

**Colloque interdisciplinaire Territoires, Emploi et Politiques publiques  
Université de Metz**

Metz, les 23 et 24 juin 2011

---

**Insertion professionnelle des jeunes issus des quartiers  
défavorisés : la conjoncture explique-t-elle une forme d'exception  
féminine ?**

Thomas Couppié et Céline Gasquet  
Céreq  
[couppié@cereq.fr](mailto:couppié@cereq.fr)  
[gasquet@cereq.fr](mailto:gasquet@cereq.fr)

## Introduction

Ce papier s'inscrit dans la lignée des travaux sur l'insertion professionnelle qui insistent sur les effets complexes mais potentiellement structurants de l'univers résidentiel de proximité sur les destinées professionnelles des jeunes résidant dans des quartiers socialement et économiquement défavorisés (Beaud 2002, Choffel et Delattre 2003, De Stéphanis et al. 2004, Maurin 2004, ONZUS 2007 & 2009). Ces travaux soulignent, entre autres, la concentration des difficultés et posent la question de l'émergence de processus de stigmatisation des populations résidentes. De nombreuses théories, développées dans le cadre de l'économie urbaine, proposent des explications à ces difficultés. Pour certaines, elles proviennent de l'éloignement physique entre localisation résidentielle et localisation des principaux centres d'emplois produirait un mauvais appariement spatial (« spatial mismatch »), préjudiciable aux populations les plus éloignées physiquement des emplois et qui pourrait en partie expliquer leurs difficultés sur le marché du travail (Ilhanfeldt, 1997, Zenou 2002, Smith et Zenou, 2003, Ortega, 2000, Coulson, Laing et Wang, 2001). Pour d'autres, les difficultés de ces populations sont à relier à un processus inégalitaire d'accumulation du capital humain, le voisinage du quartier pouvant avoir un effet négatif sur ce processus (Becker 1993, Borjas, 1995). D'autres théories insistent également sur l'existence d'un système informationnel sur le marché du travail moins adapté pour les jeunes résidant dans les quartiers socialement défavorisés (Ioannides et Loury, 2004, Borjas, 1992, Loury, 2006). Enfin, la possible existence de pratiques discriminatoires sur le marché du travail liées à la stigmatisation du quartier peut également être mise en avant (Boccard et Zenou, 2000).

En France, ces quartiers défavorisés font l'objet d'une attention particulière dans le cadre de la politique de la ville. Mise en place dès les années 1980 afin de revaloriser les zones urbaines en difficulté et de réduire les inégalités entre territoires, cette politique repose sur un découpage fin du territoire national identifiant les quartiers devant faire l'objet de moyens spécifiques. Après un premier découpage national en 1996 créant notamment 751 Zones Urbaines Sensibles (Zus), les contrats urbains de cohésion sociale (Cucs) signés en 2006-2007 définissent le cadre actuel de cette politique en identifiant 2493 quartiers cibles.

Les travaux, et notamment ceux publiés dans le cadre de l'Observatoire national des zones urbaines sensibles (Onzus), sont aujourd'hui nombreux à avoir mis en évidence les difficultés particulières d'accès à l'emploi pour les populations vivant dans ces quartiers relevant de la politique de la ville. Certains ont en particulier montré l'existence d'un « effet net » ou « effet réel » d'une domiciliation dans une Zus sur les trajectoires professionnelles, c'est-à-dire une fois prise en compte l'influence des caractéristiques individuelles. Un tel effet stigmatisant de l'appartenance à une Zus a notamment été mis en évidence par (Choffel, Delattre, 2003) sur les durées de chômage ou plus récemment par (Bonnevalle 2009) dans le cadre d'une étude conduite par la Dares sur les jeunes des Zus et les missions locales. De même nous avons montré dans un rapport pour le Secrétariat Général au Comité Interministériel à la Ville (Couppié, Gasquet, 2011) l'influence du quartier de résidence sur l'accès à l'emploi des jeunes ayant fini leurs études en 2004. Cependant, l'un des résultats importants de ce travail est d'une part de relativiser l'influence du quartier, qui reste en particulier très inférieure à celle du diplôme, et d'autre part de mettre en évidence sa nature hétérogène. En effet l'influence du quartier de résidence sur l'accès à l'emploi apparaît particulièrement forte pour les jeunes hommes tandis qu'elle n'existe quasiment pas pour les jeunes femmes.

Notre objectif est ici de poursuivre ce travail et cherchant en particulier à savoir dans quelle mesure cette nature hétérogène de l'effet quartier et cette différenciation hommes / femmes est contingente au contexte économique. Pour cela nous réalisons, grâce aux enquêtes Génération du

Céreq (Encadré 1), une approche comparative entre deux Générations de sortants du système éducatif, ceux ayant fini leur scolarité en 1998 et ceux sortis en 2004. Il s'agit alors de comparer les premières années de vie active de ces deux Générations, arrivées sur le marché du travail dans des contextes conjoncturels très différenciés. La situation de la Génération 2004 apparaît en effet largement moins favorable que celle de la Génération 1998, la première ayant été pénalisée par la dégradation de la conjoncture tandis que la seconde avait bénéficié d'une embellie économique remarquable (Joseph, Lopez, Ryk, 2008). Le contraste est encore plus marqué pour les jeunes qui résidaient dans un quartier de la politique de la ville, et notamment pour les jeunes hommes (Onzus, 2009). Cette analyse comparative nous permet d'observer dans quelle mesure le lien entre quartier de résidence et accès à l'emploi est marqué selon le contexte économique. Elle nous conduit également à confirmer l'hétérogénéité de l'impact du quartier de résidence concernant les hommes et les femmes.

Cette communication se déroule en cinq parties. Nous commençons par une rapide présentation de l'évolution des profils socio-économiques entre les deux Générations de sortants et notamment de certaines évolutions différenciées entre hommes et femmes. Les deux parties suivantes portent sur la dégradation générale du marché du travail entre 1998 et 2004 puis l'observation des difficultés spécifiques d'accès à l'emploi des jeunes sortis de formation initiale en 2004. La réalisation de modélisations économétriques nous permet dans une quatrième partie de tenir compte des profils spécifiques des jeunes des quartiers de la ville et de montrer l'existence, toutes choses égales par ailleurs, d'une influence du quartier de résidence pour les deux Générations. Enfin, des éléments d'explication des différenciations hommes/femmes sont recherchés dans une cinquième partie. Plus précisément on s'intéresse là aux transformations de la demande de travail adressée aux jeunes débutants et à leur impact potentiel sur l'accès à l'emploi.

#### **Encadré 1. Les enquêtes Génération 1998 et Génération 2004 du Céreq et leur géocodage**

Le Centre d'études et de recherches sur les qualifications (Céreq) organise régulièrement des enquêtes permettant d'observer les conditions d'insertion professionnelle des jeunes quittant le système éducatif. Les enquêtes « Génération » consistent à interroger des jeunes sortis une année du système éducatif, quel que soit leur niveau de formation. Ces jeunes sont interrogés trois ans plus tard et peuvent faire ensuite l'objet de réinterrogations.

Le Céreq a ainsi interrogé en 2001, 55 000 des 742 000 jeunes sortis de formation initiale en 1998. De même, en 2007 il a interrogé 30.000 des 737.000 jeunes sortis en 2004 des différentes filières de formation initiale. Ces enquêtes « Génération 1998 » et « Génération 2004 », ont permis de rassembler :

- des données individuelles longitudinales sur les parcours professionnels décrivant les épisodes d'emploi, de chômage, de formation, etc. rencontrés (trois années reconstituées) ;
- des informations concernant les caractéristiques sociodémographiques des jeunes (formation, origine socioculturelle, modes d'habitat, etc.) ;
- des informations à caractère subjectif sur le parcours professionnel (éléments de satisfaction professionnelle, perspectives d'avenir, sentiment de discrimination, etc.)

Depuis le printemps 2006, le Céreq et le Secrétariat Général du Comité Interministériel de la Ville (SGCIV) ont noué un partenariat qui a permis de géocoder les adresses des jeunes interrogés dans le cadre des enquêtes Génération. L'enquête Génération 1998 a été géocodée une première fois en 2006 et son exploitation a donné lieu à différentes publications, notamment dans le cadre des rapports annuels de l'Onzus. Afin d'assurer la comparaison avec la Génération 2004, un

nouveau géocodage des adresses de la Génération 1998 (réalisé cette fois directement par le SG-CIV) a eu lieu en 2010.

Pour les deux enquêtes, différentes catégories de localisation ont été identifiées : un domicile situé dans une Zus, un domicile situé dans un autre quartier cible de la politique de la ville (quartier Cucs non Zus), un domicile situé hors des quartiers cibles de la politique de la ville mais dans une unité urbaine contenant au moins un quartier de ce type (appelés quartiers voisins) et un domicile situé dans une zone rurale ou une unité urbaine dépourvue de quartiers cibles de la politique de la ville.

L'étude proposée ici vise à comparer deux types de populations selon leur quartier de résidence à la fin de leurs études : les jeunes résidant dans un quartier cible de la politique de la ville, Zus ou non (périmètre de 2006), et les jeunes habitant dans un quartier dit voisin.

Précisons que ce travail de comparaison entre les Générations s'est effectué sur un « périmètre » identique. En effet, d'une enquête à l'autre, les enquêtes Génération couvrent de façon de plus en plus complète le champ des différentes formations. Ainsi, par exemple, le champ des écoles de fonctionnaires a été largement mieux couvert dans l'enquête Génération 2004 que dans l'enquête 1998. Afin d'éviter de mesurer des évolutions d'insertion entre Générations artificiellement biaisées par cette modification du champ, nous avons donc travaillé à périmètre constant. C'est pourquoi les résultats présentés ici peuvent différer (marginale a priori) des résultats présentés dans les diverses études antérieures.

Cette communication reprend en partie certains éléments d'un rapport réalisé pour le SG-CIV et qui sera publié courant 2011 (T.Couppié et C.Gasquet, « Insertion professionnelle des jeunes issus des quartiers défavorisés : la conjoncture explique-t-elle une forme d'exception féminine ? », rapport pour le SG-CIV.

### **1. Les jeunes des quartiers cibles de la politique de la ville : un problème important de formation qui évolue plus favorablement pour les femmes que pour les hommes**

14 % des jeunes arrivés sur le marché du travail en 1998 et 12,5 % de ceux arrivés en 2004 résidaient au moment de leur sortie du système éducatif dans un quartier cible de la politique de la ville (QPV), labellisé Zus ou non.

Quelle que soit la Génération, les jeunes ayant fini leurs études dans un quartier cible de la politique de la ville connaissent plus que leurs voisins des difficultés en matière de formation initiale. Ainsi, 27 % des jeunes qui habitaient un quartier cible de la politique de la ville en 1998 lors de leur arrivée sur le marché du travail n'avaient aucun diplôme contre seulement 13 % des jeunes des quartiers voisins (voir annexe 1). Avec le temps cet écart a même eu tendance à légèrement progresser, les deux proportions passant pour la Génération 2004 à respectivement 31 % et 15 %. Les jeunes sans aucun diplôme sont donc de plus en plus nombreux dans les quartiers de la politique de la ville.

Ce constat général cache cependant des évolutions différenciées entre les hommes et les femmes. Entre les deux Générations de sortants on assiste chez les hommes à une augmentation de la proportion de sorties sans diplôme, augmentation encore plus marquée pour les jeunes issus d'un quartier cible de la politique de la ville (la part de non diplômés passe de 32 % à 37 %) que pour ceux des quartiers voisins (de 16 % à 19 %). Dans le même temps la proportion de jeunes

hommes sortis avec un diplôme de l'enseignement supérieur reste stable, quel que soit leur quartier de résidence. Il en va tout autrement pour les jeunes femmes. Pour elles, la part de sorties sans diplôme a certes un peu augmenté (+2 points pour celles des quartiers de la politique de la ville comme pour celle des quartiers voisins) mais les jeunes femmes diplômées du supérieur sont de plus en plus nombreuses et ce même – et surtout – parmi celles qui habitaient dans un quartier de la politique de la ville. Si ces dernières apparaissent encore largement moins nombreuses à sortir de l'enseignement supérieur, leur retard se réduit.

