-65.
- Vanco, F. 2010 à paraître *Forme urbaine et durabilité du système de transport. Une approche par les coûts de la mobilité quotidienne des ménages sur l'agglomération lyonnaise*, Université Lyon 2. Thèse de Doctorat de Sciences Economiques.
- Vanco, F. and Verry, D. 2009. *Rising fuel price and household vulnerability: a French comparison. 2nd EuroCities-DATTA Workshop Urban mobility in Europe, impact of fuel price on car use. Namur: p18.*
- Verger, P., Saliba, B., Guagliardo, V., Bouhnik, A. and Eichenbaum-Voline, S., 2007. "Caractéristiques sociales individuelles, contexte résidentiel et prévalence des problèmes de poids dans la petite enfance : une analyse multiniveau." *Rev Epidemiol Sante Publique* 55: 347-56.
- Viner, R. and Booy, R., 2005. "Epidemiology of health and illness." *Bmj* 330(7488): 411-4.
- Viry, G., Kaufmann, V. and Widmer, E. D., 2008. *Social integration faced with commuting : More widespread and less dense support networks. in Ohnmacht, T., Maksim, A., Bergman, M. M. (eds). M. a. inequality. (UK)-Burlington (USA), Farnham 121-143.*
- West, P., 1997. "Health inequalities in the early years: is there equalisation in youth?" *Soc Sci Med* 44(6): 833-58.
- West, P. and Sweeting, H., 2004. "Evidence on equalisation in health in youth from the West of Scotland." *Soc Sci Med* 59(1): 13-27.
- WHO 2007. *Youth and Road Safety. World Health Organization*
http://www.who.int/violence_injury_prevention/publications/road_traffic/youth_road_safety.
- Wittink, R. 2001. *Promoting of mobility and safety of vulnerable road users Final report of the European research project PROMISING SWOV Institute for road Safety Research. Leidschendam. Netherland.*
- Zambon, F. and Hasselberg, M., 2006. "Socioeconomic differences and motorcycle injuries: age at risk and injury severity among young drivers. A Swedish nationwide cohort study." *Accid Anal Prev* 38(6): 1183-9.

12. Annexes

12.1. Annexes 1 Utilisation générale (habituelle) des 5 modes : distributions des variables telles qu'elles se présentent dans la base EMD.

Vélo				
FREQ_UTIL_	Fréquence	Pourcentage	Fréquence cumulée	Pourcent, cumulé
TOUS LES JOURS OU PRESQUE	185	3,63	185	3,63
2 DEPLACEMENTS PAR SEMAINE AU MINIMUM	539	10,56	724	14,19
2 DEPLACEMENTS PAR MOIS AU MINIMUM	328	6,43	1052	20,62
EXCEPTIONNELLEMENT	1366	26,77	2418	47,39
JAMAIS	2659	52,12	5077	99,51
NON CONCERNE	25	0,49	5102	100,00

2RM				
FREQ_UTI_1	Fréquence	Pourcentage	Fréquence cumulée	Pourcent. cumulé
TOUS LES JOURS OU PRESQUE	66	1,29	66	1,29
2 DEPLACEMENTS PAR SEMAINE AU MINIMUM	62	1,22	128	2,51
2 DEPLACEMENTS PAR MOIS AU MINIMUM	33	0,65	161	3,16
EXCEPTIONNELLEMENT	62	1,22	223	4,37
JAMAIS	4803	94,14	5026	98,51
NON CONCERNE	76	1,49	5102	100,00

VPC				
FREQ_UTI_2	Fréquence	Pourcentage	Fréquence cumulée	Pourcent. cumulé
TOUS LES JOURS OU PRESQUE	545	10,68	545	10,68
2 DEPLACEMENTS PAR SEMAINE AU MINIMUM	177	3,47	722	14,15
2 DEPLACEMENTS PAR MOIS AU MINIMUM	56	1,10	778	15,25
EXCEPTIONNELLEMENT	281	5,51	1059	20,76
JAMAIS	3370	66,05	4429	86,81
NON CONCERNE	673	13,19	5102	100,00

VPP				
FREQ_UTI_3	Fréquence	Pourcentage	Fréquence cumulée	Pourcent. cumulé
TOUS LES JOURS OU PRESQUE	1583	31,03	1583	31,03
2 DEPLACEMENTS PAR SEMAINE AU MINIMUM	1531	30,01	3114	61,03
2 DEPLACEMENTS PAR MOIS AU MINIMUM	457	8,96	3571	69,99
EXCEPTIONNELLEMENT	1023	20,05	4594	90,04
JAMAIS	500	9,80	5094	99,84
NON CONCERNE	8	0,16	5102	100,00

TC réseau Urbain				
FREQ_UTI_4	Fréquence	Pourcentage	Fréquence cumulée	Pourcent. cumulé
TOUS LES JOURS OU PRESQUE	1390	27,24	1390	27,24
2 DEPLACEMENTS PAR SEMAINE AU MINIMUM	396	7,76	1786	35,01
2 DEPLACEMENTS PAR MOIS AU MINIMUM	320	6,27	2106	41,28
EXCEPTIONNELLEMENT	1017	19,93	3123	61,21
JAMAIS	930	18,23	4053	79,44
NON CONCERNE	1049	20,56	5102	100,00

TC site propre				
FREQ_UTI_5	Fréquence	Pourcentage	Fréquence cumulée	Pourcent. cumulé
TOUS LES JOURS OU PRESQUE	1046	20,50	1046	20,50
2 DEPLACEMENTS PAR SEMAINE AU MINIMUM	393	7,70	1439	28,20
2 DEPLACEMENTS PAR MOIS AU MINIMUM	355	6,96	1794	35,16
EXCEPTIONNELLEMENT	917	17,97	2711	53,14
JAMAIS	747	14,64	3458	67,78
NON CONCERNE	1644	32,22	5102	100,00

12.2. Annexe 2 Usage des modes (%) selon la commune d'habitation (avec ZUS ou sans ZUS) le sexe et l'âge

Tableau 49 Usage des modes (%) selon la commune d'habitation (avec ZUS ou sans ZUS) le sexe et l'âge

	Communes défavorisées avec ZUS								Autres communes sans ZUS					
	10-13 ans		14-17 ans		18-24 ans		All A	10-13 ans		14-17 ans		18-24 ans		All B
Garçons														
Population	18982		20010		53082		92075	22150		22986		37213		82 348
Car pass.	6357	29%	3654	16%	2821	7%	15%	11992	55%	7774	31%	3446	14%	32%
Car driver *	-	-	514	5%	23839	62%	50%	-	-	1647	15%	16488	66%	50%
2RM	-	-	1201	5%	2681	7%	6%	-	-	4583	18%	3185	13%	15%
Vélo	11167	51%	12702	57%	18818	49%	52%	15328	70%	14792	69%	11843	47%	58%
Piéton	14274	65%	11361	51%	11592	30%	45%	10042	46%	8861	35%	7674	31%	37%
TC	4198	19%	11667	52%	18897	49%	42%	3499	16%	9930	39%	9412	38%	32%
Filles														
Population	18468		19686		60838		98992	21132		21572		37565		80269
Car pass.	4385	25%	4044	21%	3968	9%	15%	10368	53%	7617	35%	3841	14%	32%
Car driver *	-	-	814	8%	22713	50%	43%	-	-	1901	15%	19015	70%	52%
2RM	-	-	548	3%	920	2%	2%	-	-	1469	7%	1353	5%	6%
Vélo	7175	40%	6830	36%	16944	38%	38%	9394	48%	8695	40%	10479	39%	42%
Piéton	10890	61%	9083	47%	18627	41%	47%	9477	49%	6063	28%	7029	26%	33%
TC	5436	31%	10602	55%	25969	58%	51%	3234	17%	9059	42%	12483	46%	36%

1- Car passanger, public transportation : utilisation quotidienne ou quasi quotidienne en semaine

2- Car driver M2W and bicycle : utilisation régulière ou exceptionnelle en semaine

3- Utilisation de la marche à pied la veille du jour d'enquête, jours de semaine hors vacances scolaires

12.3. Annexe 3 Usage des modes (%) selon la commune d'habitation, le sexe et l'âge

Tableau 50 Usage des modes (%) selon la commune d'habitation, le sexe et l'âge

		Garçons				Filles			
		Communes avec ZUS n et %		Communes sans ZUS n et %		Communes avec ZUS n et %		Communes sans ZUS n et %	
2RM	14-17	1 201	5,4%	4 583	18,2%	548	2,8%	1 469	6,8%
	18-24	2 681	6,9%	3 185	12,7%	920	2,0%	1 353	5,0%
	Total	3 882	6,4%	7 768	15,5%	1 468	2,3%	2 822	5,8%
Voiture passager	5-9	20 023	89,2%	24 576	96,9%	21 409	92,7%	21 442	96,7%
	10-14	25 257	91,1%	28 168	93,2%	19 349	87,0%	22 300	95,1%
	15-19	24 565	88,0%	24 478	91,4%	23 526	88,7%	25 271	93,4%
	20-24	20 885	76,7%	12 006	80,0%	27 889	83,8%	14 583	90,0%
	Total	90 730	86,2%	89 227	91,7%	92 173	87,7%	83 597	92,4%
Voiture conducteurs	16-17	514	4,9%	1647	15,0%	814	8,5%	1 900	14,8%
	18-24	23 839	61,8%	16 488	65,9%	22 713	50,5%	19 015	69,9%
	Total	24 353	49,6%	18 136	50,3%	23 527	43,1%	20 916	52,3%
Transport en commun	5-9	16 124	71,8%	8 342	32,9%	17 359	75,2%	7 827	35,3%
	10-14	22 067	79,6%	13 446	44,5%	18 104	81,4%	11 213	47,8%
	15-19	25 528	91,5%	17 000	63,5%	24 917	93,9%	19 292	71,3%
	20-24	22 932	84,3%	8 518	56,8%	30 457	91,5%	11 747	66,0%
	Total	86 652	82,3%	47 306	48,6%	90 836	86,4%	50 079	55,3%
Vélo	5-9	10 173	45,3%	13 901	54,8%	12 694	55,0%	12 316	55,5%
	10-14	14 974	54,0%	20 711	68,6%	8 759	39,4%	11 242	48,0%
	15-19	14 756	52,9%	14 155	52,8%	10 275	38,7%	10 923	40,4%
	20-24	12 957	47,6%	7 097	47,3%	11 915	35,8%	6 404	36,0%
	Total	52 860	50,2%	55 865	57,4%	43 643	41,5%	40 885	45,2%

Il s'agit ici de l'usage habituel jusqu'à exceptionnel pour tous les modes

12.4. Annexe 4 Fréquence et taux d'utilisation un jour de semaine des différents modes par année d'âge et par sexe

(chapitre EMD : mobilité d'un jours de semaine)

Tableau 51 : Fréquence et taux d'utilisation un jour de semaine des différents modes par année d'âge et par sexe

		Garçons		Filles	
		Nombre de jeunes concernés*	% des jeunes concernés	Nombre de jeunes concernés*	% des jeunes concernés
Marche à pied	10-13	24 316	55,6	20 367	54,5
	14-17	20 129	42,5	15 220	37,1
	18-24	19 266	30,3	25 656	35,5
Vélo	10-13	2 739	6,3	753	2,0
	14-17	1 870	4,0	612	1,5
	18-24	3184	5,0	704	1,0
2RM	14-17	1 934	4,1	178	0,4
	18-24	1 524	2,4	225	0,3
Voiture passager	10-13	20 324	46,5	17 353	46,5
	14 -17	14 024	29,4	14 475	35,1
	18-24	9 351	14,7	13 314	18,4
Voiture conducteur	16-17	386	1,8	801	3,6
	18-24	20 613	32,4	18 130	25,1
Transport en commun	10-13	11 900	27,2	11536	30,9
	14 -17	25 688	55,7	24 788	60,7
	18-24	26 298	41,4	37 100	51,4

* Valeurs redressées

12.5. Annexe 5 Nombre moyen de déplacements par catégorie d'utilisateur (et pour l'ensemble des catégories), par sexe et par revenu familial pour les jeunes concernés pour chaque type d'utilisateur

Tableau 52 Nombre moyen de déplacements par catégorie d'utilisateur (et pour l'ensemble des catégories), par sexe et par revenu familial (en quartiles) pour les jeunes concernés pour chaque type d'utilisateur

		Garçons				Filles			
		Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4
Marche	10-13	3,12 [2,74-3,50]	2,78 [2,38-3,19]	2,52 [2,18-2,86]	2,61 [2,33-2,90]	3,46 [2,98-3,94]	2,94 [2,40-3,48]	2,23 [1,91-2,55]	2,53 [2,17-2,88]
	14-17	2,84 [2,46-3,23]	2,96 [2,58-3,34]	2,77 [2,35-3,19]	3,50 [2,91-4,08]	3,00 [2,64-3,35]	2,87 [2,48-3,26]	2,47 [2,08-2,85]	2,81 [2,29-3,34]
	18-24	2,50 [2,10-2,89]	2,62 [2,25-2,99]	2,25 [1,74-2,75]	2,25 [1,87-2,62]	2,64 [2,31-2,96]	2,60 [2,24-2,97]	2,8 [2,35-3,28]	2,26 [1,84-2,68]
Vélo	10-13	2,91 [1,99-2,88]	2,94 [0,67-5,21]	2,50 [1,57-3,43]	2,56 [1,80-3,32]	1		2,37 [0,84-3,91]	1,68 [1,01-2,35]
	14-17	2,60 [1,39-3,81]	2,17 [1,12-3,22]	3,99 [2,35-5,63]	2,0	0	2,7	2	2
	18-24	2,62 [1,89-3,36]	2,53 [1,142-3,91]	2,23 [1,59-2,86]	2,06 [1,53-2,59]	1,30	3,00	2	1,60
2RM	14-17	4,24	1,94 [1,43-2,44]	3,04 [1,01-5,07]	2,13 [1,81-2,45]	4	2	2	0
	18-24	2	3,69 [2,05-5,33]	2,61 [1,61-3,62]	2,66 [1,29-4,02]	0	1,55	3,12	0
Voiture passager	10-13	2,43 [1,99-2,88]	2,50 [2,12-2,88]	2,76 [2,46-3,07]	2,48 [2,18-2,79]	2,56 [2,00-3,12]	2,67 [2,12-3,21]	2,96 [2,43-3,49]	2,76 [2,39-3,12]
	14-17	2,25 [1,82-2,67]	1,89 [1,57-2,20]	2,19 [1,91-2,48]	1,74 [1,43-2,06]	2,36 [1,85-2,87]	2,22 [1,82-2,63]	2,37 [1,97-2,78]	2,10 [1,75-2,45]
	18-24	2,37 [1,86-2,89]	1,95 [1,50-2,41]	2,03 [1,63-2,42]	1,92 [1,52-2,32]	2,17 [1,77-2,56]	2,11 [1,73-2,48]	2,01 [1,60-2,41]	1,80 [1,50-2,09]
Voiture conducteur	16-17	0	2	1	2	3	2	1,54	1,49
	18-24	3,88 [3,23-4,54]	3,40 [2,91-3,88]	3,35 [2,91-3,73]	3,18 [2,62-3,74]	2,79 [2,13-3,45]	3,45 [2,94-3,96]	3,43 [2,90-3,96]	3,19 [2,79-3,59]
Transport en commun	10-13	2,41 [1,97-2,85]	2,11 [1,84-2,37]	2,08 [1,66-2,50]	1,77 [1,51-2,02]	1,86 [1,43-2,29]	2,02 [1,76-2,28]	2,05 [1,65-2,46]	1,89 [1,67-2,11]
	14-17	2,45 [2,18-2,73]	2,21 [2,02-2,40]	2,32 [2,06-2,57]	2,30 [2,02-2,57]	2,51 [2,23-2,80]	2,35 [2,13-2,56]	2,05 [1,88-2,22]	2,12 [1,85-2,39]
	18-24	2,41 [2,23-2,60]	2,32 [2,10-2,54]	2,52 [2,24-2,79]	2,19 [1,94-2,44]	2,50 [2,25-2,76]	2,34 [2,08-2,61]	2,47 [2,20-2,75]	2,17 [1,95-2,39]
Ensemble des catégories	10-13	3,93 [3,50-4,37]	3,51 [3,2-3,81]	3,50 [3,26-3,75]	3,58 [3,30-3,85]	4,00 [3,61-4,38]	3,27 [2,92-3,62]	3,61 [3,26-3,96]	3,76 [3,42-4,10]
	14-17	3,53 [3,24-3,83]	3,64 [3,32-3,96]	3,51 [3,24-3,78]	3,68 [3,35-4,02]	3,68 [3,35-4,02]	3,49 [3,25-3,73]	3,30 [3,05-3,56]	3,57 [3,19-3,95]
	18-24	3,75 [3,42-4,07]	3,79 [3,49-4,09]	3,83 [3,54-4,12]	3,58 [3,24-3,93]	3,69 [3,43-3,96]	3,84 [3,55-4,13]	3,96 [3,56-4,35]	3,47 [3,17-3,77]

12.6. Annexe 6 : Moyenne du temps de trajet par catégorie d'utilisateur, par sexe et par revenu familial pour les jeunes concernés pour chaque type d'utilisateur

Tableau 53: Moyenne du temps de trajet en minutes par catégorie d'utilisateur (et pour l'ensemble des catégories), par sexe et par revenu familial (en quartiles) pour les jeunes concernés pour chaque type d'utilisateur

