



Angela GREULICH*[◇], Mathilde GUERGOAT-LARIVIÈRE**,
Olivier THÉVENON[◇]*

Emploi et deuxième naissance en Europe

Bien que la crise économique récente ait affecté le nombre de naissances dans tous les pays, l'Europe se caractérise toujours par des niveaux de fécondité relativement hétérogènes. Si les taux de fécondité y ont chuté entre les années 1960 et 1990, ils stagnent depuis au-dessous du seuil de renouvellement des générations dans certains pays, tandis qu'ils ont à nouveau augmenté dans d'autres.

La baisse puis le rebond de la fécondité en Europe sont souvent considérés comme une conséquence logique du processus de report des naissances (Bongaarts et Sobotka, 2012 ; Goldstein *et al.*, 2009)⁽¹⁾. Néanmoins, le fait que le rebond n'ait été observé que dans certains pays européens amène à s'interroger sur les facteurs qui, dans les pays à basse fécondité, conduisent les individus et les couples à renoncer ou différer la deuxième naissance. D'après des études récentes, les écarts de fécondité entre pays européens ne sont pas exclusivement imputables au phénomène de report. Des évolutions structurelles et culturelles allant de pair avec le développement économique semblent également influencer sur le comportement reproductif, en termes d'intensité et non seulement de calendrier (Goldstein *et al.*, 2009 ; Lesthaeghe, 2010 ; Myrskylä *et al.*, 2009). En outre, plusieurs études montrent que les écarts de fécondité entre pays européens résultent surtout du fait que les deuxièmes naissances étaient plus rares dans les pays à basse fécondité (Breton et Prioux, 2009 ; Frejka et Sardon, 2007 ; Frejka et Sobotka, 2008).

Cet article a pour objectif d'identifier et d'analyser les causes des faibles niveaux de fécondité dans certains pays européens, en combinant les

(1) Les niveaux de fécondité fléchissent aux âges jeunes, car les femmes reportent leur maternité ; ils remontent ensuite par un effet de « rattrapage » des naissances aux âges plus avancés.

* Université Paris 1 Panthéon Sorbonne, Centre d'économie de la Sorbonne.

◇ Institut national d'études démographiques.

** Conservatoire national des arts et métiers LIRSA et Centre d'études de l'emploi et du travail (CEET).

• OCDE.

Correspondance : Angela Greulich, Université Paris 1 Panthéon Sorbonne, Paris, courriel : angela.greulich@univ-paris1.fr

déterminants individuels et institutionnels du comportement reproductif, et en se concentrant sur les deuxièmes naissances. Au niveau agrégé, l'emploi des femmes est considéré comme l'un des paramètres clés expliquant les écarts de fécondité en Europe. Luci-Greulich et Thévenon (2013, 2014), par exemple, montrent que la fécondité a réaugmenté essentiellement dans les pays très développés où la croissance économique et la progression du travail féminin ont été concomitantes. En outre, le rebond de la fécondité a été observé principalement dans les pays où les politiques publiques permettant aux parents de concilier vie familiale et vie professionnelle ont été renforcées, par exemple en prévoyant des services de garde pour les jeunes enfants. Les pays à faible fécondité ont été identifiés comme ceux dans lesquels les parents font face à un dilemme difficile, contraints de choisir entre travail et vie familiale. Néanmoins, le débat persiste sur la façon dont le lien positif avéré au niveau macroéconomique entre fécondité et emploi des femmes reflète les comportements individuels dans l'Europe contemporaine.

Selon des études récentes, il semble que la participation des femmes au marché du travail aille de pair avec la naissance du premier enfant dans les pays développés où le cadre institutionnel permet d'aider les ménages à concilier emploi et famille (D'Albis *et al.*, 2017a; Rendall *et al.*, 2014; Schmitt, 2012; Wood *et al.*, 2015). Adserà (2011) montre que dans les pays européens, l'effet de la situation professionnelle sur les transitions vers des rangs de naissance plus élevés varie considérablement selon les secteurs d'activité et dépend de la durée du contrat de travail. Matysiak et Vignoli (2008, 2013) constatent également de fortes variations de l'effet de l'emploi féminin sur les première et deuxième naissances en fonction du cadre institutionnel; il est difficile de concilier travail et maternité en Italie, tandis que les femmes polonaises tendent à combiner les deux. En revanche, on ne dispose encore d'aucune analyse systématique pour la plupart des pays européens concernant l'effet de l'emploi féminin sur les naissances qui tienne compte de facteurs importants comme les caractéristiques du conjoint et les caractéristiques institutionnelles.

Du reste, assez peu de travaux sont consacrés aux déterminants spécifiques des deuxièmes naissances, alors que les écarts de fécondité en Europe résultent principalement d'une progression plus faible vers les deuxièmes naissances dans les pays à basse fécondité. En couvrant la majorité des pays européens, D'Albis *et al.* (2017b) constatent que, dans les pays à faible fécondité, le nombre plus faible de deuxièmes naissances contribue à peu près pour moitié à l'écart de fécondité entre pays européens à forte et faible fécondité, tandis que les autres rangs de naissance ont moins d'influence. La préférence, assez homogène à l'échelle européenne, pour les familles de deux enfants (Sobotka et Beaujouan, 2014; Testa, 2012) donne à penser que dans les pays à faible fécondité les parents voulant un deuxième enfant se heurtent à certains obstacles.

Cet article propose d'analyser les déterminants et les freins individuels mais aussi institutionnels de la transition vers une deuxième naissance. Nous

identifions d'abord dans quelle mesure, quel que soit le contexte national, l'emploi est associé à la probabilité d'une deuxième naissance chez les femmes. Nous étudions ensuite dans quelle mesure cette association est influencée par le niveau d'études et les caractéristiques du conjoint. Enfin, nous vérifions si le lien entre l'emploi féminin et une deuxième naissance dépend de la politique familiale.

Nous utilisons des données du panel européen des ménages sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, vagues 2003 à 2011), et de la base de données de l'OCDE sur la famille. Étant donné que le panel fournit des informations sur tous les membres du ménage, il est possible de tenir compte de l'effet des caractéristiques des conjoints. En outre, la taille importante de l'échantillon permet de différencier l'effet du statut d'activité des femmes sur leur fécondité en fonction de leur niveau d'études et du statut d'activité de leur conjoint. Comme les statistiques EU-SILC couvrent la grande majorité des pays européens, nous sommes également en mesure de prendre en compte les interactions avec le contexte institutionnel (modélisation multiniveau). En l'occurrence, nous nous concentrons sur trois grandes mesures de la politique familiale (services de garde d'enfants, durée du congé parental, transferts monétaires). L'endogénéité potentielle entre comportement reproductif et statut d'activité des parents est aussi prise en compte en utilisant l'aspect longitudinal des données (observation de la situation sur le marché de l'emploi avant une conception éventuelle) et en appliquant une méthode avec variables instrumentales (modélisation bi-probit).

I. Cadre théorique : une approche économique et institutionnelle

Selon la théorie économique classique (Becker, 1960 ; Mincer, 1958), la baisse de la fécondité est le résultat global d'une élévation du niveau d'études chez les femmes, qui renforce leur attachement au marché du travail, et leurs aspirations professionnelles. Quand il n'existe pas de possibilités de concilier le travail et la vie de famille, et que la division sexuée du travail reste importante, l'élargissement des possibilités de carrières et de revenus qui s'offrent aux femmes les conduit à privilégier l'emploi plutôt que la maternité (effet de substitution négatif dû aux coûts d'opportunité plus importants si elles restent au foyer). Pour les hommes, en revanche, les choix plus nombreux de carrières et de revenus tendent à favoriser la procréation (effet de substitution positif). En principe, cet effet de revenu positif est constaté également pour les femmes, car la hausse de leurs revenus assouplit les contraintes budgétaires du ménage. Cependant, quand l'effet de substitution prime sur l'effet de revenu, l'effet net de l'augmentation du revenu sur la fécondité des femmes est négatif.

