Net.Doc .148

L'effet des conditions d'insertion professionnelle sur l'entrée en parentalité selon l'origine migratoire

Arnaud Dupray
Département Entrées et évolutions dans la vie active (Deeva), Céreq
dupray@cereq.fr

Ariane Pailhé
Institut national d'études démographiques (Ined)
ariane.pailhe@ined.fr

Céreq
10, place de la Joliette BP21321
Marseille Cedex 02

Ce document est présenté sur le site du Céreq afin de favoriser la diffusion et la discussion de résultats de travaux d'études et de recherches. Il propose un état d'avancement provisoire d'une réflexion pouvant déboucher sur une publication. Les hypothèses et points de vue qu'il expose, de même que sa présentation et son titre, n'engagent pas le Céreq et sont de la responsabilité des auteurs.

janvier 2016

SOMMAIRE

1. CADRE THÉORIQUE ET HYPOTHÈSES 4
1.1. L'effet du chômage sur la fécondité 4
1.2. La fécondité des immigrés et de leurs descendants 4
1.3. Hypothèses 5
2. MÉTHODOLOGIE 6
2.1. Données et champ d'analyse 6
2.2. Modélisation 7
3. RÉSULTATS 8
3.1. Caractéristiques des populations et insertion professionnelle 8
3.2. Entrée en parentalité 12
3.3. Analyse multivariée 14
CONCLUSION 18
RÉFÉRENCES 19
ANNEXE 1 : DESCRIPTION DE L'ÉCHANTILLON 23
ANNEXE 2 : EFFETS MARGINAUX CALCULÉS À PARTIR DES ESTIMATIONS 24

Partout en Europe, l'âge au premier enfant a reculé au fil des générations, principalement du fait de l'allongement des études (Billari et Liefbroer 2010 ; Ni Bhrolchain et Beaujouan, 2012). Le rejet des valeurs familiales traditionnelles, la diffusion de l'individualisme, et l'émancipation des femmes ont aussi modifié les modèles familiaux (Lesthaeghe, 1995 ; 2010). Avec la montée de l'incertitude économique, détenir un emploi stable et accéder à une autonomie financière sont aussi devenus des conditions nécessaires à l'entrée en parentalité, notamment pour les hommes (Blossfeld et al. 2005; Adsera 2005 ; 2011 ; Sobotka *et al*., 2011). Avec la montée du chômage et des emplois instables et l'augmentation du coût de la vie, notamment celui du logement, les jeunes prennent plus de temps avant de devenir auto-suffisants (Blossfeld 1995 ; Yelowitz 2007). En France, connaître le chômage ou détenir un emploi précaire conduisent au report des naissances, pour les hommes comme pour les femmes (Meron et Widmer, 2002 ; Pailhé et Solaz, 2012 ; Pailhé et Régnier-Loillier, 2015).

En raison d'une longue histoire migratoire, la population française comprend une part importante de descendants d'immigrés, environ 10 % en 2008 (Insee 2012). Ces derniers connaissent d'importantes difficultés d'insertion professionnelle et d'accès à l'autonomie financière, notamment ceux d'origine maghrébine (Meurs et *al.*, 2006; Okba M. 2014 ; Cusset et al., 2015). Venus de milieux sociaux modestes, ayant connu des difficultés scolaires (Brinbaum et Kieffer, 2009), habitant dans des zones reléguées (Pan Ke Shon et Scodellaro, 2011) et subissant des discriminations à l'embauche (Dupray et Moullet, 2004 ; Duguet et *al.*, 2010 ; Jacquemet et Edo, 2013), leur temps d'accès à l'emploi stable apparaît plus long que pour les natifs (Steichen, 2012). Si ces difficultés d'insertion professionnelle sont bien documentées, leur effet sur la formation de la famille, et notamment la naissance du premier enfant, l'est beaucoup moins dans le contexte français comme ailleurs.

Subissant à la fois l'influence de la socialisation parentale et celle plus individualiste de la société française, les descendants d'immigrés du Maghreb sont confrontés à des systèmes normatifs distincts (Collet et Santelli, 2012). Pour ce qui est des pays du Maghreb, la tradition musulmane promeut la simultanéité de la décohabitation du foyer parental, du mariage et de la première naissance et l'homme doit être en mesure de pourvoir aux ressources du ménage (Collet et Santelli, 2012). Au contraire, les étapes d'entrée dans la vie adulte sont de plus en plus dissociées en France et l'indépendance économique des femmes déterminante (Robette, 2010).

Cet article analyse en quoi les spécificités de leur insertion professionnelle et de leur socialisation affectent l'entrée en parentalité. Ces difficultés d'accès à l'emploi affectent-elle la sphère familiale ? Les descendants d'immigrés maghrébins reportent-ils davantage que les natifs l'entrée en parentalité lorsqu'ils connaissent des difficultés d'insertion ? Ou au contraire leur univers normatif spécifique contribue-t-il à favoriser l'entrée en parentalité malgré les difficultés économiques ? En quoi le calendrier de venue du premier enfant est-il médié par la formation du couple et l'accès à l'autonomie résidentielle ? Enfin, ces effets varient-ils selon le sexe ?

Cet article analyse l'effet du chômage sur le calendrier de naissance du premier enfant en mobilisant les données des enquêtes Génération 1998 et 2004 du Céreq.

1. CADRE THÉORIQUE ET HYPOTHÈSES

1.1. L'effet du chômage sur la fécondité

La montée de l'incertitude économique est apparue depuis les années 1970 comme un facteur essentiel du report de l'âge à la première naissance et de la diminution de la fécondité en Europe (Blossfeld *et al*., 2005 ; Adsera, 2005 ; 2011 ; Sobotka *et al*., 2011 ; Kreyenfeld *et al*., 2012). Par la baisse du revenu courant et l'incertitude sur les revenus futurs qu'il entraîne, le chômage peut en effet conduire à repousser la décision d'avoir un enfant (Becker, 1981). Les individus peuvent ainsi attendre d'obtenir un emploi stable et de gagner un revenu suffisant pour pouvoir assumer le coût monétaire d'un enfant. Cet effet peut être accentué lorsque les individus anticipent qu'une naissance peut limiter leurs chances d'obtenir en emploi par la suite (Adsera, 2011 ; Schmitt, 2012). Mais une période de chômage peut au contraire représenter le bon moment pour avoir un enfant. Le chômage diminue ainsi le coût d'opportunité d'avoir un enfant, c'est-à-dire le revenu et la progression de carrière auxquels le parent doit renoncer en raison de la naissance. Les frais de garde sont également réduits lorsqu'un des deux parents ne travaille pas.

Des approches sociologiques soulignent aussi les effets contraires que peut avoir le chômage sur les décisions de fécondité. D'une part obtenir un emploi peut être une condition nécessaire à l'entrée en parentalité, par le statut social qu'il procure, outre les ressources financières. Etre en position de pourvoir aux ressources du ménage peut notamment sembler déterminant pour les hommes, pour qui le travail occupe une place essentielle dans leur identité (Garner *et al.*, 2006). D'autre part, pour les plus exclus du marché du travail, notamment les femmes, avoir des enfants peut être un moyen de se forger un statut social, et même constituer une stratégie pour réduire l'incertitude quant à leur avenir, la sphère privée leur offrant une certaine sécurité relativement à la sphère professionnelle (Friedman *et al.* 1994).

Ces incertitudes relatives aux situations professionnelle et financière peuvent influencer de manière variable la fécondité selon le sexe, le niveau d'instruction et le contexte institutionnel (Letablier et Salles, 2012). De nombreux travaux ont ainsi montré que le chômage a un effet négatif plus prononcé pour les hommes que pour les femmes, notamment dans les pays les moins égalitaires en termes de genre (Kravdal, 2002 en Norvège; Lundström, 2009 en Suède; Tölke et Diewald, 2003 et Özcan, Mayer et Luedicke, 2010 en Allemagne; Mills, Blossfeld et Klijzing 2005 pour 14 pays industrialisés). Pour les femmes, le chômage a un effet négatif surtout pour les plus instruites (Schmitt, 2012 ; Kreyenfeld, 2010). Pour la France, Pailhé et Solaz (2012) et Ciganda (2015) ont montré que le chômage repousse la décision d'avoir un premier enfant pour les hommes, surtout quand il est persistant. Il est sans effet pour les femmes, quel que soit leur diplôme. Pour ces dernières, être en emploi non permanent les conduit en revanche à repousser une première naissance. Ce mécanisme tiendrait pour partie à un effet revenu, l'incertitude sur les ressources déplaçant les préoccupations et amenant à reporter le projet d'enfant (Pailhé, 2010).

1.2. La fécondité des immigrés et de leurs descendants

Si de nombreux travaux ont porté sur la fécondité des immigrés (Toulemon et Mazuy, 2005 ; Sobotka 2008; Andersson 2004; Andersson and Scott 2005, 2007 ; Milewski, 2007), ceux consacrés à celle de leurs descendants sont bien moins nombreux. Ces travaux retiennent généralement deux hypothèses alternatives pour expliquer leurs comportements féconds. Selon l'hypothèse de socialisation, l'exposition à certaines normes et valeurs durant l'enfance aurait des effets de long terme. On observerait une transmission intergénérationnelle des comportements féconds. Blau *et al.* (2013) notent ainsi que les comportements de fécondité des femmes descendantes d'immigrés, comme pour leur offre de travail, sont dus en partie à une transmission intergénérationnelle des normes de genre,

notamment par la mère. L'hypothèse d'adaptation met quant à elle l'accent sur le processus d'adaptation aux normes et standards de la société dans laquelle les descendants d'immigrés sont nés et ont été socialisés.

Les approches empiriques ont montré que ces deux hypothèses sont toutes deux valides (Blau *et al.* 2013). Ces travaux, qui pour la plus grande partie comparent les comportements féconds des descendants d'immigrés à ceux des immigrés, montrent une tendance générale à la convergence de la fécondité entre générations d'immigration. Celle-ci s'observe en Allemagne (Milewski, 2007), en Suède (Scott et Stanfors, 2011), aux Pays-Bas (Garssen et Nicholaas, 2008) au Royaume-Uni (Dubuc 2012). Elle s'observe à un degré variable selon les origines, mettant en évidence un processus d'assimilation segmentée (Portes et Zhou, 1993 ; Portes et Fernandez-Kelly, 2009). La convergence est plus faible pour les personnes d'origine turque (Scott et Stanfors, 2011), des raisons culturelles, notamment leur fort attachement à la «culture de la famille turque», étant avancées (Milewski, 2011). Cette intensité varie aussi selon les pays, et donc le contexte sociétal. Les descendants d'immigrés turcs ont ainsi tendance à reporter l'entrée en parentalité dans les pays où la fécondité est faible par rapport aux pays où la fécondité est plus élevée (Milewski, 2011), ce qui témoigne d'un ajustement au contexte et aux normes de la société dans laquelle ils vivent. En France, on observe chez les descendants d'immigrés une adhésion au modèle dominant de la famille à deux enfants (Pailhé et Hamel, 2015 ; Pailhé 2015). Les travaux ayant analysé l'effet de l'insertion professionnelle sur la fécondité des descendants d'immigrés sont plus rares. L'intégration sur le marché du travail apparaît une condition à l'entrée en parentalité en Suède, pour les hommes comme pour les femmes descendants d'immigrés, en raison du revenu qu'elle procure et de l'ouverture des droits sociaux qu'elle entraine (Scott et Stanfors, 2011).