		Garçons				Filles			
		Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4
Marche	10-13	30,88 [24,55-37,22]	27,62 [21,93-33,31]	20,60 [16,73-24,48]	27,92 [21,83-34,01]	37,42 [30,86-43,98]	23,44 [17,88-29,01]	26,23 [20,40-32,07]	26,27 [21,01- 31,53]
	14-17	34,96 [28,71-41,22]	31,82 [25,31-38,32]	35,73 [30,93-40,53]	30,28 [26,38-34,19]	32,52 [27,60-37,44]	31,42 [25,92-36,92]	23,12 [19,76-26,48]	30,61 [24,76-36,46]
	18-24	32,56 [26,47-38,64]	26,26 [21,71-30,82]	27,10 [21,11-33,08]	27,49 [22,64-32,34]	37,06 [30,97-43,16]	29,85 [25,37-34,32]	34,80 [29,06-40,54]	30,44 [23,93-36,95]
Vélo	10-13	30	23	31,58 [10,44-2,73]	33,72 [19,96-7,48]	0	0	26	15,60
	14-17	16	30,30 [18,17-2,44]	64,41 [33,82-5,01]	17	0	33	19	9
	18-24	41,78 [15,53-8,03]	31,89 [16,46-7,32]	69,10 [35,59-102,6]	27,22 [15,68-8,76]	30	50	20	22
2RM	14-17	37	27,69 [18,34-37,04]	23	33,84 [1,91-65,77]	20	10	10	0
	18-24	35	66,48 [1,15-131,80]	35,78 [22,21-49,35]	33,25 [14,27-52,23]	0	27	54	0
Voiture passager	10-13	39,28 [19,61-58,96]	26,75 [20,32-33,20]	26,69 [21,11-32,27]	24,18 [19,75-28,62]	28,97 [20,93-37,01]	28,06 [20,22-35,89]	31,25 [24,74-37,76]	29,98 [22,93-37,04]
	14-17	32,74 [21,34-44,15]	37,42 [20,20-54,64]	28,37 [23,26-33,48]	22,50 [17,02-27,99]	38,44 [22,13-54,75]	29,86 [20,67-39,06]	42,96 [34,03-51,89]	31,72 [25,36-38,09]
	18-24	56,65 [33,26-80,03]	27,88 [19,39-36,38]	37,15 [24,50-49,80]	32,89 [21,04-44,75]	40,00 [29,43-50,57]	36,67 [27,82-45,52]	36,67 [22,88-50,46]	31,73 [22,19-41,26]
Voiture conducteur	16-17	0	29	26	21	0	25	35	40
	18-24	70,31 [51,28-89,34]	58,61 [48,82-68,40]	64,05 [54,30-73,81]	62,61 [49,80-75,43]	63,64 [32,20-95,08]	59,84 [49,51-70,17]	62,65 [53,30-71,99]	66,65 [52,76-80,54]
Transport en commun	10-13	65,52 [51,71-79,32]	65,46 [53,29-77,64]	47,15 [38,49-55,81]	41,33 [35,08-47,57]	51,22 [37,36-65,09]	50,50 [40,99-60,02]	53,71 [39,21-68,21]	50,04 [40,89-59,19]
	14-17	80,31 [65,41-95,21]	77,19 [68,182-86,20]	79,96 [69,67-90,24]	67,32 [58,23-76,41]	84,77 [69,96-99,58]	79,45 [69,66-89,24]	69,69 [61,50-77,88]	63,85 [54,55-73,14]
	18-24	76,62 [67,88-85,37]	86,44 [75,29-97,58]	100,48 [85,09-115,8]	84,60 [70,58-98,64]	84,63 [74,11-95,15]	73,34 [64,32-82,35]	86,89 [76,78-97,01]	74,00 [65,71-82,28]
Ensemble des catégories	10-13	59,27 [47,77-70,77]	51,87 [44,39-59,35]	44,19 [39,19-49,19]	48,18 [42,21-54,14]	58,78 [50,21-67,34]	50,10 [40,66-59,54]	50,51 [43,39-57,64]	53,82 [44,81- 62,84]
	14-17	76,37 [65,37-87,37]	86,12 [75,85-96,39]	75,93 [68,22-83,64]	69,67 [62,78-76,55]	81,99 [70,98-92,99]	78,84 [68,81-88,87]	79,04 [70,93-87,15]	78,30 [69,36-87,24]
	18-24	87,41 [77,38-97,45]	85,83 [74,86-96,80]	97,72 [85,89-109,6]	83,22 [73,71-92,73]	90,21 [80,56-99,86]	81,80 [74,49-89,12]	92,55 [84,53- 100,6]	90,12 [78,68-101,5]

12.7. Annexe 7 Moyenne des distances parcourues par catégorie d'utilisateur, par sexe et par revenu familial pour les jeunes concernés pour chaque type d'utilisateur

Tableau 54 : Moyenne des distances parcourues en kilomètres par catégorie d'utilisateur (et pour l'ensemble des catégories), par sexe et par revenu familial pour les jeunes concernés pour chaque type d'utilisateur

		Garçons				Filles			
		Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4
Marche	10-13	2,11 [1,69-2,53]	2,14 [1,71-2,58]	1,82 [1,46-2,17]	2,11 [1,57-2,64]	2,88 [2,45-3,30]	2,09 [1,49-2,70]	1,91 [1,42-2,39]	1,93 [1,56-2,30]
	14-17	2,70 [2,06-3,34]	2,67 [2,04-3,29]	2,71 [2,19-3,23]	2,34 [1,99-2,69]	2,67 [2,18-3,15]	2,88 [1,75-4,00]	2,00 [1,64-2,36]	2,68 [2,26-3,10]
	18-24	2,23 [1,50-2,97]	2,13 [1,42-2,85]	2,06 [1,23-2,90]	1,58 [1,12-2,04]	2,40 [1,74-3,07]	2,14 [1,63-2,66]	2,59 [1,42-3,76]	2,87 [1,63-4,10]
Vélo	10-13	8,62	5,33 [2,68-7,97]	5,61 [3,59-7,64]	5,00 [3,94-6,05]	5,75	0	6,97	4,07
	14-17	2,96 [0,56-5,37]	3,90 [1,66-6,14]	15,49 [4,02-26,97]	4,32	0	13,93	3,37	1,65
	18-24	7,09 [3,35-10,84]	9,14 [3,40-14,88]	24,03	4,75 [2,48-7,02]	7,66	9,85	5,62	3,66
2RM	14-17	17,18	15,15 [7,38-22,91]	5,40 [2,42-8,38]	12,46 [1,34-23,59]	4,56	4,74	1,04	0
	18-24	14,37	27,97	22,03 [4,50-39,56]	24,00 [5,54-42,46]	0	9,38	29,27	0
Voiture passager	10-13	14,37 [8,25-20,49]	8,05 [5,89-10,21]	10,61 [8,08-13,15]	8,15 [6,30-9,99]	10,53 [5,41-15,65]	12,90 [7,42-18,38]	9,71 [7,40-12,02]	9,45 [7,14-11,75]
	14-17	16,16 [9,63-22,70]	13,03 [8,43-17,64]	13,44 [10,28-16,59]	11,05 [7,56-14,55]	16,78 [10,44-23,11]	17,66 [9,59-25,72]	15,74 [11,34-20,13]	11,62 [8,58-14,66]
	18-24	29,47 [17,65-41,29]	12,34 [7,59-17,09]	15,64 [10,95-20,34]	15,33 [9,83-20,82]	17,87 [12,12-23,62]	17,67 [12,58-22,77]	14,40 [9,50-19,30]	15,74 [8,13-23,34]
Voiture conducteur	16-17	0	20,91	4,48	6,61	12,43	11,50	17,96	8,62
	18-24	25,08 [17,93-32,23]	33,30 [25,83-40,76]	34,29 [29,13-39,46]	31,26 [23,11-39,42]	25,11 [15,17-35,06]	27,44 [21,96-32,92]	33,62 [27,58-39,65]	31,22 [25,42-37,01]
Transport en commun	10-13	11,18 [7,62-14,75]	12,25 [8,97-15,54]	11,02 [6,33-15,72]	7,86 [6,08-9,63]	7,80 [4,40-11,21]	10,58 [7,70-13,46]	8,57 [6,27-10,87]	8,28 [6,29-10,26]
	14-17	16,86 [12,20-21,51]	15,68 [13,25-18,12]	18,76 [15,65-21,86]	14,78 [12,43-17,12]	14,95 [11,81-18,09]	19,11 [14,26-23,96]	16,42 [13,87-18,98]	13,52 [10,86-16,18]
	18-24	15,51 [13,21-17,81]	20,99 [16,26-25,72]	25,05 [20,17-29,93]	17,87 [14,00-21,74]	18,25 [15,10-21,39]	15,40 [13,16-17,64]	20,69 [17,07-24,30]	15,32 [12,55-18,10]
Ensemble des catégories	10-13	10,50 [7,52-13,48]	8,71 [6,90-10,52]	10,49 [8,47-12,52]	8,06 [6,83-9,29]	8,40 [6,00-10,80]	11,21 [7,92-14,51]	9,11 [7,45-10,78]	9,61 [7,65-11,57]
	14-17	15,32 [11,38-19,25]	18,26 [15,37-21,14]	16,56 [14,00-19,12]	15,06 [12,89-17,22]	14,85 [11,76-17,93]	20,37 [14,50-26,24]	19,62 [16,40-22,83]	16,80 [14,07-19,54]
	18-24	20,30 [17,20-23,40]	27,21 [23,00-31,41]	33,76 [30,05-37,46]	25,76 [21,59-29,94]	19,89 [17,00-22,77]	22,44 [19,57-25,30]	26,39 [23,18-29,610]	26,29 [21,83-30,76]

12.8. Annexe 8 : Liste des 33 variables sélectionnées pour faire la première ACM

% RD99PO15 : Population totale de 15 à 19 ans
% RD99ETR : Total personnes nationalité étrangère
% RD99MEN5 : Ménages de 5 personnes
% RD99MEN6 : Ménages de 6 personnes et plus 8
% RD99FMH : Famille principale monoparentale homme
% RD99FMF : Famille principale monoparentale femme
% RA99AGR : Total agriculteurs exploitants
% RA99ART : Total artisans, commerçants chefs d'entreprises
% RA99CAD : Total cadres professions intellectuelles supérieures
% RA99PIN : Total professions intermédiaires
% RA99EMP : Total employés
% RA99OUV : Total ouvriers
% RA99RET : Total retraités
% RA99AUS : Total personnes sans activité professionnelle
% RA99ETU : Total étudiants
% RA99CHO : Total chômeurs
% RA99TANS : Total des actifs non salariés (y sont compris les agriculteurs)
% RA99FSD : Population 15 ans ou + aucun diplôme
% RA99FCE : Population 15 ans ou + CEP
% RA99FBE : Population 15 ans ou + BEPC
% RA99FCA : Population 15 ans ou + BEP
% RA99FBA : Population 15 ans ou + BAC B pro
% RA99FB2 : Population 15 ans ou + BEC + 2
% RA99FSU : Population 15 ans ou + diplôme supérieur
% RL99IND : Résidence principale type maison individuelle ou ferme
% RL99IMM : Résidence principale dans un immeuble collectif
% RL99AUT : Résidence principale autre type
% RL99PRO : Résidence principale statut d'occupation : propriétaire
% RL99LOC : Résidence principale statut d'occupation : locataire
% RL99GRA : Résidence principale statut d'occupation : logés gratuitement
% RL990VOI : Ménages sans voiture
% RL991VOI : Ménages avec une voiture
% RL992VOI : Ménages avec 2 voitures ou plus

⁸ Ces deux variables RD99MEN5 et RD99MEN6 ne sont pas informatives du niveau socioéconomique car elles sont prises en compte indépendamment de la taille des logements de manière à reconstruire une variable fréquemment utilisée dans les études nord européennes et anglo-saxonnes « overcrowd ».

12.9. Annexe 9 Article 1

Deprived neighbourhood and risk of road trauma among under 25 year-olds in the Rhône Département (France)

Idlir Licaj, Mouloud Haddak, Martine Hours , Mireille Chiron

Actuellement auprès des relecteurs du *Journal of Safety Research* après des modifications.

Cet article reprend des analyses présentées dans le chapitre 5 de la thèse mais avec des données du Registre plus récentes 2004-2007, diminuant ainsi la part des données manquantes (14%).

Abstract

Previous research has shown that there are inequalities with regard to traffic accident risk between different social categories. This study describes the influence of the type of residential municipality (with or without deprived urban areas, “ZUS, zones urbaines sensibles”), used as an indicator of contextual deprivation, on the incidence and severity of road trauma involving people of under 25 years of age in the Rhône.

Injury data was taken from The Rhône Road Trauma Registry. The study covers the 2004-2007 period, totalling 13,589 young casualties. The incidences of traffic injury of all severities were computed according to the type of municipality, the age, gender and type of road user. The ratios of the incidences of deprived municipalities, compared with others were calculated. Subsequently the severity factors and incidences according to the severity level (ISS 1-8, ISS 9+) were studied.

For the main types of road users except motorized two-wheeler users, the incidences were higher in the deprived municipalities: the greatest difference was for pedestrians, where the incidences were almost twice those of other municipalities. This excess risk, constituting a health inequality topic rarely considered, was even greater in municipalities with 2 or 3 ZUS's. It was essentially observed for minor injuries among motorists, cyclists and pedestrians.

While the incidence increased among people less than 25 years of age, the severity of road injuries was lower in deprived neighbourhoods, contrary to what is suggested by other studies. This lower severity disappeared when taking into account the crash characteristics.

Keywords: Contextual deprivation; road trauma; incidence; severity; children; young, health inequalities

Introduction

A considerable body of scientific research from various countries has shown that there are inequalities with regard to road traffic injury risk between different social categories, described by individual or contextual variables (Mueller et al. 1990; Roberts 1997; Faelker, Pickett & Brison 2000; Hasselberg, Laflamme & Weitoft 2001; Poulos et al. 2007)

For example in 1997, Abdalla (Abdalla et al. 1997) investigated the links between the socioeconomic characteristics of residential districts and road traffic injury incidences in the former Lothian region of Scotland. The injury rate for all categories of ages and road users was almost double among those living in the most deprived areas. This difference in incidence rates was even greater for pedestrians. More recently Graham (Graham, Glaister & Anderson 2005) and Edwards (Edwards et al. 2008) found that pedestrian and cycle injuries for children under 15 years of age were respectively 4.1 and 3.0 times higher in poor districts than in wealthy districts in England. The authors controlled for the effects of confounding factors such as population size, age and gender.

Little is known about the effect of deprivation on the severity on road injuries (Hasselberg, Vaez & Laflamme 2005; Zambon & Hasselberg 2006).

Our goal is to study the influence of the type of residential municipality, used as an indicator of contextual deprivation, on the incidence and severity of road trauma involving children and young people of under 25 years of age. The only related study conducted in France concerned police data without indication of severity (Fleury et al. 2010).

Material and methods

The deprived urban areas in the Rhône “Département”

The Rhône is a French “département” whose principal city is Lyon. In France, the public authorities have defined deprived urban zones (ZUS – zones urbaines sensibles) which are priority targets for urban policy. They are characterized by the presence of large apartment buildings or poor housing, a considerable imbalance between population and jobs, frequent insecure jobs.

The Rhône contains 293 municipalities and, at the time of the last census in 2006, a population of 1,669,655 inhabitants of whom 11% lived in 30 ZUS's located in 25 municipalities. Some municipalities have 2, or even 3 ZUS's. In 2006, the unemployment rate in the ZUS's in the Rhône was 22.4%, compared with 11.4% for the “département” as a whole. In addition, there were 39.2% of people aged under 25, 33.3% of people without qualifications and 21.5% of single parent families in the ZUS's in the Rhône while for the entire “département”, these percentages were respectively 33.0%, 18.7% and 13.6%.

Living in a ZUS would seem to be a good indicator of poor social position. However, our data only report residential municipality. We have therefore chosen living in a municipality with one or more ZUS's as a contextual indicator. In such municipalities, on average 35% of persons of under 25 years of age live in a ZUS. In what follows, we shall refer to municipalities with a ZUS as Type A and those without a ZUS as Type B.

In order to better describe this contextual indicator we verified the difference between the two types of municipalities concerning the income: whereas over 75% of type A municipalities have a median income per consumption unit under 16,120 euros, less than 25 % of type B municipalities are in the same situation. Consumption units have been calculated by giving the first adult in household a value of 1.0, 0.7 for any additional adult (older than 16), and 0.5 for each child. These elements support the use of this contextual socioeconomic indicator, the intra-group variations being clearly inferior to variations between the two types of municipalities.

The Rhône Road Trauma Registry

A road trauma registry has been in operation since 1995 and has been certified by the relevant French ethics authority: Comité National des Registres. This registry contains all the persons injured or killed in road traffic accidents in the Rhône Département. The data collection process brings in 245 health care departments performing activities ranging from prehospital care delivered on site by a mobile emergency unit to rehabilitation, and including intensive care, resuscitation and surgery. For deceased casualties, the forensic medicine institutes also supply data (Laumon et al. 1997). Certain characteristics of the accident (location, date, time, vehicles involved) and personal data on the casualty are recorded, but above all the Registry contains a precise description of all the injuries sustained. The injuries are coded using Abbreviated Injury Scale AIS 90 (AAAM 1990). We have used the ISS (Injury Severity Score) as an indicator of overall severity, this being calculated on the basis of the sums of the squares of the AIS scores for the three body regions with the most severe injuries.

The inclusion criteria are the location of the accident (Rhône), an accident involving a moving vehicle (including roller-skates and skateboards), even outside road network, and the presence of at least one AIS injury. Pedestrians who fall on their own are not included.

Analyses

Our analysis will cover the last 4 available years: 2004-2007. For the 4 years, the Registry includes 29,479 casualties living in Rhône, 13,589 (46.1%) of whom were under 25 years of age, and 1,898 (14.0%) whose residential municipalities were unknown.

Our analyses related to young persons of under 25 years of age living in the Rhône Département (a total of 520,000, 52% of whom lived in municipalities with one or more ZUS's), and for whom we know the residential municipality. A comparison between casualties with a known and an unknown municipality is provided in the first part of the results.

We studied the distribution of casualties on the basis of their type of residential municipality (with a ZUS: A and without: B). In the case of the city of Lyon, each district is considered as a municipality. We calculated the

mean annual incidences of traffic injuries according to the type of municipality, the age, gender and type of road user, and the risk ratio RR (RR in Type A vs Type B) with their 95% confidence interval (CI) for each category during the study period. Incidences were computed per 100,000 person-years, using the population of the Rhône Département, estimated by INSEE (INSEE 2006). Given the numerous statistical tests, the threshold of 0.001 was chosen for RRs significance.

Using logistic regression we also studied the influence of the residential municipality on immediate injury severity, for each type of road user. Severe injuries were defined as those with an ISS of 9 or over and those which proved fatal. An ISS 9 is for example one opened displaced fracture. The adjustment variables for the multivariate analysis were: gender, age in 5-year brackets, type of road (trunk or county road, motorway or ring road, street or municipal road, or other), the impacted object (fixed obstacle or other road user) the zone where the accident occurred (Lyon, the Lyon conurbation or outside a built-up area), the day the accident occurred (weekday or weekend), the time (day or night), seatbelt wearing for casualties in cars and helmet wearing for casualties on motorized two-wheelers (M2W). In order to check heterogeneity between the 293 municipalities in terms of severity we computed the covariance parameter estimate in the five multilevel models (Goldstein, Browne & Rasbash 2002) using glimmix procedure in SAS software (one model for each type of road user).

We calculated the incidences for injuries of all severities together, then separately according to the severity level (ISS 1-8, ISS 9+).

All the statistical analyses were performed using the SAS software package (version 9.2)

Results

We studied 11,691 casualties of under 25 years of age living in the Rhône Département, 68.1 % of whom were male. Males living in Type A municipalities accounted for the largest number of casualties, followed by males from Type B, females from Type A and last females from Type B. The 1,898 casualties with an unknown residential municipality were more often seriously (ISS 9+) injured, (14.0 % vs 6.0 %) and young people under 15 years of age (31.7 % vs 25.9%) in comparison with casualties with a known residential municipality.