Ces évolutions contrastées des scolarités des jeunes qui résidaient dans un quartier cible de la politique de la ville lors de la fin de leur scolarité aboutissent à créer une certaine différenciation entre jeunes femmes et jeunes hommes au sein de la Génération la plus récente. En 1998, on comptait des proportions voisines de diplômés du supérieur (24 % parmi les jeunes hommes qui étaient dans un quartier de la politique de la ville et 29 % parmi les jeunes filles de ces quartiers) ; en 2004 les écarts hommes / femmes se sont largement creusés, ces deux proportions s'établissant respectivement à 24 % et 36 %.

D'autres dimensions distinguent les jeunes qui ont fini leurs études dans un quartier cible de la politique de la ville des jeunes habitant à ce moment là dans des quartiers voisins ; ces dimensions étant cependant communes aux hommes et aux femmes. Ainsi, quelle que soit la Génération, ces jeunes domiciliés à la fin de leurs études dans un quartier cible de la politique de la ville sont plus souvent d'origine immigrée<sup>1</sup> que les jeunes des quartiers voisins ; spécificité un peu plus marquée pour la Génération 2004 que pour celle de 1998. Cette proportion a en effet légèrement augmenté entre les deux Générations de sortants pour ceux qui habitaient dans un quartier cible de la politique de la ville, passant de 42 % à 44 %, tandis qu'elle restait stable parmi les jeunes qui résidaient dans un quartier voisin (17 %). Cette augmentation de la part des jeunes d'origine immigrée parmi les jeunes qui résidaient dans un quartier de la politique de la ville concerne avant tout ceux dont le père est né en Afrique noire : ils représentent 8 % des jeunes sortis de formation en 2004 qui habitaient dans un tel quartier, contre 4 % seulement pour la Génération 1998. Ces observations peuvent être faites aussi bien parmi les jeunes hommes que parmi les jeunes femmes.

Enfin, les jeunes ayant fini leurs études dans un quartier cible de la politique de la ville se distinguent également de leurs voisins par l'inactivité de leur mère, nettement plus fréquente. Si entre les deux Générations ces situations ont baissé, la diminution a concerné tous les quartiers de résidence et n'a donc pas forcément contribué à réduire fortement la spécificité des jeunes ayant fini leurs études dans un quartier cible de la politique de la ville.

## **2. Evolution du marché du travail entre 1998 et 2004 : la situation des hommes débutants se dégrade, celle des femmes reste stable.**

La Génération 1998 a connu des conditions d'insertion professionnelle extrêmement favorables qui en fait une cohorte d'entrants sur le marché du travail particulièrement privilégiée. Arrivée sur marché du travail au milieu de l'année 1998, elle a pu bénéficier du formidable rebond économique amorcé à ce moment-là et qui a vu l'emploi croître en France à un rythme jamais vu depuis le début des années 70. En moyenne, le stock moyen d'emploi a ainsi augmenté de

---

<sup>1</sup> Sont considérés comme ayant des parents non immigrés les jeunes dont le père et la mère sont nés en France ou, s'ils sont nés à l'étranger, déclarent avoir la nationalité française dès leur naissance. Lorsque les deux parents sont nés étrangers à l'étranger, différentes sous populations sont définies selon le pays de naissance du père (Europe du Sud, Maghreb, Afrique noire et Turquie, Asie principalement). Les enfants de couple mixte ont pour leur part un de leur parent immigré et l'autre non immigré.

492.000 d'une année sur l'autre entre 1998 et 2001 (Tableau 1). Par contraste, la Génération 2004 – qui n'est pas la plus à plaindre<sup>2</sup> – s'est insérée dans un contexte moins favorable, le stock d'emplois ne croissant en moyenne que de 266.000 unités d'une année à l'autre au cours de leurs trois premières années de vie active.

Cette conjoncture économique très favorable pour la Génération 1998 s'est de plus accompagnée d'évolutions démographiques également douces. Ainsi, la population des 15-64 ans évolue peu entre 1998 et 2001 (+548 milliers de personnes), phénomène permettant de contenir l'attractivité du marché du travail et l'augmentation du taux d'activité qu'elle induit (+0.6 point, tableau 3) et donc de modérer la croissance de la population active (+677 milliers). A l'inverse, la Génération 2004 fait face à une pression démographique plus importante, les 15-64 ans augmentant de 952 milliers de personnes entre 2004 et 2007. La conjoncture moins favorable réduit cependant l'attractivité du marché du travail, limitant pour les inactifs les incitations à reprendre une activité ; le taux d'activité reste ainsi stable sur la période (Tableau 2). Ceci conduit à contenir quelque peu la croissance de la population active entre 2004 et 2007 à un niveau légèrement inférieur (+554 milliers) à celui des années 1998-2001.

**Tableau 1 : Evolution de la population, de la population active et de l'emploi entre 1998-2001 et 2004-2007**

	<i>Effectifs (milliers)</i>		
	Population totale (15-64 ans)	Population active (15-64 ans)	Emploi total (15 ans et plus)
1998	39 072	25 868	23 660
2001	39 620	26 545	25 135
<i>Variation 98-01</i>	<i>548</i>	<i>677</i>	<i>1 475</i>
2004	40 488	27 078	25 381
2007	41 440	27 632	26 179
<i>Variation 04-07</i>	<i>952</i>	<i>554</i>	<i>798</i>

Champ :

- pour la population totale : France entière
- pour la population active et l'emploi total : France métropolitaine

Source :

- pour la population totale : Insee, estimations de population
- pour la population active : Insee, enquêtes Emploi (calculs Insee)
- pour l'emploi total : Insee, estimations d'emploi (voir <http://www.insee.fr/fr/methodes/default.asp?page=sources/ope-estimations-emploi.htm>)

<sup>2</sup> Ainsi, la Génération 2001 a connu un contexte conjoncturel beaucoup plus difficile. Elle a dû faire face à une quasi-stagnation du stock moyen d'emploi (+82.000 en moyenne sur les trois années qui suivent son arrivée sur le marché du travail) et ne compter que sur les logiques de mobilités et de renouvellement de la main d'œuvre pour s'incorporer au marché du travail.

**Tableau 2 : Evolution des taux d'activité, d'emploi et de chômage  
entre 1998-2001 et 2004-2007**

	en %		
	Taux d'activité (15-64 ans)	Taux d'emploi (15-64 ans)	Taux de chômage (15 ans et plus)
1998	68,8	61,7	10,3
1999	69,2	62,2	10,0
2000	69,4	63,4	8,6
2001	69,4	64,0	7,8
<i>Variation 98-01</i>	<i>0,6</i>	<i>2,3</i>	<i>-2,5</i>
2004	69,8	63,6	8,9
2005	69,6	63,4	8,9
2006	69,6	63,4	8,8
2007	69,7	64,1	8,0
<i>Variation 04-07</i>	<i>-0,1</i>	<i>0,5</i>	<i>-0,9</i>

Champ : France métropolitaine, population des ménages

Source : Insee, enquêtes Emploi, données corrigées de la rupture de série en 2002 liée au passage à l'enquête emploi en continu.

Au-delà du seul effet de la conjoncture, un autre effet de contexte conditionne les conditions d'insertion professionnelle d'une cohorte d'entrants sur le marché du travail : la concurrence des autres actifs déjà présents. Le marché du travail étant par nature concurrentiel, il oppose des individus bénéficiant de ressources différenciées dans l'accès aux emplois. Les débutants, pourvus pour l'essentiel de leur(s) diplôme(s) et de leur jeunesse ont ainsi à faire face à la concurrence des actifs plus âgés et se prévalant déjà d'une expérience professionnelle sur le marché du travail. La question est alors de savoir dans quelle mesure la position relative sur le marché du travail des actifs débutants – à la fois plus exposée et plus flexible (Couppié, Gasquet, Lopez, 2006) - s'est maintenue, dégradée ou améliorée au regard des actifs plus expérimentés.

L'analyse des taux de chômage comparés entre actifs sortis depuis moins de cinq ans et actifs sortis depuis plus de dix ans du système de formation initiale permet de mesurer le caractère particulièrement exposé de la position sur le marché du travail des jeunes débutants (Tableau 3). Ainsi, en 1998, presque 24 % d'entre eux sont au chômage contre moins de 10 % des actifs sortis depuis plus de dix ans. Ils connaissent donc un risque relatif<sup>3</sup> d'être au chômage 2,4 fois supérieur à celui de leurs aînés.

Le dynamisme du marché du travail entre 1998 et 2001 bénéficie à tous. Débutants comme expérimentés, hommes comme femmes, voient leur taux de chômage baisser sur la période. Le risque relatif varie peu, les jeunes débutants connaissant en 2001 2,2 fois plus de risques d'être au chômage que leurs aînés contre 2,4 en 1998. Cependant, ce sont les jeunes femmes débutantes qui profitent exclusivement de l'amélioration relative de leur situation vis-à-vis de leurs aînées (leur risque relatif passe de 2,2 à 1,9, le risque relatif des jeunes hommes débutants restant inchangé à 2,6).

La période 2004-2007 se caractérise par une continuité et une rupture. La continuité se retrouve dans la position relative plus exposée des jeunes débutants, dont le taux de chômage est 2,4 à 2,6 fois plus élevé que celui des actifs expérimentés. La rupture se situe dans la position relative des jeunes actives débutantes vis-à-vis des jeunes actifs débutants ; elles connaissent maintenant des

<sup>3</sup> Rapport entre le taux de chômage des actifs débutants (sortis depuis moins de cinq ans de formation initiale) et celui des actifs expérimentés (sortis depuis plus de dix ans de formation initiale)

taux de chômage équivalents, voire très légèrement inférieurs<sup>4</sup>. Au bout du compte, entre 1998 et 2007, le risque relatif de chômage sera passé de 2,6 à 3,1 pour les jeunes hommes actifs débutants, restant inchangé pour les jeunes femmes actives débutantes à 2,2.

**Tableau 3 : Taux de chômage selon l'ancienneté sur le marché du travail**

	Sortis depuis 1 à 4 ans de formation initiale			Sortis depuis 11 ans et plus de formation initiale			Toutes anciennetés confondues
	Hommes	Femmes	Ensemble	Hommes	Femmes	Ensemble	Ensemble
<b>1998</b>	21,6	25,9	23,7	8,3	11,6	9,8	10,3
<b>1999</b>	22,6	25,6	24,0	8,3	11,6	9,8	10,0
<b>2000</b>	17,1	20,9	18,9	7,0	10,4	8,5	8,6
<b>2001</b>	15,3	18,0	16,6	5,8	9,3	7,4	7,8
<i>Variation 98-01</i>	-6,3	-7,9	-7,1	-2,4	-2,3	-2,3	-2,5
<b>2004</b>	17,1	16,3	16,7	6,1	8,2	7,0	8,9
<b>2005</b>	16,7	16,9	16,8	6,1	8,0	7,0	8,9
<b>2006</b>	17,7	17,5	17,6	6,1	7,9	7,0	8,8
<b>2007</b>	17,4	15,1	16,2	5,6	6,8	6,2	8,0
<i>Variation 04-07</i>	0,3	-1,2	-0,5	-0,5	-1,4	-0,9	-0,9

Champ : France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

Globalement, les rapports de concurrence entre catégories de main d'œuvre évoluent donc peu et pénalisent à peine davantage les jeunes actifs débutants dans la période 2004-2007. Cependant, cette évolution globale masque une stabilité des rapports de concurrence auxquels font face les jeunes femmes débutantes entre les deux périodes mais une aggravation relative de ces rapports de concurrence dont souffrent les jeunes hommes débutants dans la période la plus récente.

### **3. Evolution des conditions d'accès à l'emploi entre la Génération 1998 et la Génération 2004 : la dégradation concerne avant tout les jeunes hommes domiciliés dans un quartier cible de la politique de la ville**

Nous apprécions ici l'évolution des conditions d'accès à l'emploi des jeunes à partir des proportions de jeunes urbains<sup>5</sup> qui ne sont pas en emploi (taux de non emploi) trois ans après leur arrivée sur le marché du travail (Tableau 4). Trois résultats méritent d'être relevés.