En outre, les possibilités croissantes de conciliation entre emploi et vie familiale, qui s'accompagnent souvent d'un affaiblissement des rôles sexués normatifs (McDonald, 2000 ; Neyer *et al.*, 2013), peuvent générer un effet de revenu positif supérieur à l'effet de substitution négatif pour les femmes : dans

les pays où les parents peuvent plus facilement concilier vies professionnelle et familiale, la participation des femmes au marché du travail est susceptible de faciliter la décision de fonder une famille ou de l'agrandir. Les femmes n'ont plus à choisir entre travail et maternité (l'effet de substitution négatif du travail des femmes sur leur fécondité s'affaiblit) et leur participation au marché du travail rapporte des revenus (supplémentaires) au ménage, ce qui facilite la naissance du premier enfant et des suivants (l'effet de revenu positif du travail des femmes sur leur fécondité se renforce et tend à primer sur l'effet de substitution). Dans ce scénario, les opportunités de carrières et de revenus d'une femme et de son conjoint n'ont plus d'effets opposés sur la fécondité, car les deux créent un effet de revenu supérieur à l'effet de substitution. L'un et l'autre conjoint peuvent vouloir d'abord mettre à profit leurs investissements dans l'éducation et entrer sur le marché du travail avant de fonder une famille. L'intégration des deux conjoints sur ce marché, avec un revenu plus important, est alors susceptible de faciliter la constitution d'une famille ainsi que son agrandissement. L'enchaînement des événements est alors modifié : par rapport à une situation de division du travail plus traditionnelle, l'entrée sur le marché du travail précède la constitution d'une famille et la naissance d'enfants est différée (Bernhardt, 1993 ; Thévenon, 2006).

Compte tenu de ce raisonnement et des éléments empiriques macro-économiques attestant d'un lien positif entre la fécondité et le travail des femmes, il semble que, dans les pays où la fécondité et les taux d'emploi des femmes sont élevés, il soit possible de concilier travail et vie familiale. Au contraire, dans les pays à basse fécondité, les parents, et les femmes en particulier, ont des difficultés dans ce domaine, les conduisant à choisir entre l'intégration sur le marché du travail et la procréation.

Pour de multiples raisons, la participation au marché du travail est un des paramètres clés en jeu dans les décisions de fécondité. Premièrement, avec la très forte progression du niveau d'études des femmes, il est devenu coûteux pour elles et leur ménage de s'arrêter de travailler afin d'avoir des enfants ou pour les élever. La participation des femmes au marché du travail permet non seulement aux ménages d'accroître leurs revenus mais leur garantit également de continuer à percevoir un revenu dans les périodes d'incertitude croissante où les conjoints risquent de perdre leur emploi et de se retrouver au chômage. Sans compter que, si pour les femmes travailler reflète un désir d'accomplissement, cela répond également de plus en plus à une nécessité économique (OCDE, 2012). En outre, avec le risque accru de divorce ou de séparation, les femmes ont intérêt à travailler pour être indépendantes sur le plan économique. Dans ce contexte, il est de plus en plus important pour les femmes non seulement de travailler avant de commencer à fonder une famille mais aussi de sécuriser leur position sur le marché du travail après une naissance et pendant les années de constitution de la famille (Blossfeld, 1995). Compte tenu de l'argument économique selon lequel les enfants coûtent relativement cher et que l'emploi

féminin représente une contribution importante aux revenus du ménage, la nécessité pour les femmes de s'assurer un emploi stable devrait s'accroître quand la famille prévoit d'avoir d'autres enfants. Autrement dit, la possibilité d'agrandir la famille dépendra sans doute de plus en plus de la capacité des femmes à contribuer de façon continue aux revenus du ménage.

Comme cette capacité dépend également de l'aide que les pouvoirs publics peuvent fournir pour permettre de concilier vie professionnelle et vie familiale, la relation entre l'emploi des femmes et la fécondité est susceptible de varier d'un pays à l'autre. Dans les pays où le soutien institutionnel prend la forme de services publics de garde, il se peut que les couples dont les deux conjoints sont insérés sur le marché du travail soient plus susceptibles de se décider à agrandir leur famille que ceux dans lesquels au moins l'un des conjoints est inactif ou au chômage : un double revenu crée un environnement économique sûr, propice à la venue d'un nouvel enfant. Le revenu peut être maintenu après la naissance des enfants grâce à l'aide institutionnelle pour la garde d'enfants. Dans les pays à faible fécondité, en revanche, l'effet de l'intégration des parents sur le marché du travail peut être ambivalent en raison de l'absence de possibilités de garde des enfants : une naissance peut conduire à une baisse du revenu familial, dans la mesure où au moins l'un des conjoints doit interrompre ou réduire son activité professionnelle pour s'occuper de l'enfant. Dans les pays où il est difficile d'avoir accès à des services de garde formels, la naissance d'un enfant n'est pas envisageable pour les couples ayant besoin de deux revenus, dans la mesure où cette naissance impliquerait une diminution du niveau de vie. C'est le cas en particulier pour la naissance d'un enfant supplémentaire, quand le couple doit déjà assumer les frais d'un ou plusieurs enfants. Par conséquent, si les aides institutionnelles permettant de concilier travail et vie familiale sont peu importantes, les couples qui travaillent pourraient être plus susceptibles de renoncer à agrandir leur famille que ceux dont un des conjoints est déjà inactif.

Outre l'accès à des services de garde formels, d'autres mesures de politique familiale peuvent faire varier l'effet de l'activité professionnelle des femmes sur le comportement reproductif. Il s'agit, par exemple, des congés parentaux et des transferts monétaires en faveur des familles. Ces politiques peuvent aussi abaisser les coûts de la fécondité, soit en termes pécuniaires soit en termes de coûts d'opportunité. Tandis que les prestations en espèces visent à soutenir le niveau de vie des familles, les dispositifs de congé parental visent à sécuriser la position des femmes sur le marché du travail (en leur permettant de faire une pause pour s'occuper de leur bébé tout en conservant leur emploi) (McDonald, 2006 ; Rindfuss *et al.*, 2010 ; Thévenon et Gauthier, 2011). Cependant, les congés parentaux de longue durée sont connus pour freiner les progressions de carrière, et les allocations forfaitaires généreuses peuvent également encourager les femmes les moins instruites à réduire ou interrompre leur activité professionnelle (Thévenon et Solaz, 2014). Leur influence sur les interactions entre l'emploi et la fécondité est donc ambiguë.

II. Données et méthodes

Les données dont nous nous servons ici proviennent, pour le niveau individuel, de la base de données EU-SILC (Panel sur le revenu et les conditions de vie) et, pour le niveau macro des pays, de la base de l'OCDE sur la famille.

L'enquête EU-SILC est une enquête harmonisée couvrant la grande majorité des pays européens. Elle rend compte des situations individuelles et familiales en fournissant un grand nombre de variables économiques et sociales pouvant être considérées comme déterminantes pour les choix de procréation. Elle contient des informations sur l'âge et le niveau d'études, et des variables relatives au statut d'activité. Les membres d'un ménage peuvent être liés les uns aux autres, ce qui permet d'observer les caractéristiques des femmes mais aussi de leurs conjoints.

Pour analyser l'effet de la situation professionnelle des femmes sur la probabilité d'avoir un deuxième enfant, nous nous servons de la base longitudinale des données EU-SILC. Cette série de données couvre 25 pays européens⁽²⁾ et les vagues de 2003 à 2011. Durant cette période, les individus ont été suivis pendant quatre ans maximum dans la majorité des pays (panel rotatif).

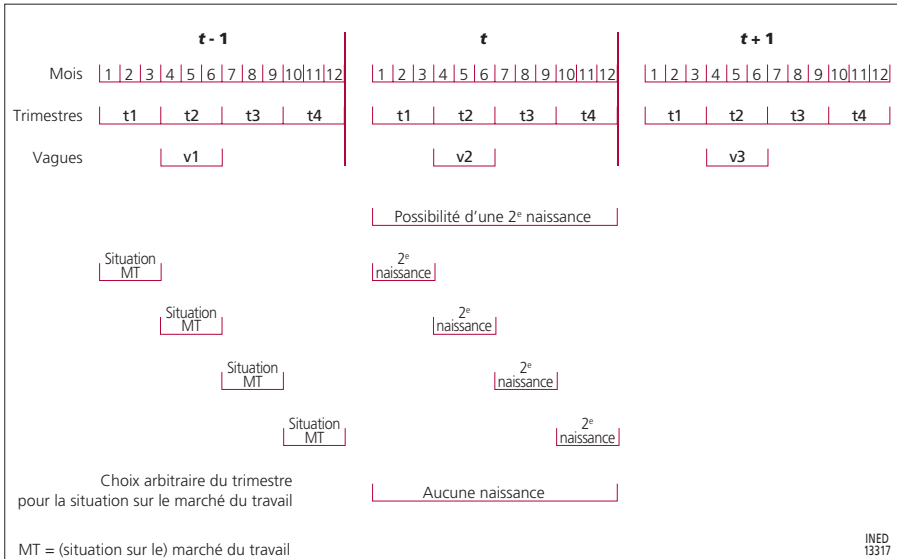
Notre échantillon est limité aux femmes âgées de 17 à 45 ans déjà mères d'un enfant au début de la période étudiée. Comme les données EU-SILC fournissent des informations sur le statut d'activité à partir d'une base mensuelle et trimestrielle pour la naissance des enfants, nous sommes en mesure d'identifier le statut d'activité avant une éventuelle conception. La figure 1 illustre cette stratégie d'identification.