1.3. Hypothèses

S'appuyant sur ces travaux théoriques et empiriques, nous formulons les hypothèses suivantes.

H1 : Un effet négatif du chômage sur la fécondité

On s'attend à un report de la première naissance lorsque l'insertion professionnelle est difficile, quel que soit l'origine. Cet effet négatif est renforcé lorsque le chômage est persistant.

H2 : Des effets différenciés selon le genre

Quelle que soit l'origine on s'attend à un effet négatif plus fort du chômage sur la fécondité pour les hommes que pour les femmes dès lors que leur identité sociale est avant tout fondée sur leur identité professionnelle. Ils ont donc moins la possibilité de faire valoir une légitimité qui tiendrait à leur investissement familial contrairement aux femmes dont le statut de mère est le support de l'ouverture de droits spécifiques sur le marché du travail (Périvier, 2010).

H3 : Des effets différenciés selon l'origine et variables entre hommes et femmes

Si les descendants d'immigrés suivent un modèle de répartition plus traditionnelle des rôles sociaux, on s'attend à ce que l'effet décrit dans l'hypothèse 2 soit encore plus marqué chez les hommes issus de l'immigration maghrébine. En revanche, pour les femmes, on s'attend à un moindre report pour les descendantes d'immigrés d'un pays du Maghreb, dans la mesure où interviendrait l'influence d'un modèle plus traditionnaliste de constitution de la famille et de répartition des rôles sociaux.

H4 : Des différences par niveau d'éducation

L'influence des conditions d'insertion sur l'entrée en parentalité est plus marquée pour les diplômés du supérieur, qui ont le souci de rentabiliser leur investissement éducatif avant de fonder une famille. Cet effet pourrait être renforcé pour les descendants d'immigrés, et plus encore pour les hommes, compte tenu du poids de la norme de répartition traditionnelle des rôles sociaux.

2. MÉTHODOLOGIE

2.1. Données et champ d'analyse

Nous mobilisons les données des enquêtes *Génération 1998* et *Génération 2004* du Céreq, à champs comparables. Ces enquêtes portent respectivement sur l'ensemble des sortants du système éducatif français en 1998 et 2004. La première comporte 4 vagues d'interrogation, les deux dernières intervenues en 2005 et 2008, soit 7 et 10 ans après la sortie de l'école. La dernière vague de l'enquête *Génération 2004*, menée en 2011, se limite à retracer les sept premières années de vie professionnelle. Outre les informations sur le parcours scolaire, les emplois et situations occupés à chaque interrogation, l'enquête fournit un calendrier mensuel d'activités – emploi, chômage, inactivité, formation…– dans lequel les naissances peuvent être repérées et qui débute le premier mois suivant la sortie de l'école. L'enquête contient également des informations permettant de définir l'origine des individus, à savoir le pays de naissance de l'individu enquêté et de ses parents et leur nationalité (français d'origine, par acquisition, étranger).

Considérant que les comportements de fécondité et leur variation par rapport à la situation de l'emploi n'ont pu connaître de changements significatifs en l'espace de 6 ans, nous empilons l'ensemble de ces données, soit les individus sortis en 2004 observés sur sept ans, les individus interrogés en 2005 en 3ème vague de la *Génération 98* mais non répondants à la quatrième vague d'interrogation et donc aussi observés sur un horizon de sept années, et les individus sortis en 1998 et interrogés en 4ème vague de la *Génération 98* pour lesquels on dispose d'environ dix années d'observation. Une raison plus pragmatique est liée à la nécessité de disposer d'un effectif suffisant pour nos populations d'intérêt.

Compte tenu de la question en jeu, on écarte les individus devenus parents avant l'année de sortie du système éducatif, de même que ceux dont la conception du premier enfant précède ce mois de sortie. Sont également éliminés les immigrés, soit les individus non français de naissance nés à l'étranger, et les descendants d'immigrés d'une autre origine que maghrébine, soit les personnes nées en France d'au moins un parent immigré non Maghrébin. L'échantillon comporte 10 343 individus sortis en 2004 observés sur sept ans, 4 536 individus sortis en 1998 observés sur sept ans et 10 205 individus sortis en 1998 observés sur dix ans. Au total, la population d'analyse compte donc 25 084 individus.

Nous distinguons trois origines, selon que les deux parents sont nés en France (nommés natifs), un parent est né en France et l'autre au Maghreb (nommés G2 mixtes), ou les deux sont nés dans un pays du Maghreb (G2) (tableau 1). On sait en effet que les enfants issus de couples mixtes ont plus de chance de présenter des comportements qui se rapprochent de ceux de la population majoritaire (Meurs *et al.*, 2006).

Tableau 1

Effectifs des populations étudiées

	Natifs	G2 mixte	G2	Total
Hommes	11 738	307	416	12 461
Femmes	11 835	371	417	12 623

Source : enquête Génération 98 à 10ans, Génération 98 à 7 ans et Génération 2004 à 7 ans.
Champ : ensemble des sortants à l'exclusion des individus non français nés à l'étranger et des descendants d'immigrés d'une autre origine qu'un pays du Maghreb du fait d'au moins un parent. Les parents d'enfants conçus avant la fin des études sont par ailleurs exclus du champ.

2.2. Modélisation

Nous nous intéressons à la durée entre la fin des études initiales et la conception du premier enfant. Le mois de conception a été calculé en fonction du mois de naissance du premier enfant auquel on a soustrait 11 mois pour tenir compte du risque de naissance avant terme et du temps moyen avant conception évalué à 3 mois dans la littérature. Une modélisation non paramétrique du type Kaplan Meier est d'abord utilisée pour décrire les différences de durée et d'intensité des premières conceptions.

Pour identifier l'effet propre de l'origine selon le sexe et des conditions d'emploi, des régressions logistiques en temps discret (Allison, 2002) ont été estimées[1]. Pour estimer ces modèles en temps-discret, les données sont organisées en fichiers personnes-mois: les observations sont répétées pour chaque mois au cours desquels l'individu est susceptible de connaître l'événement depuis la fin des études. La variable dépendante prend la valeur 0 si l'événement n'a pas lieu au cours du mois t et la valeur 1 pour le mois au cours duquel l'individu conçoit un premier enfant (et c'est dans ce cas le dernier mois du fichier personnes-mois). Pour les individus n'ayant pas connu l'événement avant l'enquête, la variable dépendante prend la valeur 0 pour tous les mois jusqu'à la date de l'enquête (troncature).

La fonction de risque de conception en temps discret s'écrit alors : $P_{it} = Pr[T_i\ t\ |T_i \geq t, X_{it}]$

avec une spécification Logistique, elle devient, $\log P_{it} / (1-P_{it}) = \alpha_t + \beta' X_{it}$

On estime ces modèles en stratifiant par sexe. Les variables explicatives prises en compte sont fixes pour certaines, et concernent le plus souvent une situation à la fin des études (voir annexe 1), et variables dans le temps pour d'autres, en fonction du mois où le risque de conception est estimé. Parmi les premières, on tient compte du niveau d'études (primaire ou BEPC/CAP-BEP/secondaire/supérieur) et de l'âge à la fin des études qui déterminent les préférences individuelles et sont un déterminant majeur du calendrier de la vie féconde (Ni Bhrolchain et Beaujouan, 2012). Pour tenir compte du capital social et culturel transmis par les parents, nous contrôlons de l'origine sociale du père (père ouvrier, employé ou non) et du parcours professionnel de la mère (mère toujours inactive ou non). On tient enfin compte de l'année de fin d'études (2004 ou 1998) et du temps écoulé depuis la fin des études (auquel on ajoute une forme quadratique) de façon à intégrer la possibilité d'un risque de conception non constant avec le temps, toutes choses égales par ailleurs. Parmi les variables dynamiques, on tient compte des étapes d'entrée en vie adulte que sont l'indépendance résidentielle (vivre chez ses parents ou pas un mois donné) et le fait de vivre en couple (co-résidence depuis au moins 3 mois un mois donné), qui sont des pré-conditions à la formation de la famille (Régnier-Loilier et Solaz, 2010).

Nous tenons compte de la situation d'activité le mois d'observation (inactivité/ chômage/ reprise d'étude/ emploi). Plusieurs indicateurs alternatifs sont retenus pour rendre compte des difficultés d'insertion : le fait d'être au chômage le mois donné et le nombre de mois cumulés passés en emploi à temps partiel depuis la fin des études (modèle 1), le nombre de mois cumulés passés au chômage depuis la fin des études (modèle 2), et une dichotomique fixe dans le temps pour des difficultés d'insertion sur le marché du travail, définies comme un temps d'accès au premier emploi supérieur à 6 mois (modèle 3). Ces différents indicateurs nous permettent de mettre en évidence l'effet potentiel d'une situation de chômage à un moment donné du parcours, au moment de l'accès au premier emploi, de la persistance d'une situation précaire (mesurée à travers la durée passée au chômage et la durée passée à temps partiel). Le temps partiel en début de vie active est souvent le fait de jeunes connaissant des difficultés d'insertion professionnelle, et qui n'ont pas trouvé d'emploi à temps complet (Ulrich et Zilberman, 2007).

[1] Cette modélisation a été préférée au modèle semi-paramétrique de Cox, la propriété de proportionnalité au cours du temps des effets des variables incluses dans le modèle est apparue non respectée pour certaines explicatives telles que le niveau d'études.

Le calendrier de départ du domicile parental et de mise en couple pouvant être étroitement lié au parcours d'insertion professionnelle et varier selon les origines, nous retenons une spécification ne tenant pas en compte des indicatrices de passage à la vie adulte (modèles 4), et une ne tenant compte ni de la situation résidentielle, ni de la situation d'activité (modèle 5).
Afin de tester nos hypothèses, à savoir que l'effet des conditions d'insertion varient selon les origines, le sexe et les niveaux de diplôme, nous estimons des modèles supplémentaires contenant des interactions entre variables et estimons les effets marginaux moyens.

On pourrait avancer que la situation d'activité peut être endogène à la fécondité, un individu ayant une préférence pour la famille et un faible attachement au travail peut par exemple être en inactivité ou au chômage et ne pas chercher activement un emploi dans la perspective de concevoir un enfant. Nous contrôlons partiellement de cela en ayant une variable retardée pour la situation d'activité. Une prochaine étape de notre travail sera de prendre en compte cette potentielle endogénéité, difficile à contrôler dans le cadre d'analyses de durée (Bijwaard, 2009). Des instruments potentiels pourraient être le fait d'avoir redoublé dans sa scolarité, le fait d'habiter en ZUS à la fin des études, le taux de chômage régional à la fin des études, ou des informations plus fines sur les conditions locales d'emploi (Solignac et Tô, 2013).