Le premier constat est celui d'une augmentation généralisée de ce taux de non emploi qui passe de 19 % pour les jeunes urbains arrivés sur le marché du travail en 1998 à 25 % pour les jeunes urbains arrivés en 2004, qui ont donc 1,43 fois plus de risque de ne pas travailler après trois années sur le marché du travail<sup>6</sup>. Cette dégradation peut être rapprochée du contexte conjoncturel que nous venons d'évoquer dans lequel s'inscrit l'arrivée des ces deux Générations de jeunes sur le marché du travail. L'augmentation du taux de non emploi après trois années sur le marché du travail est cependant encore plus marquée pour ceux qui ont achevé leur formation en résidant dans un quartier de la politique de la ville : leur taux de non emploi passe de 26 % en 2001 (pour la Génération 1998) à 35 % en 2007 (pour la Génération 2004) ; ces proportions étant

<sup>4</sup> Vue la source (enquêtes Emploi) et le champ très spécifique (actifs sortis depuis moins de cinq ans), il est peu probable que des écarts aussi faibles soient significatifs d'un point de vue statistique.

<sup>5</sup> L'étude porte sur des jeunes urbains, c'est-à-dire, les jeunes qui résidaient dans un quartier cible de la politique de la ville et sur les jeunes qui habitaient dans un quartier dit voisin, c'est-à-dire hors des quartiers cibles de la politique de la ville mais dans une unité urbaine contenant au moins un quartier de ce type.

<sup>6</sup> Le risque est ici apprécié en terme d'odd-ratio. Pour la définition d'un odd-ratio, voir la note du tableau 5.

respectivement de 17 % et 22 % pour les jeunes qui vivaient dans un quartier voisin. Et ce sont en particulier les hommes qui résidaient dans un QPV qui subissent cette dégradation (les hommes arrivés en 2004 sur le marché du travail ont un risque de ne pas être en emploi trois ans plus tard près de deux fois plus grand que ceux arrivés en 1998), tandis qu'elle apparaît beaucoup plus atténuée pour les jeunes femmes (le risque relatif n'étant que de 1,19).

**Tableau 4 : Évolution des taux de non emploi après trois ans sur le marché du travail**

	Génération 1998	Génération 2004	Odd-ratio (*) Géné98/Géné04
Femmes résidant dans un QPV	30%	33%	1,19 (**)
Femmes résidant dans un quartier voisin	20%	24%	1,31
Hommes résidant dans un QPV	22%	36%	1,99
Hommes résidant dans un quartier voisin	14%	20%	1,56
Femmes	22%	26%	1,26
Hommes	16%	24%	1,65
QPV	26%	35%	1,53
Quartiers voisins	17%	22%	1,42
Ensemble	19%	25%	1,43

(\*) Un Odd-ratio (« Rapport de côtes ») est une façon de comparer les probabilités de connaître – ou non - une situation donnée dans 2 populations. Plutôt que de simplement rapporter la probabilité d'être dans une situation donnée pour chacune des populations (ce que calcule un risque relatif), il prend également en compte la probabilité de ne pas y être. Si p1 et p2 désignent les probabilités de connaître l'événement E pour les populations 1 et 2, et q1 et q2 les probabilités - complémentaires - de ne pas connaître cet événement, alors l'odds-ratio est égal à :  $OR_{1,2} = (p1/q1) / (p2/q2)$ .

(\*\*) Les femmes qui résidaient dans un QPV en 2004 ont 1,19 fois plus de risque de ne pas être en emploi trois ans plus tard que celles qui étaient dans un QPV en 1998

Source : Enquêtes Génération1998 et Génération 2004 Partenariat Céreq-SGCIV ; Champ : ensemble des jeunes sortis de formation initiale en 1998 ou en 2004 et résidant à ce moment-là dans un quartier de la politique de la ville (QPV) ou une unité urbaine contenant au moins un quartier cible de la politique de la ville mais hors de ces quartiers.

Le deuxième résultat est que ces évolutions différenciées du taux de non emploi entre les deux Générations de sortants conduisent à une aggravation des écarts entre les conditions d'accès à l'emploi des jeunes qui étaient dans un QPV et celles des jeunes qui vivaient dans un quartier voisin ; résultat pour le moins inquiétant lorsque l'on se rappelle que l'un des objectifs affichés de la politique de la ville est bien la réduction des inégalités entre territoires. Ainsi, les jeunes arrivés sur le marché du travail en 2004 en résidant dans un QPV ont 1,87 fois plus de risque de ne pas travailler trois ans plus tard que ceux qui habitaient dans un quartier voisin ; cette valeur étant de 1,74 pour la Génération arrivée sur le marché du travail en 1998 (Tableau 5). Cette aggravation des disparités entre quartiers ne concerne cependant que les hommes et elle est pour eux réellement importante : les hommes qui ont fini leurs études en 2004 dans un QPV ont un risque 2,23 fois plus élevé que ceux qui étaient dans un quartier voisin de ne pas travailler trois ans plus tard ; quand ce risque n'était augmenté que de 1,74 pour la Génération 1998.

**Tableau 5 : Ecarts de taux de non emploi après trois ans sur le marché du travail selon le quartier de résidence à la fin des études**

	Odd-Ratio 1998 (*)	Odd-Ratio 2004
Femmes résidant dans un QPV / Femmes résidant dans un quartier voisin	1,73 (**)	1,58
Hommes résidant dans un QPV / Hommes résidant dans un quartier voisin	1,74	2,23
QPV / quartiers voisins	1,74	1,87

(\*) Un Odds-ratio (« Rapport de côtes ») est une façon de comparer les probabilités de connaître – ou non - une situation donnée dans 2 populations. Plutôt que de simplement rapporter la probabilité d'être dans une situation donnée pour chacune des populations (ce que calcule un risque relatif), il prend également en compte la probabilité de ne pas y être. Si p1 et p2 désignent les probabilités de connaître l'événement E pour les populations 1 et 2, et q1 et q2 les probabilités - complémentaires - de ne pas connaître cet événement, alors l'odds-ratio est égal à :  $OR_{1,2} = (p1/q1) / (p2/q2)$ .

(\*\*) Les femmes qui ont fini leurs études en 1998 en habitant dans un QPV ont un risque de ne pas être en emploi trois ans plus tard 1,73 fois plus élevé que les femmes qui étaient dans un quartier voisin.

Source : Enquêtes Génération 1998 et Génération 2004 Partenariat Céreq-SGCIV ; Champ : ensemble des jeunes sortis de formation initiale en 1998 ou en 2004 et résidant à ce moment-là dans un quartier de la politique de la ville (QPV) ou une unité urbaine contenant au moins un quartier cible de la politique de la ville mais hors de ces quartiers.

Enfin, l'aggravation particulièrement marquée de la situation des jeunes hommes des quartiers de la politique de la ville d'un côté et la dégradation très modérée de la situation des jeunes femmes dans ces quartiers conduit à une transformation des écarts hommes / femmes. Alors que l'accès à l'emploi est en général plus difficile pour elles que pour eux<sup>7</sup>, la situation est inversée parmi les jeunes ayant fini leurs études en 2004 dans un QPV : le taux de non emploi des jeunes femmes trois ans plus tard est plus faible que celui des jeunes hommes (33 % contre 36 %), l'odds-ratio passant de 1,50 pour la Génération 1998 à 0,90 pour la Génération 2004 (Tableau 6).

**Tableau 6. Ecarts de taux de non emploi après trois ans sur le marché du travail selon le sexe**

	Odd-Ratio 1998 (*)	Odd-Ratio 2004
Femmes résidant dans un QPV / Hommes résidant dans un QPV	1,50 (**)	0,90
Femmes résidant dans un quartier voisin / Hommes résidant dans un quartier voisin	1,51	1,27
Femmes / Hommes	1,51	1,15

(\*) Un Odds-ratio (« Rapport de côtes ») est une façon de comparer les probabilités de connaître – ou non - une situation donnée dans 2 populations. Plutôt que de simplement rapporter la probabilité d'être dans une situation donnée pour chacune des populations (ce que calcule un risque relatif), il prend également en compte la probabilité de ne pas y être. Si p1 et p2 désignent les probabilités de connaître l'événement E pour les populations 1 et 2, et q1 et q2 les probabilités - complémentaires - de ne pas connaître cet événement, alors l'odds-ratio est égal à :  $OR_{1,2} = (p1/q1) / (p2/q2)$ .

<sup>7</sup> Rappelons que l'on raisonne ici sur une opposition emploi / non emploi parmi l'ensemble des sortants et non une opposition emploi / chômage parmi les seuls sortants actifs. Nous avons privilégié cet indicateur car l'on peut considérer que nombre de situations d'inactivité en début de vie active matérialisent de fait des premiers échecs sur le marché du travail. Plus particulièrement, on observe dans la Génération 2004 un phénomène inédit de retours en formation après un an ou deux passés sur le marché du travail ; phénomène inédit par son ampleur, limitée mais statistiquement conséquente, qui singularise cette Génération de la précédente.

q2 les probabilités - complémentaires – de ne pas connaître cet événement, alors l'odds-ratio est égal à :  $OR_{1,2} = (p1/q1) / (p2/q2)$ .

(\*\*) Les femmes qui ont fini leurs études en 1998 en habitant dans un QPV ont un risque de ne pas être en emploi trois ans plus tard 1,50 fois plus élevée que les hommes qui étaient dans ces quartiers.

Source : Enquêtes Génération 1998 et Génération 2004 Partenariat Céreq-SGCIV ; Champ : ensemble des jeunes sortis de formation initiale en 1998 ou en 2004 et résidant à ce moment-là dans un quartier de la politique de la ville (QPV) ou une unité urbaine contenant au moins un quartier cible de la politique de la ville mais hors de ces quartiers.

Selon leur niveau de formation lors de leur arrivée sur le marché du travail, tous les jeunes ne sont pas affectés de la même façon par la dégradation conjoncturelle. Comme cela a déjà été observé par ailleurs (Onzus, 2009), les jeunes n'ayant aucun diplôme sont les plus touchés. C'est encore plus marqué pour ceux qui résidaient dans un quartier de la ville, et encore plus lorsqu'il s'agit de jeunes hommes.

#### **4. Quartier de résidence et accès à l'emploi : une influence différente pour les hommes et pour les femmes.**

Une partie des difficultés d'insertion professionnelle rencontrées par les jeunes résidant dans un quartier de la politique de la ville est directement à relier à leurs caractéristiques individuelles, en termes d'origines familiales comme de niveau de diplôme. Une partie des évolutions constatées précédemment doivent de même pouvoir s'expliquer par l'évolution de certaines de ces caractéristiques, comme l'élévation du niveau de formation observée chez les jeunes femmes des quartiers cibles de la politique de la ville mais pas chez les jeunes hommes de ces quartiers.

Afin de tenir compte de ces effets de structure, nous réalisons des modélisations économétriques permettant d'identifier l'existence ou non d'un effet propre au quartier de résidence sur le risque de ne pas être en emploi trois ans après l'arrivée sur le marché du travail, « toutes choses égales par ailleurs ». Les modèles estimés (voir annexe) prennent donc en compte des variables individuelles de contrôle comme le sexe, le niveau de diplôme et les origines familiales, sociales et nationales ainsi qu'une variable relative au lieu de résidence à la fin des études (un quartier relevant de la politique de la ville ou un quartier voisin). Afin de comparer les situations des hommes et des femmes nous réalisons des modèles introduisant une variable croisant le sexe et le quartier de résidence.

Il apparaît alors que, pour les jeunes sortis de formation initiale en 1998 comme pour ceux sortis en 2004, le quartier de résidence a, toutes choses égales par ailleurs, une influence : les jeunes qui, au moment de leur arrivée sur le marché du travail, résidaient dans un quartier cible de la politique de la ville connaissent plus de risque que les jeunes des quartiers voisins de ne pas être en emploi trois ans plus tard (voir en annexe Tableau A1 – modèles M1). Ces risques sont augmentés d'un facteur de 1,12 (odds-ratio) pour la Génération 1998 et de 1,28 pour la Génération 2004. Les variations des risques associés au lieu de résidence sont cependant plus limitées que pour les autres dimensions introduites dans le modèle. Ainsi, les variations des risques associés aux différents diplômes sont nettement plus importantes : les jeunes sortis sans diplôme en 2004 connaissent un facteur d'exposition au non emploi multiplié par 6,2 par rapport aux diplômés d'un bac + 2<sup>8</sup>. De même, les variations des risques associés à l'origine sociale ou à l'origine nationale apparaissent plus marquées (facteur pouvant atteindre 1,6 entre la catégorie la plus exposée et celle la moins exposée pour l'origine sociale et 1,9 pour l'origine nationale<sup>9</sup>).