Pour obtenir les informations dont nous avons besoin pour notre analyse, nous devons observer les individus sur une période d'au moins trois ans (année $t-1$, année t et année $t+1$). Les enfants nés au troisième ou quatrième trimestre de l'année sont généralement déclarés durant l'entretien qui a lieu l'année suivante, car les entretiens ont habituellement lieu au cours du premier semestre. Par conséquent, les naissances en fin d'année ne sont pas détectées immédiatement. Trois vagues consécutives d'entretiens sont donc nécessaires : sur la base de la vague 3 (l'entretien a lieu en année $t+1$), nous identifions toutes les deuxièmes naissances en cours d'année calendaire t . L'année $t-1$ permet d'observer les caractéristiques d'activité des mères et de leurs conjoints pendant un certain laps de temps avant l'éventuelle conception⁽³⁾.

(2) Ces 25 pays sont l'Autriche, la Belgique, la Bulgarie, Chypre, le Danemark, l'Espagne, l'Estonie, la Finlande, la France, la Grèce, la Hongrie, l'Irlande, l'Islande, l'Italie, la Lettonie, la Lituanie, le Luxembourg, la Norvège, les Pays-Bas, la Pologne, le Portugal, la République tchèque, la Slovaquie, la Slovénie et la Suède. Le Royaume-Uni et la Roumanie sont exclus en raison d'erreurs de mesure importantes concernant les naissances et le statut d'activité. Nous ne disposons pas de données longitudinales pour l'Allemagne et la Suisse.

(3) C'est possible, car, lors de l'entretien en année t (2^e vague), les individus fournissent des renseignements sur leur statut d'activité mois par mois pour l'année $t-1$.

Figure 1. Stratégie d'identification de la situation d'emploi avant une éventuelle naissance



S'agissant des femmes mères d'un deuxième enfant en année t (groupe de référence), nous observons leur situation professionnelle pendant les trois mois précédant la conception, en postulant une grossesse de neuf mois. Plus précisément, pour les femmes dont le deuxième enfant naît au premier trimestre de l'année t , nous observons leur situation professionnelle en janvier, février et mars de l'année $t-1$. Pour ces femmes qui ne sont observées que trois ans et ont eu un deuxième enfant au premier trimestre de l'année t , trois mois est la période maximale d'observation de leur situation sur le marché du travail avant une éventuelle conception. Afin d'obtenir le plus grand nombre possible d'observations et une mesure homogène de la situation professionnelle de tous les individus, nous limitons la période d'observation à trois mois pour tous. Pour les deuxièmes enfants nés au deuxième trimestre de l'année t , nous observons la situation professionnelle de leurs mères en avril, mai et juin de l'année $t-1$. Pour ceux nés au troisième trimestre, c'est la situation professionnelle des mères en juillet, août et septembre qui nous intéresse. Et pour ceux du quatrième trimestre, c'est l'emploi des mères en octobre, novembre et décembre de l'année $t-1$ que l'on considère. Pour les femmes n'ayant pas de deuxième naissance en année t (groupe de référence), nous choisissons arbitrairement une période de trois mois en année $t-1$. Les femmes observées durant quatre ans qui n'ont pas eu de deuxième enfant l'année t figurent deux fois dans notre base de données (deux personnes-années = deux années calendaires de naissance éventuelle d'un enfant). Nous obtenons ainsi une série de données homogène dans laquelle la situation au regard de l'emploi est suivie pendant trois mois avant une conception éventuelle pour tous les individus. Ceci nous permet d'exécuter un modèle de probit simple, tandis

que nous neutralisons l'effet du nombre de personnes-années avec une indicatrice qui signale les individus observés deux fois.

Couvrir trois mois au lieu d'utiliser les informations correspondant à un moment donné dans le temps nous permet, dans une certaine mesure, de lisser les fluctuations périodiques à court terme de l'emploi. Une personne est considérée comme « en emploi » si et seulement si elle a travaillé chacun des trois mois, tandis que celles dont le statut d'activité change en cours de période sont comptabilisées à part. Précisons toutefois qu'une période de trois mois est trop courte pour que nos mesures de l'emploi puissent constituer un indicateur de stabilité de l'emploi⁽⁴⁾.

Nous obtenons au total 35 401 observations (personnes-années) pour les femmes de 17 à 45 ans mères d'un enfant au début de la période d'observation et donc susceptibles d'en avoir un deuxième l'année suivante. Tous pays combinés, l'événement « naissance d'un deuxième enfant » concerne 9 % des observations dans notre échantillon. La proportion varie de 4 % (Lituanie) à 18 % (Pays-Bas).

Outre le statut d'activité des femmes, nous introduisons une série de variables de contrôle dans l'équation d'estimation afin d'isoler d'autres déterminants potentiels de l'effet du travail des femmes sur la naissance d'un deuxième enfant. Ces variables démographiques incluent l'âge des femmes ainsi que l'âge et le sexe de leur premier enfant, mais nous tenons également compte de l'effet du niveau d'études des femmes au moment de l'enquête l'année t-1 (trois catégories sont distinguées, selon la classification CITE de l'Unesco)⁽⁵⁾. De plus, les statistiques EU-SILC permettent d'inclure dans nos modèles des informations sur le conjoint. Nous contrôlons l'effet de la présence d'un conjoint et de la situation matrimoniale du couple (marié ou non marié) et nous observons le statut d'activité du conjoint dans les trois mois précédant la conception éventuelle d'un deuxième enfant.

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives de la distribution des femmes dans les différentes catégories et les proportions, par catégorie, de femmes ayant eu un deuxième enfant au cours de la période d'observation. En moyenne, la majorité des femmes interrogées dans les 25 pays observés occupaient un emploi dans les trois mois précédant la conception éventuelle d'un deuxième enfant. La répartition entre emploi à temps plein et emploi à temps partiel est toutefois assez hétérogène dans les pays européens, comme l'expliquent

(4) Voir Rendall et Greulich (2016) pour les mesures de stabilité de l'emploi dans les données EU-SILC. En appliquant l'imputation multiple pour les variables prédictives tronquées à gauche, les auteurs constatent qu'en Pologne, l'allongement de la période d'observation du statut d'activité accroît la significativité des résultats empiriques. Travailler à plein temps pendant deux ans ou plus a une valeur fortement prédictive d'une première naissance en Pologne, ce qui n'est pas le cas lorsque la période de travail à plein temps n'est que d'un an.

(5) « Niveau d'études élémentaire » pour le pré-primaire, le primaire et le premier cycle de l'enseignement secondaire (CITE 0-2) ; « niveau d'études intermédiaire » pour le deuxième cycle du secondaire et l'enseignement post-secondaire non supérieur (CITE 3-4) ; et « niveau d'études avancé » pour le premier cycle, et le deuxième cycle de l'enseignement supérieur (CITE 5+).

Tableau 1. Distribution des femmes et proportion de deuxième naissance par catégorie de femmes

	Distribution des femmes (%)	Proportion de deuxième naissance par catégorie (%)
Ensemble		9
Statut d'activité de la femme avant la conception (éventuelle) du deuxième enfant		
Emploi à plein temps	54	8
Emploi à temps partiel	15	10
Chômage	9	7
Inactivité	18	9
Études	1	6
Armée	<1	13
Service militaire	<1	4
Changement : obtention d'un emploi	1	12
Changement : perte d'emploi	1	12
Changement : temps plein à temps partiel	<1	22
Changement : temps partiel à temps plein	<1	12
Autre changement du statut d'activité	1	45
Informations sur le conjoint éventuel		
Statut d'activité du conjoint avant la conception (éventuelle) du deuxième enfant		
Conjoint occupant un emploi	72,5	10
Conjoint sans emploi	7,5	8
Présence d'un conjoint et situation matrimoniale		
Pas de conjoint	20	4
Femme en couple, mariée	62	9
Femme en couple, non mariée	18	12
Les deux conjoints ont un emploi	51	10
Niveau d'études de la femme		
Élémentaire (CITE 0-2)	23	6
Intermédiaire (CITE 3-4)	48	8
Avancé (CITE 5+)	29	12
Âge de la femme		
17-24 ans	6	10
25-34 ans	44	15
35-45 ans	50	3
Âge du premier enfant		
< 1 an	11	4
1-2 ans	21	20
3-6 ans	24	13
7 ans et plus	44	2
Le premier enfant est de sexe féminin	49	8
<p>Note : Moyennes pondérées pour 25 pays européens : Autriche, Belgique, Bulgarie, Chypre, Danemark, Espagne, Estonie, Finlande, France, Grèce, Hongrie, Irlande, Islande, Italie, Lettonie, Lituanie, Luxembourg, Norvège, Pays-Bas, Pologne, Portugal, République tchèque, Slovaquie, Slovénie et Suède.</p> <p>Source : Échantillon longitudinal EU-SILC, vagues 2003 à 2011, femmes âgées de 17 à 45 ans déjà mères d'un enfant au début de la période d'observation.</p>		

plus en détail Greulich, Thévenon et Guergoat-Larivière (2016). Par ordre d'importance, le deuxième groupe est celui des femmes inactives, et le troisième celui des femmes au chômage. Les hommes et les femmes en congé de maternité ou de paternité sont codés comme actifs occupés, tandis que les bénéficiaires d'un congé parental sont codés comme inactifs dans les données EU-SILC. Le tableau 1 montre également qu'en moyenne dans l'Union européenne, la grande majorité des conjoints occupent un emploi. Dans les modèles, les termes d'interaction nous permettent de distinguer l'effet du statut d'activité des femmes sur la probabilité d'avoir un deuxième enfant, en fonction du niveau d'études et du statut d'activité du conjoint.