3. RÉSULTATS

3.1. Caractéristiques des populations et insertion professionnelle

Les descendants d'immigrés maghrébins ayant terminé leurs études en 1998 et 2004 sont en majorité issus de milieu populaire : près de la moitié d'entre eux ont un père ouvrier ou employé et la mère d'un quart d'entre eux n'a jamais travaillé (tableau 2). Ils résident aussi bien plus souvent en zone urbaine sensible : un quart d'entre eux contre 5 % en moyenne. Ceux issus de couple mixte ont un profil distinct, leur père occupant moins souvent un emploi dans le bas de la hiérarchie des professions que les natifs.

Les descendants d'immigrés sont moins diplômés que les natifs. Moins d'un homme sur cinq et d'une femme sur quatre est diplômé de l'enseignement supérieur, pour respectivement une sur trois et près d'une sur d'eux chez les natifs. La majorité des hommes (60 %) et près de la moitié ont un diplôme inférieur au baccalauréat. Ils sont également plus nombreux à avoir pris au moins une année de retard dans leur scolarité : la moitié des hommes et 45 % des femmes, et sont ainsi plus âgés que les natifs lorsqu'ils quittent le système scolaire (figure 1). Les enfants de couples mixtes sont au contraire plus diplômés que les natifs : près de la moitié des hommes et plus de la moitié des femmes sont diplômés de l'enseignement supérieur.

Les descendants d'immigrés maghrébins connaissent une insertion professionnelle plus longue que les natifs. En moyenne, le temps d'accès au premier emploi est supérieur à 6 mois pour 29 % des hommes et 34 % des femmes descendants d'immigrés maghrébins, pour respectivement 18 % et 20 % des natifs (tableau 5). Par ailleurs, ils sont plus nombreux à vivre une expérience durable de chômage (au moins 10 mois) dans les 7 années suivant le fin de leurs études initiales : plus de la moitié d'entre eux, soit deux fois plus que pour les natifs. Ces plus grandes difficultés d'insertion sont particulièrement fortes pour les non bacheliers (figure 2), mais le sur-chômage les touche quel que soit leur niveau d'étude (figure 3). Malgré leur plus haut niveau d'instruction, les descendants de couples mixtes mettent plus de temps à s'insérer professionnellement et sont plus exposés au chômage que les enfants de natifs, mais moins que ceux issus de deux parents immigrés.

Les femmes qui ont quitté l'école avant le bac ou sortent après la fin de leurs études secondaires connaissent plus de difficultés que leurs homologues masculins sur ces deux indicateurs de temps d'accès et de durée cumulée de chômage au cours de la période, à origine donnée (figures 2 et 3). En revanche, la détention d'un diplôme du supérieur annule les écarts selon le sexe. Pour les groupes

d'origine immigrée (mixte ou non), les jeunes femmes se retrouvent même moins exposées à un temps d'attente d'au moins 6 mois ou à une durée longue de chômage.

Tableau 2

Origine sociale, par origine (%)

	Hommes				Femmes			
	Natifs	G2 mixte	G2	Total	Natifs	G2 mixte	G2	Total
Père ouvrier ou employé	41,1	34,3	50,2	41,3	41,7	38,2	46,2	41,7
Mère toujours au foyer	11,2	9,7	23,8	11,7	10,8	10,5	29,8	11,6
Résidence en ZUS	4,4	6,3	27,3	5,4	3,9	5,8	26,0	4,9

Source : enquête Génération 98 à 10ans, Génération 98 à 7 ans et Génération 2004 à 7 ans.
Champ : voir tableau 1.

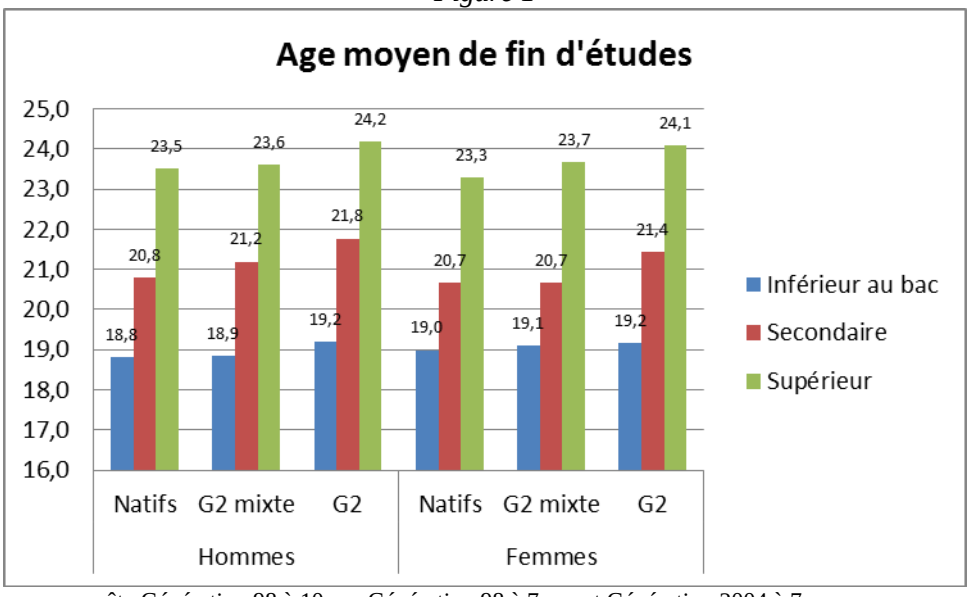
Tableau 3

Parcours scolaire, par origine

	Hommes				Femmes			
	Natifs	G2 mixte	G2	Total	Natifs	G2 mixte	G2	Total
Niveau d'études atteint (%)								
Inférieur au bac	37,8	30,5	60,7	38,6	24,9	19,8	47,3	25,6
Secondaire	25,5	20,2	21,4	25,2	27,4	26,5	28,1	27,4
Supérieur	36,6	49,2	17,9	36,2	47,8	53,7	24,6	47,0
Part de redoublement (%)	42,3	41,3	50,9	42,6	39,3	39,0	45,0	39,5
Age moyen de fin d'études	21,0	21,3	22,2	21,0	18,5	22,0	21,8	18,7

Source : enquête Génération 98 à 10ans, Génération 98 à 7 ans et Génération 2004 à 7 ans.
Champ : voir tableau 1.

Figure 1



Source : enquête Génération 98 à 10ans, Génération 98 à 7 ans et Génération 2004 à 7 ans.
Champ : voir tableau 1.

Tableau 4

Nombre moyen de mois et part du temps passés au domicile parental et en couple dans les 7 années suivant la fin des études

	< Bac			Bacheliers			Supérieur		
	G2	G2 Mixte	Natifs	G2	G2 Mixte	Natifs	G2	G2 Mixte	Natifs
Hommes									
Au domicile parental	67	58	53	52	41	41	32	20	21
En couple	4	10	13	13	13	19	22	27	31
Part du temps									
Au domicile parental	80 %	69 %	63 %	62 %	49 %	49 %	38 %	24 %	25 %
En couple	5 %	12 %	15 %	16 %	15 %	23 %	27 %	32 %	36 %
Femmes									
Au domicile parental	54	43	37	47	28	29	33	14	13
En couple	18	24	29	21	31	33	28	40	43
Part du temps									
Au domicile parental	64 %	51 %	44 %	56 %	33 %	35 %	39 %	17 %	16 %
En couple	21 %	29 %	35 %	25 %	37 %	40 %	33 %	47 %	52 %

Source : enquête Génération 98 à 10ans, Génération 98 à 7 ans et Génération 2004 à 7 ans.
Champ : voir tableau 1.

Quel que soit leur niveau de diplôme, après la fin de leurs études initiales, les descendants d'immigrés maghrébins, passent davantage de temps au domicile parental et moins en couple que les natifs (tableau 4). C'est notamment le cas pour ceux dont les deux parents sont immigrés. Ainsi les hommes descendants d'immigrés ayant un diplôme inférieur au bac passent en moyenne 80 % des 7 années suivant la fin des études au domicile parental, contre environ 60 % pour les natifs.

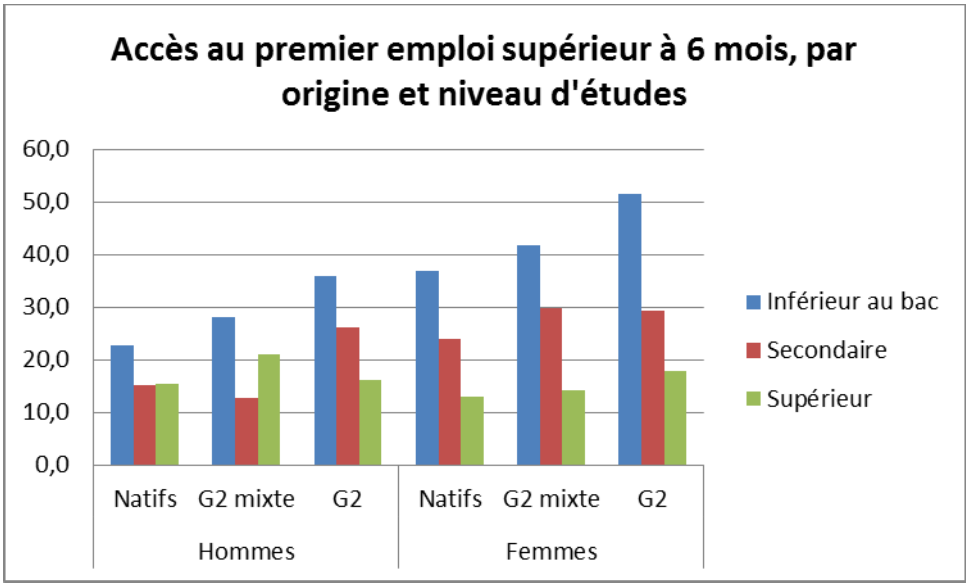
Tableau 5

Difficultés d'insertion professionnelle, par origine

	Hommes				Femmes			
	Natifs	G2 mixte	G2	Total	Natifs	G2 mixte	G2	Total
Accès au premier emploi supérieur à 6 mois (%)	18,0	21,2	29,1	18,4	20,5	22,4	34,1	21,0
Au moins dix mois de chômage sur les 7 années suivant la fin des études (%)	25,8	30,0	54,2	27,2	28,2	32,5	54,8	29,4