---

<sup>8</sup> Dans le modèle M1, le coefficient estimé pour les bac + 2 de la Génération 2004 vaut -1,832, donc l'odds-ratio associé aux bac + 2 vaut 0,16, les non diplômés constituant la catégorie de référence. Le facteur de risques de non emploi pour les bac + 2 est donc de 0,16 ; autrement dit, leur risque est divisé par 6,2.

<sup>9</sup> Pour l'origine sociale, le contraste maximal pour la Génération 2004 est obtenu en comparant les jeunes dont la profession du père est inconnue aux jeunes dont le père est ouvrier et la mère est employée ou ouvrière ou

Cette existence d'une influence du quartier de résidence pour les deux Générations de sortants diffère cependant entre les hommes et les femmes (Tableaux A1 et A2 – modèles M2). Pour les jeunes hommes, l'influence du lieu de résidence sur leur accès à l'emploi s'accroît fortement entre les deux Générations. Ceux qui résidaient en 1998 dans un quartier de la politique de la ville lors de leur arrivée sur le marché du travail ne connaissent pas plus de risques que leurs voisins de ne pas être en emploi trois ans plus tard (facteur de risques de 1,07, non significatif). Parmi les jeunes entrés sur le marché du travail en 2004, le facteur de risque associé au quartier de résidence s'est fortement élevé, atteignant 1,45. Pour les jeunes femmes, en revanche, on observe une évolution inverse. L'influence du quartier de résidence, faible pour celles arrivées en 1998 sur le marché du travail (facteur de risques de 1,16, significatif), se réduit encore entre les deux Générations et devient non significative parmi les jeunes femmes entrées en 2004 (facteur de risques de 1,12, non significatif).

Ces évolutions divergentes de l'influence du quartier de résidence chez les hommes et chez les femmes sont confirmées par la réalisation de modèles sur données « poolées », avec prise en compte des effets temporels entre les deux Générations de sortants. Ces modèles présentent plusieurs avantages. D'une part, ils permettent de prendre en compte l'effet macroéconomique du contexte qui conditionne l'insertion professionnelle de chacune des Générations et d'apprécier dans quelle mesure l'effet de contexte perdure une fois prise en compte l'évolution des distributions des caractéristiques individuelles entre les deux Générations. D'autre part, ils permettent d'apprécier la stabilité ou l'évolution des risques relatifs attachés à certaines caractéristiques individuelles, d'une Génération à l'autre, en contrôlant de l'effet spécifique de contexte.

Les modèles sur données poolées concernant la probabilité de ne pas être en emploi trois ans après l'arrivée sur le marché du travail montrent ainsi une dégradation générale de l'accès à l'emploi entre les deux Générations ; les jeunes arrivés en 2004 sur le marché du travail connaissent en moyenne un risque de ne pas être en emploi trois ans plus tard multiplié par 1,39 (voir en annexe Tableau A3 – modèle M3, ou tableau A5 – modèle M6). Ce résultat fait écho aux conditions d'accès à l'emploi moins favorables sur la période 2004-2007 que sur la période 1998-2001. Ces modèles montrent également que la dégradation est plus prononcée pour les jeunes hommes que pour les jeunes femmes (Tableaux A3 et A4 – modèle M4) ; pour eux le risque de ne pas être en emploi est multiplié par 1,54 tandis qu'il est multiplié par 1,26 pour elles. De même, l'accroissement des difficultés d'accès à l'emploi est plus important pour les jeunes résidant dans un quartier de la politique de la ville que pour les jeunes domiciliés dans les quartiers voisins (facteurs de risques respectivement multipliés par 1,58 et 1,26) (Tableaux A3 et A4 – modèle M5)

Au croisement des deux dimensions – genre et type de quartier de résidence -, les modèles mettent également en évidence que la dégradation des conditions d'accès à l'emploi est particulièrement forte chez les hommes résidant dans les quartiers de la politique de la ville (principaux résultats dans le tableau 8, 1<sup>ère</sup> colonne, détaillés en annexe dans les tableaux A5 et A6 – modèle M7<sup>10</sup>). Pour eux, le risque de ne pas être en emploi trois ans après la fin des études est

---

profession intermédiaire. Pour l'origine nationale, le facteur de risques maximal est atteint quand on compare les jeunes issus de l'immigration dont le père est né au Maghreb et les jeunes issus de l'immigration dont le père est né en Europe du Sud (modèle M1).

<sup>10</sup> Spécification retenue du modèle M7 :  $\text{Logit}(P(Y=1)) = \beta X + \beta X * p_{2004} + \mu$  où  $p_{2004}$  est une indicatrice valant 1 pour les jeunes de la Génération 2004 et 0 pour ceux de la Génération 1998. Cette spécification du modèle poolé permet de lire directement les valeurs des paramètres pour la Génération 1998 et permet de reconstituer les valeurs des paramètres de la Génération 2004 par addition des paramètres de la Génération 1998 et des termes d'interaction introduits.

multiplié entre les deux Générations par un facteur de 1,86. Cette « sur-réaction » est d'autant plus remarquable qu'elle est d'ampleur singulière parmi les quelques caractéristiques marquées par une évolution des risques relatifs. La dégradation des conditions d'accès à l'emploi entre les deux Générations est en revanche largement atténuée pour les femmes, aussi bien pour celles qui résidaient dans un quartier de la politique de la ville que pour celles qui habitaient dans un quartier voisin. Le risque de ne pas être en emploi trois ans après la sortie de formation est multiplié entre les deux Générations par un facteur de 1,19 pour les premières et un facteur de 1,24 pour les secondes.

Par ailleurs, on peut pointer les quelques autres caractéristiques individuelles associées à une dégradation particulièrement forte des conditions d'accès à l'emploi pour la Génération 2004. Ainsi les jeunes entrés sur le marché du travail en possession du baccalauréat en 2004 voient leurs difficultés relatives d'accès à l'emploi nettement augmenter (facteur de risque multiplié par 1,71<sup>11</sup>). De même, les jeunes originaires de l'Afrique subsaharienne ou de Turquie ou ceux dont un seul des parents est immigré voient leur difficultés d'accès à l'emploi augmenter davantage et se rapprocher de celles des jeunes issus de l'immigration maghrébine.

Les modélisations réalisées jusque là ont permis de souligner les difficultés d'accès à l'emploi rencontrées par les jeunes à un instant donné. La question de la persistance de ces difficultés et des risques d'une exclusion plus ou moins durable de l'emploi se pose et fait l'objet d'une deuxième série de modèles basés sur le risque de passer moins de six mois en emploi au cours des trois premières années de vie active. Ces nouvelles modélisations conduisent à nuancer en partie les résultats concernant l'impact de la conjoncture sur les risques de non emploi encourus par les jeunes débutants. En particulier, la dégradation des conditions d'insertion des jeunes sur la période 2004-2007 par rapport à la période 1998-2001 est moins marquée, le risque d'avoir travaillé moins de six mois étant augmenté de 1,11 pour les jeunes sortis en 2004 (Tableau A7 – modèle M8), contre un risque multiplié par 1,39 pour le premier indicateur. Ce résultat souligne que, bien que faisant face à des difficultés exacerbées d'accès à l'emploi, une partie des jeunes de la Génération 2004 exposés au chômage sur le marché du travail échappent aux mécanismes d'exclusion durable de l'emploi.

Cependant, concernant les effets spécifiques du genre et de la localisation de résidence, on retrouve des résultats similaires pour les deux indicateurs pour la Génération 98, avec une hiérarchisation croissante des risques par sexe et quartier allant des hommes résidant dans des quartiers voisins aux femmes habitant des quartiers de la politique de la ville (Tableau 7 2<sup>ème</sup> colonne et en annexe Tableaux A7 et A8 – modèle M9). Quant à la Génération 2004, deux caractéristiques fortes du modèle sur le non emploi se retrouvent dans le modèle des trajectoires éloignées de l'emploi. Les hommes qui habitaient dans un quartier de la politique de la ville à la fin de leurs études en 2004 ont plus de risques que leurs voisins de rester éloignés durablement de l'emploi et ce risque est en forte croissance par rapport à la Génération précédente (multiplié par 1,54). Les femmes habitant dans un quartier de la politique de la ville, qui étaient bien plus exposées que les autres au risque d'éloignement durable de l'emploi au sein de la Génération 1998, sont épargnées par la dégradation des conditions sur le marché du travail dans la période 2004-2007 (risque constant entre les deux Générations). Ainsi, les femmes de la Génération 2004 résidant dans ces quartiers voient leur risque d'éloignement durable de l'emploi se rapprocher fortement de celui de leurs voisines.

---

<sup>11</sup> Ce facteur de risques est calculé de la façon suivante :  
$$OR_{BAC\ 2004 / BAC\ 1998} = \exp ((Param_{BAC} + Param_{constante * 2004} + Param_{BAC * 2004}) - (Param_{BAC}))$$
  
où chaque terme correspond à la valeur du paramètre estimé dans le modèle M7 (tableau A5 en annexe).

**Tableau 7 : Modèles poolés avec effet temporel- Extraits**

	Odds-ratio de ne pas être en emploi après trois ans sur le marché du travail-	Odds-ratio d'avoir travaillé moins de six mois sur les trois années-
A la fin de leurs études en...		
... 1998, femmes résidant dans un QPV	2,01***	2,31***
... 1998, femmes résidant dans un quartier voisin	1,73***	1,77***
... 1998, hommes résidant dans un QPV	(1,07)	(1,06)
... 1998, hommes résidant dans un quartier voisin ( <i>risque de référence</i> )	1,00	1,00
... 2004, femmes résidant dans un QPV	2,39***	2,24***
... 2004, femmes résidant dans un quartier voisin	2,14***	2,08***
... 2004, hommes résidant dans un QPV	2,00***	1,63***
... 2004, hommes résidant dans un quartier voisin	1,38***	(0,98)
Evolution 2004 / 1998 pour les...		
... femmes résidant dans un QPV	(1,19)	(0,97)
... femmes résidant dans un quartier voisin	(1,24)	(1,18)
... hommes résidant dans un QPV	1,86***	1,54**
... hommes résidant dans un quartier voisin	1,38**	(0,98)

Odds-ratios significatifs à 1% (\*\*\*), à 5% (\*\*) et à 10% (\*). Les odds-ratios entre parenthèses sont non significativement différents de 1.

Voir en annexe Tableaux A5, A6, A7 et A8 pour le détail des résultats.

## 5. Les transformations de la demande de travail à l'origine de ces évolutions ?

Pour aller plus loin dans la compréhension des évolutions différenciées observées chez les hommes et les femmes selon leur quartier de résidence à la fin de leurs études, on propose ici de prendre en compte les transformations de la demande de travail qui s'est adressée aux débutants. En effet, une partie des évolutions différenciées peut s'expliquer par les évolutions spécifiques des catégories d'emplois. Ainsi, la baisse très forte de l'emploi industriel devrait pénaliser davantage les hommes que les femmes compte tenu de leurs choix de formation respectifs et de la ségrégation hommes/femmes constatée de fait dans les emplois industriels. De même, le faible niveau de formation des jeunes originaires des quartiers cibles de la politique de la ville devrait davantage les pénaliser dans un contexte où la demande de travail adressée aux débutants a connu une élévation du niveau de qualification demandé.

Pour prendre en compte les transformations de la demande de travail, nous proposons donc de décomposer l'évolution du taux de non emploi entre les deux Générations en distinguant ce qui relève des effets de structure de ce qui relève des effets d'appariements. On entend par effets de structure d'une part les effets liés à l'évolution des différentes catégories de populations. Ainsi, on a observé dans la première partie que les jeunes ayant terminé leurs études dans un quartier de la politique de la ville sont proportionnellement moins nombreux dans la Génération 2004 que dans la Génération 1998. D'autre part les effets de structure concernent aussi les évolutions sur le

marché du travail. La proportion d'individus qui ne sont pas en emploi est comme nous l'avons vu en nette augmentation entre les deux Générations et pour ceux qui travaillent la structure des emplois occupés s'est également modifiée. A côté de ces effets de structure, les effets d'appariements sont liés à l'évolution globale des comportements (individus et entreprises) qui peuvent amener à modifier la présence d'une catégorie d'individus dans une situation donnée sur le marché du travail.