Le fait que nous observions les facteurs déterminant les deuxièmes naissances avant l'occurrence potentielle de l'événement nous permet de réduire le risque d'obtenir des estimations biaisées par l'endogénéité. Cependant, le recours à ce décalage temporel ne peut pas complètement exclure une causalité inverse. Il est possible que les femmes choisissent leur situation sur le marché de travail en fonction de leur projet de fécondité. Pour mieux neutraliser l'effet d'endogénéité, nous appliquons une méthode avec variables instrumentales⁽⁶⁾, que nous mettons en œuvre en utilisant un modèle probit bivarié, estimé à l'aide du maximum de vraisemblance à information complète. Les taux de chômage régionaux (appariés avec nos individus au moyen des codes NUTS-2)⁽⁷⁾ servent d'instruments pour le statut d'activité des femmes, car ils se révèlent largement plus corrélés avec la situation des femmes sur le marché du travail qu'avec leur comportement reproductif (Greulich *et al.*, 2016).

Tous les modèles sont exécutés avec des effets fixes par année et par pays. Nous pouvons donc rendre compte des effets de caractéristiques inobservées propres à un pays en nous concentrant ainsi exclusivement sur les variations intranationales. Les effets fixes par pays sont ensuite rendus aléatoires, et l'incidence de certaines variables nationales est spécifiée dans les modèles multiniveaux⁽⁸⁾. Nous analysons de quelle manière la probabilité d'une deuxième naissance est corrélée avec les différentes mesures de politique familiale, et comment la corrélation entre les probabilités de deuxième enfant et les politiques familiales varie en fonction du statut d'activité de la mère.

Trois indicateurs agrégés provenant de la base de données de l'OCDE sur la famille sont utilisés comme variables macro-institutionnelles dans l'analyse multiniveau (2011)⁽⁹⁾. Ces indicateurs ont été choisis car ils représentent les

(6) Pour plus de détails techniques concernant la méthode des variables instrumentales suivie dans cette étude, voir Greulich *et al.* (2016).

(7) Les codes NUTS-2 proviennent de la nomenclature NUTS (Nomenclature des unités territoriales statistiques), un système de codes géographiques mis au point par l'Union européenne et servant de référence pour les subdivisions nationales. En janvier 2015, cette classification contient 276 régions au niveau NUTS-2.

(8) Pour de plus amples détails sur la technique de modélisation multiniveau, voir Greulich *et al.* (2016).

(9) Les modèles multiniveaux ne sont fondés que sur 24 (voire 21) pays, car la base de données de l'OCDE sur la famille ne fournit pas d'informations sur les mesures de politique familiale pour Chypre ni d'informations sur les transferts monétaires en Bulgarie, en Lettonie et en Lituanie.

trois principales options à la disposition des pouvoirs publics pour soutenir les familles : congé pour une naissance, offre de structures de garde d'enfants et transferts monétaires (Thévenon, 2011 ; Thévenon et Gauthier, 2011). Le tableau 2 présente ces trois variables pour chaque pays.

Tableau 2. Variables relatives aux mesures de politiques familiales nationales dans les modèles multiniveaux

	Taux de couverture des services de garde d'enfant (%)	Durée maximale du congé parental (semaines)	Total des transferts monétaires (% des revenus sous conditions)
Autriche	10,94	112	34,62
Belgique	45,03	27	20,81
Bulgarie	14,63	63	—
Danemark	65,66	50	21,94
Espagne	39,31	162	16,69
Estonie	17,02	180	44,59
Finlande	24,99	156	37,71
France	42,00	159	30,82
Grèce	14,16	28	5,33
Hongrie	9,03	108	65,49
Irlande	29,03	62	17,46
Islande	56,33	26	12,54
Italie	25,76	47	22,92
Lettonie	15,64	19	—
Lituanie	26,87	125	—
Luxembourg	38,39	40	34,04
Norvège	47,33	57	30,81
Pays-Bas	54,94	29	11,50
Pologne	9,06	174	16,00
Portugal	32,52	29	14,43
République tchèque	2,63	164	40,51
Slovaquie	3,00	156	30,32
Slovénie	35,88	52	31,77
Suède	46,66	84	24,86

Source : Base de données de l'OCDE sur la famille (2011), variables observées pour l'année 2007.

Les congés sont quantifiés d'après la durée maximale pendant laquelle une mère peut s'arrêter de travailler tout en bénéficiant des droits liés à son contrat de travail. L'offre de services de garde d'enfants est mesurée par la proportion d'enfants de moins de trois ans inscrits à des services de garde formels (assistantes maternelles, structures collectives), qu'ils soient publics, subventionnés ou privés⁽¹⁰⁾. Les prestations en espèces correspondent aux

(10) En l'absence de données comparables sur l'offre de services de garde, nous utilisons cet indicateur comme une mesure globale des différences entre les pays en matière de capacités d'accueil organisé.

transferts dont bénéficie un couple avec deux enfants durant les trois années suivant la naissance du deuxième enfant. Ce total est la somme de l'allocation de congé parental et des allocations familiales, plus la réduction fiscale à laquelle le ménage a droit par rapport aux ménages sans enfant à revenus équivalents. Chaque conjoint est supposé percevoir le revenu moyen du pays. Cet indicateur est exprimé en pourcentage du revenu net pour une famille sans enfant.

III. Un effet positif du travail des femmes sur la transition vers une deuxième naissance, renforcé par l'offre de services de garde

Sont présentés ici les principaux résultats des régressions. Les modèles estiment l'effet du statut d'activité sur la transition vers une deuxième naissance chez les femmes âgées de 17 à 45 ans ayant déjà un enfant au début de la période d'observation. D'autres spécifications et tests de robustesse sont présentés dans Greulich *et al.* (2016). Ils incluent une différenciation temps plein-temps partiel, une neutralisation de l'effet du revenu salarial, des analyses par région et régime de fécondité (faible/élevée) ainsi que des modèles à variables instrumentales (méthode des doubles moindres carrés et modèles probit)⁽¹¹⁾. Alors que les résultats du tableau 3 se basent exclusivement sur des données d'enquête EU-SILC, les modèles du tableau 4 intègrent des informations par pays de la base de l'OCDE sur la famille.

Le premier modèle (colonne 1) du tableau 3 présente les effets de l'emploi par rapport à toutes les autres situations réunies, tandis que le modèle 2 distingue les différentes situations possibles au regard de l'emploi. Le modèle 1 montre un effet positif significatif de l'emploi sur la transition vers une deuxième naissance, en tenant compte de la présence d'un conjoint, du statut matrimonial, de l'âge, de l'âge et du sexe du premier enfant, des effets fixes par pays et année ainsi que du nombre de personnes-années⁽¹²⁾. Cela signifie qu'en Europe les femmes occupant un emploi ont plus de chances d'avoir un deuxième enfant que celles qui ne participent pas au marché du travail. Le modèle montre également que les femmes en union libre ont une moindre probabilité d'avoir un deuxième enfant que les femmes mariées. Le sexe du premier enfant n'a

(11) Pour les modèles à variables instrumentales (méthode des doubles moindres carrés et modèles probit), l'équation de première étape suppose une fonction linéaire avec une estimation par les moindres carrés, qui garantit d'obtenir des résidus de première étape non corrélés avec les valeurs ajustées et les covariantes. Dans ces modèles, les termes d'erreur des deux équations ne sont pas corrélés, donnant à penser, premièrement, que le statut d'activité peut être considéré sans grand risque comme un facteur exogène et, deuxièmement, que les résultats de l'estimation avec un modèle probit simple sont cohérents.

(12) La conversion en probabilités des coefficients estimés du modèle probit conduit à la quantification suivante des résultats d'estimation (pour les femmes dont les caractéristiques correspondent à la catégorie de référence : en couple et mariées, âgées de 25 à 34 ans et mère d'un premier enfant de sexe masculin âgé d'un ou deux ans, Autriche, année 2003) : pour les femmes sans emploi, la probabilité d'avoir un deuxième enfant est de 26,7 %, contre 28,6 % pour les femmes actives occupées.

pas d'effet significatif sur la probabilité d'avoir un deuxième enfant dans ce modèle ni dans les suivants.