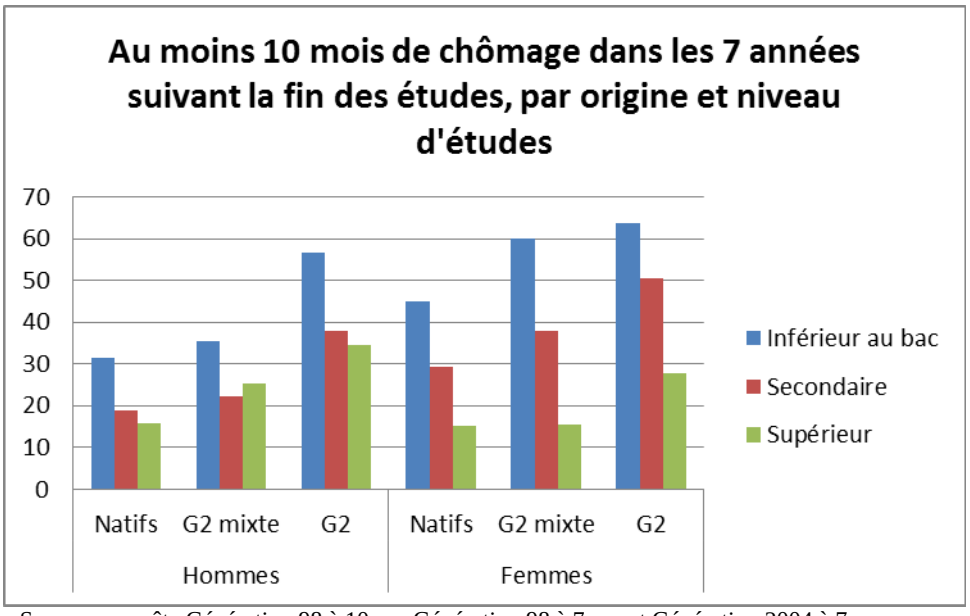
Source : enquête Génération 98 à 10ans, Génération 98 à 7 ans et Génération 2004 à 7 ans.
Champ : voir tableau 1.

Figure 2



Source : enquête Génération 98 à 10ans, Génération 98 à 7 ans et Génération 2004 à 7 ans.
Champ : voir tableau 1.

Figure 3



Source : enquête Génération 98 à 10ans, Génération 98 à 7 ans et Génération 2004 à 7 ans.
Champ : voir tableau 1.

3.2. Entrée en parentalité

Six ans après la fin de leurs études, 45 % des femmes et 23 % des hommes ont conçu un premier enfant, neuf ans après, respectivement 64 % des femmes et 44 % des hommes (tableau 6). Le calendrier d'entrée en parentalité est plus tardif pour les femmes issues de l'immigration maghrébine. Ainsi, 6 ans après avoir terminé leurs études, 38 % d'entre elles ont conçu un premier enfant, contre 46 % des femmes natives. Mais 9 ans après, elles sont aussi nombreuses que les natives à avoir conçu un enfant (63 %). Cette proportion reste plus faible pour celles issues de couple mixte. Pour les hommes, le report de l'entrée en parentalité pour ceux issus de deux parents maghrébins se maintient dix ans après la fin des études : un tiers d'entre eux ont conçu un enfant, contre 43 % pour les natifs et les descendants de couple mixte.

Le calendrier de naissance du premier enfant dépend fortement de l'insertion sur le marché du travail. Ainsi, ceux dont le temps d'accès au premier emploi a été supérieur à 6 mois reportent la conception d'un enfant, les femmes plus que les hommes (figure 4). Pour les femmes ayant eu des difficultés d'insertion, le calendrier de conception du premier enfant ne varie guère selon l'origine dans les 7 années suivant la fin des études (figure 5). Au bout de 7 ans, les femmes issues de deux parents maghrébins et ayant connu des difficultés d'insertion sont plus nombreuses à concevoir un enfant que les natives ou celles issues d'un couple mixte. Parmi les hommes ayant eu une insertion professionnelle tardive, le calendrier de naissance du premier enfant varie significativement selon l'origine (les fonctions de survie sont significativement différentes selon le test de Wilcoxon). Ceux issus de l'immigration maghrébine reportent davantage la conception d'un premier enfant (figure 6). Contrairement aux femmes, au bout de 7 ans, les hommes issus de couple mixte ayant eu des difficultés d'insertion sont plus nombreux à avoir un premier enfant.

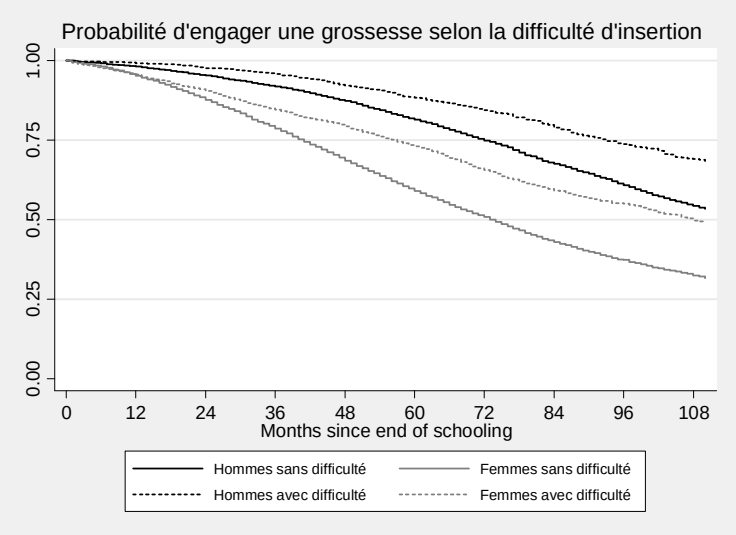
Tableau 6

Conception d'un enfant dans les 6 et 9 ans suivant la fin des études, par origine (%)

	Hommes				**Femmes**			
	Natifs	G2 mixte	G2	Total	Natifs	G2 mixte	G2	Total
6 ans après la fin des études	23	21	16	23	46	39	38	45
9 ans après la fin des études	43	43	33	43	64	56	63	64

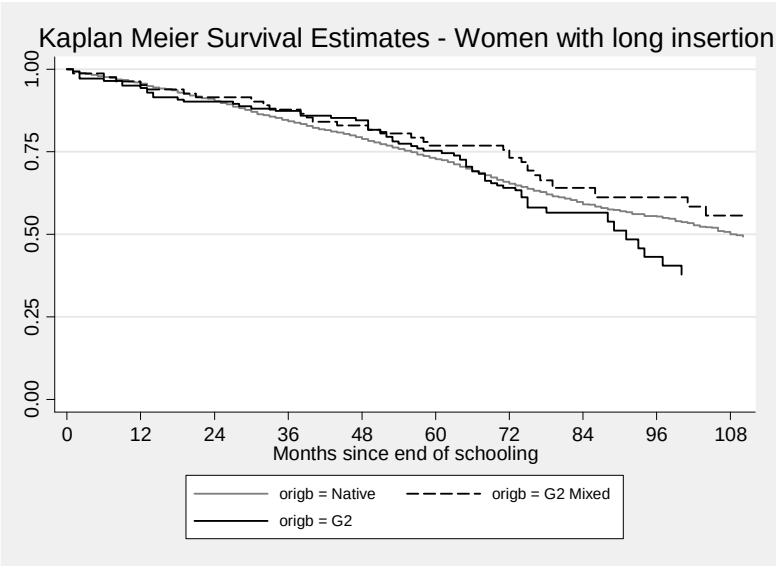
Source : enquête Génération 98 à 10ans, Génération 98 à 7 ans et Génération 2004 à 7 ans.
Champ : voir tableau 1.

Figure 4



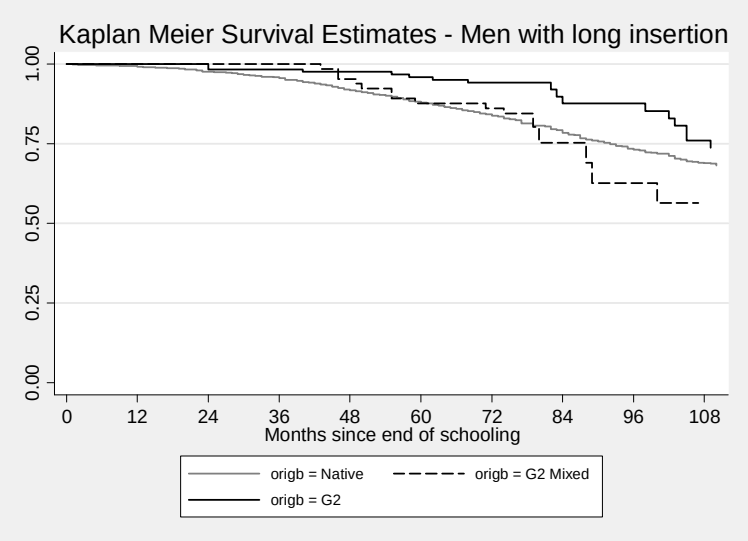
Source : enquête Génération 98 à 10ans, Génération 98 à 7 ans et Génération 2004 à 7 ans.
Champ : voir tableau 1.

Figure 5



Source : enquête Génération 98 à 10ans, Génération 98 à 7 ans et Génération 2004 à 7 ans.
Champ : voir tableau 1.

Figure 6



Source : enquête Génération 98 à 10ans, Génération 98 à 7 ans et Génération 2004 à 7 ans.
Champ : voir tableau 1.

3.3. Analyse multivariée

Les modèles 1 à 3 (Tableaux 7 et 8) mettent en évidence l'importance de la situation d'activité dans le processus d'entrée en parentalité, pour les hommes comme pour les femmes. Ainsi, l'expérience du chômage, que l'on considère le fait d'être au chômage le mois donné (modèle 1), la durée cumulée passée au chômage au mois observé (modèle 2) ou le délai d'accès au premier emploi (modèle 3) décroît la chance de concevoir un enfant. Le calcul des effets marginaux moyen de l'expérience du chômage au mois t, du nombre cumulé de mois de chômage ou des difficultés d'insertion sur la conception montre que ces effets ne sont pas significativement différents pour les hommes que pour les femmes (Graphiques A1a, A1, A1c en annexe). Pour les hommes, le fait d'être inactif comme d'être en formation ou en reprise d'études un mois donné est tout aussi défavorable à une conception (Tableaux 7 et 8). Pour les femmes, la reprise d'études est particulièrement incompatible avec la fécondité. Travailler à temps partiel est sans incidence significative pour les femmes alors que le temps cumulé à temps partiel s'oppose à un projet d'enfant chez les hommes. Ces résultats est en accord avec notre première hypothèse selon laquelle une intégration professionnelle réussie garantissant stabilité et régularité d'un revenu suffisant est un pré-requis nécessaire à la formation d'une famille. En revanche, notre deuxième hypothèse d'effets différenciés du chômage selon le sexe n'est pas validée.