Cette décomposition se base donc sur la comparaison de tableaux croisant populations (4 groupes croisant le sexe et le quartier de résidence de fin d'études) et situations sur le marché du travail (78 catégories d'emploi – FAP- et une catégorie de non emploi). Elle suit la méthode proposée initialement par Karmel et Mc Lachlan (1988) et améliorée par Deutsch, Flückiger et Silber (2009) qui consiste à comparer le tableau initial (Génération 1998) et le tableau final (Génération 2004) avec différents tableaux intermédiaires<sup>12</sup> pour lesquels sont conservés soit la structure interne du tableau, soit toutes les marges du tableau soit seulement l'une des deux. Ainsi, la méthode permet de mettre en évidence les effets de structure en comparant le tableau initial (respectivement final) avec le tableau intermédiaire qui conserve la *structure interne* du tableau initial (respectivement final) mais qui a été adapté aux marges du tableau final (respectivement initial). Les effets d'appariement sont eux identifiés en comparant le tableau initial (respectivement final) avec un tableau intermédiaire qui reprend la *structure interne* du tableau final (respectivement initial) mais dont les marges ont été alignées sur les marges du tableau initial (respectivement final). Finalement, nous utilisons la méthode de décomposition de Shapley initialement introduite pour ce type d'analyse par Shorrocks (1999) et Sastre et Trannoy (2002) pour séparer les différents effets. Cette méthode a l'avantage de proposer une décomposition « franche » des effets entre les différentes dimensions sans laisser de terme d'interaction résiduel que contiennent les autres méthodes de décomposition. Concernant la décomposition entre les effets de l'évolution de la structure des emplois et les effets de l'évolution du volume de non emploi, nous sommes passés par le calcul de tableaux intermédiaires qui prennent en compte la répartition entre emploi (dans son ensemble) et non emploi du tableau initial (respectivement final) et la ventilation de la part des emplois selon leur distribution dans le tableau final (respectivement initial).

Le tableau 8 présente les résultats de cette analyse. La colonne « ensemble » récapitule l'évolution globale du taux de non emploi entre les deux cohortes de sortants. Par construction, les évolutions liées aux effets d'appariements de même que les effets de structure liés aux évolutions de la population et de la structure des emplois sont nuls. Ce résultat rappelle donc la croissance du volume de non emploi entre les deux Générations, effet qui impactera forcément chaque catégorie de population.

Concernant les différentes sous-populations, les effets de structure dominant. Et parmi eux ce sont avant tout les effets liés aux marchés du travail qui contribuent aux évolutions. Si l'effet de croissance du volume de non emploi a un impact majeur, il existe également un effet lié à l'évolution de la structure des emplois pour certaines sous-populations.

Par ailleurs, il apparaît que les effets d'appariements sont systématiquement favorables pour les femmes (ils contribuent à réduire le taux de non emploi pour la Génération 2004) alors qu'ils sont défavorables pour les hommes. De même, les effets liés à l'évolution de la structure des emplois contribuent à baisser le taux de non emploi des femmes mais à augmenter celui des hommes.

---

<sup>12</sup> Ces tableaux sont calculés par des méthodes itératives de calage aux marges.

Si on s'intéresse maintenant à l'opposition entre jeunes ayant fini leurs études dans un quartier de la politique de la ville et jeunes qui résidaient dans un quartier voisin, on constate un impact mécanique de la croissance du volume de non emploi plus important chez les premiers que chez les seconds, ceux-ci étant en moyenne largement plus exposés que ceux-là.

Au croisement des deux dimensions, sexe et quartier de résidence, les évolutions les plus singulières concernent les jeunes femmes et les jeunes hommes ayant fini leurs études dans un quartier cible de la politique de la ville. Ainsi, la dégradation modérée du taux de non emploi des premières s'explique par des effets d'appariements importants et largement favorables à l'emploi qui viennent atténuer l'impact par ailleurs important de la croissance du volume de non emploi. Au contraire pour les hommes des quartiers de la politique de la ville les effets d'appariements ne font que renforcer l'impact déjà fortement négatif des effets de structure. Ainsi, ils cumulent « tous les handicaps » : fort impact de la croissance du volume de non emploi (+7,4 %), influence défavorable de l'évolution de la structure des emplois (+1,7 %) – à l'inverse de ce que l'on observe chez les femmes des mêmes quartiers - et effets d'appariements (+4,7 %).

**Tableau 8. Décomposition de l'évolution des taux de non emploi entre Génération 1998 et Génération 2004.**

	Femmes quartiers voisins	Femmes QPV	Hommes quartiers voisins	Hommes QPV	Ensemble
G2004	24,1%	33,4%	20,0%	35,9%	24,9%
G1998	19,5%	29,6%	13,9%	21,9%	18,8%
Evolution	4,6%	3,8%	6,2%	14,0%	6,1%
attribuables aux :					
Evolutions d'appariements	-0,9%	-4,0%	0,6%	4,7%	0,0%
Evolutions de Structure :	5,5%	7,8%	5,6%	9,3%	6,1%
- dont <i>population</i>	0,2%	0,2%	0,1%	0,1%	0,0%
- dont <i>marché du travail</i> :	5,3%	7,6%	5,4%	9,1%	6,1%
*dont <i>volume de non emploi</i>	6,1%	7,8%	5,1%	7,4%	6,1%
*dont <i>structure des emplois</i>	-0,8%	-0,1%	0,3%	1,7%	0,0%

## Conclusion

De cette étude, nous pouvons d'ores et déjà pointer quelques éléments à retenir de l'observation des trois premières années de vie active de deux Générations de sortants du système éducatif arrivés sur le marché du travail dans des contextes économiques différenciés.

Le premier constat est celui de l'existence d'une influence du quartier de résidence sur l'accès à l'emploi pour les deux Générations. Globalement, pour les jeunes arrivés sur le marché du travail en 1998 comme pour ceux arrivés en 2004, résider dans un quartier cible de la politique de la ville réduit les chances d'obtenir un emploi, et ce même une fois pris en compte les effets de structures. L'impact du lieu de résidence reste toutefois d'ampleur réduite par rapport à l'influence d'autres dimensions telles que le niveau de formation ou les origines familiales.

Le deuxième constat établit que le contexte conjoncturel pèse spécifiquement sur les conditions d'insertion des jeunes des quartiers de la politique de la ville : la dégradation de la conjoncture pénalise plus fortement les jeunes des quartiers de la politique de la ville que leurs voisins. Ainsi, même si on peut penser que la politique de la ville a pu permettre de limiter l'impact de la crise pour les jeunes des quartiers qu'elle ciblait, il n'en demeure pas moins qu'elle n'a pu atteindre son objectif affiché de réduire les disparités territoriales.

Le troisième constat est que la dégradation connue par les jeunes qui résidaient dans un quartier cible de la politique de la ville est hétérogène. Elle concerne davantage les hommes que les femmes. Il existe donc, au sein d'un même territoire, des populations dont les destinées professionnelles sont plus ou moins sensibles au contexte d'insertion. Ce résultat conduit à s'interroger sur les limites, si ce n'est les fondements, d'une politique ciblée sur un territoire et non sur des catégories d'individus.

Le dernier constat concerne l'impact des transformations de la demande de travail adressée aux débutants. Si on observe un impact différencié pour les hommes et les femmes, défavorable aux premiers et favorable aux secondes, cet impact est cependant limité et n'explique guère la dégradation beaucoup plus faible du taux de non emploi chez les femmes des quartiers de la politique de la ville que chez les hommes de ces mêmes quartiers. A l'inverse, les effets d'appariement opposent franchement hommes et femmes de ces quartiers et les singularisent des jeunes des autres quartiers. Une hypothèse serait que les hommes subiraient plus fortement l'exacerbation de la concurrence sur le marché du travail, se portant davantage de par leur niveau de diplôme et les domaines d'études choisis sur des segments d'emploi en difficulté. Concernant les femmes de ces quartiers, une explication partielle concerne l'évolution de leur comportement d'activité qui perd en singularité entre les deux Générations. En effet l'analyse porte sur le non emploi qui agrège les actifs au chômage et les inactifs (en formation ou non) ; les jeunes femmes des quartiers de la politique de la ville se singularisent dans la Génération 1998 par l'importance de celles qui étaient inactives sans avoir repris des études.

Enfin, ces résultats nous invitent à poursuivre ce travail. En effet, nous avons jusqu'à présent raisonné sur l'impact *global* de la conjoncture, phénomène qui ne peut expliquer que partiellement les évolutions différenciées observées chez les hommes et chez les femmes. Certaines caractéristiques opposant filles et garçons dans le système éducatif et porteuses de répercussions ultérieures sur leurs situations sur le marché du travail doivent être mieux prises en compte. Ainsi, la différenciation « horizontale » des choix d'orientation aboutissant à orienter sur le marché du travail jeunes femmes et hommes sur des segments professionnels différents est à intégrer dans l'analyse. Son pouvoir explicatif peut se révéler important si on considère l'ampleur du clivage dans les choix de spécialités de formation – de façon très schématique et caricaturale, des formations industrielles pour les garçons, tertiaires pour les filles – et les évolutions sur la décennie passée de l'emploi dans les secteurs industriel et tertiaire : +147.000 emplois dans l'industrie entre 1998 et 2001 et -53.000 entre 2004 et 2007 d'une part, +1.328.000 emplois dans le tertiaire entre 1998 et 2001 et encore +851.000 entre 2004 et 2007. Dans ces conditions, une analyse plus fine des évolutions de la demande de travail en relation avec les évolutions de l'offre de travail devrait permettre de mieux comprendre ce qui se joue entre hommes et femmes sur le marché du travail et singulièrement dans les quartiers cibles de la politique de la ville.

## Bibliographie

- Arrighi J.J. (2004), « Les jeunes dans l'espace rural : une entrée précoce sur le marché du travail ou une migration probable », *Formation Emploi*, n°87, La Documentation française, pp. 63-67.
- Arrighi J.J. et Gasquet C. (2010), « L'évolution des différentes voies de qualification et d'insertion des jeunes au niveau régional entre 1995 et 2005 », *Céreq et Cnftlv*.
- Arrow K.J., (1973), « Higher education as a filter », *Journal of Public Economics*, 2 (3), July, pp.193-216.
- Avenel C., (2004) : *Sociologie des quartiers sensibles*, Armand Colin.
- Beaud S., (2002) : *80% au bac... et après ?*, La Découverte.
- Becker G.S. (1993 [1957]), *The Economics of Discrimination*, 2<sup>nd</sup> ed., University of Chicago Press.
- Boccard N. et Zenou Y. (2000), « Racial discrimination and redlining in cities » *Journal of Urban Economics*, vol. 48, n° 2, pp. 260-281.
- Bonnevialle L. (2009), « Les jeunes des Zus accompagnés par les missions locales en 2007 : un suivi plus intense, davantage de formations mais un moindre accès à l'emploi », *Dares, Premières synthèses informations*, n° 17.1, avril.
- Borjas G.J. (1992), « Ethnic Capital and Intergenerational Mobility », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, n° 1, pp. 123-150.
- Borjas G.J. (1995), « Ethnicity, Neighbourhoods, and Human-Capital Externalities », *American Economic Review*, vol. 85, n° 3, pp. 365-390.
- Céreq (2001), *Quand l'école est finie. Premiers dans la vie active de la Génération 1998*.
- Céreq (2005), *Quand l'école est finie. Premiers dans la vie active de la Génération 2001*.
- Chevalier C. et Lebeaupin F. (2010), « La population des zones urbaines sensibles », *Insee Première*, n°1328, décembre.
- Choffel P. et Delattre E., 2003 : « Habiter un quartier défavorisé : quels effets sur la durée de chômage ? », *Premières Synthèses Premières Informations*, octobre, n°43.1, Dares.
- Coulson N.E., Laing D. et Wang P. (2001), « Spatial Mismatch in Search Equilibrium » *Journal of Labor Economics*, vol. 19, n° 4, pp. 949-972.
- Couppié T., Epiphane D. et Fournier C. (1997), « Insertion professionnelle et début de carrière. Les inégalités entre hommes et femmes résistent-elles au diplôme ? », *Céreq Bref*, n°135.
- Couppié T. et Epiphane D. (2008), « Les hommes et les femmes sont-ils insérés à la même enseigne ? », in Paul J.J. Et Rose J. (sous la dir.), *Les relations formation-emploi en 55 questions*, Dunod, pp. 200-205.
- Couppié T. et Epiphane D. (2006), « La ségrégation des hommes et des femmes en début de vie active : entre héritage scolaire et construction sur le marché du travail », in *Formation Emploi*, n°93, pp.11-27.
- Couppié T. et Gasquet C. (2011), « Caractéristiques et insertion professionnelle des jeunes issus des différents quartiers de la politique de la ville », A paraître dans une publication de l'Onzus
- Couppié T., et Gasquet C. (2007), « L'insertion professionnelle des jeunes originaires de Zus », in *Observatoire national des Zones urbaines sensibles : Rapport 2006*, Editions de la DIV, Rapport annuel de l'ONZUS.
- Couppié T., Gasquet C. et Lopez A. (2006), « Les sept premières années de vie active de la Génération 98. Entre insertion et débuts de carrière », *Céreq-Bref*, n°234, octobre.