Le modèle 2 montre que les femmes au chômage et les étudiantes ont une probabilité sensiblement moindre d'avoir un deuxième enfant que les femmes occupant un emploi. Pour la très faible minorité de femmes dont le statut d'activité a changé au cours du trimestre d'observation, nous constatons que celles qui trouvent un emploi durant cette période ont une probabilité plus forte d'avoir un deuxième enfant l'année suivante que celles en emploi tout au long des trois mois observés. Alors même que les femmes au chômage pendant la période d'observation ont une probabilité moindre de devenir mères une deuxième fois, nous constatons que la perte d'emploi a un effet positif. Ce paradoxe s'explique peut-être en partie par le fait que, dans le groupe très restreint des femmes ayant perdu leur emploi au cours des trois mois d'observation, certaines avaient peut-être déjà anticipé la conception d'un deuxième enfant, tandis que les autres ont pu se saisir de l'occasion pour le concevoir.

Le modèle 3 tient compte du statut d'activité du conjoint et de ses interactions avec le statut d'activité de la femme. Pour les femmes dont le conjoint ne travaille pas, le fait d'avoir elles-mêmes un emploi n'a pas d'effet significatif sur la conception d'un deuxième enfant (coefficient estimé : $-0,04$). En revanche, le fait de travailler a un effet positif significatif quand les femmes ont un conjoint occupant également un emploi. Pour ce groupe, le coefficient d'emploi estimé est positif ($-0,04 + 0,11 = +0,07$), avec un test de significativité conjointe de 99 % (valeur de $p = 0,005$ dans les dernières lignes du tableau). L'effet d'un conjoint avec un emploi est important pour une deuxième naissance, et plus encore pour les femmes qui elles-mêmes travaillent ($0,08 + 0,11 = 0,19$).

Le fait que les deux conjoints travaillent semble donc davantage favoriser l'agrandissement de la famille à deux enfants que lorsque les conjoints n'ont pas le même statut d'activité (à l'exception du très petit groupe des femmes ayant perdu leur emploi au cours des trois mois d'observation). Pour les femmes, avoir un conjoint occupant un emploi est déterminant, mais leur propre insertion sur le marché du travail après le premier enfant favorise également la transition vers une deuxième naissance. La situation sur le marché de travail de la femme est moins importante pour l'arrivée d'un deuxième enfant si le partenaire ne travaille pas. Avoir un partenaire en emploi apparaît donc comme le déterminant principal de l'élargissement de la famille. Une fois cette condition remplie, l'emploi de la femme augmente les chances d'agrandissement de la famille : les couples où l'homme et la femme travaillent ont plus de probabilités d'avoir un deuxième enfant que ceux où l'homme est le seul à occuper un emploi. La sécurité économique procurée par deux emplois est susceptible de faciliter l'agrandissement de la famille.

Le modèle 4 vérifie dans quelle mesure l'effet de l'emploi des femmes sur une deuxième naissance diffère en fonction de leur niveau d'études.

Tableau 3. Coefficients estimés des deuxièmes naissances chez les femmes âgées de 17 à 45 ans déjà mères d'un enfant, régressions probit avec erreurs-types robustes, effets fixes pays

	Modèle 1 Modèle probit de base		Modèle 2 Distinction entre différents statuts d'activité		Modèle 3 Interaction avec le statut d'activité du conjoint		Modèle 4 Interaction avec le niveau d'études et prise en compte du statut d'activité du conjoint	
	Coeff. est.	t	Coeff. est.	t	Coeff. est.	t	Coeff. est.	t
Statut d'activité de la femme avant la conception (éventuelle) du deuxième enfant								
Active occupée (temps plein ou partiel, salariée, indépendante)	0,06*	2,41	Réf.		-0,04	-0,76	-0,01	-0,38
Sans emploi	Réf.				Réf.		Réf.	
Au chômage			-0,11*	-2,47				
Inactive			-0,04	-1,51				
Étudiante			-0,29***	-3,86				
Retraîtée			-0,15	-0,67				
Service militaire			0,06	0,24				
Changement : obtention d'un emploi			0,18+	1,86				
Changement : perte d'emploi			0,20+	1,82				
Changement : temps plein à temps partiel			0,09	0,25				
Changement : temps partiel à temps plein			-0,05	-0,16				
Autre changement du statut d'activité			0,13	0,84				
Niveau d'études de la femme								
Élémentaire							0,016	0,36
Intermédiaire (2 ^e cycle du secondaire et post-secondaire)							Réf.	
Avancé (supérieur)							0,09+	1,77
Informations sur le conjoint éventuel								
Pas de conjoint	-0,48***	-13,07	-0,47***	-12,87	-0,34***	-6,32	-0,35***	-6,52
Femme en couple, non mariée	-0,06*	-2,19	-0,06*	-2,15	-0,06*	-2,03	-0,05*	-1,72
Conjoint occupant un emploi avant la conception (éventuelle) du deuxième enfant					0,08	1,50	0,12**	2,97
Termes d'interaction								
Les deux conjoints occupent un emploi					0,11*	1,98		
Femme active occupée, niveau d'études élémentaire							-0,05	-0,78
Femme active occupée, niveau d'études avancé							0,15**	2,73

Tableau 3 (suite). Coefficients estimés des deuxièmes naissances chez les femmes âgées de 17 à 45 ans déjà mères d'un enfant, régressions probit avec erreurs-types robustes, effets fixes pays

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	Coeff. est.	t	Coeff. est.	t	Coeff. est.	t	Coeff. est.	t
Âge								
17-24 ans	0,03	0,79	0,05	1,17	0,03	0,81	0,09**	2,23
25-34 ans	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
35-45 ans	-0,57***	-19,20	-0,57***	-19,23	-0,57***	-19,17	-0,59***	-19,81
Âge du premier enfant								
< 1 an	-0,86***	-20,75	-0,87***	-20,66	-0,87***	-20,77	-0,88***	-20,92
1-2 ans	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
3-6 ans	-0,16***	-5,89	-0,15***	-5,78	-0,16***	-5,86	-0,13***	-4,78
7 ans et plus	-0,78***	-22,27	-0,78***	-22,19	-0,78***	-22,13	-0,72***	-20,00
Le premier enfant est de sexe féminin	-0,003	-0,15	-0,003	-0,13	-0,002	-0,13	-0,004	-0,18
Constante	-0,62***	-6,00	-0,58***	-5,60	-0,70***	-6,21	-0,76***	-6,77
Effets fixes années	Oui		Oui		Oui		Oui	
Effets fixes pays	Oui		Oui		Oui		Oui	
Test de significativité conjointe								
p (la femme occupe un emploi, son conjoint également) ^(a)						0,005		
p (les deux conjoints occupent un emploi)						0,0001		
p (la femme occupe un emploi, niveau d'études élémentaire)							0,25	
p (la femme occupe un emploi, niveau d'études avancé)							0,003	
Pseudo R²		0,17		0,17		0,17		0,1754
Nombre d'observations				35401				
Nombre d'événements				2972				

(a) test $H_0: \beta_1(\text{emploi}) + \beta_2(\text{interaction}) = 0$ • **Significativité** : + p < 0,1 ; * p < 0,05 ; ** p < 0,01 ; *** p < 0,001.

Note : 25 pays européens : Autriche, Belgique, Bulgarie, Chypre, Danemark, Espagne, Estonie, Finlande, France, Grèce, Hongrie, Irlande, Italie, Lettonie, Lituanie, Luxembourg, Norvège, Pays-Bas, Pologne, Portugal, République tchèque, Slovaquie, Slovénie, Suède.

Source : Échantillon longitudinal EU-SILC (vagues 2003-2011).