Influence of residential municipality on incidences

A risk ratio (RR) of 1.11 for the males, and 1.14 for the females were observed for the overall incidences for the Type A municipalities compared to Type B municipalities (table 1). For males, when individual age groups were compared, the incidence of road trauma was significantly higher only for the 5-9 year-old age group (Type A vs type B: RR = 1.45). For females of deprived municipalities, the incidence of road trauma was higher for the 5-14 year-old age group and lower for the 15-19 year-old age group.

The incidences for each type of transport and according to the residential municipality of the casualties (type A or type B) mode are detailed in (fig 1).

Table1: Incidences of road traffic injuries among individuals of under 25 years of age according to gender, age and type of residential municipality

Rhône Registry 2004-2007, September 2009 safeguard

	Type A municipality		Type B municipality		Risk Ratio A/B 95% CI	p
	Number of casualties	Mean annual incidences per 100,000	Number of casualties	Mean annual incidences per 100,000		
males						
[0-5[164	137.2	119	118.2	1.16 [0.92-1.47]	> 0.05
[5-10[319	324.7	252	225.2	1.45 [1.23-1.71]	< 0.001
[10-15[560	585.7	569	509.3	1.15 [1.02-1.29]	< 0.02
[15-20[1476	1241.1	1524	1325.9	0.93 [0.86-1.01]	> 0.05
[20-25[1823	1185.7	1149	1118.4	1.06 [0.98-1.14]	> 0.05
TOTAL	4342	740.8	3613	666.7	1.11 [1.06-1.16]	< 0.001
females						
[0-5[94	83.3	57	58.8	1.42 [1.02-1.97]	< 0.05
[5-10[237	243.7	174	166.3	1.47 [1.21-1.78]	< 0.001
[10-15[266	286.7	212	199.3	1.44 [1.20-1.73]	< 0.001
[15-20[487	387.3	562	511.3	0.75 [0.66-0.85]	< 0.001
[20-25[1038	585.0	605	577.4	1.01 [0.91-1.12]	> 0.05
TOTAL	2122	350.1	1610	308.1	1.14 [1.07-1.22]	< 0.001

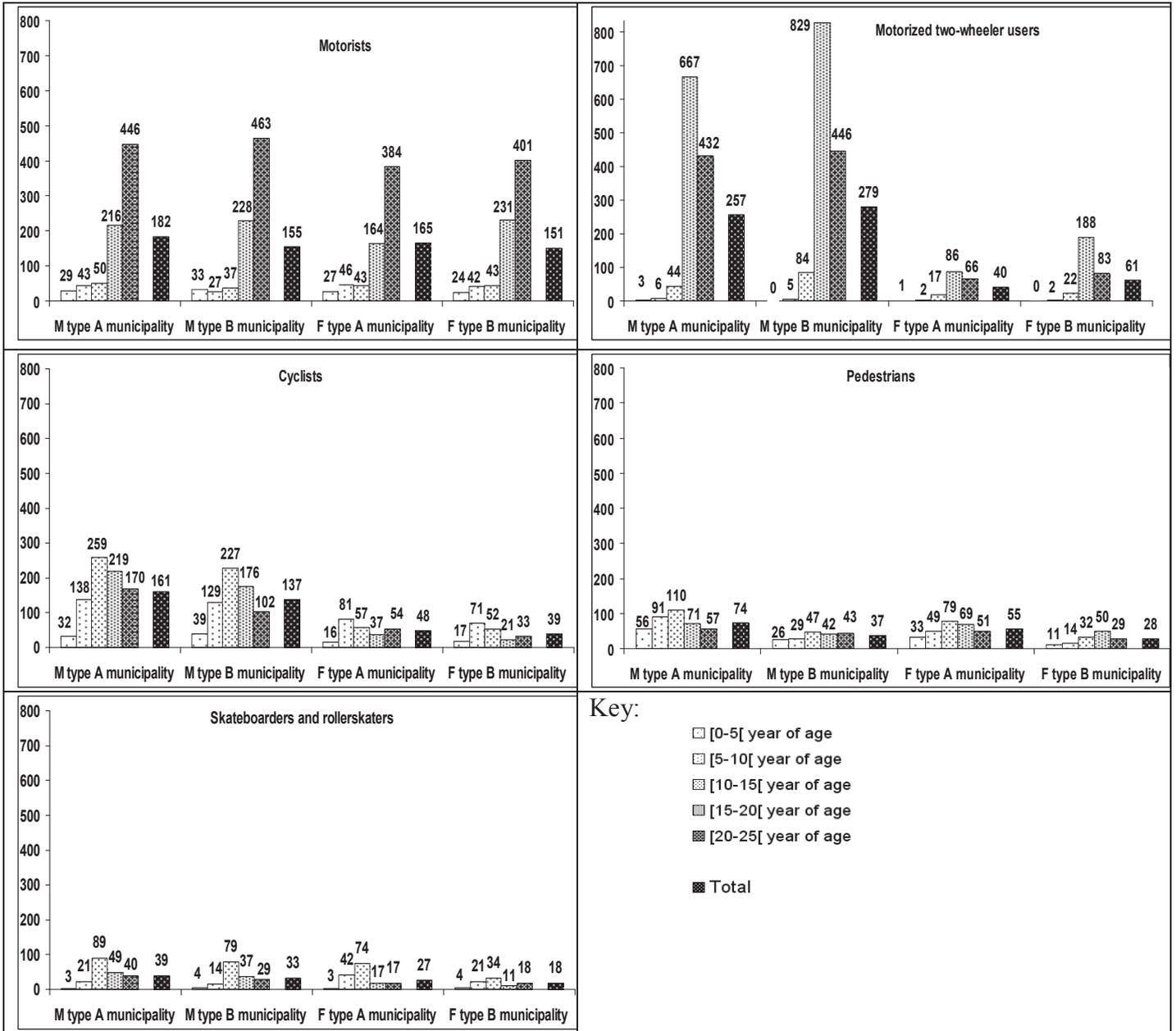


Figure 1 – Mean annual incidence of road trauma per 100,000 inhabitants according to age, gender, and type of residential municipality for each category of road user

Motorist casualties were the most numerous. The Risk Ratio (A/B) was 1.17 [1.07-1.28] for males, all ages grouped. Among females a protective effect was apparent among the 15-19 year-olds: RR = 0.71 [0.59-0.85].

For the male M2W users living in deprived municipalities, the incidence was significantly lower than in other municipalities, between 10 and 14 years of age (type A municipality vs type B municipality: RR = 0.52 [0.36-0.75]) and between 15 and 19 years of age with RR = 0.80 [0.73-0.88]. Among females, the overall RR was 0.66 [0.59-0.81], this “protective” effect being significant only among the 15-19 year-olds whose RR was 0.4 [0.36-0.57].

On the opposite, the males of type A municipalities were more injured while cycling than the residents of type B municipalities, overall RR = 1.17 [1.06-1.29]. Among the 20-24 year-olds, RR was 1.67 [1.33-2.10].

Pedestrian casualties and casualties on rollerskates/skateboards were less frequent than casualties of the other types of road users. However, the largest differences we identified between the two types of municipalities were for pedestrian casualties: the risk was increased for all age groups, with a maximum level between 5 and 9 years of age: RR = 3.18 [2.12-4.76] among males and 3.46 [1.94-6.18] among females.

For rollerskaters/skateboarders, no significant difference was observed for males. For females, the overall RR was 1.53 [1.19-1.97].

To sum up, for both genders, the incidences for type A municipalities were higher than for type B for all types of road users, apart from those using M2W.

For all categories of road user apart from pedestrians, the effect of the residential municipality was less marked than the effect of gender: males had more injuries than females, irrespective of the type of municipality. However, in the case of pedestrians whatever their gender, the young persons living in type A municipalities had more traffic injuries than males and females living in type B municipalities.

Influence of the residential municipality on injuries severity

The univariate analysis of severity produced with five logistical regression models (one for each type of road user) shows that motorists and pedestrians living in type A municipalities had less severe traffic injuries with, respectively, an OR = 0.62 [0.45-0.87] and 0.53 [0.34-0.84]. This analysis also shows that males M2W users and motorists had more severe injuries than females. This was not the case for the other categories of road users.

The following factors were associated with both greater severity for all road user categories and the nature of the residential municipality: male gender, trunk roads or county roads, weekend, night, lorry or fixed obstacle impacted, failure to wear a helmet or a seatbelt, the semi-urban or rural nature of the municipality in which the accident occurred (outside the Lyon conurbation).

Taking into account all these factors in five logistical models (not shown), the type of residential municipality had no longer a significant effect on severity (OR = 1.05 [0.70-1.57] for motorists and OR = 0.62 [0.36-1.04] for pedestrians). The injuries of males using M2W were still more severe than those of females OR = 2.15 [1.38-3.33]. This was not the case for motorists' injuries. When taking into account the heterogeneity between the 293 municipalities, the estimates of this heterogeneity were very small (maximum = 0.23 with standard error = 0.17, and minimum = 0). It was hence not necessary to use a multilevel regression analysis.

In order to better analyse the influence of type A on severity, we then calculated separately incidences for severe and minor injuries. In Table 2, the increases in incidences (A vs B) only involved minor injuries for motorists, cyclists, pedestrians of both genders, and female rollerskaters/skateboarders. For M2W, incidences were lower in type A for minor injuries among females, and for severe injuries among males.

Table 2: Incidences per 100,000 according to type of municipality, category of road user and gender and risk ratio of the incidences between type A municipalities and type B municipalities

Rhône Registry 2004-2007, September 2009 safeguard

		Incidence in type A municipalities	Incidence in type B municipalities	Risk Ratio A/B IC 95%	Incidence in type A municipalities	Incidence in type B municipalities	Risk Ratio A/B IC 95%
		Males			Females		
Motorists	ISS < 9	175.1	145.6	1.20 [1.09-1.32]	161.2	144.3	1.12 [1.02-1.23]
	ISS 9 +	7.2	9.8	0.73 [0.49-1.09]	4.3	6.3	0.68 [0.41-1.14]
M2W users	ISS < 9	237.8	248.9	0.96 [0.89-1.04]	38.4	58.4	0.66 [0.56-0.78]
	ISS 9 +	19.5	29.9	0.64 [0.50-0.81]	2.0	2.7	0.74 [0.34-1.60]
Cyclists	ISS < 9	154.6	131.0	1.18 [1.07-1.30]	47.2	37.7	1.25 [1.04-1.50]
	ISS 9 +	6.7	6.3	1.06 [0.67-1.68]	1.0	1.1	0.86 [0.28-2.67]
Pedestrians	ISS < 9	68.4	32.7	2.10 [1.76-2.51]	52.5	24.9	2.11 [1.72-2.59]
	ISS 9 +	5.5	4.8	1.14 [0.68-1.91]	2.8	2.9	0.98 [0.49-1.96]
Skateboarders and rollerskaters	ISS < 9	36.2	31.4	1.15 [0.94-1.41]	26.2	16.6	1.58 [1.22-2.05]
	ISS 9 +	2.7	2.0	1.35 [0.63-2.91]	1.0	1.1	0.86 [0.28-2.67]
Total	ISS < 9	698.5	611.5	1.15 [1.10-1.20]	339.1	293.5	1.31 [1.22-1.40]
	ISS 9 +	42.8	55.2	0.78 [0.66-0.92]	11.2	14.5	0.77 [0.56-1.07]

Were municipalities with 1 ZUS different from those with 2 or 3?

Considering that more ZUS means more exposure, we then tried to see if there was an increase/positive slope in accident occurrences and severities. We observed that this was the case and that risk ratios (to be compared with those in table 1) were higher for residents of municipalities with 2-3 ZUS (for all sex and age categories). Overall, RR was 1.21 [1.15-1.28] for males and 1.20 [1.11-1.30] for females in municipalities with 2-3 ZUS. It was not significant for municipalities with 1 ZUS.

By type of road user, RRs (to be compared with figure 1) were also higher for motorists, pedestrians, and male cyclists from municipalities with 2-3 ZUS. For example, when considering motorists casualties, RR was 1.34 [1.20-1.48] for males and 1.17 [1.04-1.30] for females in municipalities with 2-3 ZUS. It was not significant for municipalities with 1 ZUS. Considering pedestrians, there was a gradient with RRs of 1.49 [1.21-1.82] for males and 1.79 [1.42-2.24] for females from municipalities with one ZUS and 2.46 [2.05-2.95] for males and 2.21 [1.77-2.75] for females from municipalities with 2-3 ZUS's. No gradient was seen for M2W users and skaters.

Taking into account all severity factors in logistic models, pedestrians from municipalities with 2-3 ZUS had a significantly lower severity than those from B municipalities adjusted OR 0.36 [0.19-0.69]. This was not the case for municipalities with 1 ZUS adjuster OR 1.06 [0.59-1.92].

When studying separately incidences of severe and minor injuries, risks ratios for minor injuries were only

significant for motorists (RR was 1.38 [1.24-1.54] for males and 1.19 [1.06-1.33] for females) and male cyclists from municipalities with 2-3 ZUS (RR 1.28 [1.14-1.44]).

For pedestrians (both genders) and female skateboarders, there was an increase for minor injuries, the RRs being higher for municipalities with 2-3 ZUS. For example, when considering pedestrians minor injuries RR was 1.54 [1.24-1.91] for males and 1.85 [1.46-2.10] for females from municipalities with one ZUS and 2.66 [2.19-3.22] for males and 2.38 [1.90-2.99] for females from municipalities with 2-3 ZUS's.

Discussion

We found clear differences between the injury incidences in the two types of residential municipality. Apart from the case of M2W riders, they were generally higher in those municipalities with one or more ZUS's (type A) than in those without a ZUS. There were even higher in those with 2-3 ZUS's

It should be noted that these incidences are under-evaluated because over 14 % of casualties were not considered in the calculation. The collection of data on residential municipality has improved in quality over the years and is now nearly systematic. The casualties with an unknown residential municipality were more severely injured than casualties with a known residential municipality. We observed that in the Rhône Registry when a severe injury occurred, non-medical variables are often less well recorded. The observed differences in age and severity between casualties with a known residential municipality and the 14% whose residential municipality was missing, were too weak to question the differences in observed incidences between the two types of municipality.

The greatest differences between the incidences in the two types of municipalities were for pedestrian injuries, as in Abdalla's study (Abdalla et al. 1997). These exhibited significant differences both overall and for each age group with the exception of the 20-24 years-old for males and 15-19 for females. Our findings confirm those of Graham (Graham, Glaister & Anderson 2005) and those of Edwards (Edwards et al. 2008). They also concur with the findings of Hippiusley-Cox (Hippiusley-Cox et al. 2002) who used Townsend's (Townsend, Phillimore & Beattie 1988) socioeconomic deprivation score as a measure. These authors suggested that injuries among persons of under 15 years of age with a high Townsend deprivation score whether on bicycles, as pedestrians or when using other transport modes were more frequent than among young persons with low Townsend scores. This study also found that the greatest socioeconomic differences were for pedestrians. The results also provide clear evidence of a social class gradient in morbidity from pedestrian injuries.

With regard to motorized two-wheeler injuries, our study's findings run counter to that of Zambon and Hasselberg (Hasselberg, Laflamme & Weitoft 2001; Zambon & Hasselberg 2006), that related to young Swedes. These scholars suggested that the risks for moped and motorcycle users from the most deprived social groups were between 1.8 and 2.5 times higher than for young persons (aged 16-25 years) from a higher social group. These studies were based on an individual socioeconomic indicator and not a contextual indicator like ours. Conversely a recent study focused on 7-16 years old living in Stockholm County states that deprived areas had a reduced risk of injuries among M2W riders (Laflamme et al. 2009). Our results for this type of injuries may be explained by the fact that in France young people from privileged residential areas own more mopeds and motorcycles. However we had no exposure variables that inform us about the behaviours in the different types of municipalities (frequencies of use, distances covered, time spent). We plan to use a mobility survey to improve our analysis.

It is not easy to compare our results with those of the Swedish research by Zambon and Hasselberg (Hasselberg, Vaez & Laflamme 2005; Zambon & Hasselberg 2006) who studied the incidences by severity level of injuries involving adults (18-30 years of age) driving cars and young persons (16-25 years of age) driving motorized two-wheelers as a function of individual socioeconomic criteria. In the case of the first group, the underprivileged socioeconomic categories had increased incidences, especially for severe injuries. This was explained by the fact that individuals with a high social position use larger (which are heavier and therefore safer) and more recent cars (in better condition). For the second group, only the incidences increased for the most underprivileged categories in both minor and severe injuries, but not the severity. In our study the increase of incidence only concerned minor injuries, which is different from these studies.

Our results concerning the severity of injuries (obtained with logistic regressions) can be compared with those of a recent Swedish study (Laflamme & Vaez 2007). This study showed a rough severity excess among young motorists in lower social categories, which is different from our results. Nevertheless, like ours, this study showed that, after taking crash characteristics into account, socioeconomic factors had no longer a significant effect on severity.

To our knowledge, the influence of socioeconomic factors on pedestrians' injuries severity has not been described.

Whether or not the residential municipality has a deprived urban zone (ZUS) is an indirect contextual socioeconomic indicator. This is because the presence of a ZUS within a municipality reflects, in an approximate manner, the overall socioeconomic level of the municipality. We have quantified the considerable gap between median incomes of the two types of residential municipalities which thus support the relevance of using this contextual indicator, carried out through the French national policy on cities, and which could be used more largely for studies about contextual inequalities in all of the French territory. It is strongly linked to the socioeconomic level of municipalities. However we don't know if such classification is available in other countries. It must be emphasized that the analysis of the heterogeneity between the municipalities did not invalidate our results.

Further, by considering only the nature of the municipality (A or B), we have "diluted" our analysis by classifying individuals who live in an A-type municipality but not in the ZUS itself as exposed. Consequently, our assessment of the differences between the two types of municipality can only be an underestimation of the difference between deprived and affluent neighbourhoods.

We have not studied here the influence of individual socioeconomic factors.

In spite of these weak points, we have an outstanding database on road traffic injuries which is as exhaustive as possible. In the Rhône Registry minor injuries, young people, M2W users and the casualties of accidents that occurred without third party were particularly well reported, compared to the police records (Amoros, Martin & Laumon 2006). This could explain that (Fleury et al. 2010) didn't find an excess of risk in the deprived areas (ZUS). The medical description of the injuries in the Registry provides a very precise indication of their severity.

This study has the advantage of detailing for the first time the effects of social inequalities for all types of road users of people less than 25 years of age.