Toutes choses égales par ailleurs, la conception du premier enfant intervient plus rapidement pour les jeunes femmes d'origine immigrée issues de deux parents nés dans un pays du Maghreb (Tableau 7, modèles 1 à 3). Le rythme de conception d'un enfant n'est en revanche pas significativement différent des natives pour celles descendant d'un couple mixte. Il en va différemment pour les hommes pour qui ceux d'origine maghrébine, que ce soit par un ou leurs deux parents, ne présentent pas un risque de conception significativement différent de celui des natifs (Tableau 8, modèles 1 à 3). La situation résidentielle et conjugale ont une forte influence sur le calendrier d'entrée en parentalité : résider avec ses parents retarde la conception tandis que vivre en couple depuis au moins 3 mois accroît le risque de fécondité. Cependant, dès lors que la spécification ne contrôle plus de ce calendrier de décohabitation parentale et de cohabitation conjugale, il n'existe pas de différence significative entre femmes issues de l'immigration maghrébine et natives, et pour les hommes, ceux dont les deux parents sont immigrés maghrébins ont une entrée plus tardive en parentalité (modèles 4 et 5). Pour les hommes et femmes issus de l'immigration maghrébine, la parentalité apparaît ainsi étroitement liée à une décohabitation du foyer parental et une mise en couple, lui-même dépendant de l'insertion

professionnelle. On peut penser que l'insécurité professionnelle retarde leur mise en couple et avec elle un projet familial repoussant à une échéance ultérieure l'accès au « statut de parent ». L'influence négative de l'insécurité professionnelle sur l'expérience d'une première union, particulièrement chez les hommes, a été observée en France (Solaz, et Pailhé, 2005) ainsi que dans d'autres grands pays industrialisés (Laplante, 2008 au Canada). La décohabitation tardive de chez les parents pour les descendants d'immigrés maghrébins reporte le calendrier de naissance du premier enfant, pour les hommes et les femmes. Une fois en couple, les femmes issues de l'immigration maghrébine semblent concevoir plus rapidement un enfant que les natives. Contrairement à l'hypothèse de socialisation, et toutes choses égales par ailleurs, le comportement de fécondité des hommes de familles maghrébines, au moins par l'un de leurs ascendants, n'est pas plus accentué par rapport à leurs homologues français d'origine. L'hypothèse d'une fécondité d'emblée plus marquée ne semble donc pas avérée pour ces jeunes hommes de seconde génération. L'adaptation au modèle de fécondité français est moindre pour les femmes de la seconde génération maghrébine. Elles ont le même calendrier de fécondité à niveau de diplôme et origine sociale équivalente, mais elles se démarquent par une maternité plus précoce que les natives une fois l'union formée.

Si connaître le chômage un mois donné ou connaître des difficultés d'insertion diminue pour toutes les femmes le risque de conception quelle que soit l'origine, les différences d'effets entre origines ne sont pas significatives. Les effets marginaux du chômage ou du cumul du chômage sur l'occurrence de conception selon l'origine ne sont en effet pas significativement différents (Graphiques A2a et A4a en annexe). Une durée prolongée du chômage n'est quant à elle pas significativement liée au rythme de conception d'un enfant pour les femmes issues de l'immigration (Graphique A3a en annexe). Pour les hommes, l'effet marginal du chômage sur la conception d'un enfant pour ceux d'origine nord-africaine par leurs deux parents est significativement inférieur à celui des natifs au seuil de 10 % (Graphique A2b en annexe). Il en est de même de façon plus nette, pour le chômage cumulé (Graphique A3b en annexe). Autrement dit le chômage ralentirait davantage de calendrier d'entrée en paternité pour les descendants d'immigrés maghrébins que pour les natifs, ce qui semble confirmer une partie de notre hypothèse 3. Que l'on considère la situation de chômage au mois t ou la durée cumulée de chômage, on ne constate aucune répercussion significative sur la fécondité des femmes et des hommes issus de parents d'origines mixtes. Pour les descendants de couple mixte, pour les hommes comme pour les femmes les effets marginaux ne sont pas significativement différents de zéro.

L'horizon de conception est corrélé positivement au niveau d'études, les diplômés du supérieur devenant parents plus tard, les différences selon le diplôme étant particulièrement marquées pour les femmes. A niveau donné, l'âge de fin d'études joue en sens inverse. Avec l'âge s'accroît la maturité et la probabilité d'avoir débuté une vie en couple, conditions favorables avant de songer avoir un enfant. Pour ce qui est de notre hypothèse 4, un effet accru du chômage cumulé sur la probabilité de conception pour les diplômés du supérieur par rapport aux diplômes de niveau plus modeste n'est confirmé que pour les hommes natifs (Voir graphiques A5). Le désavantage semble aussi se renforcer à partir du niveau secondaire pour la catégorie d'origines immigrées mais les différences ne sont pas significatives avec les sortants sans diplôme. Pour les hommes d'origine mixte, le point bas est constaté au niveau secondaire alors que l'effet pour les diplômés du supérieur semble peu différencié de ce qu'il est pour les niveaux V et sans diplôme, mais à nouveau les différences ne sont pas significatives. Parmi les femmes, au regard des mesures des effets marginaux, une accentuation des effets est largement infirmée pour celles d'origine immigrée, - écarts non significatifs entre niveaux de diplôme – tandis que les effets varient bien pour les natives mais sans que les intervalles de confiance autorisent à en inférer de vraies différences d'effets.

Tableau 7

Régression logistique en temps discret du risque de première conception pour les femmes

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
Natif (réf.)					
G2 Mixte	-0.042	-0.040	-0.049	-0.178*	-0.220**
	(0.092)	(0.092)	(0.092)	(0.091)	(0.091)
G2 Maghreb	0.359***	0.360***	0.339***	-0.025	0.015
	(0.106)	(0.105)	(0.105)	(0.103)	(0.103)
Primaire, BEPC (Réf.)					
CAP BEP	-0.149*	-0.159**	-0.138*	0.049	0.139*
	(0.078)	(0.078)	(0.079)	(0.078)	(0.078)
Niveau secondaire	-0.266***	-0.294***	-0.252***	-0.047	0.051
	(0.074)	(0.074)	(0.075)	(0.073)	(0.074)
Niveau supérieur	-0.424***	-0.460***	-0.411***	-0.138*	0.014
	(0.076)	(0.076)	(0.077)	(0.076)	(0.077)
Age fin études	0.039***	0.039***	0.039***	0.042***	0.047***
	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
Sortie en 2004	-0.039	-0.043	-0.043	-0.072**	-0.078**
	(0.035)	(0.035)	(0.035)	(0.035)	(0.035)
Père ouvrier ou employé	0.043	0.042	0.043	0.056*	0.063*
	(0.033)	(0.033)	(0.033)	(0.033)	(0.033)
Mère toujours inactive	0.025	0.030	0.028	-0.008	-0.011
	(0.048)	(0.048)	(0.048)	(0.048)	(0.048)
Au domicile parental	-0.143*	-0.145*	-0.165**		
	(0.074)	(0.074)	(0.074)		
En couple depuis 3 mois	1.647***	1.639***	1.635***		
	(0.046)	(0.046)	(0.046)		
Inactivité	-0.229**	-0.211*	-0.161	-0.281**	
	(0.115)	(0.115)	(0.116)	(0.114)	
Reprise d'études	-0.723***	-0.705***	-0.674***	-0.949***	
	(0.126)	(0.126)	(0.126)	(0.125)	
Chômage	-0.269***				
	(0.069)				
Temps partiel cumulé	0.002				
	(0.001)				
Chômage cumulé		-0.012***		-0.018***	
		(0.002)		(0.002)	
Difficulté d'insertion			-0.109**		
			(0.043)		
Durée depuis fin études	0.009***	0.011***	0.009***	0.036***	0.033***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Carré Durée depuis fin études	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Constante	-5.918***	-5.932***	-5.957***	-6.312***	-6.596***
	(0.197)	(0.196)	(0.197)	(0.178)	(0.178)
Individus mois	823,688	823,688	823,688	823,688	823,688

* $p<0.1$; ** $p<0.05$; *** $p<0.01$

Ecarts-types entre parenthèses
Source : enquête Génération 98 à 10ans, Génération 98 à 7 ans et Génération 2004 à 7 ans.
Champ : voir tableau 1.

Tableau 8

Régression logistique en temps discret du risque de première conception pour les hommes

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
Natif (Réf.)					
G2 Mixte	-0.018	-0.016	-0.017	-0.193	-0.202
	(0.123)	(0.123)	(0.123)	(0.123)	(0.123)
G2 Maghreb	0.031	0.050	0.020	-0.301**	-0.414***
	(0.123)	(0.124)	(0.123)	(0.123)	(0.122)
Primaire, BEPC (Réf.)					
CAP BEP	-0.075	-0.099	-0.070	0.029	0.174**
	(0.076)	(0.075)	(0.076)	(0.074)	(0.075)
Niveau secondaire	-0.206***	-0.233***	-0.195***	-0.003	0.161**
	(0.075)	(0.074)	(0.075)	(0.072)	(0.074)
Niveau supérieur	-0.227***	-0.251***	-0.211**	0.134*	0.318***
	(0.083)	(0.082)	(0.083)	(0.079)	(0.081)
Age fin études	0.064***	0.065***	0.063***	0.099***	0.097***
	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.008)	(0.008)
Sortie en 2004	-0.086*	-0.078*	-0.097**	-0.066	-0.112**
	(0.047)	(0.047)	(0.047)	(0.046)	(0.046)
Père ouvrier ou employé	0.020	0.022	0.020	0.002	0.003
	(0.038)	(0.038)	(0.038)	(0.038)	(0.038)
Mère toujours inactive	0.094	0.097	0.095	0.025	0.009
	(0.059)	(0.059)	(0.059)	(0.059)	(0.059)
Au domicile parental	-0.274***	-0.273***	-0.288***		
	(0.073)	(0.073)	(0.073)		
En couple depuis 3 mois	1.990***	1.979***	1.984***		
	(0.055)	(0.055)	(0.055)		
Inactivité	-0.372**	-0.356*	-0.284	-0.630***	
	(0.186)	(0.185)	(0.185)	(0.184)	
Reprise d'études	-0.356**	-0.313*	-0.277*	-0.509***	
	(0.161)	(0.161)	(0.161)	(0.161)	
Chômage	-0.348***				
	(0.094)				
Temps partiel cumulé	-0.006*				
	(0.004)				
Chômage cumulé		-0.014***		-0.029***	
		(0.003)		(0.004)	
Difficulté d'insertion			-0.216***		
			(0.056)		
Durée depuis fin études	0.014***	0.016***	0.014***	0.038***	0.035***
	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
Carré Durée depuis fin études	-0.000**	-0.000**	-0.000**	-0.000***	-0.000***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Constante	-7.891***	-7.886***	-7.879***	-9.091***	-9.314***
	(0.240)	(0.239)	(0.240)	(0.219)	(0.217)
Individus mois	977,792	977,792	977,792	977,792	977,792

* $p<0.1$; ** $p<0.05$; *** $p<0.01$

Ecarts-types entre parenthèses

Source : enquête Génération 98 à 10ans, Génération 98 à 7 ans et Génération 2004 à 7 ans.
Champ : voir tableau 1.