Tableau 4. Coefficients estimés des deuxième naissances chez les femmes âgées de 17 à 45 ans déjà mères d'un enfant, régressions bi-probit et multiniveaux

	Modèle 5				Modèle 6		Modèle 7	
	Modèle bi-probit avec taux de chômage régionaux comme variables instrumentales du statut d'activité des femmes				Modèle multiniveau avec prise en compte des politiques familiales		Modèle multiniveau -interaction avec taux de couverture des services de garde	
	Var. dép. : 2 ^e enfant	t	Coef. est.	t	Coef. est.	t	Coef. est.	t
Statut d'activité de la femme avant la conception (éventuelle) du deuxième enfant								
Active occupée	0,65***	0,09			0,09+	0,05	0,10+	0,06
Niveau d'études de la femme								
Élémentaire			-0,52***	-0,02				
Intermédiaire (2 ^e cycle du secondaire et post-secondaire)			Ref.					
Avancé (supérieur)			0,46***	0,02				
Informations sur le conjoint éventuel								
Pas de conjoint	-0,45***	-0,04	0,05*	0,02	-0,73***	-0,11	-0,79***	-0,09
En couple, non mariée	-0,07*	-0,03	0,06**	0,02	-0,15**	-0,05	-0,14***	-0,03
Conjoint occupant un emploi avant la conception (éventuelle) du deuxième enfant					0,34***	0,09	0,25**	0,08
Variabiles contextuelles								
Taux d'emploi régional								
Taux de couverture des services de garde (enfants 0-2 ans)								
Durée maximale du congé parental					0,02**	0,005	0,02***	0,003
Total des transferts monétaires (3 ans)					0,001	0,002		
					0,001	0,006		
Termes d'interaction								
Emploi stable* taux de couverture des services de garde (âges 0-2 ans)							0,007*	0,003

Tableau 4 (suite). Coefficients estimés des deuxièmes naissances chez les femmes âgées de 17 à 45 ans déjà mères d'un enfant, régressions bi-probit et multiniveaux

	Modèle 5				Modèle 6		Modèle 7	
	Modèle bi-probit avec taux de chômage régionaux comme variables instrumentales du statut d'activité des femmes				Modèle multiniveau avec prise en compte des politiques familiales		Modèle multiniveau -interaction avec taux de couverture des services de garde	
	Var. dép. : 2 ^e enfant	t	Coeff. est.	t	Coeff. est.	t	Coeff. est.	t
Âge de la femme								
17-24 ans	0,22***	0,05	-0,60***	-0,03	0,07	0,07	0,07	0,07
25-34 ans	Ref.		Ref.		Ref.	Ref.	Ref.	
35-45 ans	-0,58***	-0,03	0,10***	0,02	-1,09***	-1,10***	-1,10***	-0,08
Âge du premier enfant								
< 1 an	-0,91***	-0,04	0,34***	0,03	-1,69***	-1,67***	-1,67***	-0,11
1-2 ans	Ref.		Ref.		Ref.	Ref.	Ref.	
3-6 ans	-0,22***	-0,03	0,45***	0,02	-0,24***	-0,24*	-0,24*	-0,11
7 ans et plus	-0,86***	-0,04	0,75***	0,02	-1,66***	-1,58***	-1,58***	-0,15
Le premier enfant est de sexe féminin	-0,002	-0,02	-0,0166	-0,02	0,005	0,04	0,003	0,03
Constante	-0,91***	-0,11	0,13	0,08	-2,83***	-2,94***	-2,94***	-0,07
Effets fixes années	Oui		Oui		Oui	Oui	Oui	
Effets fixes pays	Oui		Oui		Non	Non	Non	
Effets aléatoires								
Variance de la constante							0,13***	
Variance de « occupant un emploi »							0,04*	
Pseudo R ²							0,18	
Athrho			-0,40***					
Nombre d'observations			35 401			31 300		34 691
Nombre de pays			25			21		24

Significativité : + p < 0,1 ; * p < 0,05 ; ** p < 0,01 ; *** p < 0,001.

Note : 25 pays européens : Autriche, Belgique, Bulgarie, Chypre, Danemark, Espagne, Estonie, Finlande, France, Grèce, Hongrie, Irlande, Islande, Italie, Lettonie, Lituanie, Luxembourg, Norvège, Pays-Bas, Pologne, Portugal, République tchèque, Slovaquie, Slovaquie, Suède.

Source : Échantillon longitudinal EU-SILC (vagues 2003-2011) ; base de données de l'OCDE sur la famille 2007.

L'écart de probabilité d'avoir un deuxième enfant entre les femmes qui travaillent et les autres est non significatif dans le groupe de niveau d'études élémentaire et intermédiaire (coefficient estimé pour l'effet de l'emploi sur la probabilité d'une deuxième naissance : $-0,01$ pour le niveau d'études intermédiaire et $-0,05$ pour le niveau d'études élémentaire, soit $-0,01 - 0,05 = -0,06$). En revanche, l'effet de l'emploi est significativement positif chez les femmes ayant un niveau d'études avancé ($-0,01 + 0,15 = 0,14$). En ce qui concerne ces dernières, après la naissance d'un premier enfant, recevoir un retour sur leur investissement dans les études paraît important pour l'agrandissement de la famille. Par ailleurs, avoir un niveau d'études élevé a un effet positif significatif sur une deuxième naissance, en particulier pour les femmes qui travaillent ($0,09 + 0,15 = 0,24$), ce qui reflète très certainement un effet de revenu positif.

Dans les quatre modèles, nous incluons toutes les mères d'un premier enfant tout en contrôlant l'effet de l'âge, observé l'année précédant l'année de naissance d'un éventuel deuxième enfant. Tous les modèles estimés montrent que les femmes dont le premier enfant a entre un an et deux ans ont une probabilité significativement supérieure d'avoir un autre enfant que toutes les autres. Les mères d'un enfant de moins d'un an l'année précédant une deuxième naissance éventuelle sont celles qui ont la probabilité la plus faible d'avoir un deuxième enfant.

Le tableau 4 présente les résultats des modèles contenant des variables contextuelles. Avant tout, le modèle 5 montre les résultats d'un modèle bi-probit qui réduit l'endogénéité entre l'emploi et le comportement reproductif, en s'appuyant sur les taux de chômage régionaux comme instruments. Le modèle 5 présente les résultats pour la fécondité (colonne 1) et l'emploi (colonne 2), estimés simultanément. Ce test de robustesse confirme les principaux résultats des modèles probit simples, à savoir un effet positif moyen de l'emploi sur la probabilité d'avoir un deuxième enfant pour toutes les femmes, tous niveaux d'études confondus⁽¹³⁾.

Les modèles 6 et 7 présentent les résultats de l'analyse multiniveau avec les indicateurs relatifs à la politique familiale. Le modèle 6 montre l'effet positif avéré de l'emploi sur la probabilité d'avoir un deuxième enfant, compte tenu de l'offre de structures de garde, de la durée du congé parental et des transferts monétaires. La mesure politique ayant un effet positif et significatif sur les deuxièmes naissances est l'offre de structures de garde, tandis qu'aucun effet significatif n'est constaté pour la durée du congé ou les transferts monétaires totaux.

L'effet positif de la garde d'enfants et la relative inefficacité de la durée du congé parental et des transferts monétaires pour une deuxième naissance montrent que les considérations de conciliation sont cruciales pour l'agrandissement des familles. La possibilité de concilier l'activité professionnelle et

(13) Cet effet s'atténue et cesse d'être significatif dès lors que le niveau d'études est ajouté aux régresseurs (Greulich *et al.*, 2016). En raison de son étroite corrélation avec l'emploi, le niveau d'études est omis dans les spécifications de base présentées dans cet article.

la vie familiale semble déterminante pour la décision d'avoir un deuxième enfant, davantage apparemment que la possibilité de cesser le travail pendant une période relativement longue.

Le modèle 7 vérifie l'effet de l'offre de structures de garde d'enfant sur la probabilité d'une deuxième naissance, respectivement chez les femmes occupant un emploi et chez celles qui ne travaillent pas. Ce modèle nous indique également de quelle manière l'effet individuel de l'emploi sur la fécondité peut être renforcé ou atténué par le taux de couverture des services de garde dans le pays. Le terme d'interaction indique que l'effet positif du développement de l'offre de garde sur la naissance d'un deuxième enfant est plus fort pour les femmes en emploi que pour celles qui ne travaillent pas. Par conséquent, tant l'emploi (au niveau individuel) que le développement des structures formelles de garde d'enfants (au niveau macro) augmentent la probabilité d'avoir un deuxième enfant, et plus encore quand ces deux caractéristiques se cumulent.

Conclusion

Cet article étudie les liens entre l'emploi féminin et les deuxièmes naissances en Europe. Couvrant la majorité des pays européens en tenant compte des caractéristiques des conjoints et des politiques familiales, il contribue à la recherche comparative dans ce domaine. À notre connaissance, il n'existe à ce jour aucune analyse approfondie des déterminants de la fécondité au niveau microéconomique se concentrant sur le statut d'activité et fournissant simultanément une perspective comparative à grande échelle.