Why only minor injuries are linked to the deprived neighbourhood is unclear. It seems that in spite of increased risks which could be due to more independent trips by children (e.g. by foot), the characteristics of accidents are less pejorative there. Taking into account in logistic models our available severity factors (mainly type of road, time of the crash, obstacle impacted, urban or rural nature of the municipality in which the accident occurred) generally overrode the association between severity and municipality deprivation. The rough lower severity in such areas was therefore explained by these severity factors.

It can be concluded, however, that in France, the incidence of injuries following a road traffic accident is higher among young people (such as pedestrians, cyclists, and motorists) living in deprived municipalities. These areas should therefore be the targets of dedicated education programs, with a special focus on young pedestrians, but also, for example, on the necessity, even for passengers, to fasten their seat belts.

Acknowledgements

This analysis is part of "ISOMERR-Jeunes" project supported by Predit "Programme de recherche et d'innovation dans les transports terrestres" and by Région Rhône-Alpes and the "Transport, Territories and Society" Cluster.

No conflicts of interests were declared

We would like to thank the following members of the Rhône Road Trauma Registry Association (ARVAC, president E Javouhey), and the INRETS-UMRESTTE research unit (B Laumon, Scientific Adviser and A Ndiaye, Medical Coordinator) for their assistance with data collection and recording: Ait Idir T, Ait Si Selmi T, Alloatti D, Amoros E, Andriat M, Artru F, Asencio Y, Assossou I, Auzaneau F, Bagès-Limoges F, Bagou G, Balogh C, Bannillon G, Bannillon V, Barnier N, Barth X, Basset M, Bec JF, Bejui J, Bel JC, Bérard E, Bérard J, Bernard JC, Berthet N, Bertrand JC, Besson L, Biot B, Biot V, Blanc C, Blanchard J, Bœuf C, Boisson D, Bonjean M, Bost J, Bouchedor C, Bouletreau P, Boyer M., Boyer V, Breda Y, Brilland R, Bussery S, Cabet N, Caillot L, Caillot JL, Cannamela A, Caregnato B, Carre M, Catala Y, Chagnon PY, Chambost M, Chantran C, Chardon P, Charnay P, Chatelain P, Chattard S, Chauvin F, Chavane H, Chazot G, Chettouane I, Chevreton N, Chevrillon E, Chevrillon S, Chiron M, Chotel P, Cochard P, Combe C, Contamin B, Coppard E, Cot T, Crettenet Z, Cristini A, Cunin V, Dailler F, Dal Gobbo B, David JS, De Angelis MP, Decourt L, Delfosse A, Demazière J, Deruty R, Desjardins G, Devaux J, Dohin B, Drouet A, Emonet A, Escarment J, Evrard AS, Eyssette M, Fallavier L, Fanton L, Felten D, Feuglet P, Fifis N, Figura J, Fisher G, Fischer LP, Flocard B, Floret D, Fournier G, Fraisse P, Fredenucci JF, Freidel M, Fuster P, Gadegboku B, Galin L, Gaillard P, Gallon M, Garnier N, Garzanti A, Gaussorgues P, Gautheron V, Genevrièr M, Gibaud F, Gillet Y, Gilly F, Goubisky A, Granger M, Grattard P, Gueniaud PY, Guenot C, Guérin AC, Guignand M, Guillaumée F, Haddak M, Hamel D, Haouas T, Heckel T, Herzberg G, Ho-Van-Truc P, Jacquemard C, Joffre T, Kohler R, Lablanche C, Lafont S, Lagier C, Lapièrre B, Laplace MC, La Rosa C, Laurent R, Lebel M, Leblay G, Le-Xuan I, Lieutaud T, Lille R, Linné M, Lucas R, Machin B, Maiello E, Malicier D, Mangola B, Marduel YN, Marie-Catherine M, Martin JL, Martin YN, Martinand G, Marty F, Mazouzi S, Menard B, Messikh C, Meyer F, Meyrand S, Molard S, Monneuse O, Morel-Chevillet E, Mioulet E, Minjaud F, Mollet C, Monnet J, Moyen B, Neidhart JP, Ngandu E, Ny S, Ould T, Paget P, Paillot JC, Paris D, Patay B, Pauget P, Peillon D, Perrin G, Perrin-Blondeau D, Petit P, Piriou V, Piton JL, Plantier M, Pornon P, Pramayon C, Quelard B, Rakaa A, Raquin L, Remy C, Rezig M, Ricard A, Richard A, Rigal F, Robert D, Rode G, Romanet JP, Rongieras F, Roset C, Rousson A, Roussouli P, Roux H, Ruhl C, Salamand J, Salord F, Sametzky P, Sayegh K, Sayous P, Sbraire N, Scappaticci N, Schiele P, Schneider M, Simonet C, Sindou M, Soldner R, Soudain M, Stagnara J, Stamm D, Suc B, Supernant K, Taesch MC, Tasseau F, Tell L, Thomas M, Tilhet-Coartet S, Tissot E, Toukou JC, Trifot M, Tronc F, Vallee B, Vallet G, Vancuyck A, Vergnes I, Verney MP, Voiglio EJ, Vourey G, Vuillard J, Westphal M, Willemen L.

References

- AAAM (1990). The abbreviated injury scale, 1990 revision. Des Plaines, Illinois, 60018 USA
- Abdalla, I. M., R. Raeside, D. Barker & D. R. McGuigan (1997). An investigation into the relationships between area social characteristics and road accident casualties. *Accid Anal Prev*, 29, 583-93.
- Amoros, E., J. L. Martin & B. Laumon (2006). Under-reporting of road crash casualties in France. *Accid Anal Prev*, 38, 627-35.
- Edwards, P., J. Green, K. Lachowycz, C. Grundy & I. Roberts (2008). Serious injuries in children: variation by area deprivation and settlement type. *Arch Dis Child* 93, 485-9.
- Faelker, T., W. Pickett & R. J. Brison (2000). Socioeconomic differences in childhood injury: a population based epidemiologic study in Ontario, Canada. *Inj Prev*, 6, 203-8.
- Fleury, D., J. F. Peytavin, T. Alam & T. Brenac (2010). Excess accident risk among residents of deprived areas *Accid Anal Prev*, 42.
- Goldstein, H., W. Browne & J. Rasbash (2002). Multilevel modelling of medical data. *Stat Med*, 21, 3291-315.
- Graham, D., S. Glaister & R. Anderson (2005). The effects of area deprivation on the incidence of child and adult pedestrian casualties in England. *Accid Anal Prev*, 37, 125-35.
- Hasselberg, M., L. Laflamme & G. R. Weitoft (2001). Socioeconomic differences in road traffic injuries during childhood and youth: a closer look at different kinds of road user. *J Epidemiol Community Health*, 55, 858-62.
- Hasselberg, M., M. Vaez & L. Laflamme (2005). Socioeconomic aspects of the circumstances and consequences of car crashes among young adults. *Soc Sci Med*, 60, 287-95.
- Hippisley-Cox, J., L. Groom, D. Kendrick, C. Coupland, E. Webber & B. Savelyich (2002). Cross sectional survey of socioeconomic variations in severity and mechanism of childhood injuries in Trent 1992-7. *Bmj*, 324, 1132.
- INSEE. (2006). Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques Retrieved <http://www.insee.fr/fr/default.asp>.
- Laflamme, L., M. Hasselberg, A. M. Reimers, L. T. Cavalini & A. Ponce de Leon (2009). Social determinants of child and adolescent traffic-related and intentional injuries: a multilevel study in Stockholm County. *Soc Sci Med*, 68, 1826-34.
- Laflamme, L. & M. Vaez (2007). Car crash and injury among young drivers: contribution of social, circumstantial and car attributes. *Int J Inj Contr Saf Promot*, 14, 5-10.
- Laumon, B., J. L. Martin, P. Collet, M. Chiron, M. P. Verney, A. Ndiaye & I. Vergnes (1997). A French road accident trauma registry: first results, . *41st Annual Proceedings of the Association for the Advancement of Automotive Medicine*, Orlando, Florida (1997), pp. 127-137.
- Mueller, B. A., F. P. Rivara, S. M. Lii & N. S. Weiss (1990). Environmental factors and the risk for childhood pedestrian-motor vehicle collision occurrence. *Am J Epidemiol*, 132, 550-60.
- Poulos, R., A. Hayen, C. Finch & A. Zwi (2007). Area socioeconomic status and childhood injury morbidity in New South Wales, Australia. *Inj Prev*, 13, 322-7.
- Roberts, I. (1997). Cause specific social class mortality differentials for child injury and poisoning in England and Wales. *J Epidemiol Community Health*, 51, 334-5.
- Townsend, P., P. Phillimore & A. Beattie (1988). Health and Deprivation : Inequality and the North. *Croom Helm* London.
- Zambon, F. & M. Hasselberg (2006). Socioeconomic differences and motorcycle injuries: age at risk and injury severity among young drivers. A Swedish nationwide cohort study. *Accid Anal Prev*, 38, 1183-9.

12.10. Annexe 10 Article 2

Accepté en février 2010 par le journal *Accidents Analysis & Prevention* (in press)

Contextual deprivation, daily travel and road traffic injuries among the young in the Rhône Département (France)

Abstract

This study investigated the effect of the socioeconomic level of the municipality of residence on personal injury road traffic accident risk among young persons of 10-24 years of age in the Rhône Département. This effect was assessed by comparing incidences of injuries (n = 2,792 casualties) on the basis of three denominators: the resident population of young people, the number of users of each mode and the distances covered by each mode. The results are presented for each type of road users (pedestrians, car passengers, car drivers, motorised two-wheeler riders, cyclists, public transport users).

Young persons from deprived municipalities use motorised-two wheelers, bicycles and the car (as passengers and drivers) less frequently, they walk more and take public transports more often than those from other municipalities.

When considering injury risk, motorised two wheeler injuries among adolescent males, for example, are significantly less frequent in deprived municipalities. But the motorised two-wheeler riders as well as car passengers from deprived municipalities are characterized by an excess injury risk, whether the selected denominator is the number of users or the kilometres travelled by this mode.

For the first time in France, this study has enabled a comparison of the effects of a contextual socioeconomic indicator (the type of municipality of residence, deprived, or not) on daily travel practices and injury incidences among the population, among the users of each mode and per km of travel.

Introduction

Worldwide, road traffic injuries are the principal cause of mortality among young people in the 10-24 year-old age bracket (WHO 2007). A number of studies have shown that young people belonging to underprivileged social groups have more road traffic injuries than their more socially advantaged counterparts (Cubbin et al. 2000; Cubbin et al. 2000; Hasselberg et al. 2001; Hippisley-Cox et al. 2002; Ferrando et al. 2005; Edwards et al. 2008; Fleury et al. 2010). The evidence suggests that explanations for these differences should be sought in variations in exposure to risk, rather than in behaviour (Laflamme 1998), though behavioural differences do play some role. Exposure to road risk is defined on the basis of the conditions and forms of travel and the number of trips. Some studies employ measures of risk exposure such as distance travelled, number of intersections crossed or trip duration. (Thouez et al. 2005; Spallek et al. 2006; Jungwook et al. 2007a ; Jungwook et al. 2007b).

In France, and particularly in the Rhône Département, road traffic injuries peak for males between 15 and 17 years of age and for females between the 22 and 24 years of age (Haddak et al. 2010). The minimum legal age for riding a motorized two-wheeler is 14 and for driving a car 18 (except in the case of accompanied driving for 16-17 year-olds).

Although the study of leisure trips is essential in order to gain an understanding of how young people acquire the capacity for independent travel (Massot and Zaffran 2007), investigation of the daily mobility of children and adolescents has primarily focused on their home-to-school trips (Hjorthol and Fyhri 2009). Various studies have shown that children's travel practices are strongly dependent not only on their age and gender but also on their parents' standard of living and their residential location (Van Vliet 1983; Paulo 2006; Pochet et al. 2010). The ownership or mere availability of one or more cars

within the household is a key variable for understanding modal choice amongst the young. However, in France, the ease of access to a car is determined not only by residential location, but also by the household's standard of living (Claisse et al. 2000; Orfeuill 2004; Mignot and Rosales-Montano 2006). Low income households less frequently own two vehicles than high income households, and more frequently own no vehicle at all. In addition, they more often purchase secondhand cars and the higher average age of their vehicles (Nicolas et al. 2003) may affect their availability and influence crash risk and severity, particularly in the case of young male drivers, as has been observed in the United States (Males 2009). The expensive cost of procuring a driving licence may affect the daily travel of low income young and therefore have consequences on social exclusion, on the example of non-western immigrants in Norway (Priya and Uteng 2009).

The combined use of data on daily travel and road traffic injuries is still unusual in epidemiological studies. The main reason for this is that the necessary data is difficult to collect. Several measures are used to define road risk exposure, for example, the distance travelled (Pucher and Dijkstra 2003; Harrison and Christie 2005), the number of trips (Pucher and Dijkstra 2003; Rice et al. 2003), the number of streets crossed in the case of pedestrians (Posner et al. 2002) and journey times (Lee and Abdel-Aty 2005). A Canadian study from some years ago (Macpherson et al. 1998), after showing that underprivileged children between the ages of 5 and 12 crossed more roads on foot, demonstrated that there is a strong positive correlation between the number of roads crossed and the number of pedestrian injuries. However, most of these studies considered a single transport mode and did not include socioeconomic data.

This paper compares road trauma data (from the Rhone road trauma registry) with travel data in order to gain a better understanding of the origin of the social and geographical inequalities with regard to road traffic injuries which are observed in France and other industrialized countries.

The goals are as follows: first, to investigate the effect of the socioeconomic level of the municipality of residence on the use of different transport modes by young persons of 10-24 years of age in the Rhône *Département*, and second, to investigate the effect of the socioeconomic level of the municipality on personal injury road traffic accident risk as assessed on the basis of three denominators: total population, the number of users of each mode and the distances covered by each mode.

Material and methods

The Rhône Département and the Deprived Areas

The Rhône is a French *Département* (1,600,000 inhabitants) in the Rhône-Alpes Region whose main urban centre is the Lyon conurbation (1,200,000 inhabitants).

France has so-called *Zones Urbaines Sensibles* (ZUS) which are deprived areas which have been identified by the public authorities as priority targets for urban policy. These areas are characterized by large apartment buildings and relatively poor housing conditions, a pronounced imbalance between the number of dwellings and the number of jobs and low incomes. In addition, ZUS residents are more often in casual employment than those living in other areas.

The Rhône contains 293 municipalities and has a population of 1,669,600 of which 191,682 (11.5%) live in 30 ZUS's which are spread over 25 municipalities (INSEE 2006). Some municipalities have two or even three ZUS's. Also at the time of the last census (1999), the unemployment rate stood at 22.4% in the Rhône's ZUS's, compared with 11.4% in the *département* as a whole. In addition, the under 25 year-old age group, individuals with no qualifications and single parent families were over-represented in the ZUS's: in the ZUS's the under-25s accounted for 39.2% of the population, unqualified persons (without any formal academic qualifications) accounted for 33.3% of the population and single parent families accounted for 21.5% of the population, while the percentages for the rest of the Rhône were respectively 33.0%, 18.7%, and 13.0%.

The above characteristics show that living in a ZUS would seem to be a good indicator of poor social position. However, our data only report the residential municipality of casualties. We therefore decided to use living in a municipality with one or more ZUS's (deprived municipalities, in opposition

with other municipalities: without ZUS) as an indicator. In such municipalities, on average 35% of persons of under 25 years of age live in a ZUS. In order to obtain an accurate evaluation of this socio-geographical indicator we shall compare the median taxable income per consumption unit in the two types of municipality (INSEE France 1999). The median income in the municipalities with a ZUS was €15,719 per year with an interquartile interval of [12,308-16,120] whereas in the municipalities without a ZUS, the median annual income was €19,789 with an interquartile interval that is disjoint from the previous one [17,544-21,829]. The use of this sociogeographical indicator thus allows us to consider urban contexts which are contrasting with regard to the incomes of their residents.

The Rhône Registry

The Registry contains all the individuals who sustain injuries in road traffic accidents in the Rhone Département. A total of 282 public and private health care departments to which road traffic accident casualties may be taken contribute data to the Registry. It was developed by the UMRESTTE, in collaboration with the *Département's* Fire and Emergency Service and the Rhône *Département* Road Trauma Registry Association (ARVAC) (Laumon et al. 1997). Certain details about the accident (location, date, time of day, vehicles involved) and some personal data about the casualty are recorded. The inclusion criteria are the location of the accident (Rhône), an accident involving a moving vehicle (including roller-skates and skateboards), and the presence of at least one AIS injury (AIS 1990 Revision). Pedestrians who fall on their own are therefore not included.

The municipality in which the accident occurs was classified according to whether or not it contained a ZUS. In the case of the city of Lyon, each district was considered to be a municipality. Casualties injured in the Rhône but living outside the Rhône (14%) were excluded.

The 2005-2006 Household Travel Survey

The Lyon Household Travel Survey (HTS) we used was conducted between November 2005 and May 2006. This survey is representative of the population of households living within the study area, which includes the entire Rhône Département. In the 2,968 surveyed households in the Rhône, the 5,102 persons aged over 4 years who were interviewed individually provided information about their personal characteristics and mobility on one day. Mobility was identified on the basis of all the trips made the day before the interview. In addition, the survey collected details about respondents' customary mode use, asking them to choose between six alternatives with regard to weekday travel:

1. Every day or almost,
2. At least two trips per week,
3. At least two trips per month,
4. On an exceptional basis,
5. Never

Details on customary usage were collected for the following modes:

- Motorized two wheelers (denoted by M2W),
- Car as a passenger,
- Car as a driver,
- Public Transport (PT),
- Bicycle.

The question about respondents' travel behaviour, both customary and on the day before the survey related to weekdays outside school holidays.

We constructed a binary variable for each transport mode. Mode use varied greatly in intensity between the different modes. That is the reason why, in the case of rare modes or modes with a high per kilometre injury risk such as M2Ws and bicycles, the binary risk exposure variable contrasted those who used the mode, even exceptionally, with those who did not (items 1, 2, 3, 4 versus 5). The same contrast was chosen in the case of car drivers. In the case of car passengers and public transport users, who were more frequently among the young, the contrast was between very frequent users and non-users, which in this case also included occasional users (items 1 vs 2 to 5).

The frequency of usual walking was not described in the HTS on the grounds that walking is a generalized practice either as a distinct travel mode or as in addition to another mode. We have used the characteristics of individuals' travel the day before the interviewer visited the household (walking trips conducted on a standard day, during the week and outside school holidays), making a dichotomic distinction between individuals who used walking as a distinct mode of transport and those who did not.

In the case of the trips made the day before the interview, the distances covered by each mode are also estimated. We consider that these are representative of the distances covered by all users on weekdays.