- De Stéphanis M., Mathey-Pierre C. et Dugué E. (2004), « De l'école à l'emploi : quels chemins dans les Zus », *Connaissance de l'Emploi, CEE*, n°10, 4 p.
- Deutsch J., Flückiger Y. et Silber J. (2009), « Analyzing changes in occupational segregation : the case of Switzerland (1970-2000) », in Flückiger Y., S.F. Reardon et Silber J. (2009), *Occupational residential segregation, research of Economic Inequality*, Vol.17, Emerald Books, pp.171-202
- D.I.V. (2009), *Géographie prioritaire de la politique de la ville et contractualisation. Document pour la concertation*. Document de la Délégation Interministérielle à la Ville téléchargeable à l'adresse : [http://www.ville.gouv.fr/IMG/pdf/Livre\\_vert\\_160309\\_cle27b21a.pdf](http://www.ville.gouv.fr/IMG/pdf/Livre_vert_160309_cle27b21a.pdf)
- Dupray A. et Gasquet C. (2004), « L'empreinte du contexte régional sur l'insertion professionnelle des jeunes », *Formation Emploi*, n°87, La Documentation française, pp. 29-44.
- Frickey A. et Primont J.L. (2008), « L'insertion des jeunes d'origine nord-africaine : le barrage des discriminations ? », in Paul JJ. Et Rose J. (sous la dir.), *Les relations formation-emploi en 55 questions*, Dunod, pp.206-211.
- Giret JF. Lopez A. et Rose J. (dir.) (2005), *Des formations pour quels emplois ?*, coll. Recherches, éd. La Découverte.
- Giret JF. et Roux V. (2004), « Vivre au pays : comment les sortants de l'enseignement supérieur s'insèrent dans leur zone rurale d'origine », *Actes des Journées scientifiques du RESUP*, pp. 141-151.
- Grafmeyer Y., (2005) : *Sociologie Urbaine*, Armand Colin.
- Ilhanfeldt K. (1997), « Information on the Spatial Distribution of Job Opportunities Within Metropolitan Areas », *Journal of Urban Economics*, vol. 41, n° 2, pp. 218-242.
- Ioannides Y.M. et Loury L.D. (2004), « Job Information Networks, Neighborhood Effects, and Inequality », *Journal of Economic Literature*, vol. 42, n° 4, pp. 1056-1093.
- Josphe O., Lopez A. et Ryk F. (2008), « Génération 2004, des jeunes pénalisés par la conjoncture », *Céreq Bref* n°248, janvier.
- Karmel T. et Mc Lachlan M. (1988), "Occupational sex segregation- increasing or decreasing", *Economic Record*, 64, 187-195.
- Loury L.D. (2006), « Some Contacts Are More Equal than Others: Informal Networks, Job Tenure, and Wages », *Journal of Labor Economics*, vol. 24(2), pages 299-318, April.
- Maurin E., (2004) : *Le ghetto français*. La République des Idées, Seuil.
- ONZUS (Observatoire National des Zones Urbaines Sensibles), (2007) : *Rapport 2006*. Editions de la DIV, Paris.
- ONZUS (Observatoire National des Zones Urbaines Sensibles), (2009) : *Rapport 2009*. Editions de la DIV, Paris.
- Ortega J. (2000), « Pareto-Improving Immigration in an Economy with Equilibrium Unemployment », *Economic Journal*, vol. 110, n° 460, pp. 92-112.
- Rose J. (2008), « La formation est-elle un atout décisif pour l'accès à l'emploi ? », in Paul JJ. Et Rose J. (sous la dir.), *Les relations formation-emploi en 55 questions*, Dunod, pp. 151-156.
- Sastre M. et Trannoy A. (2002), « Shapley inequality decomposition by factors components : some methodological issues », *Journal of Economics*, Suppl. 9, pp.51-89.
- Shorrocks A.F. (1999), *Decomposition procedures for distributional analysis : a united framework based on the Shapley value*, Mimeo, University of Essex.

- Silberman R. et Fournier I. (1999), « Les enfants d'immigrés sur le marché du travail. Les mécanismes d'une discrimination sélective », *Formation-Emploi*, n°65, janvier-mars 1999, pp.31-54.
- Smith A.E. et Zenou Y. (2003), « A discrete-time stochastic model of job matching », *Review of Economic Dynamics*, vol. 6 (1), pp. 54-79, January.
- Zenou Y. (2002), « How do Firms Redline Workers? » *Journal of Urban Economics*, vol. 52, n° 3, pp. 391-408.

**Annexe 1. Tableau 1 : Évolution (1998 – 2004) du profil des sortants qui résidaient dans un quartier de la politique de la ville – comparaison avec les jeunes des quartiers « voisins » (%)**

		En 1998, à la fin de leurs études, ils résidaient dans		En 2004 à la fin de leurs études, ils résidaient dans		Différences Quartiers voisins / QPV (écarts de points)	
		Un QP V	un quartier voisin	Un QPV	un quartier voisin	G98	G04
Niveau de diplôme des hommes	01-non diplômés	32	16	37	19	15	19
	02-CAP-BEP	25	19	21	16	6	5
	03-BAC	19	22	18	22	-3	-4
	04-BAC+2	13	18	11	16	-5	-5
	05-L3et+	11	25	13	27	-14	-14
	<i>Total</i>	100	100	100	100	0	0
Niveau de diplôme des femmes	01-non diplômés	22	9	24	11	13	14
	02-CAP-BEP	26	15	16	11	11	5
	03-BAC	23	22	24	22	1	2
	04-BAC+2	15	22	16	22	-7	-7
	05-L3et+	14	32	20	34	-18	-14
	<i>Total</i>	100	100	100	100	0	0
Niveau de diplôme de l'ensemble	01-non diplômés	27	13	31	15	14	16
	02-CAP-BEP	25	17	18	14	8	5
	03-BAC	21	22	21	22	-1	-1
	04-BAC+2	14	20	13	19	-6	-6
	05-L3et+	13	28	16	30	-16	-14
	<i>Total</i>	100	100	100	100	0	0
Origine nationale des hommes (*)	Afrique noire	4	1	8	1	3	7
	Asie	3	1	2	1	2	1
	Europe Sud	5	6	3	4	-1	-1
	Maghreb	23	6	23	7	17	16
	Turquie	3	1	4	1	2	3
	Europe	1	0	1	0	1	1
	Couples mixtes	3	3	4	4	0	0
	Autre hors Europe	0	0	1	0	0	0
	Non immigré	58	82	54	82	-24	-28
	<i>Total</i>	100	100	100	100	0	0
Origine nationale des femmes (*)	Afrique noire	4	1	7	1	3	5
	Asie	2	1	2	1	1	1
	Europe Sud	5	5	4	4	0	0
	Maghreb	24	5	22	6	18	16
	Turquie	3	1	4	1	3	4
	Europe	0	0	1	0	0	0
	Couples mixtes	3	3	3	4	0	-1
	Autre hors Europe	1	0	0	0	0	0
	Non immigré	58	84	57	83	-26	-27
	<i>Total</i>	100	100	100	100	0	0
Origine nationale de l'ensemble (*)	Afrique noire	4	1	8	1	3	7
	Asie	2	1	2	1	1	1
	Europe Sud	5	5	4	4	0	0
	Maghreb	23	5	22	6	18	16
	Turquie	4	1	4	1	3	3
	Europe	1	1	1	0	0	0
	Couples mixtes	3	3	3	4	0	-1
	Autre hors Europe	0	0	0	0	0	0
	Non immigré	58	83	56	83	-25	-27
	<i>Total</i>	100	100	100	100	0	0
Origine sociale des hommes (situation des parents au moment où le jeune a fini ses études)	Mère inactive	45	30	40	24	15	16
	Père ou mère au chômage	10	5	8	5	4	3
	Père au chômage	7	3	5	3	4	2

	Deux parents en emploi	34	51	39	55	-17	-16
Origine sociale des femmes (situation des parents au moment où le jeune a fini ses études)	Mère inactive	43	28	37	22	15	15
	Père ou mère au chômage	11	5	9	5	5	3
	Père au chômage	8	3	7	3	5	4
	Deux parents en emploi	34	50	39	57	-16	-18
Origine sociale de l'ensemble (situation des parents au moment où le jeune a fini ses études)	Mère inactive	44	29	38	23	15	15
	Père ou mère au chômage	10	5	9	5	5	3
	Père au chômage	7	3	6	3	4	3
	Deux parents en emploi	34	51	39	56	-16	-17

(\*) Lorsque les deux parents sont immigrés, le pays d'origine pris en compte est celui du père. Les couples mixtes concernent tous les couples dont l'un des parents (père ou mère) est non immigré et l'autre immigré.

Source : Enquêtes Génération 1998 et Génération 2004 Partenariat Céreq-SGCIV ; Champ : ensemble des jeunes sortis de formation initiale en 1998 ou en 2004 et résidant à ce moment-là dans un quartier de la politique de la ville (QPV) ou une unité urbaine contenant au moins un quartier cible de la politique de la ville mais hors de ces quartiers.

## Annexe 2 : Présentation de la modélisation économétrique réalisée

### Démarche suivie

L'objet est ici de modéliser la probabilité de ne pas être en emploi 3 ans après la sortie de formation et d'isoler l'effet statistique lié au type de quartier de résidence, une fois prises en compte différentes dimensions explicatives de l'accès à l'emploi (le niveau de diplôme atteint, les origines sociale et familiale, le sexe).

Dans un premier temps, nous réalisons des modélisations séparées pour chaque Génération. Elles nous indiquent si les effets relatifs d'une modalité donnée d'une dimension (par exemple résider à la fin de ses études dans un quartier de la politique de la ville) par rapport à une modalité de référence (résider dans un quartier voisin) jouent dans le même sens ou non, d'une Génération à l'autre. La première modélisation considère les différentes dimensions introduites indépendantes les unes des autres (modèle M1). Cette hypothèse d'indépendance est forte puisqu'elle suppose qu'une dimension donnée a la même influence quelles que soient les modalités prises par les autres dimensions. Aussi, la deuxième modélisation relâche cette hypothèse d'indépendance et mesure des effets croisés sexe et quartier de résidence (M2).