En utilisant l'échantillon longitudinal du Panel européen des ménages sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, vagues 2003 à 2011), nous trouvons des éléments démontrant le lien positif entre l'emploi des femmes et la naissance du deuxième enfant dans les pays européens. L'ampleur de l'effet varie cependant selon les individus. La relation positive est plus marquée chez les femmes ayant un niveau d'études élevé et celles dont le conjoint occupe un emploi. Pour celles qui n'ont pas de conjoint ou dont le conjoint ne travaille pas, le statut d'activité des femmes elles-mêmes semble moins primordial, car avoir un conjoint qui occupe un emploi est crucial dans la décision d'avoir un autre enfant. Une fois cette condition remplie, les femmes ayant elles-mêmes un emploi sont plus susceptibles d'avoir un deuxième enfant que celles ne participant pas au marché du travail. Les modèles multiniveaux révèlent en outre que l'effet positif de l'emploi sur la transition vers une deuxième naissance est renforcé dans les pays où le taux de couverture des services de garde d'enfants est élevé. Si le développement de ces services au niveau d'un pays paraît augmenter les chances individuelles des femmes d'avoir un deuxième enfant, d'autres types de soutien institutionnel (système de congé parental, transferts monétaires forfaitaires, etc.) n'ont pas un effet aussi positif.

Au vu des interactions positives entre le développement des services de garde à l'échelle nationale et l'emploi au niveau individuel, il semble que la possibilité de concilier vie professionnelle et vie familiale soit déterminante pour les choix de fécondité. L'intégration sur le marché du travail après la naissance d'un premier enfant apparaît cruciale pour l'agrandissement de la famille et ce, aussi bien pour la femme que pour son conjoint. On constate que les couples biactifs sont plus susceptibles d'avoir un deuxième enfant. Nos résultats indiquent que les familles où les deux conjoints participent au marché du travail sont celles qui parviennent le mieux à assurer la sécurité financière nécessaire à l'arrivée d'un nouvel enfant. Dans cette logique, les politiques qui réussissent à encourager à la fois le travail des parents et la fécondité sont non seulement celles qui investissent dans l'offre de services de garde mais également celles qui sécurisent l'emploi et les revenus du travail.

En dernier lieu, il convient de préciser que, même si l'utilisation des données EU-SILC comporte plusieurs avantages par rapport aux enquêtes plus démographiques (grand nombre de pays couverts, prise en considération des caractéristiques des conjoints, informations détaillées sur le statut d'activité), cette étude se heurte néanmoins à certaines limites. Étant donné que ces statistiques ne sont pas conçues pour des analyses démographiques, les mesures du comportement reproductif peuvent être faussées, principalement en raison du risque d'attrition associé à un échantillon longitudinal. En plus de certaines caractéristiques socioéconomiques, des déterminants individuels importants de la fécondité comme la santé, la qualité de la relation avec le conjoint ou encore les normes et valeurs, ne sont pas observées. Toutefois, le fait de se concentrer sur les deuxièmes naissances et non sur l'analyse des premières naissances permet de contourner certains de ces problèmes, au moins dans une certaine mesure : puisque les femmes de notre échantillon sont déjà mères, cela neutralise implicitement l'effet de la stérilité en général et de « l'aversion » pour les enfants. Nous sommes également moins exposés à l'attrition, car les couples avec enfants ont davantage de probabilités que les célibataires et les couples sans enfant d'être suivis dans le cadre des statistiques EU-SILC. Greulich et Dasré (2017) constatent que la sous-déclaration des deuxièmes naissances dans l'EU-SILC est négligeable par rapport aux mesures non biaisées issues de la base de données sur la fécondité humaine (Human Fertility Database), pour la majorité des pays couverts par les statistiques EU-SILC. En outre, ils n'identifient aucun élément démontrant des différences d'attrition significatives en fonction des caractéristiques socioéconomiques⁽¹⁴⁾.

(14) Greulich et Dasré (2017) montrent que les statistiques EU-SILC sous-estiment la probabilité d'une première naissance chez les femmes âgées de 20 à 30 ans du fait de l'attrition, mais les naissances de rang supérieur sont correctement déclarées pour tous les âges. La naissance d'un premier enfant peut aller de pair avec l'éclatement d'un ménage, par exemple quand une femme quitte le ménage de ses parents et fonde son propre ménage. Comme ces femmes ont peu de chances d'être les principaux répondants, elles risquent de sortir de l'enquête après leur départ du ménage parental. Les statistiques EU-SILC permettent un meilleur suivi des ménages quand tous leurs membres déménagent. C'est la raison pour laquelle le problème d'attrition se pose bien moins pour les naissances de rang supérieur.

On peut cependant reconnaître que se concentrer sur les deuxièmes naissances risque de donner lieu à des taux de transition faussés par des effets de sélection, car on n'observe que des femmes dont l'orientation familiale antérieure est déjà avérée puisqu'elles ont déjà donné naissance à un premier enfant. Néanmoins, si tel était le cas, on pourrait s'attendre à ce que le travail des femmes n'ait plus d'effet significatif sur la probabilité d'avoir un deuxième enfant. Or ces résultats suggèrent le contraire : en moyenne, occuper un emploi est un critère important dans la décision des femmes d'avoir un autre enfant, y compris chez celles qui, ayant déjà décidé d'avoir un premier enfant, ont démontré une attitude positive à l'égard de la famille.

Quoi qu'il en soit, l'inclusion d'autres rangs de naissance dans l'analyse semble une piste de recherche prometteuse, qui permettrait d'étayer les conclusions relatives à l'effet de l'emploi des femmes sur la fécondité générale. Le cadre macroéconomique mérite également d'être élargi, pour tenir compte notamment des institutions du marché du travail et de leurs interactions avec la conjoncture économique. Ceci paraît particulièrement important dans le contexte de la crise économique récente. Enfin, il serait utile d'investir dans de nouveaux travaux de recherche pour retracer précisément la stabilité à long terme de l'emploi au niveau individuel et ses effets sur la fécondité.

Remerciements : Ce travail de recherche a été financé par la Banque mondiale en tant que document de synthèse destiné aux deux rapports suivants : « What's next in aging Europe? Aging with growth in Central Europe and the Baltics » et « Golden aging: Prospects for healthy, active and prosperous aging in Europe and Central Asia ». Ses auteurs ont bénéficié des commentaires précieux fournis par Emily Sinnot, Ana Maria Munoz Boudet, Aurélien Dasré, Letizia Mencarini, Francesco Billari, Josh Goldstein, Trude Lappégard, Zsolt Spéder, Michael Rendall, Hippolyte d'Albis, Uwe Sunde, Elena Stancanelli, Benoît Rappoport, David Margolis et trois lecteurs anonymes.

Données utilisées : Commission européenne, Eurostat, données transversales pour 2011 et longitudinales EU-SILC pour les années 2003-2011 et base de données de l'OCDE sur la famille 2011. Le Groupe de la Banque mondiale, Eurostat et l'OCDE déclinent toute responsabilité quant aux résultats et conclusions exposés par les auteurs. Les points de vue exprimés dans le cadre du présent article relèvent de la seule responsabilité de ces derniers et ne représentent pas les points de vue du Groupe de la Banque mondiale, d'Eurostat, de l'OCDE ou de ses pays membres.

RÉFÉRENCES

- ADSERÀ A., 2004, « Changing fertility rates in developed countries. The impact of labour market institutions », *Journal of Population Economics*, 17(1), p. 17-43.
- BECKER G.S., 1960, « An economic analysis of fertility », *Demographic and Economic Change in Developed Countries, a Conference of the Universities*, National Bureau Committee for Economic Research. Princeton, NJ, Princeton University Press.
- BERNHARDT E., 1993, « Fertility and employment », *European Sociological Review*, 9(1), p. 25-42.
- BLOSSFELD H.-P. (ed.), 1995, *The New Role of Women. Family Formation in Modern Societies*, Boulder, Westview Press, 266 p.
- BONGAARTS J., SOBOTKA T., 2012, « A demographic explanation for the recent rise in European fertility », *Population and Development Review*, 38(1), p. 83-120.
- BRETON D., PRIOUX F., 2009, « The one-child family: France in the European context », *Demographic Research*, 20(27), p. 657-692.
- D'ALBIS H., GREULICH A., PONTIÈRE G., 2017a, « Education, labour, and the demographic consequences of births postponement in Europe », *Demographic Research*, 36(23), p. 691-728.
- D'ALBIS, GOBBI P., GREULICH A., 2017b, « Having a second child and access to child-care: Evidence from European countries », *Journal of Demographic Economics*, 83(2), p. 177-210.
- FREJKA, T., SARDON J.-P., 2007, « Cohort birth order, parity progression ratio and parity distribution trends in developed countries », *Demographic Research*, 16(11), p. 315-374.
- FREJKA, T., SOBOTKA T., 2008, « Fertility in Europe: Diverse, delayed and below replacement », *Demographic Research*, Special Collection 7, Frejka T., Sobotka T., Hoem J.M., Toulemon L. (eds.), « Childbearing trends and policies in Europe », 19(3), Overview Chapter 1, p. 15-46.
- GOLDSTEIN J.R., SOBOTKA T., JASILIONIENE A., 2009, « The end of 'lowest-low fertility?' », *Population and Development Review*, 35(4), p. 663-699.
- GREULICH A., DASRÉ A., 2017, « The quality of periodic fertility measures in EU-SILC », *Demographic Research*, 36(17), p. 525-556.
- GREULICH A., THÉVENON O., GUERGOAT-LARIVIÈRE M., 2016, « Securing women's employment: A fertility booster in European countries? », Centre d'économie de la Sorbonne, Document de travail n° 2016-24, 44 p.
- LESTHAEGHE R., 2010, « The unfolding story of the Second Demographic Transition », The Population Council, Inc., *Population and Development Review*, 36(2), p. 211-251.
- LUCI-GREULICH A., THÉVENON O., 2013, « The impact of family policies on fertility trends in developed countries », *Revue européenne de démographie*, 29(4), p. 387-416.
- LUCI-GREULICH, A., THÉVENON, O., 2014, « Does economic advancement 'cause' a re-increase in fertility? An empirical analysis for OECD countries (1960-2007) », *Revue européenne de démographie*, 30(2), p. 187-221.