The results that are presented involve weighted data, representing a projection of the Rhône *Département* HTS sample to this entire area. The weight assigned to each household in the survey depends on the sampling rate in its zone, corrected by a factor based on the average size of the households in the zone. The survey contained 46% of young people living in a municipality with a ZUS while, based on the 2006 INSEE census, the percentage of young people living in such a municipality was 54%.

Analyses

The analyses covered young people of 10-24 years of age living in the Rhône *Département* on the basis of three age categories: 10-13, 14-17 and 18-24 years.

Initially, the use of the different transport modes was described on the basis of age, gender, and municipality type (with a ZUS, i.e. deprived, and other municipalities without a ZUS): rate of use of the various modes and kilometres travelled on weekdays outside school holidays. When the mean distances travelled were not significantly different between deprived and other municipalities we have presented a single mean distance with its 95% confidence interval for each mode and for the three age classes. When the distances covered were different in the two types of municipalities, both values have been given. The comparisons have been made with *surveymeans* procedure in SAS software (Cassell 2006)

The incidence ratios (incidence rate in deprived municipalities/incidence rate in other) for injury accidents according to age and gender and each mode were then calculated, taking in turn as denominators for incidence rates the total populations, the number of users for each transport mode as defined in Section 2.3 and the number of kilometres travelled by the users in question. The number of customary users was calculated by applying the rate of use obtained in the HTS to the population of the two categories of municipalities in the *département*.

In order for these incidences to be meaningful, we will retain only those injuries that occurred outside weekends and outside school holidays in 2005-2006 in our calculation instances. All the statistical analyses were performed using the SAS software package (version 9.2)

Results

The effect of the type of municipality on the use of transport modes

The use rates for the different modes

A total of 3,885 young persons aged between 10 and 24 years were interviewed in the Rhône *Département*. After weighting, the distribution of the population (305,168) according to age and gender was as follows: 27% between 10 and 13 years; 30% between 14 and 17 years and 51% were males. Table 1 shows the percentages of individuals for each category of age, gender and type of municipality.

Table 1 Use of modes (%) according to municipality of residence (deprived, other), gender and age

	Deprived municipalities				Other municipalities											
	10-13 years		14-17 years		18-24 years		All		10-13 years		14-17 years		18-24 years		All	
Males																
Population	18982		20010		53082		92075		22150		22986		37213		82 348	
Car pass.	6357	29%	3654	16%	2821	7%	15%	11992	55%	7774	31%	3446	14%	32%		
Car driver *	-	-	514	5%	23839	62%	50%	-	-	1647	15%	16488	66%	50%		
M2W	-	-	1201	5%	2681	7%	6%	-	-	4583	18%	3185	13%	15%		
Bicycle	11167	51%	12702	57%	18818	49%	52%	15328	70%	14792	69%	11843	47%	58%		
Pedestrian	14274	65%	11361	51%	11592	30%	45%	10042	46%	8861	35%	7674	31%	37%		
Public transport	4198	19%	11667	52%	18897	49%	42%	3499	16%	9930	39%	9412	38%	32%		
Females																
Population	18468		19686		60838		98992		21132		21572		37565		80269	
Car pass.	4385	25%	4044	21%	3968	9%	15%	10368	53%	7617	35%	3841	14%	32%		
Car driver *	-	-	814	8%	22713	50%	43%	-	-	1901	15%	19015	70%	52%		
M2W	-	-	548	3%	920	2%	2%	-	-	1469	7%	1353	5%	6%		
Bicycle	7175	40%	6830	36%	16944	38%	38%	9394	48%	8695	40%	10479	39%	42%		
Pedestrian	10890	61%	9083	47%	18627	41%	47%	9477	49%	6063	28%	7029	26%	33%		
Public transport	5436	31%	10602	55%	25969	58%	51%	3234	17%	9059	42%	12483	46%	36%		

- 1- Car passenger, public transportation : daily or almost daily use on weekdays
- 2- Car driver M2W and bicycle users : regular or exceptional use on weekdays
- 3- Walking the day before the survey, on weekdays outside school holidays

For example, 15% of the young males in the deprived municipalities travelled everyday or almost everyday as car passengers, while 45% had made a walking trip the day before the interview and only 6% used a M2W both on a regular or an exceptional basis.

Car use (as a passenger and driver) was fairly similar among young males and young females, however it was very much linked to the socioeconomic level of the municipality of residence. For all age and gender categories, car travel was approximately half as common among young people from deprived municipalities as among their counterparts from other municipalities.

Likewise, driving a car (regularly or on an exceptional basis) was less common in deprived municipalities, and this was particularly true for young males aged between 16 and 17 years (3 times less) and young females aged between 18 and 24 years (1.4 times less).

Whatever the type of municipality, 3 times more young males used M2Ws. Overall, and for each of the two relevant age categories, three times fewer young persons from deprived municipalities reported M2W use than those living in other municipalities.

For both types of municipalities, bicycle use was more frequent among young males. Bicycle use (both regular and exceptional) was lower in deprived municipalities for both genders, particularly among 10-13 year-olds, while there was almost no difference between deprived and other municipalities among 18-24 year-olds.

In the case of walking, no marked gender effect is apparent. However, the use of walking was greater in deprived municipalities, particularly among 10-17 year-olds.

Public transport use is a specific case, it was the young females from deprived municipalities who used public transport most, followed by young males from deprived municipalities while those who used it least were the young males from other municipalities.

Distance travelled by the young persons, for each mode

Among children of 10-13 years of age, the daily distances travelled by users of each mode on the day before the survey were, on average, 2.1 km [1.9-2.3] by foot, 5.3 km [4.5-6.1] by bicycle, 10.0 km [8.9-11.0] by car as a passenger and 9.6 km [8.5-10.6] on public transport.

For the 14-17 year olds, the daily distances were higher: on average, this group covered 2.6 km [2.4-2.8] on foot, 6.3 km [3.5-9.1] by bicycle, 11.9 km [7.6-16.3] by M2W and 14.0 km [12.4-15.7] by car as a passenger, 10.6 km [6.7-14.4] as a car driver and 16.1 km [15.0-17.2] on public transport.

Young persons of between 10 and 17 years of age in deprived municipalities travelled longer distances by foot and by M2W. The opposite applies for the other modes (car, public transport and bicycle). These differences are not statistically significant.

Among young persons of 18-24 years of age, the daily distances travelled were on average 2.3 km [2.0-2.6] on foot, 9.3 km [5.4-13.2] by bicycle, 22.7 [11.8-33.6] by M2W, 30.8 [28.4-33.1] as car drivers and 17.6 km [15.2-19.9] as car passengers

The young persons aged between 18 and 24 living in a deprived municipality also covered longer distances on foot than those from other municipalities. The young males from deprived municipalities also covered longer distances by bicycle. However, both the young males and young females from deprived municipalities travelled shorter distances than those from other municipalities by car and M2W. These differences were not significant.

Young females from deprived municipalities also travelled shorter distances on public transport (14.9 km [13.2-16.6] vs 22.1 km [19.2-25.0]) than the young females from other municipalities. Similarly, the young males from deprived municipalities travelled shorter distances by public transport (deprived vs other: 16.7 km [14.9-18.6] vs 23.5 km [19.6-27.4]).

Ultimately, the distances travelled by each mode by the young males and females were fairly similar.

The influence of the type of municipality on injury frequency

In the Rhône as a whole, 6,944 young people of between 10-24 years of age were injured or killed in a road traffic accident in 2005 and 2006, and 5,945 of these lived in the *Département*. This study concentrates on the accidents involving young people that occurred outside weekends and school holidays. These involved 2,792 casualties (47%) and 321 days (44%). We removed 247 casualties (i.e. 8.8%) whose municipality of residence was unknown. Ultimately, the study included 2,545 casualties, of whom 67.6% were male. The distribution between the three age groups was as follows: 11% were aged between 10 and 13 years, 25% between 14 and 17 years and 64% between 18 and 24 years.

Table 2 -Incidence ratios and 95% confidence interval for injuries outside school holidays 2005-2006 RhôneRegistry : Safeguard of September 2009

	N (casualties)	Per 1000 young inhabitants incidence ratio (deprived/other)			Per 1000 users of each mode incidence ratio (deprived/other)			Per km for each mode incidence ratio (deprived/other)		
		10-13 years 80 732	14-17 years 84 254	18-24 years 188 698	10-13 years	14-17 years	18-24 years	10-13 years	14-17 years	18-24 years
Male	Car as passenger	1.75 [0.62-4.92]	1.79 [0.77-4.14]	1.13 [0.70-1.81]	3.32 [1.18-9.33]	3.46 [1.50-8.03]	1.49 [0.93-2.41]	3.18 [1.13-8.93]	3.42 [1.48-7.90]	1.79 [1.12-2.87]
	Car as driver	-	1.15 [0.16-8.16]	0.96 [0.75-1.23]	-	3.44 [0.49-24-5]	0.69 [0.54-0.88]	-	-	1.53 [1.20-1.96]
	M2W	0.78 [0.13-4.67]	0.77 [0.60-0.96]	0.98 [0.81-1.18]	-	2.76 [2.33-3.82]	1.20 [1.01-1.48]	-	1.90 [1.51-2.44]	6.83 [5.89-8.56]
	Bicycle	0.84 [0.54-1.31]	1.71 [1.14-2.57]	1.67 [1.14-2.45]	1.15 [0.73-1.80]	2.07 [1.38-3.11]	1.08 [0.74-1.59]	1.64 [1.05-2.57]	3.08 [2.07-4.68]	0.68 [0.46-1.00]
	Pedestrian	2.81 [1.60-4.97]	4.74 [2.19-10.3]	1.14 [0.66-1.96]	1.99 [1.13-3.50]	3.25 [1.50-7.06]	0.78 [0.45-1.34]	1.32 [0.75-2.32]	2.75 [1.27-5.95]	1.02 [0.59-1.76]
Public transport	0	-	0	0	-	0	0	-	0	
Female	Car as passenger	0.95 [0.29-3.11]	0.68 [0.31-1.50]	1.62 [1.06-2.49]	2.02 [0.62-6.62]	1.14 [0.52-2.51]	1.84 [1.20-2.84]	1.82 [0.56-5.96]	1.49 [0.68-3.28]	2.69 [1.75-4.13]
	Car as driver	-	-	0.87 [0.67-1.12]	-	-	0.88 [0.68-1.14]	-	-	2.24 [1.74-2.89]
	M2W	-	0.76 [0.43-1.34]	0.79 [0.53-1.17]	-	1.76 [1.00-3.19]	1.41 [0.96-2.14]	-	-	-
	Bicycle	0.69 [0.25-1.90]	1.31 [0.40-4.33]	1.03 [0.57-1.85]	0.82 [0.30-2.26]	1.46 [0.45-4.79]	0.76 [0.42-1.36]	-	-	-
	Pedestrian	2.11 [1.07-4.15]	2.56 [1.40-4.69]	1.72 [1.01-2.94]	1.70 [0.87-3.34]	1.52 [0.83-2.80]	0.78 [0.45-1.34]	1.40 [0.71-2.75]	1.06 [0.58-1.94]	0.69 [0.40-1.18]
Public transport	0.57 [0.05-6.29]	1.10 [0.22-5.45]	2.47 [0.28-22.1]	0.31 [0.03-3.42]	0.84 [0.17-4.16]	1.42 [0.06-12.7]	0.86 [0.08-9.48]	1.76 [0.36-8.72]	0.84 [0.05-13.4]	

The gaps in the table correspond to null incidences or inadequate (or null) sample size for mode use or person-kilometres.

In the case of the young males (Table 2), the incidence ratios (deprived municipalities/other) among the population reveal an excess risk of injuries on a bicycle for individuals over 14 years of age and on foot for individuals under 18 years of age in deprived municipalities. However, M2W injuries among adolescent males were less frequent in deprived municipalities. For young females, there was an excess injury risk in deprived municipalities on foot at all ages, and as a car passenger over 18 years of age. Fewer females were injured in two-wheeler accidents, and the difference between deprived and other municipalities for this mode is not significant.

The incidence ratios among the users of each mode reveal significant injury excess risks in deprived municipalities for male car passengers of under 18 years of age. (It was not the case for 18-24 year-old drivers). Taking into account the number of users of each mode gave another vision of M2W risk in deprived municipalities: there was an excess injury risk among M2W riders from deprived municipalities. The opposite applied when incidences were related to the whole of young population.

In the case of young females (Table 2) as car passengers, the excess risk in deprived municipalities among those of 18 years of age and over increased, while the excess risk for pedestrians disappeared.

The incidence ratios per km travelled for each mode reveal an excess risk for car drivers of both genders in the 18-24 year-old age group from deprived municipalities. The excess risk for M2W users in deprived municipalities was even greater than with the previous indicator among young males of over 18 years of age, increasing from 1.68 to 6.83. However, they had fewer bicycle accidents than young males of the same age from other municipalities. In the case of females of over 18 years of age, there was also an excess risk for drivers from deprived municipalities, and this excess risk was even greater for passengers.

Thus, considering the number of users of each mode reveals that in the case of young males, it is more dangerous to be a car passenger or a M2W user when one lives in a deprived municipality.

If the distances travelled by each mode are considered, the risk is even greater for young male motorists, M2W users and child cyclists of between 10 and 17 years of age from deprived municipalities. Among females, taking this factor into account increases the risk for motorists of between 18 to 24 years of age from deprived municipalities.

Discussion

For the first time in France, this study has enabled a comparison of the effects of a contextual socioeconomic indicator (the type of municipality of residence, deprived, or not) on daily travel practices and injury incidences among the population, among the users of each mode and per km of travel.

Customary use of certain modes on weekdays and outside school holidays involves, essentially, but not exclusively, home-to-school trips or occupational trips. This information was supplemented by the kilometres of travel for each mode on the day before the study. Mode use differed considerably between the two types of municipality. The young persons from deprived municipalities used M2Ws and the car (as passengers and drivers) less frequently than those from other municipalities. This result concurs with the findings of an American study by (Van Vliet 1983) which found that children and adolescents from high-income families were more often transported by car. Another study which concentrated exclusively on the home-to-school trips of American students has shown that there are no sociodemographic differences between walking and cycling as opposed to using the car (McMillan et al. 2006).

Use of a particular mode of transport for one's daily trips obviously depends on a large number of factors in addition to the socioeconomic level of one's residential municipality and the ease or difficulty of accessing a car. The status of a young person in relation to the activity (school, work, unemployment), and, especially for those in education, the type of educational

establishment attended (secondary school or further education establishment...), and the population density and centrality of the residential location (Pochet et al. 2010). The use of transport modes is also influenced by the attributes of urban form (McMillan 2007) as well as physical characteristics of the environment or the experience the young person's parents have had of hazards on the road (Fyhri and Hjorthol 2009).

This study is an original contribution to the literature as it considers six different transport modes separately when investigating young persons' accidents, taking account of the number of users of each mode and the distances travelled for each.

In the present study, the M2W users from deprived municipalities are characterized by an excess injury risk, whether the selected denominator is the number of users or the kilometres of travel, which was masked by a lower rate of M2W use, leading to lower risk when using the population rather than riders as the denominator. This result shows the importance of comparing accident data with data on daily travel in order to qualify, clarify or better explain some apparent findings. Likewise, in the case of car passengers, taking account of exposure (proportion of users and the distances covered) reveals a significant excess risk per km of travel among young males and greater excess risk among young females, although car use is lower in deprived municipalities. In the case of car drivers, there is a paradoxical finding, namely a reduced risk in relation to the number of users and an excess risk in relation to the distances travelled, which is partly explained by the lower distances covered in deprived municipalities.

To explain the excess risk per km travelled in deprived municipalities, we can make the hypothesis that risky behaviours are more frequent in deprived areas (Vaez and Laflamme 2005). The behaviours in question can include a failure to wear a helmet or a safety belt, for example. The age of the vehicles may also play a role. Moreover Janke claims that accidents per mile exaggerate the measure of risk in particular for low-mileage groups such as teenagers: people driving low mileages tend to accumulate much of their mileage on congested city streets with two-way traffic (Janke 1991).

The contextual study does not allow us to measure the proportion of risk that can be attributed to individual socio-economic characteristics, as these are linked to our variable of interest (municipality of residence). These individual variables were not available in our data set. Considering modal use at the contextual level nevertheless considerably improves our understanding of the raw differences in traffic injury incidences that exist according to social context. To our knowledge no existing study in this area has applied this method.

As we have no data on the mobility of the young person's at weekends and during school holidays, in the context of this study we have not been able to examine holiday periods, and have targeted those killed or injured in accidents that occurred between Monday and Friday and outside school holidays. However, in France, social inequalities have more effect on long distance travel (summer holidays) than local travel, on weekend travel than week-day travel, and on leisure travel than home-to-school travel. The degree of choice and the constraints associated with the young peoples' place of study, which vary according to social class, influence amount of travel and the transport modes used during the week (Paulo 2006). The difference between deprived and other municipalities would perhaps be greater if we had been able to study all the days in the year. It would therefore be interesting to conduct a study of this type for weekends and school holidays.

The Rhône Registry only contains accidents that occurred in the *Département*. It is possible that the residents of the more advantaged municipalities, a lower proportion of whom reside within the Lyon conurbation and who travel greater distances are more often injured outside the *Département*, which could lead to an overestimation of the risk ratio between deprived municipalities and the others. However, we know that most accidents occur near people's homes. In the Registry, in 2005-2006, 85.6% of the 10-24 year-old casualties of accidents which occurred in the Rhône Département were residents of the Rhône Département too.

By considering only the nature of the municipality (with or without a ZUS), we have, because of the limitation of the data, "diluted" our analysis by classifying individuals who live in a municipality with a ZUS but not in the ZUS itself as exposed. Nevertheless, our indicator

“municipality with a ZUS” seems to be valid, as the presence of a ZUS is strongly linked to the socioeconomic level of the municipality, as we have shown. This indicator is available for the whole of France.

The coexistence of the Registry and the household travel survey has made it possible to compare risk exposure data with data on the road traffic injuries that occurred in the same period and in the same area, which has revealed that journeys made by car and two wheelers are more dangerous for young persons who live in deprived municipalities.