Cependant, ces modélisations ne permettent pas de comparer directement les résultats des Générations entre elles. D'une part, la plus grande difficulté d'accès à l'emploi que connaît la Génération 2004 ne peut pas être mesurée par des modèles séparés. D'autre part, il n'est pas possible de tester l'égalité des effets d'une modalité d'une Génération à l'autre à travers des modèles séparés. Aussi, dans un deuxième temps, nous réalisons des modèles sur données poolées, c'est-à-dire les deux Générations traitées ensemble dans la même estimation. Les modèles M3 et M6 (le premier en considérant toutes les dimensions indépendantes les unes des autres, le second en considérant le croisement des dimensions sexe et quartier de résidence), les plus simples, considèrent que chaque modalité d'une dimension introduite a le même effet pour chaque Génération et captent l'impact du contexte économique plus difficile rencontré par la Génération 2004 par l'intermédiaire d'une indicatrice. Les deux modèles suivants (M4 et M5) relâchent légèrement cette hypothèse. Le modèle M4 estime un impact différencié chez les hommes et les femmes du contexte conjoncturel de l'insertion alors que le modèle M5 estime un impact différencié selon le quartier de résidence. Enfin, le modèle M7 relâche complètement l'hypothèse d'un effet égal pour chaque Génération d'une caractéristique donnée. Ce modèle revient à regrouper les deux estimations réalisées dans le modèle M2 dans un même modèle, qui cette fois permet de tester l'égalité des effets des caractéristiques entre les deux Générations.

Finalement, nous reproduisons les deux dernières modélisations (M6 et M7) sur un nouvel indicateur, à savoir le risque d'éloignement de l'emploi en début de vie active, mesuré par le fait d'avoir connu moins de six mois d'emploi au cours des trois premières années de vie active (modèles M8 et M9).

### Les variables retenues dans les modèles économétriques

- **Sexe**
- **Plus haut diplôme détenu**
  - o Sans diplôme
  - o Cap-Bep
  - o Bac

- Bac+2
- LMD
- **Origine sociale:**
  - Père ou mère agriculteur (parents agriculteurs )
  - Père artisan, commerçant, chef d'entreprise (père artisan)
  - Père cadre, mère cadre, indépendante ou ne travaillant pas (parents cadres)
  - Père cadre, mère employée ou ouvrière (père cadre)
  - Mère cadre ou indépendante, père employé, ouvrier ou indéterminé (mère cadre)
  - Père employé ou exerçant une profession intermédiaire, mère de même ou ouvrière (parents employés)
  - Père employé ou exerçant une profession intermédiaire, mère ne travaillant pas ou sans activité précisée (père employé, référence)
  - Père ouvrier, mère profession intermédiaire, employée ou ouvrière (père ouvrier-mère employée)
  - Père ouvrier, mère ne travaillant pas ou sans activité précisée (père ouvrier)
  - Profession du père inconnue, mère ni agricultrice, ni indépendante, ni cadre (indéterminé)
- **Origine familiale d'immigration :**
  - Jeunes dont les parents ne sont pas immigrés (parents non immigrés, référence)
  - Jeunes issus de l'immigration dont le père est né en Europe du Sud (Europe du Sud)
  - Jeunes issus de l'immigration dont le père est né au Maghreb (Maghreb)
  - Jeunes issus de l'immigration dont le père est né en Afrique Noire ou en Turquie (Afrique noire-Turquie)
  - Jeunes issus de couple mixte (Mixte)
  - Autre (Autre)
- **Lieu de résidence à la fin des études :**
  - quartiers cibles de la politique de la ville, Zus ou non (QPV)
  - Unité urbaine contenant un quartier cible de la politique de la ville mais hors de ce quartier (quartiers voisins)

Dans les modèles « poolés », les variables « CAP-BEP \* 2004 », « Bac \* 2004 », « parents agriculteurs \* 2004 »... captent l'écart de paramètre observé dans la Génération 2004 par rapport à la Génération 1998.

## Annexe 2- Les modèles estimés

**Tableau A1 : Modèles sur la probabilité de ne pas être en emploi trois ans après la sortie de formation - Effet QPV indépendant (M1) et croisé avec le sexe (M2) -**

	M1						M2					
	G1998			G2004			G1998			G2004		
	Param.	écart-type	OR									
constante	-0,942	0,069	***	-0,573	0,115	***	-0,929	0,070	***	-0,611	0,116	***
<b>femme</b>	0,571	0,032	***	0,378	0,042	***						
<b>homme</b>	ref.			ref.								
<b>QPV</b>	0,115	0,038	***	0,244	0,051	***						
<b>Quartier voisin</b>	ref.			ref.								
<b>Femme-QPV</b>							0,699	0,050	***	0,554	0,071	***
<b>Femme-quartier voisin</b>							0,548	0,038	***	0,444	0,048	***
<b>Homme QPV</b>							0,070	0,055		0,372	0,068	***
<b>Homme-quartier voisin</b>							ref.			ref.		
Non diplômés	ref.			ref.			ref.			ref.		
CAP-BEP	-0,725	0,048	***	-0,714	0,066	***	-0,727	0,048	***	-0,711	0,066	***
BAC	-0,796	0,048	***	-0,588	0,062	***	-0,797	0,048	***	-0,581	0,062	***
BAC+2	-1,744	0,059	***	-1,832	0,079	***	-1,744	0,059	***	-1,833	0,079	***
LMD	-1,486	0,052	***	-1,555	0,069	***	-1,485	0,052	***	-1,554	0,069	***
parents agriculteurs	-0,115	0,142		-0,121	0,227		-0,115	0,142		-0,116	0,227	
père artisan	-0,038	0,077		-0,231	0,126	*	-0,039	0,077		-0,232	0,126	*
parents cadres	0,034	0,082		0,133	0,124		0,034	0,082		0,134	0,124	
père cadre	-0,063	0,081		-0,096	0,124		-0,064	0,081		-0,095	0,124	
mère cadre	-0,088	0,094		-0,018	0,139		-0,087	0,094		-0,015	0,139	
parents employés	-0,150	0,068	**	-0,185	0,113		-0,150	0,068	**	-0,185	0,113	
père employé	ref.			ref.			ref.			ref.		
père ouvrier-mère employée	-0,148	0,072	**	-0,256	0,114	**	-0,148	0,072	**	-0,254	0,114	**
père ouvrier	0,006	0,079		0,006	0,127		0,006	0,079		0,008	0,127	
indéterminé	0,223	0,073	***	0,215	0,123	*	0,224	0,073	***	0,220	0,123	*
Parents non immigrés	ref.			ref.			ref.			ref.		
Afrique noire-Turquie	0,058	0,090		0,326	0,098	***	0,059	0,090		0,320	0,098	***
Autre	0,314	0,114	***	0,294	0,148	**	0,314	0,114	***	0,292	0,148	**
Europe du Sud	-0,098	0,074		-0,176	0,114		-0,099	0,074		-0,172	0,114	
Mixte	0,147	0,087	*	0,394	0,101	***	0,145	0,087	*	0,393	0,101	***
Maghreb	0,344	0,053	***	0,450	0,071	***	0,345	0,053	***	0,450	0,071	***

Les colonnes Param. Indiquent les valeurs des paramètres estimés par les modèles ; les colonnes OR désignent les odds-ratios estimés (OR = exp(Param.))

**Tableau A2 : odds-ratios et tests complémentaires aux modèles M2**

Test d'égalité des odds-ratios	M2 - G1998		M2 - G2004	
	OR	Khi-2 de Wald	OR	Khi-2 de Wald
Femme QPV / Femme d'un quartier voisin	1,16 <sup>(a)</sup>	9,4 ***	1,12	2,5
Femme QPV / Homme QPV	1,88	108,7 ***	1,20	4,9 **

<sup>(a)</sup> L'odds-ratio Femme QPV / Femme d'un quartier voisin se calcule ainsi :

$$OR_{\text{Femme QPV} / \text{Femme quartier voisin}} = \exp(\text{Param.}_{\text{Femme QPV}} - \text{Param.}_{\text{Femme Quartier voisin}})$$

Donc, dans le modèle M2 sur la Génération 1998,

$$OR_{\text{Femme QPV} / \text{Femme quartier voisin}} = \exp(0,699 - 0,548) = 1,16$$

**Tableau A3 : Modèles poolés sur la probabilité de ne pas être en emploi trois ans après la sortie de formation - Effet de conjoncture global (M3), effet de conjoncture différencié par sexe (M4) ou par type de quartier de résidence (M5) -**

	M3			M4			M5				
	Param.	écart-type	OR	Param.	écart-type	OR	Param.	écart-type	OR		
constante	-0,934	0,059	***	-0,976	0,060	***	-0,912	0,060	***		
<b>Génération 2004</b>	0,326	0,026	***	1,39							
<b>Génération 1998</b>	<i>ref.</i>										
<b>femme</b>	0,496	0,026	***	1,64			0,497	0,026	***		
<b>homme</b>	<i>ref.</i>						<i>ref.</i>				
<b>QPV</b>	0,161	0,030	***	1,17	0,160	0,030	***	1,17			
<b>Quartier voisin</b>	<i>ref.</i>				<i>ref.</i>						
<b>Femme et 2004</b>				0,803	0,038	***	2,23				
<b>Femme et 1998</b>				0,572	0,032	***	1,77				
<b>Homme et 2004</b>				0,433	0,037	***	1,54				
<b>Homme et 1998</b>				<i>ref.</i>							
<b>QPV et 2004</b>							0,555	0,046	***		
<b>QPV et 1998</b>							0,098	0,037	***		
<b>Quartier voisin et 2004</b>							0,281	0,030	***		
<b>Quartier voisin et 1998</b>							<i>ref.</i>				
<i>Non diplômés</i>	<i>ref.</i>			<i>ref.</i>			<i>ref.</i>				
CAP-BEP	-0,718	0,039	***	0,49	-0,721	0,039	***	0,49	-0,719	0,039	***
BAC	-0,709	0,038	***	0,49	-0,708	0,038	***	0,49	-0,711	0,038	***
BAC+2	-1,785	0,047	***	0,17	-1,778	0,047	***	0,17	-1,787	0,047	***
LMD	-1,512	0,041	***	0,22	-1,511	0,041	***	0,22	-1,515	0,041	***
parents agriculteurs	-0,113	0,120		0,89	-0,114	0,120		0,89	-0,115	0,120	
père artisan	-0,096	0,066		0,91	-0,098	0,066		0,91	-0,098	0,066	
parents cadres	0,086	0,067		1,09	0,085	0,067		1,09	0,086	0,067	
père cadre	-0,066	0,067		0,94	-0,067	0,067		0,94	-0,067	0,067	
mère cadre	-0,051	0,077		0,95	-0,052	0,077		0,95	-0,053	0,077	
parents employés	-0,154	0,058	***	0,86	-0,153	0,058	***	0,86	-0,157	0,058	***
père employé	<i>ref.</i>				<i>ref.</i>				<i>ref.</i>		
père ouvrier-mère employée	-0,179	0,060	***	0,84	-0,181	0,060	***	0,83	-0,183	0,060	***
père ouvrier	0,015	0,066		1,01	0,012	0,066		1,01	0,012	0,066	
indéterminé	0,230	0,063	***	1,26	0,229	0,063	***	1,26	0,227	0,063	***
<i>Parents non immigrés</i>	<i>ref.</i>			<i>ref.</i>			<i>ref.</i>		<i>ref.</i>		
Afrique noire-Turquie	0,183	0,066	***	1,20	0,183	0,066	***	1,20	0,176	0,066	***
Autre	0,305	0,090	***	1,36	0,308	0,090	***	1,36	0,303	0,090	***
Europe du Sud	-0,122	0,062	**	0,89	-0,120	0,062	*	0,89	-0,123	0,062	**
Mixte	0,248	0,066	***	1,28	0,248	0,066	***	1,28	0,248	0,066	***
Maghreb	0,379	0,042	***	1,46	0,383	0,042	***	1,47	0,380	0,042	***

**Tableau A4 : odds-ratios et tests complémentaires aux modèles M4 et M5**

Test d'égalité des odds-ratios	M4		M5	
	OR	Khi-2 de Wald	OR	Khi-2 de Wald
Femme 2004 / Femme 1998	1,26	42,2	***	
Homme 2004 / Homme 1998	1,54	133,8	***	
Evolution Femmes / Evolution Hommes	0,82	15,4	***	
QPV 2004 / QPV 1998				1,58
Quartier voisin 2004 / Quartier voisin 1998				81,9
Evolution QPV / Evolution Quartier voisin				***
				1,32
				87,8
				***
				1,19
				9,1
				***

**Tableau A5 : Modèles poolés sur la probabilité de ne pas être en emploi trois ans après la sortie de formation, dimensions sexe et type de quartier croisées - Effet de conjoncture global (M6) et spécificité pour chaque caractéristique (M7) –**