CONCLUSION

Cet article analyse les effets des difficultés d'insertion professionnelles selon l'origine sur l'entrée en parentalité en France en mobilisant les données longitudinales des enquêtes Génération 98 et Génération 2004 du Céreq. Il montre que les décisions de fécondité sont retardées lorsque les jeunes hommes et femmes font face au chômage, que celui-ci soit temporaire, permanent, qu'il ait lieu en début de carrière ou plus tard, confirmant ainsi l'hypothèse que l'effet négatif du chômage sur le revenu domine l'effet d'opportunité. Cet effet négatif du chômage est aussi bien observé pour les hommes que pour les femmes. Pour ces dernières, il apparaît tout autant décisif que pour les hommes d'être installées professionnellement avant de songer à la maternité. L'effet des difficultés d'insertion et de stabilisation professionnelle sur la primo-conception confirme les constats faits dans la littérature. La première conception n'est pas plus affectée par les conditions d'insécurité chez les diplômé-es du supérieur par rapport aux autres excepté parmi les hommes français d'origine.

Les hommes et femmes issus de l'immigration maghrébine ont en moyenne leur premier enfant plus tardivement après la fin de leurs études initiales. Pour les femmes, ce report ne se confirme pas une fois contrôlé des différences de diplôme, d'origine sociale et de situation conjugale et résidentielle. Toutes choses égales par ailleurs, le rythme d'entrée en parentalité est plus rapide pour les femmes issues de l'immigration maghrébine. Les hommes issus de l'immigration maghrébine n'ont pas, toutes choses égales par ailleurs, un calendrier d'entrée en parentalité différent de celui des natifs. Il apparaît que l'hypothèse d'adaptation et d'assimilation domine chez les descendants d'immigrés maghrébins.

Les difficultés d'insertion n'affectent pas différemment les femmes selon leur origine. En revanche, les hommes issus de deux parents immigrés sont plus affectés du point de vue de leur projet familial par ces conditions professionnelles que les natifs.

Il existe une relation très étroite entre calendrier de décohabitation du domicile parental et de mise en couple et calendrier de la première naissance. Il apparaît que ces calendriers diffèrent fortement selon les origines. Le calendrier de départ du domicile parental et de mise en couple est plus tardif pour les descendants d'immigrés maghrébins, mais le temps écoulé entre la mise en couple et la première naissance s'avère plus rapide. On peut penser que la situation professionnelle joue davantage sur la décohabitation pour les hommes issus de l'immigration que pour les femmes. Pour elles, il semble que les conditions de mise en couple sont moins affectées par leur situation professionnelle que pour les hommes de même origine. Cette question mériterait d'être approfondie.

RÉFÉRENCES

Adsera A., 2005, “Vanishing children: from high unemployment to low fertility in developed countries”, American Economic Review, American Economic Association, 95(2), pages 189-193.

Adsera A., 2011, “The interplay of employment uncertainty and education in explaining second births in Europe”, Demographic Research, 25(16), p. 513-544.

Allison P. D., 1982, Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories, Sociological Methodology, Vol. 13, pp. 61-98

Andersson, G. (2004). Childbearing after migration: Fertility patterns of foreign-born women in Sweden. International Migration Review, 38(2), 747–774

Andersson, G., and K. Scott. 2005. Labour-market status and first-time parenthood: the experience of immigrant women in Sweden, 1981–97, Population Studies 59(1): 21–38.

Baizan, P. 2005, 'Couples’ Career and Fertility. An Event History Analysis of the ECHP Samples of Denmark, Italy, Spain and United Kingdom', paper presented to the XXV International Population Conference, Tours (France), 18-23 July 2005.

Beauchemin, C., Hamel, C., Simon, P. (2010). Trajectoires et Origines. Enquête sur la diversité des populations en France., INED, Documents de travail 168.

Becker, G.S. (1981). A Treatise on the Family. Cambridge, London: Harvard University Press.

Bijwaard, G. E. (2009) Instrumental Variable Estimation for Duration Data, in Engelhardt, H., Kohler, H.-P., Fürnkranz-Prskawetz, A. (Eds.) Causal Analysis in Population Studies, Concepts, Methods, Applications, Springer.

Billari, F.C. and Liefbroer, A.C. (2010). Towards a new pattern of transition to adulthood? Advances in Life Course Research, 15(2-3), 59-75.

Bijwaard, 2007, Instrumental Variable Estimation of Treatment Effects for Duration Outcomes, IZA DP No. 2896

Blau F.D., Kahn, L.M. Liu A.Yung-Hsu., Papps K.L.,(2013) “The transmission of women’s fertility, human capital, and work orientation across immigrant generations” Journal of Population Economics, 26, p. 405-435.

Blossfeld HP 1995 The new role of women: family formation in modern societies. Boulder Colorado Westview Press 1995

Blossfeld, H-P., Klijzing, E., Mills, M., and Kurz K. (2005). Globalization, Uncertainty and Youth in Society, Routledge.

Brinbaum Yaël, Kieffer Annick, (2009) « Les scolarités des enfants d'immigrés de la sixième au baccalauréat : différenciation et polarisation des parcours », *Population* 3 (Vol. 64) , p. 561-610

Brinbaum Y., Primon J-L. (2013), « Transition professionnelle et emploi des descendants d'immigrés en France », Revue Européenne des Sciences Sociales, 51-1, p. 33-63.

Ciganda D. (2015) Unstable work histories and fertility in France: An adaptation of sequence complexity measures to employment trajectories, Demographic Research, Volume: 32 Article 28 Pages: 843-876

Collet, B., Santelli, E. (2012). Couples d’ici, parents d’ailleurs. Parcours de descendants d’immigrés, Paris, PUF.

Cusset, P-Y., Garner H., Harfi M., Lainé F., Marguerit D. (2015) « Jeunes issus de l'immigration : quels obstacles à leur insertion économique ? » France Stratégie, Note d'Analyse, mars.

Dubuc S. (2012) 'Immigration from high fertility countries: Intergenerational adaptation and fertility convergence in the UK, Population and Development Review, 38(2):353-368.

Duguet E., Léandri N., L'Horty Y. et Petit P. (2010), « Are young French jobseekers of ethnic immigrant origin discriminated against? A controlled experiment in the Paris area », Annals of Economics and Statistics, n° 99-100, p. 187-215 ;

Dupray A. & Moullet S., 2004. "Quelles discriminations à l'encontre des jeunes d'origine maghrébine à l'entrée du marché du travail en France?," Brussels Economic Review, in: Lahcen Achy (ed.), Marché du travail et genre: Maghreb-Europe ULB -- Universite Libre de Bruxelles.

Ekert-Jaffé, O. and Solaz, A. (2001). Unemployment, marriage and cohabitation in France. Journal of Socio-Economics 30(1): 75-98.

Fournier I. et Silberman R. (2006), « Les secondes générations sur le marché du travail en France : une pénalité ethnique ancrée dans le temps. Contribution à la théorie de l'assimilation segmentée », Revue française de sociologie, n° 47.

Friedman, D., Hechter, M., and Kanazawa, S. (1994). A theory of the value of children. Demography 31(3): 375-401.

Garner H., Meda D., Senik C., 2006 La place du travail dans les identités ÉCONOMIE ET STATISTIQUE N° 393-394, 21-40.

Garssen J., Nicholaas H. 2008 Fertility of Turkish and Moroccan women in the Netherlands: Adjustment to native level within one generation, Demographic Research, 19(33): 1249-1280

Jacquemet, N., Edo, A. (2013) La discrimination à l'embauche sur le marché du travail français », Cepremap, Paris : Editions Rue d'ULM.

Jugnot S. (2012), « L'accès à l'emploi à la sortie du système éducatif des descendants d'immigrés », in Insee Références – Édition 2012 : Immigrés et descendants d'immigrés en France.

Kravdal, Ø., 2002, « The impact of individual and aggregate unemployment on fertility in Norway », Demographic Research, 6(10) : 263-294.

Kreyenfeld M., 2010 Uncertainties in female employment careers and the postponement of parenthood in Germany, European Sociological Review 26:3, 351-366 (2010).

Kreyenfeld, M., Andersson, G., Pailhé, A., 2012, « Economic uncertainty and family dynamics in Europe : Introduction », Demographic Research: Special Collection 12, Volume 27, Article 28 : 835-852.

Lainé F. et Okba M. (2005), « L'insertion des jeunes issus de l'immigration : de l'école au métier », Net.doc, Céreq.

Laplante, B. (2008) « L'évolution de l'insertion sur le marché du travail et de la formation des familles des générations de jeunes Canadiens, 1976-2001 », INRS, Centre Urbanisation, Culture et Société.

Lesné, M., Simon, P. (2012) La mesure des discriminations dans l'enquête Trajectoires et Origines. INED, Documents de travail n°184.

Lesthaeghe, R. (1995). The Second Demographic Transition in Western Countries: An Interpretation, in K. O. Oppenheim Mason and A.-M. Jensen, Gender and Family Change in Industrialized Countries, Oxford, Clarendon Press, p. 17-62.

Lesthaeghe, R. (2010). The Unfolding Story of the Second Demographic Transition. Population and Development Review, 36(2), 211-251.

Letablier M-T., Salles A. (2012) Labour market uncertainty for the young workforce in France and Germany: implications for family formation and fertility", INED, Document de travail n°180.

Liefbroer, A.C. & Corijn, M. 1999, 'Who, What, Where, and When? Specifying the Impact of Educational Attainment and Labour Force Participation on Family Formation', European Journal of Population, vol. 15, no. 1, pp. 45-75.

Lundström, K.E. (2009). Labour market status and fertility behaviour for Swedish and foreign-born men and women. Paper presented at the Workshop on "Economic uncertainty and fertility dynamics", Berlin, July 3-4, 2009.

Meurs D., Pailhé A., and Simon P. (2006). The Persistence of Intergenerational Inequalities linked to Immigration: Labour Market Outcomes for Immigrants and their Descendants in France, Population - E : English edition 61(5/6), 645-682.

Meron M., Widmer I., 2002, « Les femmes au chômage retardent l'arrivée d'un premier enfant », *Population*, 57 (2) : 327 – 357.

Milewski, N. (2007). First child of immigrant workers and their descendants in West Germany: Interrelation of events, disruption, or adaptation?, Demographic Research, 17(29), 859-896.

Milewski, N. (2011). Transition to a first birth among Turkish second-generation migrants in Western Europe. Advances in Life Course Research, 16(4), 178-189

Mills, M., Blossfeld, H.-P. et Klijzing, E., 2005, « Becoming an adult in uncertain times. A 14-country comparison of the losers of globalization », chapitre 17, in Blossfeld, H.-P., Klijzing, E., Mills, M., et Kurz, K. (eds.). Globalization, Uncertainty and Youth in Society. London, New York: Routledge Advances in Sociology Series: 423-441.