References

- AIS, 1990 Revision "The Abbreviated Injury Scale " USA: AAAM des Plaines, II Association for the Advancement of Automotive Medicine
- Cassell, D. L., 2006 " Wait Wait, Don't Tell Me... You're Using the Wrong Proc! ." SAS Users Group International 31 Proceedings (SUGI) Statistics and data analysis, 193-31
- Claisse, G., Diaz Olvera, L., Dille, B., Paulo, C., Plat, D. and Pochet, P., 2000. Inégalités de déplacement et équité sociale : revenus, indices et inégalités d'accès à la voiture particulière. Rapport pour le Predit PUCA, LET
- Cubbin, C., LeClere, F. B. and Smith, G. S., 2000. "Socioeconomic status and injury mortality: individual and neighbourhood determinants." *J Epidemiol Community Health* 54(7): 517-24.
- Edwards, P., Green, J., Lachowycz, K., Grundy, C. and Roberts, I., 2008. "Serious injuries in children: variation by area deprivation and settlement type." *Arch Dis Child* 93(6): 485-9.
- Ferrando, J., Rodriguez-Sanz, M., Borrell, C., Martinez, V. and Plasencia, A., 2005. "Individual and contextual effects in injury morbidity in Barcelona (Spain)." *Accid Anal Prev* 37(1): 85-92.
- Fleury, D., Peytavin, J. F., Alam, T. and Brenac, T., 2010. "Excess accident risk among residents of deprived areas " *Accid Anal Prev* 42(3).
- Fyhri, A. and Hjorthol, R., 2009. "Children's independent mobility to school, friends and leisure activities." *Journal of Transport Geography* 17(5): 377-384.
- Haddak, M., Pochet, P., Licaj, I., Vari, J. and Mignot, D., 2010, forthcoming Inégalités socio-spatiales de risque routier et mobilité à l'adolescence, in *Economie de la sécurité routière*. L. Carnis and D. Mignot. Paris, Economica.
- Harrison, W. A. and Christie, R., 2005. "Exposure survey of motorcyclists in New South Wales." *Accid Anal Prev* 37(3): 441-51.
- Hasselberg, M., Laflamme, L. and Weitoft, G. R., 2001. "Socioeconomic differences in road traffic injuries during childhood and youth: a closer look at different kinds of road user." *J Epidemiol Community Health* 55(12): 858-62.
- Hippisley-Cox, J., Groom, L., Kendrick, D., Coupland, C., Webber, E. and Savelyich, B., 2002. "Cross sectional survey of socioeconomic variations in severity and mechanism of childhood injuries in Trent 1992-7." *Bmj* 324(7346): 1132.
- Hjorthol, R. and Fyhri, A., 2009. "Do organized leisure activities for children encourage car-use? ." *Transportation Research A* 43(2): 209-218.
- INSEE, 2006. "Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques " Retrieved <http://www.insee.fr/fr/default.asp>.
- Janke, M. K., 1991. "Accidents, mileage, and the exaggeration of risk." *Accid Anal Prev* 23(2-3): 183-8.
- Jungwook, J., Jennufer, O., Randall, G. and Johnell, B., 2007a "Assessing Mileage Exposure and Speed Behavior Among Older Drivers Based on Crash Involvement Status." Proceedings of the Transportation Research Board Annual Meeting, Washington, DC

- Jungwook, J., Jennufer, O., Randall, G. and Johnell, B., 2007b. "Relationship between crash involvement and temporal-spatial driving activity patterns using GPS instrumental vehicle data." Proceedings of the Transportation Research Board Annual Meeting, Washington, DC
- Laflamme, L. 1998. Social inequality in injury risks: knowledge accumulated and plans for the future. Stockholm National Institute of Public Health
- Laumon, B., Martin, J. L., Collet, P., Chiron, M., Verney, M. P., Ndiaye, A. and Vergnes, I., 1997. "A French road accident trauma registry: first results, ." 41st Annual Proceedings of the Association for the Advancement of Automotive Medicine Orlando, Florida (1997): pp. 127-137.
- Lee, C. and Abdel-Aty, M., 2005. "Comprehensive analysis of vehicle-pedestrian crashes at intersections in Florida." *Accid Anal Prev* 37(4): 775-86.
- Macpherson, A., Roberts, I. and Pless, I. B., 1998. "Children's exposure to traffic and pedestrian injuries." *Am J Public Health* 88(12): 1840-3.
- Males, M. A., 2009. "Poverty as a determinant of young drivers' fatal crash risks." *Journal of Safety Research* 40(6): 443-448.
- Massot, M.-H. and Zaffran, J., 2007. "Auto-mobilité urbaine des adolescents franciliens." *Espace Populations Sociétés* 2(3): 227-241.
- McMillan, T., Day, K., Alfonzo, M. and Anderson, C. 2006 "Johnny Walks to school-Does Jane? Sex differences in children's active travel to school." *Children, Youth and Environments* 16 75-89.
- McMillan, T. E., 2007. "The relative influence of urban form on a child's travel mode to school." *Transp. Res.: Part A* 41(1): 69-79.
- Mignot, D. and Rosales-Montano, S., 2006. *Vers un droit à la mobilité pour tous, Inégalités, territoires et vie quotidienne*. Paris, La Documentation Française - PUCA.
- Nicolas, J.-P., Pochet, P. and Poimboeuf, H., 2003. "Towards sustainable mobility indicators: application to the Lyons conurbation." *Transport Policy* 10(3): 197-208.
- Orfeuill, J.-P., 2004. *Transports, pauvretés, exclusions, l'état des savoirs*. Paris, Editions de L'Aube.
- Paulo, C. 2006. *Inégalités de mobilités : disparité des revenus, hétérogénéité des effets* Thèse de Doctorat de Sciences Economiques. Lyon, Université Lyon 2.
- Pochet, P., Haddak, M., Licaj, I., Vari J., Randriantovomanana, E. and Mignot, D., 2010. *Différenciations et inégalités sociales de mobilité chez les jeunes. Analyses de l'enquête ménages déplacements de Lyon 2005-2006*. Isomerr Jeunes. r. i. n°3, PREDIT GO2. DRI: 88.
- Posner, J. C., Liao, E., Winston, F. K., Cnaan, A., Shaw, K. N. and Durbin, D. R., 2002. "Exposure to traffic among urban children injured as pedestrians." *Inj Prev* 8(3): 231-5.
- Priya, T. and Uteng, A., 2009. "Dynamics of transport and social exclusion: Effects of expensive driver's license." *Transp Policy* 16(3): 130-139.
- Pucher, J. and Dijkstra, L., 2003. "Promoting safe walking and cycling to improve public health: lessons from The Netherlands and Germany." *Am J Public Health* 93(9): 1509-16.
- Rice, T. M., Peek-Asa, C. and Kraus, J. F., 2003. "Nighttime driving, passenger transport, and injury crash rates of young drivers." *Inj Prev* 9(3): 245-50.
- Spallek, M., Turner, C., Spinks, A., Bain, C. and McClure, R., 2006. "Walking to school: distribution by age, sex and socio-economic status." *Health Promot J Austr* 17(2): 134-8.
- Thouez, J. P., Gangbè, M., Bergeron, J., Bussière, Y., Rannou A. and Bourbeau, R., 2005. "Measurement of pedestrian exposure to the potential dangers of daily activity-travel patterns in the region of Montreal " *Urban Transport*, MIT press, Boston: 249-256.
- Vaez, M. and Laflamme, L., 2005. "Impaired driving and motor vehicle crashes among Swedish youth: an investigation into drivers' sociodemographic characteristics." *Accid Anal Prev* 37(4): 605-11.
- Van Vliet, W., 1983. "Children's Travel Behavior." *Ekistics* 50(298): 61-65.

WHO 2007. Youth and Road Safety. World Health Organization
http://www.who.int/violence_injury_prevention/publications/road_traffic/youth_roadsafety

12.11. Annexe 11 Article 3

Soumis au *Journal of Transport Geography*

Individual and contextual deprivation and car driving between 16 and 24 years of age: a multilevel study in the Rhône Département (France)

Idlir Licaj, Mouloud Haddak, Pascal Pochet, Mireille Chiron

Abstract

This paper sets out to highlight and quantify the effect of individual and contextual deprivation on both access to a car driving licence and on actual driving of a car among young licence-holders in the Rhône department (France).

The three stages by which adolescents and very young adults become autonomous with regard to driving have been subjected to multilevel analyses: i) whether young person's participate in the early driving scheme at 16-17 years of age, ii) whether young persons of 18-24 years of age hold a driving licence, and iii) whether young licence-holders actually drive a car.

For the first time in France, we have observed that social inequalities add to each other: inequalities with regard to access to the driving licence followed by inequalities with regard to use of a car among licence-holders. These inequalities are both individual and contextual in nature.

Keywords: deprivation; driving license; young; multilevel analysis

Introduction

Obtaining a driving licence is essential in order to gain the capacity for independent travel. It opens up the possibility for personal access to a car, which leads to higher travel speeds – at least outside the central cities of European conurbations – meaning that individuals can travel to a wider range of locations to perform activities within a given amount of time (Dupuy, 1999). A study conducted in three Canadian cities among poor or vulnerable groups has shown that the possession of a driving licence and a car increases the distances individuals in these groups cover, which may help to improve their access to urban “opportunities” (Morency et al., forthcoming). In a context in which the dispersion of activities, particularly in zones where accessibility without a car is difficult, for example in periurban areas with poor public transport or in rural areas, not having a driving licence or access to a car can lead to problems of access which increase social exclusion (for example, for the USA see (Viry et al., 2009) and for the United Kingdom see (Hine and Mitchell, 2001; Lucas et al., 2006; Preston and Rajé, 2007; and Shucksmith, 2004;)). More specifically for young adults, driving a car can be more or less indispensable depending on the location, the individual's car-dependency, the alternatives available in terms of public transport, and whether there are local jobs, services and shops. While in the centre of large cities some young adults do not feel the need to take a driving test, this is nevertheless a very small group. The possibility of driving a car which obtaining a driving licence provides is among the basic skills and attributes that are required in order to enter the world of work, and more generally successfully engage in the activities of daily life (Orfeuill, 2004, Le Breton 2005).

In developed countries such as the United Kingdom, the United States (Lucas, 2009, Fol, 2009) and France (Paulo, 2006; Mignot & Montano, 2006), a household's access to a car is still linked to its income. Two-car ownership is less common for low-income households than wealthier households. They are also more frequently carless in France (Nicolas et al., 2003) and in the United Kingdom (Lucas, 2009). Likewise, in underprivileged areas, the percentage of car-

owning households seems to be systematically lower, as has been observed in Scotland (Hine and Mitchell, 2003), and in Lyon in France (Haddak et al., 2010).

Few studies have dealt specifically with the issue of how social class or educational attainment affects the difficulty of obtaining a driving licence, with the exception of Priya and Uteng (2009) who examined extra-European immigrants in three Norwegian cities. This study found that the difficulties low income immigrant populations have in meeting the financial cost of obtaining a driving licence followed by the subsequent cost of gaining access to a car make it harder for them to find work (Priya and Uteng, 2009). In France too, one can make the hypothesis that the conditions that apply for learning to drive and above all its financial cost would result in social inequalities with regard to access to driver training. The law lays down that learner drivers must spend at least 20 hours driving with an instructor. The average nation-wide is more like 28 hours of driving, and the average total cost of learning to drive was €1500 in 2007 (Lebrun et al., 2008), but this average figure conceals large disparities between regions and individuals. In particular, the difficulties experienced by young persons who are experiencing difficulties in social integration can mean that obtaining a licence costs them much more than the average amount (Bertand, 2005). Traditionally, conscription (followed by a twelve-month period of national service) provided the opportunity for many young men who came from underprivileged backgrounds or who had left school early to learn to drive and obtain a driving licence. The abolition of conscription in 2001 may also have made it more difficult for young males from underprivileged social backgrounds to obtain a driving licence (Lebrun et al., 2008).

In addition, while the minimum age for obtaining a car licence is 18, in France 16 and 17 year-olds can participate in the early driver training scheme (*Apprentissage Anticipé à la Conduite (AAC)*), which includes a period in which the young driver is supervised by an adult in the passenger seat (over a minimum distance of 3000 km) under conditions that are fixed by the driving school. This scheme increases young drivers' chances of passing their test the first time they take it (68% compared with 49% in 2007) (Lebrun et al., 2008) and obtaining their licence early. However, the scheme was only taken up by 30% of those who took the test in 2010 (Muhlmann-Weill 2010). Take-up of the scheme among the population is unevenly distributed socially because of its slightly higher cost and because underprivileged households have lower car ownership and fewer opportunities for accompanied driving (INSERR, 2007), although it is true that we lack detailed studies on this issue.

Within this context, this paper sets out to highlight and quantify the effect of individual and contextual deprivation on both access to a car driving licence and on actual driving of a car among young licence-holders in the Rhône département. With this in view, we have studied simultaneously the effect of individual factors (such as age, gender, parental income, household car ownership) and environmental factors (the extent to which the individual's residential location is central/urban or remote/rural, and the socio-economic level of the area). The three stages by which adolescents and very young adults become autonomous with regard to driving have been subjected to multilevel analyses: i) whether young persons participate in the early driving scheme at 16-17 years of age, ii) whether young persons of 18-24 years of age hold a driving licence, and iii) whether young licence-holders actually drive a car.

Data and methodology

The 2005-2006 Household Travel Surveys on the Lyon urban district 2005-2006

The Household Travel Survey (HTS) that we used was carried out between November 2005 and May 2006. The Lyon HTS is representative of the population of households living within the study boundary. This includes the Rhône Département, where the majority of the poorest urban zones are located, and which forms our analysis area. In particular, each individual of 16 years of age and over was asked if he/she had a driving licence (for a saloon car). The possible answers were "yes", "no" or "accompanied driving and driving lessons".

In this study we have measured car driving on the basis of the individual's customary car use on working days outside weekends and school holidays by means of a binary variable which distinguishes between individuals who drive a car, even infrequently, and those who report never driving.

The area covered by the HTS has been broken down into a number of sectors which provide the basis for sample stratification, the administration of the survey and the weighting of the data. These sectors were then divided into what we shall refer to as "small zones" which allow us to identify with a fair degree of accuracy individuals' residential, working or study locations and the origins and destinations of their trips.

Individual and contextual socioeconomic indicators

In addition to age and gender, the explanatory variables we have used in the study are the social and economic characteristics of the young people and their zone of residence. We have used a number of indicators to measure these characteristics:

the variable that describes "status" within the family allows us to distinguish between young persons who live in their own household (i.e. who are the household reference person, the reference person's partner or another person, without parental link) from those who live in the same household as their parents or another reference person. We will say that the second group have the status of a child in the household. They accounted for 65% of the 18-24 year-olds. This explanatory variable was not used to investigate accompanied driving training among 16-17 year-olds, 98% of whom had the status of a child in the household.

income per consumption unit (CU) is the most precise indicator of the relative social positions of the families to which the young people belong. More precisely, we have used the mean annual income quartiles per consumption unit of the household of the young persons between 16-24 years of age by creating 4 income classes (1st quartile: income of less than €10,902, 2nd quartile: income of between €10,902 and €15,857, 3rd quartile: income of between €15,857 and €21,578, and 4th quartile: income of more than €21,578)

household vehicle ownership (no car, one car, or two or more cars),

the geographical position of the small zone of residence:

the centre of the conurbation that includes the municipalities of Lyon and Villeurbanne, where the residential density is on average 11,143 inhabitants/km²;

the inner suburbs (adjacent municipalities to Lyon or Villeurbanne) with an average density of 4,191 inhabitants/km²;

the outer suburbs, i.e. other municipalities in "Greater Lyon", with an average density of 1,909 inhabitants/km²;

periurban or rural municipalities: municipalities outside Greater Lyon, mostly sparsely populated periurban municipalities, and occasionally rural municipalities with an average population density of 905 inhabitants/km².

whether or not there is a ZUS (Zone Urbaine Sensible) in the small zone of residence⁹.

We have paid particular attention to the effect of these four socioeconomic variables, two of which characterize the individuals or their household and two their residential context.

The Rhône Département and the ZUS's

The Rhône is a French Département with 1.7 million inhabitants in the Rhône-Alpes Region whose main urban centre is the Lyon conurbation (1.2 million inhabitants). The Rhône

⁹ "Zones urbaines sensibles" (ZUS's) are deprived areas which have been identified by the public authorities as priority targets for urban action. These areas are characterized by large apartment buildings or slum areas, a pronounced imbalance between the number of dwellings and the number of jobs, and low incomes. In addition, ZUS residents are more often in casual employment than those living in other areas.

Département contains 293 municipalities, 25 of which have one or more ZUS's. At the time of the survey, a population of 192,000 lived in the ZUS's (11.5% of the département's total population) and they were spread over 30 ZUS's. The unemployment rate was 22.4% in the Rhône's ZUS's, compared with 11.4% in the Département as a whole. In addition, the under 25 year-old age group, individuals with no formal academic qualifications and single-parent families were over-represented in the ZUS's: in the ZUS's, the under 25's accounted for 39.2% of the population, persons with no formal academic qualifications accounted for 33.3% and single-parent families accounted for 21.5%, while the figures for the rest of the Département were respectively 33.0%, 18.7%, and 13.6% (INSEE, 2006).

This set of socioeconomic characteristics therefore means that living in a ZUS constitutes a good indicator of a deprived social environment.

However, the Household Travel Survey does not tell us whether the individuals were living in a ZUS or not, as in most cases the boundaries of the ZUS's do not coincide with those of the small zones used in the HTS. However, the young persons lived in a *small zone* which either had or did not have one or more ZUS's. A small zone in the HTS was considered to have a ZUS when at least 5% of its area coincided with a ZUS. The presence of a ZUS in a small survey zone provided us with the contextual socioeconomic indicators we used in this study. In the Rhône Département, there are 497 small survey zones and 55 of them contained all or part of a ZUS. Each small zone contained an average of 2,923 inhabitants of over 4 years of age.

The average family income (per CU) in the zones with a ZUS was €16,900 per year with a quartile interval of [€16,500-17,200] while it stood at €21,600 per year in the zones without a ZUS, with a quartile interval that was disjoint from the previous one of [€21 400-21 800]. Using this sociogeographical indicator thus allows us to consider urban contexts which are contrasting with regard to the incomes of their residents and therefore validates this contextual socioeconomic indicator.

Analyses

We have attempted to quantify the effect of individual and contextual socioeconomic factors on:

- learning to drive a car in the case of 16-17 year-olds, i.e. accompanied driving,
- holding a car driving licence or taking driving lessons in the case of 18-24 year-olds,
- customary or exceptional driving of a car in the case of young driving licence holders.

We have investigated these three topics by applying multilevel logistical regression models in which the small zone of residence was the contextual unit. The reason for this choice is that multilevel models are better able to take account of the hierarchical structure of the data (i.e. individual and contextual characteristics) than "classical" logistical regression models because the latter underestimate the standard deviation of the parameters of contextual effects.

Multilevel models thus show whether the differences that are observed between small zones are due to a confusion effect arising from the fact that the individuals who live in the zones with a ZUS are underprivileged or if the small zone itself has a specific effect (Diez Roux 2004). We have used the SAS Glimmix procedure (version 9.2). The model can thus estimate the between-zones variation.