- MATYSIAK A., VIGNOLI D.**, 2008, « Fertility and women's employment: A meta-analysis », *Revue européenne de démographie*, 24(4), p. 363-384.
- MATYSIAK A., VIGNOLI D.**, 2013, « Diverse effects of women's employment on fertility: Insights from Italy and Poland », *Revue européenne de démographie*, 29(3), p. 273-302.
- MCDONALD P.**, 2000, « Gender equity, social institutions and the future of fertility », *Journal of Population Research*, 17(1), p. 1-16.
- MCDONALD P.**, 2006, « Low fertility and the state: The efficacy of policy », *Population and Development Review*, 32(3), p. 485-510.
- MINCER J.**, 1958, « Investment in human capital and personal income distribution », *Journal of Political Economy*, 66(4), p. 281-302.
- MYRSKYLÄ M., KOHLER H.P., BILLARI F.**, 2009, « Advances in development reverse fertility declines », *Nature*, 460(6), p. 741-743.
- NEYER G., LAPPEGARD T., VIGNOLI D.**, 2013, « Gender equality and fertility: Which equality matters? », *Revue européenne de démographie*, 29(3), p. 245-272.
- OCDE**, 2012, « Gender equality in education, employment and entrepreneurship: Final report to the MCM 2012 », OECD Publishing, 252 p.
- RENDALL M., GREULICH A.**, 2016, « Multiple imputation for demographic hazard models with left-censored predictor variables. Application to employment duration and fertility in the EU-SILC », *Demographic Research*, 35(38), p. 1135-1148.
- RENDALL M., DEROSE A., EVANS A., GRAY E., HANAPPI D. et al.**, 2014, « Employment impacts on partnership and parenthood entry in different family-policy regimes », European Population Conference.
- RINDFUSS R., GUILKEY D., MORGAN P., KRAVDAL O.**, 2010, « Childcare availability and fertility in Norway », *Population and Development Review*, 36(4), p. 725-748.
- SCHMITT C.**, 2012, « Labour market integration, occupational uncertainties and fertility choices in Germany and the UK », *Demographic Research*, 26(12), p. 253-292.
- SOBOTKA T., BEAUJOUAN E.**, 2014, « Two is best? The persistence of a two-child family ideal in Europe », *Population and Development Review*, 40(3), p. 391-419.
- TESTA M.R.**, 2012, « Family sizes in Europe: Evidence from the 2011 Eurobarometer Survey », Vienna Institute of Demography of the Austrian Academy of Sciences, European Demographic Research Papers 2, 100 p.
- THÉVENON O.**, 2006, « Régimes d'État social et convention familiale : une analyse des régulations emploi-famille », *Économies et société, série socioéconomie du travail*, 27(6), p. 1137-1171.
- THÉVENON O.**, 2011, « Family policies in OECD countries: A comparative analysis », *Population and Development Review*, 37(1), p. 57-87.
- THÉVENON O., GAUTHIER A.**, 2011, « Family policies in developed countries: A "fertility booster" with side-effects », *Community, Work and Family*, 14(2), p. 197-216.
- THÉVENON O., SOLAZ A.**, 2014, « Parental leave and labour market outcomes: Lessons from 40 years of policies in OECD countries », Ined, Document de travail n° 199, 47 p.
- WILLIS R.**, 1973, « A new approach to the economic theory of fertility behaviour », *Journal of Political Economy*, 81(2), p. S14-S64.
- WOOD J., VERGAUWEN J., NEELS K.**, 2015, « Economic context and variation in first birth hazards in 22 European countries between 1970 and 2005 », in Matthijs K. et al. (eds.), *Population Change in Europe, the Middle-East and North-Africa: Beyond the Demographic Divide*, Ashgate Publishing, p. 45-80.

Angela GREULICH, Mathilde GUERGOAT-LARIVIÈRE, Olivier THÉVENON • EMPLOI ET DEUXIÈME NAISSANCE EN EUROPE

Cet article étudie les effets de l'emploi des femmes sur les deuxièmes naissances dans l'Europe contemporaine. En utilisant des données longitudinales issues des Statistiques communautaires sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC) de 2003 à 2011, et des données agrégées provenant de la base de données de l'OCDE sur la famille, nous identifions des éléments démontrant que l'exercice d'un emploi augmente significativement la probabilité d'une deuxième naissance chez les femmes. L'ampleur de l'effet diffère toutefois selon les individus. L'effet positif est plus marqué chez les femmes les plus instruites et celles dont le conjoint occupe lui-même un emploi. Le fait que les deux conjoints travaillent favorise donc davantage l'agrandissement de la famille d'un à deux enfants que d'autres configurations. Les modèles multiniveaux révèlent en outre que l'effet positif de l'emploi sur la transition vers une deuxième naissance est plus net dans les pays où l'offre de services de garde d'enfants est importante. L'essor de ces services à l'échelle d'un pays, qui constitue la mesure de politique familiale la plus efficace pour garantir la participation des femmes à la vie active, augmente la probabilité individuelle qu'une femme ait un deuxième enfant, ce qui est moins vrai pour d'autres types d'aides institutionnelles (systèmes de congés parentaux, allocations forfaitaires, etc.).

Angela GREULICH, Mathilde GUERGOAT-LARIVIÈRE, Olivier THÉVENON • EMPLOYMENT AND SECOND CHILDBIRTHS IN EUROPE

This article studies the effects of women's employment on second births in contemporary Europe. By mobilizing longitudinal data from the European Union's Statistics of Income and Living conditions (EU-SILC) and aggregated data from the OECD Family Database, we find evidence that being in employment significantly increases women's probability of second childbirth. The magnitude of the effect differs, however, among individuals. The positive impact is stronger for highly educated women and for women with partners who are themselves in employment. Dual employment thus favours family enlargement from one to two children more strongly than other employment configurations within the couple. Multilevel models also reveal that the positive effect of employment on the transition to second childbirth is reinforced in countries with high childcare coverage. The development of childcare at the country level – the most effective family policy to secure women's employment – increases the individual probability for women of having a second child, whereas other types of institutional support such as leave schemes or lump-sum cash transfers do not have such a positive effect.

Angela GREULICH, Mathilde GUERGOAT-LARIVIÈRE, Olivier THÉVENON • EMPLEO Y SEGUNDOS NACIMIENTOS EN EUROPA

Este artículo estudia los efectos del empleo femenino sobre los segundos nacimientos en la Europa contemporánea. Se utilizan datos longitudinales procedentes de las Estadísticas comunitarias sobre la renta y las condiciones de vida (EU-SILC) de 2003 a 2011, y datos agregados procedentes de la base de datos de l'OCDE sobre la familia, para mostrar que el ejercicio de un empleo aumenta significativamente la probabilidad de un segundo nacimiento. Sin embargo, la magnitud del efecto difiere según las características individuales y de la pareja. El efecto es más fuerte en las mujeres más instruidas y en aquellas cuyo cónyuge tiene también un empleo. El hecho de que los dos cónyuges trabajen favorece pues la llegada de un segundo hijo más que cualquier otra configuración. Los modelos multi-nivel muestran además que el efecto positivo del empleo es más elevado en los países donde la oferta de servicios de guardería y cuidado de niños es importante. El desarrollo de dichos servicios a la escala de un país – la medida de política familiar más eficaz para garantizar la participación de las mujeres a la vida activa – aumenta pues la probabilidad individual de que una mujer tenga un segundo hijo, lo cual es menos cierto para otro tipo de medidas institucionales (sistemas de permisos, de subsidios...)

Mots-clés : fécondité faible, emploi féminin, équilibre vie professionnelle et vie privée, Europe, agrandissement des familles

Keywords: low fertility, female employment, work-life balance, Europe, family enlargement

Traduit par Karine Guerrouche