Minni C. et Okba M. (2014), « Emploi et chômage des descendants d'immigrés en 2012 », Dares Analyses, n° 023, mars.

Nı´ Bhrolchain M, Beaujouan E. (2012) "Fertility postponement is largely due to rising educational enrolment" Populations Studies, Vol. 66, N°3, p. 311-327.

Okba M. (2014), « Jeunes immigrés et jeunes descendants d'immigrés. Une première insertion sur le marché du travail plus difficile, en particulier pour ceux qui résident en ZUS », Dares Analyses, n° 74, septembre.

Oláh, L.S. 2003, 'Gendering fertility: Second births in Sweden and Hungary', Population research and policy review, vol. 22, no. 2, pp. 171-200.

Orain R., 2004, Entrées dans la carrière parentale et trajectoires d'emploi, Convention d'étude CEE-DARES, Rapport final.

Özcan, B., Mayer, K.U., and Luedicke, J. (2010). The impact of unemployment on the transition to parenthood. Demographic Research 23(29): 807-846.

Pan Ke Shon J.L., Scodellaro C., 2011, Discrimination au logement et ségrégation ethno-raciale en France, Document de travail de l'Ined, 171.

Pailhé A., 2010, « Effet attendu de la crise économique actuelle sur les naissances : quelques hypothèses », Politiques sociales et familiales, 100, p. 97-103

Pailhé A., 2015, Partnership Dynamics across Generations of Immigration in France: Structural vs. Cultural Factors, *Demographic Research*. vol 33, n 16 http://www.demographic-research.org/volumes/vol33/16/default.ht

Pailhé A., Hamel C., 2015 à paraître, « Avoir des enfants en contexte migratoire », in Beauchemin C., Hamel Ch., Simon P. (dir.), Enquête Trajectoire et origine, coll. Grandes enquêtes, Ined.

Pailhé A., Solaz A., 2012, « The influence of employment uncertainty on childbearing in France: A tempo or quantum effect? », Demographic Research, Volume 26, Article 1: 1-40.

Pailhé A., Régnier-Loilier A., 2015, Effet du chômage sur la réalisation des projets de fécondité, Document de travail de l'Ined n° 218, 27 pages

Périvier, H. (2010) La logique sexuée de la réciprocité dans l'aide sociale. Revue de l'OFCE, 114, p.237-263.

Perrin-Haynes J. (2008) « L'activité des immigrés en France en 2007 », Insee Premières n°1212.

Portes, A., Fernandez-Kelly, P., and Haller, W., (2009). Segmented assimilation on the ground: The new second generation in early adulthood, Ethnic and racial studies 28(6), 1000-1040.

Portes, A., and Zhou, M. (1993). The new second generation: segmented assimilation and its variants, Annals of the American Academy of Political and Social Science, 530(1), 74-96.

Prioux F., 2003, « L'âge à la première union en France : une évolution en deux temps », Population, 58(4-5) : 623-644.

Rafferty, A. (2012) Ethnic penalties in graduate level over-education, unemployment and wages: evidence from Britain. Work, Employment & Society, 26(6), 987-1006.

Régnier-Loilier A., Prioux F. 2009, « Comportements familiaux et pratique religieuse en France », in Régnier-Loilier A. (dir.), Portraits de familles. L'Étude des relations familiales et intergénérationnelles, Collection « Grandes Enquêtes », Ined, chapitre 15 : 397-423.

Régnier-Loilier A., Solaz A., 2010, « La décision d'avoir un enfant : une liberté sous contraintes », Politiques sociales et familiales, n°100 : 61-78.

Robette Nicolas, 2010, « The diversity of pathways to adulthood in France: evidence from a holistic approach », Advances in Life Course Research, 15 (2-3), p. 89-96

Schmitt, C. 2012, 'Labour market integration, occupational uncertainty, and fertility choices in Germany and the UK', Demographic Research, vol. 26, no. 12, pp. 253-92.

Scott, K., & Stanfors, M. (2011). The transition to parenthood among the second generation: Evidence from Sweden, 1990–2005. Advances in Life Course Research, 16(4), 190-204.

Sobotka, T., Skirbekk V. et Philipov D., 2011, « Economic recession and fertility in the developed world ». Population and Development Review 37(2): 267-306.

Solignac M., Tô M. (2013) Neighborhood Effect and Labor Market Integration, mimeo.

Steichen, E., (2012) L'insertion professionnelle des descendants d'immigrés au prisme des discriminations ethno-raciales et de genre", thèse de doctorat, Ecole des hautes études en sciences sociales.

Tölke, A. and Diewald, M. (2003). Insecurities in employment and occupational careers and their impact on the transition to fatherhood in Western Germany. Demographic Research 9(3): 41-68.

Toulemon, L., & Mazuy, M. (2005). "Mesurer la fécondité des immigrants", in C. Lefèvre & A. Filhon, Histoires de familles, histoires familiales, Paris, Ined, coll. Les Cahiers de l'Ined, n°156.

Ulrich V., Zilberman S., 2007, « De plus en plus d'emplois à temps partiel au cours des vingt-cinq dernières années », Premières Synthèses n° 39.3, Dares, septembre

Vallet L.-A. et Caille J.-P. (1996), « Les élèves étrangers ou issus de l'immigration dans l'école et le collège français. Une étude d'ensemble », Les Dossiers d'Éducation et Formations, n° 67, ministère de l'Éducation nationale.

Yelowitz, Aaron. 2007. "Young adults leaving the nest: The role of the cost of living," *in* Sheldon Danziger *and* Cecilia E. Rouse *(eds.)*, The Price of Independence: The Economics of Early Adulthood. *New York : Russell Sage Foundation.*

ANNEXE 1 : DESCRIPTION DE L'ECHANTILLON

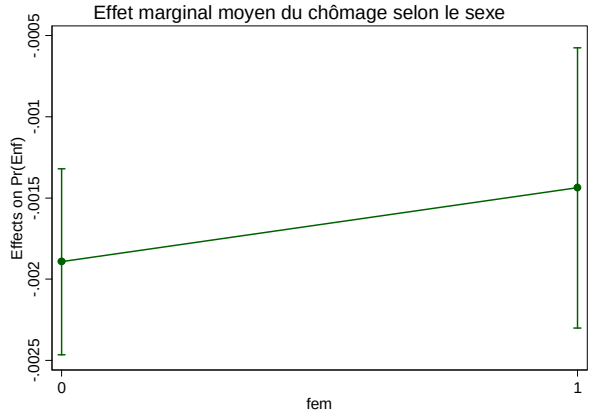
	G2 Maghreb		G2 Mixte		Natif	
	N	%	N	%	N	%
Femmes	417	50,1	371	54,7	11835	50,2
Primaire, BEPC	214	25,7	54	8,0	2435	10,3
Cap Bep	169	20,3	88	13,0	4219	17,9
Secondaire	216	25,9	150	22,1	5631	23,9
Supérieur	234	28,1	386	56,9	11288	47,9
Redoublement	440	52,8	279	41,2	9735	41,3
Père ouvrier, employé	357	42,9	257	37,9	9503	40,3
Mère inactive	216	25,9	73	10,8	2762	11,7
Sortie en 2004	356	42,7	439	64,8	9548	40,5
Habitat en ZUS	231	27,7	35	5,2	836	3,6
Difficulté d'insertion	263	31,6	148	21,8	4541	19,3
Age moyen de fin d'études	833	21,3	678	22,2	23573	21,6
Total	833		678		23573	

Source : enquête Génération 98 à 10ans, Génération 98 à 7 ans et Génération 2004 à 7 ans.
Champ : voir tableau 1.

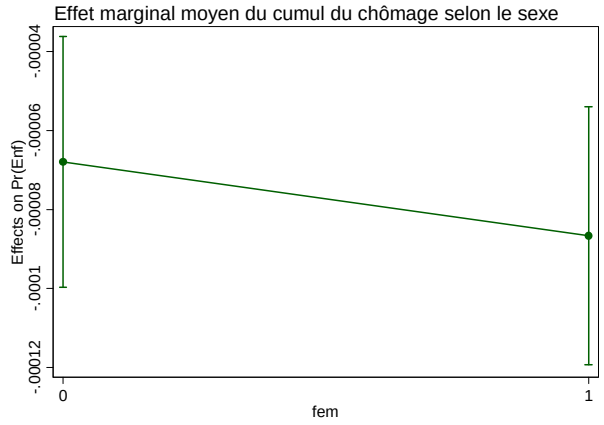
ANNEXE 2 : EFFETS MARGINAUX CALCULES A PARTIR DES ESTIMATIONS

Source : enquête Génération 98 à 10ans, Génération 98 à 7 ans et Génération 2004 à 7 ans.
Champ : voir tableau 1.