As a rule, the between- zones variation is reduced as explanatory factors are added to the model. The scale of this reduction allows us to perceive the extent to which different factors explain this variance.

For this analysis, five multilevel models were built for the small zone. To begin with, we applied an empty model (Model 1). This served to observe the proportion of the variance that can be attributed to the contextual level (small zone). The empty model contained no other explanatory variable. Next, the individual variables were added one at a time in Model 2, which was univariate. Model 3 included all the individual variables, and the contextual variables were

introduced one by one in Model 4. Last, all the individual and contextual variables were added simultaneously in Model 5.

In order to examine access to a driving licence and car driving, we built a sixth *full* model without the car ownership variable, as household car ownership can be both the cause and consequence of the children in a household who are of age holding a driving licence. In addition, this variable was strongly correlated with household income and whether or not there was a ZUS in the small zone of residence.

For each of the multilevel models we tested the interactions between whether the small zone was with or without a ZUS and the variable that describes the geographic position of the small zone, the number of cars owned by the household, and the household's income per consumption unit.

Results

Car ownership in the young person's households

The sample contained 2,246 young persons of between 16 and 24 years of age who were residents of the Rhône département. Of these, 15% belonged to a household without a car, 35% to a household with one car, and the other half (50%) to a multi-car owning household. The distribution of the car ownership variable was very different in the group that consisted of young people who were living with one or both of their parents or their legal guardian (69% of the total) and the group who were the household reference person or reference person's partner: only 4% of the first group lived in a carless household compared with 37% of the young people who were the reference person in their household.

Access to accompanied driving from 16-17 years of age

Our analysis covered 573 persons in the sample who were of 16 or 17 years of age. At the time of the survey, 22.1% of this group were taking an accompanied driving course. Even though the univariate association between gender and access to accompanied driving was not significant, we included gender in the multivariate logistical model. None of the 16-17 year-olds taking an accompanied driving course belonged to a carless household, which explains our decision to measure the number of cars by means of a variable with two modalities, namely "one or no car" and "2 or more cars". The interaction between income and type of zone of residence was not significant, neither was that between whether or not the zone of residence was with or without a ZUS and the geographical position of the zone of residence.

Table 1: Determinants of accompanied driving among 16-17 year-olds (n=573 young persons from 244 small zones)

	<i>Model 1 Empty</i>	<i>Model 2 Raw OR* for the individual variables</i>	<i>Model 3 Adjusted OR for the individual variables</i>	<i>Model 4 Adjusted OR for the contextual variables</i>	<i>Model 5 (full) Adjusted OR for all the variables</i>
Gender					
Males		0.92 [0.60-1.41]	0.91 [0.59-1.41]		0.95 [0.62-1.48]
Females		1	1		1
Household income per CU					
Q1		0.21 [0.09-0.46]	0.33 [0.15-0.77]		0.40 [0.17-0.93]
Q2		0.48 [0.27-0.87]	0.65 [0.35-1.19]		0.73 [0.39-1.37]
Q3		0.57 [0.34-0.95]	0.62 [0.37-1.04]		0.70 [0.41-1.20]
Q4		1	1		
Car ownership					
0 or 1		0.30 [0.18-0.51]	0.39 [0.22-0.68]		0.40 [0.23-0.72]
2 or more		1	1		1
Random effects					
Between- zones variation /standard deviation	0.41/0.26	-	0.20/0.25	0.23/0.25	0.19/0.25
Contextual variables that are constant within the zone					
				OR	OR
Small zone of residence					
With a ZUS				0.37 [0.19-0.72]	0.56 [0.28-1.11]
Without a ZUS				1	1
Zone of residence					
Periurban or rural				0.89 [0.49-1.61]	0.81 [0.43-1.52]
Outer suburbs				0.63 [0.34-1.17]	0.56 [0.29-1.06]
Inner suburbs				0.53 [0.25-1.11]	0.62 [0.29-1.32]
Centre				1	1

OR* Odds Ratio

The first model, Model 1 (empty), shows whether access to accompanied driving for 16 to 17 year-olds varied from one small zone to another (Table 1). These between-zones variations were not statistically different from 0. In this case use of a multilevel logistical model was not indispensable. Nevertheless, in order to be consistent with the analyses presented in other parts of this paper, we used multilevel models to estimate the individual and contextual parameters.

Model 2 shows the univariate impact of the individual variables, and highlighted that access to accompanied driving increased with family income per CU. Likewise, young persons who belonged to households with only one or no car had much less access to accompanied driving than young persons living in multi-car owning households.

The between-zones variation as estimated by the multilevel model fell by approximately 50% when individual factors were added (Model 3). This drop in between-zone variance shows that a considerable proportion of the contextual variability of the probability of accessing

accompanied driving was due to differences in the individual characteristics of those living in the small zones.

Model 4 shows that when the geographical effect of the zone of residence was controlled for, the young persons from small zones with a ZUS undertook accompanied driving less than those from small zones without a ZUS. It also emerged that the variation between small zones fell from 0.41 to 0.23. However, this drop was smaller than that which occurred when we added individual variables (Model 3). This means that the contextual variations (between small zones) in accompanied driving were more influenced by the individual characteristics of the young persons than the characteristics of the zone.

In Model 5 (Table 1), when we controlled for the effect of contextual variables and other individual variables, household car ownership and income were significantly associated with accompanied driving: the young persons from a household with only one or no car had lower access to accompanied driving than those who lived in a multi-car owning household (OR = 0.40). Likewise, the young persons with the lowest family income per CU had lower access to accompanied driving than those with the highest income (OR = 0.40). The between-zones variation fell still further, reaching 0.19. The fact that the small zone contextual factor was no longer significant when we moved from Model 4 to Model 5 leads to the conclusion that contextual differences in learning to drive (less accompanied driving in small zones with a ZUS) were due to a composition effect arising from differences in the sociodemographic and social structure of the population in different zones rather than the contextual characteristics of the place of residence.

Access to a driving licence among 18 to 24 year-olds

Of the 1,673 18 to 24 year-olds in the sample, 30% did not hold a driving licence. At the age of 18, 37% of the males and 35% of the females held a driving licence, and this proportion exceeded two-thirds by 20 years of age (71% among males, 68% among females). The gender difference peaked at the age of 24: the rate of driving licence holding continued to rise among males and reached 92% at 24 years of age while it failed to rise above 77% in the case of females.

Table 2 sets out the results from the multilevel study of those holding a driving licence or taking driving training (70.1% of the total).

The interactions between whether the small zone was with or without a ZUS and the geographical position of the zone of residence or the number of vehicles owned by the household were not significant. However, there was a significant interaction between whether the small zone was with or without a ZUS and the family income per CU ($p = 0.0028$). Consequently, we built a variable with eight modalities by cross tabulating income against small zone". The control modality was class 4 income in a zone without a ZUS (the most privileged young persons).

Table3: Determinants of driving licence access (licence holders or trainee drivers) among 18 -24 year-olds (342 small zones)

	<i>Model 1 Empty n and between- zone variation</i>	<i>Model 2 Raw OR* for the individual variables</i>	<i>Model 3 Adjusted OR for the individual variables</i>	<i>Model 4 Adjusted OR for the contextual variables</i>	<i>Model 5 (full) Adjusted OR for all the variables</i>	<i>Model 6 (full) Without the adjusted OR for the car ownership variable</i>
Gender						
Males	810	1.45 [1.16-1.81]	1.49 [1.17-1.91]		1.48 [1.16-1.90]	1,43 [1,13-1,81]
Females	863	1	1		1	1
Age						
18-20 years	761	0.44 [0.35-0.55]	0.40 [0.31-0.52]		0.39 [0.30-0.51]	0,39 [0,31-0,50]
21-24 years	912	1	1		1	1
Status in household						
Child	1088	0,93 [0,73-1,19]	0.39 [0.27-0.54]		0.41 [0.28-0.58]	0,92 [0,69-1,23]
Other (reference person, partner,...)	585	1	1		1	1
Income*Zone with or without a ZUS						
Q1 * Zone with a ZUS	190	0.16 [0.10-0.26]	0.36 [0.21-0.61]		0.40 [0.23-0.68]	0.16 [0.10-0.26]
Q2 *Zone with a ZUS	122	0.21 [0.13-0.34]	0.36 [0.20-0.63]		0.39 [0.22-0.69]	0.22 [0.13-0.37]
Q3 *Zone with a ZUS	75	0.99 [0.48-2.02]	1.24 [0.57-2.68]		1.34 [0.62-2.90]	1.11 [0.53-2.32]
Q4 *Zone with a ZUS	45	0.88 [0.37-2.09]	0.82 [0.33-2.04]		0.84 [0.34-2.08]	0.86 [0.36-2.08]
Q1 *Zone without a ZUS	291	0.34 [0.23-0.51]	0.67 [0.42-1.05]		0.67 [0.24-1.08]	0.31 [0.21-0.48]
Q2 *Zone without a ZUS	310	0.51 [0.34-0.76]	0.68 [0.44-1.05]		0.69 [0.45-1.07]	0.47 [0.31-0.71]
Q3 *Zone without a ZUS	315	0.56 [0.38-0.84]	0.62 [0.41-0.96]		0.63 [0,41-0,96]	0.55 [0.37-0.83]
Q4 *Zone without a ZUS	325	1	1		1	1
Car ownership						
0 cars	270	0.14 [0.10-0.19]	0.08 [0.05-0.12]		0.07 [0.04-0.11]	
1 car	531	0.34 [0.26-0.45]	0.29 [0.21-0.39]		0.28 [0.20-0.38]	
2 or more cars	872	1	1		1	
Random effects (intercept)						
Between-zones variation /standard deviation	0.32/ 0.09		0.32 /0.11	0.30/0.09	0.27/0.11	0.21/0.10
OR for contextual variables that are constant within the zone						
Geographical position of the zone						
Periurban or rural	335			1.84 [1.27-1.25]	0.92 [0.60-1.43]	1.69 [1.45-2.49]
Outer suburbs	416			1.36 [0.96-1.93]	0.70 [0.46-1.07]	1.24 [0.85-1.81]
Inner suburbs	334			0.87 [0.61-1.25]	0.55 [0.36-0.83]	0.88 [0.61-1.28]
Centre	588			1	1	1

The between-zones variation in the *empty model*, was statistically different from 0, which means that there were differences between the 342 zones as regards driving licence holding (Table 2).

When the variables were added one at a time to Model 2 the between-zones variation increased, rising, after the addition of the “car ownership” variable from 0.32 (standard deviation of 0.09) to 0.40 (not shown in the table).

Driving licence holding was lowest among the young persons from households in the first two income quartiles living in a zone with a ZUS. In zones without a ZUS driving licence access rose with income.

Likewise, young persons from households with only one or no car had a lower rate of driving licence holding than young persons from multi-car owning households.

After the simultaneous addition of “individual” characteristics to Model 3, the between-zones variation was still significantly greater than 0. While adding the household car ownership variable increased the between-zones variation, the other variables had the opposite effect, reducing it. The effects of the different variables on the between-zones variation therefore cancelled each other out when we moved from the empty model to Model 3).

When we controlled for the effect of the other variables in Model 3, those young persons who lived with their parents had lower driving licence holding, while if we considered the raw effect, the “status in the household” variable was not significant. Likewise, the young persons from families in the first two income quartiles living in a small zone with a ZUS always held a driving licence less often than high income young persons living in a small zone with a ZUS. In addition, the young persons from households with only one or no car also less often held a driving licence than those from multi-car owning households. The effect of gender was unchanged.

Adding the contextual variable *geographical position* to Model 4 slightly reduced between-zone variation. Access to a driving licence is more important in rural areas. However, the geographical position of the small zone of residence explains only a small proportion of the contextual variations in access to a driving licence.

Still with regard to Model 4, driving licence holding increased with distance from the centre of the conurbation. The proportion of young persons taking the driving test was higher among those living in rural areas than among those living in the centre of the conurbation (Lyon and Villeurbanne).

When we controlled for the effect of all the variables (Model 5, full), we observed that between-zones variation was slightly lower than in the case of the empty model. In all cases this variation was statistically different from 0. All other things being equal, Model 5 shows that young males more often held a driving licence than young females. Those young people who lived with their parents less often held a driving licence than the others. The same applies to 18-20 year-olds compared with 21-24 year-olds. Furthermore, fewer of the least privileged young persons (the first two income classes or those who lived in a small zone with a ZUS) held a driving licence, and the same applied to young persons who lived in a household with only one or no car. Last, driving licence holding was lower among young persons living in the inner suburbs than those living in the centre. However, in the case of periurban or rural zones, once we controlled for random inter-zone variations and individual variations, we were not able to say whether access to the driving licence was higher in rural zones.

When the car ownership variable was withdrawn from the full model (Model 6), the between-zones variation was reduced, but it still remained significant (Table 2). The effect of age and gender were similar to those estimated by Model 5, but the effect of “status in the household” was no longer significant. In this model too, it was among the most underprivileged young people (with low incomes in class 1 and 2 and living in a small zone with a ZUS) that holding a driving licence was lowest.

Driving a car

The study of driving a car related to the 1,070 young persons of between 18 and 24 years of age in the sample who held a driving licence. Of this group, 955 (89.2%) reported driving a car. The interactions between the socioeconomic level of the small zone (with or without a ZUS) and income on the one hand and the geographical position of the location of residence on the other were not significant.

Table3: Determinants of car driving among 18-24 year-old driving licence holders (307 small zones)

	<i>Model 1 Empty n and between- zone variation</i>	<i>Model 2 Raw OR* for the individual variables</i>	<i>Model 3 Adjusted OR for the individual variables</i>	<i>Model 4 Adjusted OR for the contextual variables</i>	<i>Model 5 (full) Adjusted OR for all the variables</i>	<i>Model 6 (full) Without the adjusted OR for the car ownership variable</i>
Gender						
Males	548	1.00 [0.67-1.51]	1.02 [0.65-1.61]		1.02 [0.64-1.61]	0.88 [0.57-1.36]
Females	522	1	1		1	1
Age						
18-20 years	365	0.86 [0.56-1.32]	0.69 [0.42-1.12]		0.66 [0.40-1.09]	0.63 [0.39-1.00]
21-24 years	705	1	1		1	1
Status in household						
Child	656	2.71 [1.75-4.19]	0.69 [0.37-1.29]		0.69 [0.36-1.32]	1.92 [1.14-3.22]
Other (reference person, partner,...)	414	1	1		1	1
Income per CU						
Q1	251	0.29 [0.16-0.52]	1.01 [0.51-2.01]		1.12 [0.56-2.24]	0.43 [0.23-0.80]
Q2	267	0.74 [0.39-1.42]	1.25 [0.63-2.51]		1.32 [0.65-2.69]	0.85 [0.43-1.65]
Q3	270	1.32 [0.64-2.73]	1.63 [0.77-3.44]		1.68 [0.79-3.57]	1.35 [0.65-2.80]
Q4	282	1	1		1	1
Car ownership						
0	113	0.04 [0.02-0.07]	0.03 [0.01-0.07]		0.03 [0.01-0.08]	
1	304	0.37 [0.21-0.64]	0.32 [0.17-0.60]		0.37 [0.19-0.72]	
2 or more	653	1	1		1	
Random effect (intercept)						
Between-zones variation / standard deviation	0.85/0.25		0.27/0.28	0,49/0,25	0.22/0.30	0.49/0.27
Contextual variables that are constant within the zone						
				OR	OR	
Zone of resid.						
With a ZUS	227			0.51 [0.30-0.86]	0.53 [0.31-0.91]	0.54 [0.62-0.93]
Sans ZUS	843			1	1	1
Municipality						
Periurban or rural	239			5.38 [2.52-11.5]	1.69 [0.73-3.92]	3.68 [1.67-8.12]
Outer suburbs	266			4.02 [2.03-7.98]	1.21 [0.54-2.67]	2.45 [1.16-5.17]
Inner suburbs	195			2.15 [1.16-4.00]	0.77 [0.39-1.55]	1.50 [0.78-2.89]
Centre	370			1	1	1

In the *empty model*, the between-zones variation was significantly different from 0 (Table 3).

Model 2, which dealt with the univariate effects of individual variables, showed that young people with the status of “child” within the household more frequently drove a car. In contrast, driving was rarer among young persons with low income (class 1) and, in particular, young people who lived in a household with only one or no car.

When the individual variables were added simultaneously in Model 3, the between-zones variation fell considerably and ceased to be significantly different from 0. This means that a considerable proportion of the geographical variability with regard to car driving among young people was due to differences in the composition of small zones in terms of individual characteristics.

When we controlled for the other individual variables in Model 3, the young person's "status" in the household and the household's income per CU were no longer associated with driving a car. However, the effect of the household car ownership variable was similar to that observed in Model 2: young persons living in a household with only one or no car were less often drivers than those living in households with two or more cars.

When the contextual socio-economic variable "zone with or without a ZUS" and the sociogeographical variable were added to the multilevel logistical model (Model 4), the between-zones variation was lower than that obtained with the *empty model*, and was not significantly different from 0. It should be noted that, proportionally, this reduction was lower than that observed with the addition of individual variables.

When the geographical nature of the zone of residence and the between-zones variations were controlled for, Model 4 showed that car driving was less widespread among young persons living in zones with a ZUS (underprivileged).

However, a lower proportion of young persons from rural areas, or the inner or outer suburbs, drove a car than those from the centre of the conurbation.

When the effect of the other variables in the full model (Model 5) were controlled for, a further reduction compared with the previous models (Models 3 and 4) in between-zones variation was observed.

All other things being equal, fewer young persons drove among the young persons who were living in a household with no car or to a lesser degree, with only one car, and the young persons from small zones with a ZUS.

Removing the car ownership variable from Model 6 (the full multivariate model) led to an increase in between-zones variation, which was nevertheless still not significant (Table 3). The 18-20 year olds were less often drivers than the 21-24 year olds, but the young persons with the status of child in the household were more often drivers than those not living with their parents. Judging from the odds-ratios, income behaves as a concave function, as the proportion of drivers was at a minimum at the extremes of income and a maximum for intermediary incomes. However only the young persons in the lowest income group (class 1) were significantly less often drivers than the others.

As in the case of Model 5, the young persons living in a small zone with a ZUS were less often car drivers than those living in a small zone with a ZUS.

The geographical position of the municipality had a gradient effect on driving. The young persons from rural and periurban zones were more often drivers than those from Lyon and Villeurbanne.

Discussion

The Lyon HTS provides valuable information about the travel practices of the population of the Rhône *Département* and has provided the basis for a multilevel analysis of social inequalities by the simultaneous use of individual and social variables.