	M6			M7				
	Param.	écart-type	OR	Param.	écart-type	OR		
constante	-0,939	0,060	***	-0,929	0,070	***		
<b>Femme QPV</b>	0,649	0,041	***	1,91	0,699	0,050	***	2,01
<b>Femme Quartier voisin</b>	0,506	0,030	***	1,66	0,548	0,038	***	1,73
<b>Homme QPV</b>	0,182	0,043	***	1,20	0,070	0,055		1,07
<b>Homme Quartier voisin</b>	<i>ref.</i>			<i>ref.</i>				
<i>Non diplômés</i>	<i>ref.</i>			<i>ref.</i>				
CAP-BEP	-0,718	0,039	***	0,49	-0,727	0,048	***	0,48
BAC	-0,708	0,038	***	0,49	-0,797	0,048	***	0,45
BAC+2	-1,785	0,047	***	0,17	-1,743	0,059	***	0,17
LMD	-1,512	0,041	***	0,22	-1,485	0,052	***	0,23
parents agriculteurs	-0,113	0,120		0,89	-0,115	0,142		0,89
père artisan	-0,096	0,066		0,91	-0,039	0,077		0,96
parents cadres	0,087	0,067		1,09	0,034	0,082		1,03
père cadre	-0,066	0,067		0,94	-0,064	0,081		0,94
mère cadre	-0,051	0,077		0,95	-0,087	0,094		0,92
parents employés	-0,154	0,058	***	0,86	-0,150	0,068	**	0,86
père employé	<i>ref.</i>			<i>ref.</i>				
père ouvrier-mère employée	-0,179	0,060	***	0,84	-0,148	0,072	**	0,86
père ouvrier	0,015	0,066		1,01	0,006	0,079		1,01
indéterminé	0,230	0,063	***	1,26	0,224	0,073	***	1,25
<i>Parents non immigrés</i>	<i>ref.</i>			<i>ref.</i>				
Afrique noire-Turquie	0,182	0,066	***	1,20	0,059	0,090		1,06
Autre	0,305	0,090	***	1,36	0,314	0,114	***	1,37
Europe du Sud	-0,121	0,062	**	0,89	-0,099	0,074		0,91
Mixte	0,249	0,066	***	1,28	0,145	0,087	*	1,16
Maghreb	0,379	0,042	***	1,46	0,345	0,053	***	1,41
<b>Génération 2004</b>	0,326	0,026	***	1,39				
<b>constante * 2004</b>					0,319	0,136	**	1,38
<b>Femme QPV * 2004</b>					-0,144	0,087	*	0,87
<b>Femme Quartier voisin * 2004</b>					-0,104	0,061	*	0,90
<b>Homme QPV * 2004</b>					0,303	0,088	***	1,35
CAP-BEP * 2004					0,016	0,081		1,02
BAC * 2004					0,216	0,078	***	1,24
BAC+2 * 2004					-0,089	0,098		0,91
LMD * 2004					-0,069	0,086		0,93
parents agriculteurs * 2004					0,260	0,133	*	1,30
père artisan * 2004					-0,022	0,187		0,98
parents cadres * 2004					-0,073	0,136		0,93
père cadre * 2004					0,248	0,134	*	1,28
mère cadre * 2004					0,105	0,089		1,11
parents employés * 2004					-0,001	0,268		1,00
père ouvrier-mère employée * 2004					-0,193	0,148		0,82
père ouvrier * 2004					0,101	0,148		1,11
indéterminé * 2004					-0,031	0,148		0,97
Afrique noire-Turquie * 2004					0,073	0,168		1,08
Autre * 2004					-0,034	0,132		0,97
Europe du Sud * 2004					-0,107	0,135		0,90
Mixte * 2004					0,002	0,150		1,00
Maghreb * 2004					-0,004	0,143		1,00

**Tableau A6 : odds-ratios et tests complémentaires aux modèles M6 et M7**

Test d'égalité des odds-ratios	M6		M7	
	OR	Khi-2 de Wald	OR	Khi-2 de Wald
Femme QPV / Femme Quartier voisin	1,15	12,6 ***		
Homme QPV / Homme Quartier voisin	1,20	18,3 ***		
Femme QPV / Homme QPV	1,60	93,9 ***		
Femme Quartier voisin / Homme Quartier voisin	1,66	289,6 ***		
Femme QPV : Evolution 2004 / 1998			1,19	1,4
Homme QPV : Evolution 2004 / 1998			1,86	18,0 ***
Femme Quartier voisin : Evolution 2004 / 1998			1,24	2,4
Homme Quartier voisin : Evolution 2004 / 1998			1,38	5,5 **
Génération 1998 : Femme QPV / Femme Quartier voisin (a)			1,16	9,4 ***
Génération 2004 : Femme QPV / Femme Quartier voisin (b)			1,12	2,5
Evolution Femme QPV / Evolution Femme Quartier voisin			0,96	0,2
Génération 1998 : Homme QPV / Homme Quartier voisin (a)			1,07	1,6
Génération 2004 : Homme QPV / Homme Quartier voisin (b)			1,45	29,6 ***
Evolution Homme QPV / Evolution Homme Quartier voisin			1,35	11,9 ***
QPV 1998 : Femme / Homme (a)			1,88	108,7 ***
QPV 2004 : Femme / Homme (b)			1,20	4,9 **
QPV : Evolution Femme / Evolution Homme			0,64	19,21 ***
Quartier voisin 1998 : Femme / Homme (a)			1,73	209,3 ***
Quartier voisin 2004 : Femme / Homme (b)			1,56	84,3 ***
Quartier voisin : Evolution Femme / Evolution Homme			0,90	2,89 *

(a) L'odds-ratio calculé ici est le même que celui calculé dans le modèle M2 se rapportant à Génération 1998

(b) L'odds-ratio calculé ici est le même que celui calculé dans le modèle M2 se rapportant à Génération 2004. Ces deux résultats tiennent à la spécification du modèle M7 (voir note 10)

Mode de calcul des odds-ratios présentés ici : figurent dans ce tableau des odds-ratios qui ne se dérivent pas directement d'un seul paramètre estimé mais d'une combinaison de plusieurs d'entre eux. Ainsi, l'odds-ratio (Femme QPV : Evolution 2004 / 2008) se calcule de la façon suivante :

$$OR_{\text{Femme QPV : 2004/ 1998}} = \exp ((\text{Param.}_{\text{Femme QPV}} + \text{Param.}_{\text{constante * 2004}} + \text{Param.}_{\text{Femme QPV * 2004}}) - (\text{Param.}_{\text{Femme QPV}}))$$

Donc, en utilisant les valeurs estimées dans M7 (tableau A5) :

$$OR_{\text{Femme QPV : 2004/ 1998}} = \exp (0,319 - 0,144) = 1,19$$

**Tableau A7 : Modèles poolés sur la probabilité d'avoir travaillé moins de 6 mois sur les trois ans qui suivent la sortie de formation - dimensions sexe et type de quartier croisées - Effet de conjoncture global (M6) et spécificité pour chaque caractéristique (M7) -**

	M8			M9		
	Param.	écart-type	OR	Param.	écart-type	OR
constante	-1,475	0,076	***	-1,439	0,088	***
<b>Femme QPV</b>	0,833	0,054	***	2,30	0,837	0,065 ***
<b>Femme Quartier voisin</b>	0,627	0,043	***	1,87	0,571	0,053 ***
<b>Homme QPV</b>	0,225	0,059	***	1,25	0,057	0,075
<b>Homme Quartier voisin</b>	<i>ref.</i>			<i>ref.</i>		
<i>Non diplômés</i>	<i>ref.</i>			<i>ref.</i>		
CAP-BEP	-0,997	0,050	***	0,37	-0,999	0,062 ***
BAC	-1,093	0,050	***	0,34	-1,071	0,063 ***
BAC+2	-2,373	0,075	***	0,09	-2,149	0,088 ***
LMD	-1,812	0,057	***	0,16	-1,667	0,069 ***
parents agriculteurs	-0,305	0,169	*	0,74	-0,396	0,199 **
père artisan	-0,322	0,088	***	0,73	-0,325	0,103 ***
parents cadres	-0,123	0,092		0,88	-0,236	0,111 **
père cadre	-0,363	0,094	***	0,70	-0,405	0,112 ***
mère cadre	-0,338	0,109	***	0,71	-0,330	0,128 **
parents employés	-0,370	0,075	***	0,69	-0,403	0,087 ***
père employé	<i>ref.</i>			<i>ref.</i>		
père ouvrier-mère employée	-0,300	0,078	***	0,74	-0,261	0,092 ***
père ouvrier	0,014	0,083		1,01	0,001	0,097
indéterminé	0,152	0,079	*	1,16	0,066	0,092
<i>Parents non immigrés</i>	<i>ref.</i>			<i>ref.</i>		
Afrique noire-Turquie	0,078	0,084		1,08	-0,124	0,117
Autre	0,189	0,122		1,21	0,223	0,151
Europe du Sud	-0,326	0,093	***	0,72	-0,373	0,110 ***
Mixte	0,112	0,094		1,12	0,139	0,117
Maghreb	0,185	0,055	***	1,20	0,174	0,068 **
<b>Génération 2004</b>	0,105	0,037	***	1,11		
<b>constante * 2004</b>					-0,022	0,177
<b>Femme QPV * 2004</b>					-0,009	0,119
<b>Femme Quartier voisin * 2004</b>					0,186	0,092 **
<b>Homme QPV * 2004</b>					0,453	0,122 ***
CAP-BEP * 2004					0,002	0,106
BAC * 2004					-0,084	0,104
BAC+2 * 2004					-0,718	0,169 ***
LMD * 2004					-0,451	0,122 ***
parents agriculteurs * 2004					0,421	0,171 **
père artisan * 2004					-0,118	0,258
parents cadres * 2004					0,186	0,207
père cadre * 2004					-0,096	0,198
mère cadre * 2004					0,056	0,118
parents employés * 2004					0,364	0,379
père ouvrier-mère employée * 2004					0,019	0,204
père ouvrier * 2004					0,350	0,207 *
indéterminé * 2004					0,147	0,210
Afrique noire-Turquie * 2004					-0,001	0,246
Autre * 2004					0,111	0,177
Europe du Sud * 2004					-0,074	0,180
Mixte * 2004					0,074	0,192
Maghreb * 2004					0,291	0,185

**Tableau A8 : odds-ratios et tests complémentaires aux modèles M8 et M9**

Test d'égalité des odds-ratios	M8		M9	
	OR	Khi-2 de Wald	OR	Khi-2 de Wald
Femme QPV / Femme Quartier voisin	1,23	15,3 ***		
Homme QPV / Homme Quartier voisin	1,25	14,7 ***		
Femme QPV / Homme QPV	1,84	94,4 ***		
Femme Quartier voisin / Homme Quartier voisin	1,87	208,5 ***		
Femme QPV : Evolution 2004 / 1998			0,97	0,0
Homme QPV : Evolution 2004 / 1998			1,54	5,1 **
Femme Quartier voisin : Evolution 2004 / 1998			1,18	0,8
Homme Quartier voisin : Evolution 2004 / 1998			0,98	0,0
Génération 1998 : Femme QPV / Femme Quartier voisin			1,31	17,9 ***
Génération 2004 : Femme QPV / Femme Quartier voisin			1,08	0,6
Evolution Femme QPV / Evolution Femme Quartier voisin			0,82	2,8 *
Génération 1998 : Homme QPV / Homme Quartier voisin			1,06	0,6
Génération 2004 : Homme QPV / Homme Quartier voisin			1,67	28,2 ***
Evolution Homme QPV / Evolution Homme Quartier voisin			1,57	13,9 ***
QPV 1998 : Femme / Homme			2,18	100,2 ***
QPV 2004 : Femme / Homme			1,37	8,6 ***
QPV : Evolution Femme / Evolution Homme			0,63	11,95 ***
Quartier voisin 1998 : Femme / Homme			1,77	114,0 ***
Quartier voisin 2004 : Femme / Homme			2,13	102,1 ***
Quartier voisin : Evolution Femme / Evolution Homme			1,20	4,07 **