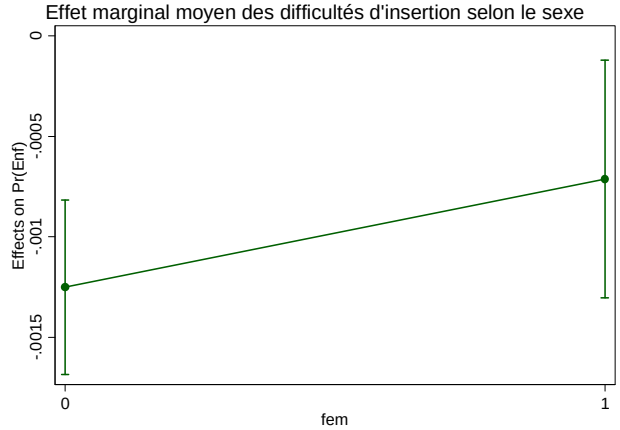
Graphique A1a



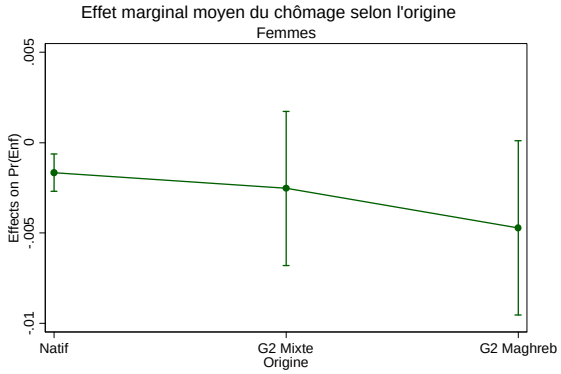
Graphique A1b

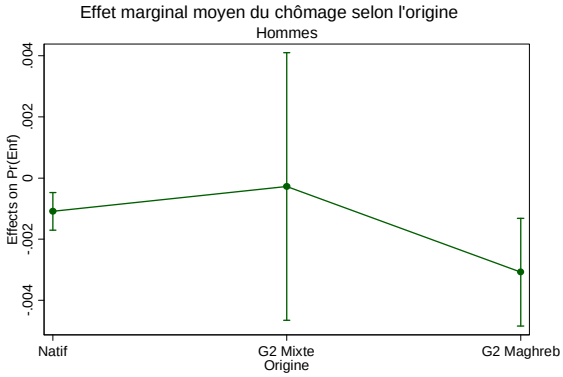


Graphique A1c

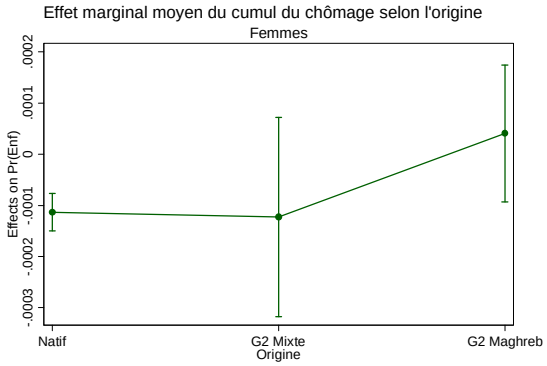


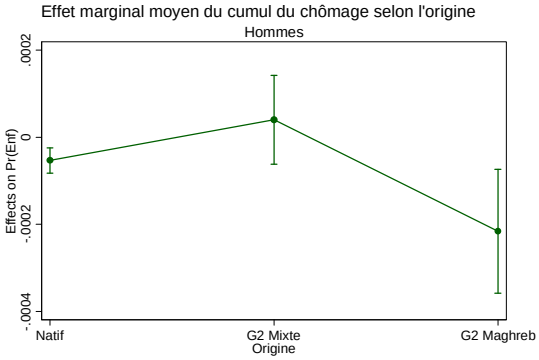
Graphiques A2a et 2b





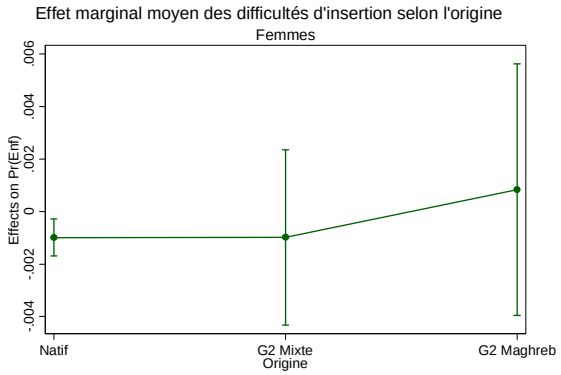
Graphique A3a



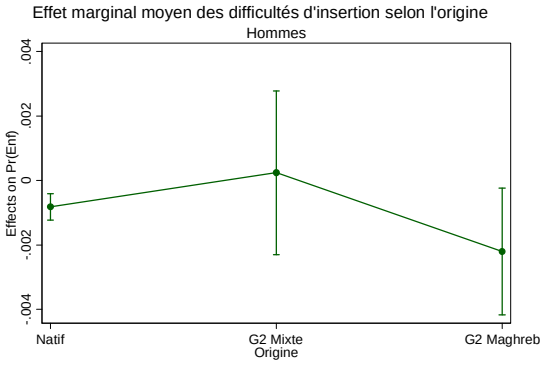


Graphique A3b

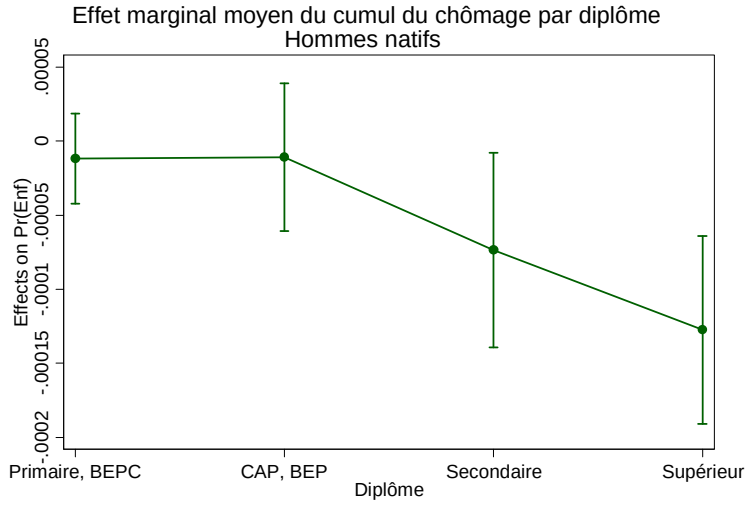
Graphique A4a

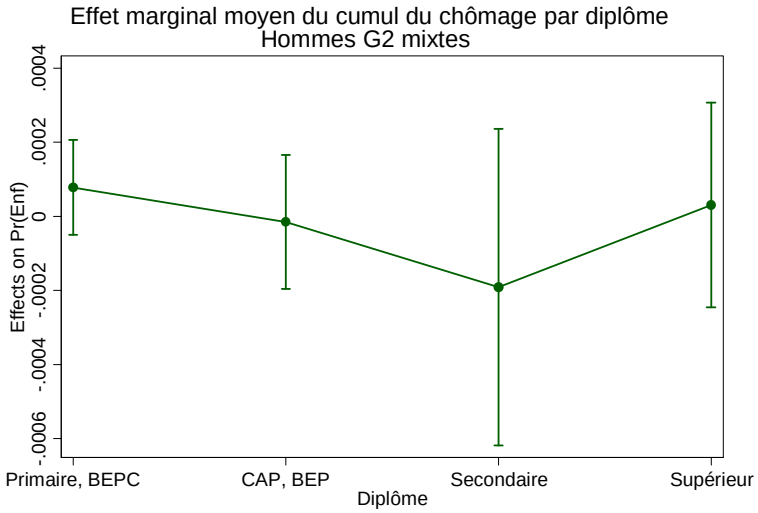


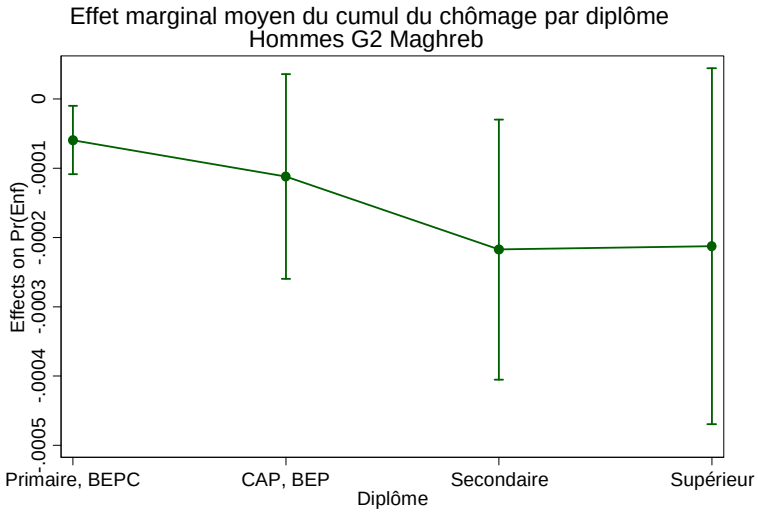
Graphique A4b



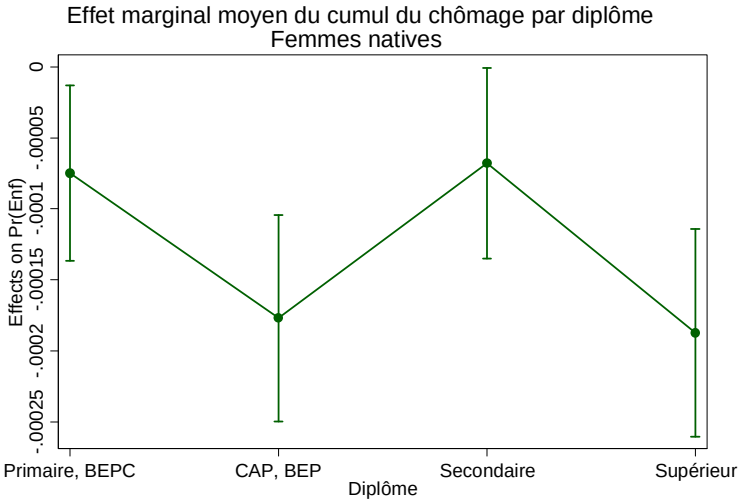
Graphiques A5

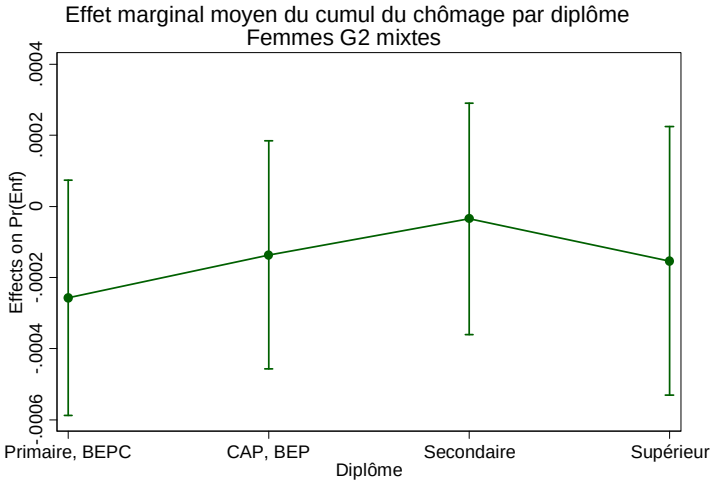


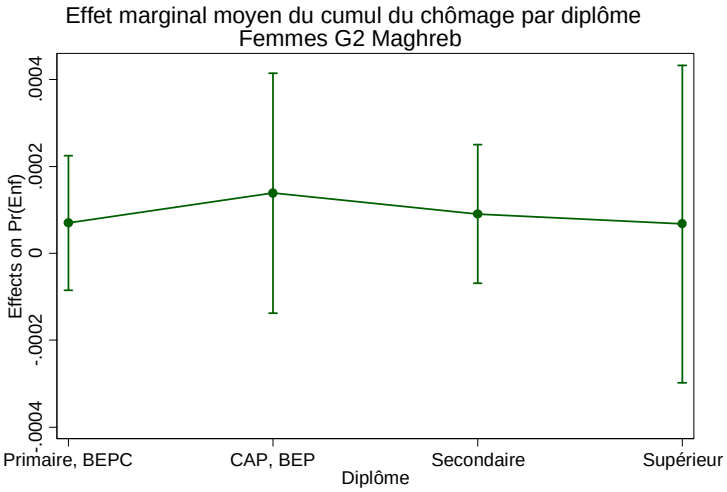




Graphiques A6







ISSN : 1776-3177
Marseille, 2016.