We do not have any information about car driving at weekends or during school holidays. However, among young French people, social inequalities have a greater impact on long distance travel, especially by car (summer holidays), than on local driving, on weekend driving than on weekday driving, on leisure trips than on daily trips. Individuals with low incomes tend to engage in leisure activities that are nearer their home than individuals with high incomes (Paulo 2006). The differences in car driving that we observed between individuals with different levels of income and between individuals from privileged and underprivileged zones would probably have been greater if we had been able to study all the days of the year.

All other things being equal, living in a small zone with a ZUS is the outcome of negative externalities that are due to the accumulation of social inequalities. The introduction of contextual factors, i.e. living in a zone with or without a ZUS and the geographical position of the

municipality of residence, does not lead to a marked change in the Odds Ratios. These contextual variables therefore contain different information that supplements that contained in the individual variables rather than just the same information. We can suggest two possible explanations for the effect of the contextual variables, and particularly that which states whether the small zone of residence has a ZUS or not. The first is that there are some explanatory variables to which we did not ascribe sufficient importance, or which we did not consider (perhaps because they were unavailable in our survey), and which are correlated with living in a small zone with a ZUS. The second is that we have clearly shown the existence of a “ZUS effect”, as the principal individual determinants of car driving (and travel in general) have been considered. We tend to the view that the second is the case, but this needs to be confirmed by other multilevel studies.

For the three phenomena we have studied, the “household car ownership” variable has a very marked effect: if we control for the effect of the other variables, the young persons who live in a household with only one or no car are marked out by a lower incidence of early driver training, a lower rate of licence holding (and access to driver training) and a lower rate of car driving among licence holders. However, when we studied access to the driving licence and car driving, we analyzed the effect of the other factors, excluding car ownership. Removing this variable highlights the effect of individual and collective socioeconomic factors on access to a driving licence and the effect of individual factors on car driving. Car ownership clearly appears to act as an intermediate variable between social position and car use. In addition, increased use of other types of transport such as bicycles or motorized two-wheelers, and policies that aid the development of public transport could in future reduce the attractiveness of the driving licence in dense urban areas.

Due the necessity for the young population, in many geographical contexts, to have a driving licence for social inclusion and job access, policy formulation should integrate both the individual and contextual dimensions of the difficulties to access to cars.

Conclusion

We have observed that social inequalities add to each other: inequalities with regard to access to the driving licence followed by inequalities with regard to use of a car among licence-holders. These inequalities are both individual and contextual in nature.

The multilevel analyses that we conducted which took account of all the individual and contextual variables have shown that:

the socio-economic differences with regard to accompanied driver training among 16-17 year-olds are predominantly due to individual factors: the lowest incidence of learning to drive before 18 years of age is found among young persons with low incomes living in a household with only one or no car. In this case the contextual differences with regard to driver training are the result of a composition effect arising from differences between the sociodemographic and social structure of the population from one a zone to another.

the socioeconomic differences as regards possession of a driving licence are both individual and contextual in nature and there is an interaction between income and living in a small zone with or without a ZUS. Thus, young persons from the poorest families living in a small zone with a ZUS (underprivileged) are less often in possession of a driving licence than young persons with high incomes living in a zone without a ZUS. Furthermore, young persons living in the inner suburbs are less often in possession of a driving licence than those who live in the centre, in spite of the fact that they live in an environment where travel by modes other than the car is somewhat more difficult.

inequalities with regard to driving a car among young driving licence holders are added to those that exist as regards holding a licence. All other things being equal (in particular individual characteristics), young driving licence holders living in small zones with a ZUS (underprivileged) are less often drivers than those living in small zones without a ZUS.

Another remarkable social inequality is that which exists between the genders: all other things being equal, the proportion of young men with a driving licence is considerably greater than the proportion of young females.

For the first time in France, this study highlights the considerable impact socioeconomic factors and gender have on inequalities of access to car driving. Underprivileged groups suffer from disadvantages that accumulate at each stage (driving licence and car driving), which inevitably makes it harder for them to find work. Our multilevel analysis of access to the car among young persons shows that considering the effects of the geographical context improves our understanding of travel inequalities. To our knowledge no existing study in this area has applied this method.

Highlights

- Individual and contextual social inequalities add to each other with regard to access to the driving licence.
- The same inequalities exist with regard to use of a car among licence- holders
- All other things being equal, the proportion of young men with a driving licence is considerably greater than the proportion of young females.

Acknowledgements

We would like to thank SYTRAL (Syndicat Mixte des Transports pour le Rhône et l'Agglomération Lyonnaise) who are the owners of the Household Travel Survey for allowing us to use the survey data.

References

- Bertrand, J.-M. (2005) Faciliter l'accès des jeunes au permis de conduire. Etude et propositions, Paris, Assemblée Nationale (parliamentary report) <http://lesrapports.ladocumentationfrancaise.fr/BRP/054000133/0000.pdf>.
- Church A., Frost M., Sullivan K. (2000), Transport and social exclusion in London, *Transport Policy*, 7(3), 195-205.
- Dupuy G. (1999), From the "magic circle" to "automobile dependence": measurements and political implications, *Transport Policy*, 6(1), 1-17.
- Fol S., Dupuy G., Coutard O. (2007), Transport policy and the car divide in the UK, the US and France: Beyond the environmental debate, *International Journal of Urban and Regional Research*, (31)4, 802-818.
- Fol S. (2009), *La mobilité des pauvres*, Paris, Belin.
- Haddak M., Pochet P., Licaj I. Vari J., Randriantoomanana E., Mignot D. (2010), Socio-spatial inequalities in road traffic risk and daily travel in adolescence, ID 01688 Selected Proceedings of 12th World Conference on Transport Research Society.
- Hine J., Mitchell F. (2001), Better for everyone? Travel experience and transport exclusion, *Urban Studies* 38(2), 319–332.
- Hine J., Mitchell F. (2003), Transport disadvantage and social exclusion: Exclusionary mechanisms in urban Scotland, Aldershot, Ashgate.
- INSEE (2006): <http://sig.ville.gouv.fr/Synthese/8269>
- INSERR (2007), Actes de la table ronde sur l'apprentissage anticipé de la conduite, Nevers (France), 12-13 mars 2007.

- Lebrun D., Mathieu M., Fraccaro F. (2008), *Audit sur la modernisation de l'apprentissage de la conduite et de l'examen du permis*, Conseil Général des Ponts et Chaussées, report n°005621 for the MEDDAT – French Ministry of Interior Affairs, Paris.
- Le Breton E. (2005), *Bouger pour s'en sortir. Mobilité quotidienne et intégration sociale*, Paris, Armand Colin.
- Lucas K. (2006), *Providing transport for social inclusion within a framework for environmental justice in the UK*, *Transportation Research Part. A*, 40(10), 801-809.
- Lucas K., Tyler S., Christodoulou G. (2009), *Assessing the 'value' of new transport initiatives in deprived neighbourhoods in the UK*, *Transport Policy*, 16(3), 15-122.
- Morency C., Paez A., Roorda M. J., Mercado R., Farber S. (forthcoming), *Distance traveled in three Canadian cities: Spatial analysis from the perspective of vulnerable population segments*, *Journal of Transport Geography*.
- Muhlmann-Weill, M. (2010), *Développer la pratique de la conduite accompagnée*, www.permissedeconduire.gouv.fr.
- Paulo, C. 2006. *Inégalités de mobilités : disparité des revenus, hétérogénéité des effets* Thèse de Doctorat de Sciences Economiques. Lyon, Université Lyon 2.
- Nicolas J.-P., Pochet P., Poimboeuf H. (2003), *Towards sustainable mobility indicators: application to the Lyons conurbation*, *Transport Policy*, 10(3), pp. 197-208.
- Orfeuil J.-P.,(éd.) (2004), *Transports, pauvretés, exclusions: pouvoir bouger pour s'en sortir*, La Tour d'Aigues, Ed. de l'Aube.
- Preston J., Rajé F. (2007), *Accessibility, mobility and transport-related social exclusion*, *Journal of Transport Geography*, 15(3), 151–160.
- Priya T., Uteng A. (2009), *Dynamics of transport and social exclusion: Effects of expensive driver's license*, *Transport Policy*, 16(3), 130-139.
- Shucksmith M. (2004), *Social exclusion in rural areas: a review of recent research* London, DEFRA.
- Viry G., Kaufmann V., Widmer E. D. (2009), *Social integration faced with commuting: More widespread and less dense support networks*, in Ohnmacht T., Maksim A., Bergman M. M. (eds), *Mobilities and inequality*, Farnham (UK)-Burlington (USA), 121-143.

12.12. Annexe 12 : Etude pilote réalisée auprès de 4 lycées du département

L'étude de faisabilité ou étude pilote est indispensable quelle que soit l'enquête épidémiologique à réaliser en population. Elle est d'autant plus importante quand il s'agit d'une enquête concernant un nombre important d'adolescents invités à remplir un questionnaire auto administré.

Suite à l'avis favorable du (CCTIRS¹⁰) émis en avril 2008 et la saisie de la CNIL courant mai 2008, nous avons réalisé l'étude pilote en organisant la passation des questionnaires dans quatre établissements du secondaire, interrogeant ainsi 254 lycéens rhodaniens. Notre choix des lycées de l'étude pilote s'est orienté vers une variété, sinon une représentativité stricte, des établissements scolaires du Rhône : deux lycées publics et deux lycées privés, avec dans chaque cas un lycée général et technologique et un lycée professionnel. Plus précisément la population cible était celle des élèves de seconde, de première et classes équivalentes. Pour la réalisation de cette enquête pilote une attention particulière a été portée sur la connaissance du terrain d'étude (répartition géographique : centre, périphérie, hors agglomération), et des caractéristiques multiformes des établissements : selon le statut : public ou privé (sous contrat/hors contrat) ; selon le type de formation : polyvalents, généraux et technologiques ou professionnels y compris agricoles voire centres d'apprentissage.

Dans ce contexte de mise en route de l'enquête épidémiologique ISOMERR-Jeunes l'étude pilote planifiée avait pour objectif :

- 1) d'étudier l'acceptabilité du questionnaire de l'enquête par les jeunes
- 2) d'étudier la compréhension du vocabulaire utilisé pour la formulation des questions.
- 3) d'évaluer le choix des modalités proposées pour les questions fermées
- 4) d'évaluer le temps nécessaire pour le remplissage du questionnaire

Pour ce faire, deux membres de l'équipe Isomerr étaient présents dans chaque classe enquêtée pour présenter l'étude, évoquer son caractère d'anonymat (données « semi-nominatives » telle que l'adresse l'âge, le lycée fréquenté qui pourraient ensemble permettre de retrouver un individu) et non-obligatoire, pour assister les élèves en cas de problèmes de compréhension. À l'issue de chaque séance de test de l'enquête, il était demandé aux élèves enquêtés leur opinion sur le questionnaire et les éventuelles difficultés rencontrées pour le remplir. Les temps de remplissage ont également été notés. Ces séances de test ont été également l'occasion d'échanger avec des professeurs concernés et le proviseur sur la façon dont ils voient les questions de la mobilité et des risques routiers de leurs élèves.

Le questionnaire de l'enquête pilote a été dans son ensemble bien compris par les lycéens interrogés, et rempli de manière assez complète, les non réponses pour certaines questions sont rares, d'autres ont néanmoins posé quelques problèmes notamment dans la présentation (par exemple en ce qui concerne la situation familiale) ou la longueur de certaines questions (par exemple en ce qui concerne les accidents). Le temps de réponse aux questionnaires s'est avéré être un indicateur très informatif et simple à relever.

¹⁰ Comité consultatif sur le traitement de l'information en matière de recherche dans le domaine de la santé Ministère de l'Enseignement supérieur et de la Recherche.

Notons l'avis favorable du CCTIRS était toutefois accompagné de légères modifications de la lettre d'information aux personnes enquêtées comme la suppression de la question concernant le pays de naissance des parents mettre mieux en avant le droit de non participation à l'enquête.

À l'issue de cette étape, certaines questions ont été reformulées et leurs modalités modifiées suivant les résultats et le niveau de compréhension du questionnaire. Après cette étude pilote, nous avons procédé à la mise en forme finale pour une auto administration du questionnaire. Le temps nécessaire de remplissage était assez variable : entre 20 et 40 minutes selon les classes des différents lycées, les élèves d'un certain lycée professionnel ayant mis en général plus de temps à remplir le questionnaire. Les adolescents qui avaient eu un accident corporels de la circulation étaient invités à répondre à une série de questions supplémentaires.

Six catégories défavorisées sont également présentes, les couches moyennes et aux milieux favorisés sont en nombre relativement important dans notre échantillon. Ce trait reflète le caractère déjà sélectif de la scolarisation en lycée (ce qui pointe peut être aussi la difficulté de toucher les populations les plus défavorisées par le biais du lycée). Rappelons que l'objectif d'une enquête pilote n'est pas d'être parfaitement représentatif, mais d'offrir un panorama de la diversité des situations d'enquête et de contexte social.

Présentation synthétique de l'échantillon (étude pilote)

Nom du lycée	Statut	Type	Classe	Nombre d'enquêtés	Nombre de filles	Nombre de garçons
Lycée Albert Camus	Public	Enseignement général	Seconde et première	132	78	49
Lycée Emile Béjuit	Public	Professionnel	Seconde et première	46	4	41
Lycée Don Bosco	Privé	Professionnel	Première	44	42	2
Lycée Notre Dame de Bellegarde	Privé	Enseignement général	Seconde	32	17	15

Refus du rectorat de l'Académie de Lyon

Courant septembre 2008, le rectorat de l'Académie de Lyon a refusé d'autoriser l'accès au sein des lycées du département pour la réalisation de l'enquête malgré une rencontre au rectorat et de multiples relances de notre part ainsi que l'avis favorable du Comité consultatif sur le traitement de l'information en matière de recherche dans le domaine de la santé (CCTIRS) du ministère. En conséquence, nous n'avons pas pu démarrer l'enquête transversale sur l'échantillon des lycées que nous avons sélectionnés.

La première raison invoquée était « *la volonté de ne pas créer de précédent qui pourrait contribuer à multiplier les enquêtes de cette sorte dans les établissements scolaires* » et la seconde raison était « *le respect du programme d'enquête du ministère de l'éducation nationale, publié chaque année au bulletin officiel. Ce programme a pour but de limiter les sollicitations auprès des établissements scolaires* ».

Il est important de signaler que les quatre proviseurs et les enseignants des classes que nous avons rencontrés pour la réalisation de l'étude pilote ainsi que l'ensemble des associations de parents d'élèves et surtout les élèves mêmes étaient tous pleinement intéressés par l'enquête Isomerr-Jeunes et ses retombées opérationnelles. Les enseignants de ces établissements ont également souligné l'intérêt pédagogique pour leurs élèves d'assister et de participer à la mise en œuvre d'une enquête.

Conclusions

Le milieu scolaire, en particulier, est un terrain extrêmement sensible et délicat à gérer. Les partenaires potentiels sont nombreux et les craintes à dissiper multiples. Si l'adhésion des partenaires au niveau local est une condition préalable, elle ne suffit pas à elle seule à aplanir toutes les difficultés. Il ne faut pas sous estimer les freins au niveau institutionnel. Il faut à la fois

gérer les demandes d'autorisation légales : CCTRIS, CNIL, inspection académique et rectorat, sans pour autant négliger les partenaires locaux : associations de parents d'élèves, responsables d'établissements, enseignants et élèves.

Il est indispensable de prendre le temps de recueillir l'adhésion de tous les acteurs potentiels, de prendre garde à ne pas froisser leur susceptibilité et anticiper et dissiper toute appréhension à l'égard d'une telle recherche avant de démarrer l'enquête car il suffit de l'opposition d'un des acteurs pour que tout soit remis en cause.

L'ensemble des démarches entreprises pour la réalisation de l'enquête et l'étude pilote réalisée nous a éclairés sur les nombreux pièges à éviter. En particulier, les questions ou variables pouvant avoir un rapport avec les caractéristiques ethniques de l'élève ou traitant de l'origine des élèves ou de leurs parents, même indirectement telles que la langue parlée à la maison, le lieu de naissance des parents, sont encore tabous ou trop sensibles. Faire allusion à de telles questions, à l'intérêt hypothétique, peut conduire à un raidissement des interlocuteurs et à leur opposition, directe ou indirecte, à l'étude quelles que soient les garanties et précautions présentées par ailleurs. En l'état actuel, il vaut mieux éviter de faire référence à de telles questions, sous peine de compromettre définitivement la recherche.

Une autre question difficile à gérer est celle de l'adresse, qui constitue une donnée semi anonyme en l'absence du nom et prénom des personnes enquêtées. En effet, il est difficile de qualifier à coup sûr le territoire de l'adolescent sans la connaissance exacte de son adresse, en particulier lorsque le domicile se situe à la frontière d'un quartier, d'un îlot ou d'une zone territoriale spécifique (zone urbaine sensible, IRIS). L'adresse des jeunes était donc indispensable pour atteindre nos objectifs.

Ces différentes questions nous ont conduits à être vigilants à la fois sur la forme et sur le fond à chaque instant.

Les lycées enquêtés sont socialement marqués, ils illustrent bien les liens entre inégalités sociales, économiques, culturelles et territoriales.

A cet égard, les caractères privés/publics, généraux/professionnels sont des indicateurs qui résument bien les différentes dimensions de l'iniquité sociale d'accès à l'éducation. A ces discriminations sociales, s'ajoute dans les lycées professionnels, une discrimination « transverse » liée au genre : selon les spécialités, un lycée va être à dominante masculine (Emile Bèjuitt) ou au contraire féminine (Don Bosco).

Les résultats détaillés de l'enquête pilote au sein des lycées et la version du protocole de « l'enquête transversale » sont présentés dans un rapport de recherche destiné au PREDIT (Programme de recherche et d'innovation dans les transports terrestres). Ce rapport rend compte des réflexions et des travaux menés pour mettre au point une enquête transversale sur un large échantillon de lycéens des établissements du Rhône qui aborde à la fois les conditions de vie des jeunes, leurs pratiques d'activité. (Haddak et al. 2009).

Suite au refus du rectorat pour questionner les jeunes dans les établissements scolaires du département, nous avons entrepris les démarches nécessaires pour réaliser l'enquête auprès des jeunes administrés participant à la journée d'appel pour la préparation de la défense (JAPD) dans le département du Rhône. Après modification du protocole et du questionnaire afin de les adapter à cette nouvelle population, nous avons sollicité l'autorisation nécessaire pour effectuer l'enquête auprès du ministère de la défense nationale.

Malencontreusement, une fois de plus, notre demande a reçu une réponse négative de la part du ministère de la défense. La raison invoquée était l'inadéquation des objectifs de l'enquête transversale avec les enjeux de la défense.

Suite à ces deux refus nous avons, changé de démarche pour nous orienter vers une enquête de type cas-témoin à partir des cas du Registre du Rhône.