

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC
INSTITUT NATIONAL DE LA RECHERCHE SCIENTIFIQUE
CENTRE – URBANISATION CULTURE SOCIÉTÉ

**LA NAISSANCE DU PREMIER ENFANT ET LA TRANSITION À LA VIE
ADULTE EN URUGUAY**

Par

Ana Laura FOSTIK

Baccalauréat en Sociologie

Thèse présentée pour obtenir le grade de

Philosophiae Doctor (Ph.D.)

Doctorat en démographie

Novembre 2014

Cette thèse intitulée

**LA NAISSANCE DU PREMIER ENFANT ET LA TRANSITION À LA VIE
ADULTE EN URUGUAY**

et présentée par

Ana Laura FOSTIK

a été évaluée par un jury composé de

Mme Laurence CHARTON, président, Centre Urbanisation Culture Société de l'INRS

M. Benoît LAPLANTE, directeur de thèse, Centre Urbanisation Culture Société de l'INRS

Mme Wanda CABELLA, examinateur externe, Universidad de la República

M. Alain GAGNON, examinateur externe, Université de Montréal

RÉSUMÉ

Cette thèse prend la forme d'une collection d'articles scientifiques rédigés aux fins de publication. Elle se compose d'une introduction, trois articles et une conclusion. Les trois articles portent sur la naissance du premier enfant dans le cadre de la transition à la vie adulte des femmes en Uruguay. Nous analysons la naissance du premier enfant sous un angle spécifique dans chacun des chapitres, tout en nous intéressant à quelques axes analytiques communs tels que le changement au fil des générations ainsi que les différences dans les comportements démographiques selon la position sociale et le niveau d'éducation des individus. Le premier article s'intéresse à la dimension publique du passage à la vie adulte: celui-ci porte sur les relations mutuelles entre la naissance du premier enfant et la première insertion sur le marché du travail, ainsi que sur l'influence du contexte socioéconomique sur ces aspects de la transition à la vie adulte. Le deuxième article s'intéresse à la dimension privée du passage à la vie adulte, en élucidant les liens entre les changements dans la vie conjugale observés dans le pays au fil des dernières décennies et la naissance du premier enfant. En d'autres termes, le deuxième article s'intéresse aux différences dans le calendrier de la naissance du premier enfant selon la forme d'entrée en union conjugale (première union). Les deux premiers articles utilisent l'Enquête sur les Situations familiales (ESF) de 2007 et le modèle semi-paramétrique de Royston-Parmar. Le troisième article porte sur l'ensemble de la transition à la vie adulte en s'intéressant aux effets de l'ordre des événements-clés de cette transition ainsi que sur l'impact que cet ordre peut avoir sur la naissance du premier enfant pendant la jeunesse. Cet article utilise une source de données différente qui permet l'analyse de séquences, en construisant une typologie de trajectoires typiques, ainsi que le modèle de risque semi-paramétrique de Cox (Enquêtes nationales de Jeunesse 1990 et 2008). Il est conclu que le calendrier de la première naissance ainsi que les relations entre les différents événements du passage à la vie adulte et la première naissance varient selon l'origine sociale et le niveau d'éducation des femmes. Le calendrier de chacun des événements-clés du passage à la vie adulte et l'ordre de ces événements dans la trajectoire du passage à la vie adulte varie lui aussi selon l'origine sociale. De plus, l'effet du contexte socioéconomique sur le passage à la vie adulte varie lui aussi selon la position sociale des femmes. Pendant la période de transition à la vie adulte, la fécondité au sein du mariage, et particulièrement au sein du mariage précédé de l'union libre, est plus élevée qu'au sein de l'union libre. Cet aspect du passage à la vie adulte varie selon la cohorte de naissance, ce qui suggère un changement générationnel, et il varie moins selon le niveau d'éducation et l'origine sociale que les autres éléments que nous en avons analysés.

Mots-clés : fécondité, transition à la vie adulte, première naissance, modèles de risque, analyse biographique, Uruguay

ABSTRACT

This dissertation is manuscript-based. It is composed of an introduction, three distinct journal articles and a conclusion. The three articles analyse the transition to the first birth in the context of the passage to adulthood among Uruguayan women. We analyse the transition to the first birth from a specific angle in each article. However, some analytical axes are present throughout all of them, such as the change across cohorts and the demographic differentials among women from different social origins and educational attainment levels. The first article is concerned with the public dimension of the transition to adulthood, analysing the mutual relations that exist between the first birth and the first labour market insertion as well as the impact from the socioeconomic context in both of these transitions. The second article deals with the private dimension of the transition to adulthood, elucidating the relations between the changes in union formation observed in the country in recent decades and the first birth. This article focuses on the differences in the timing of childbearing that are associated to changes in union status (first union). The first two articles use data from ESF 2007 and flexible semi-parametric models (Royston-Parmar). The third article takes a holistic approach to the passage to adulthood, focusing on the temporal order of the markers of the transition and its impact on the first birth during the early youth. This article uses a different data source (National Youth Surveys 1990 and 2008) that allows for sequence analysis and the construction of a typology of pathways to adulthood. In this article, we estimate equations using the semi-parametric Cox model. We conclude that not only the timing of the events that are considered markers of the transition to adulthood is different among women from different social positions, but these differentials are also found in the relations between these events and the transition to the first birth. Also, the impact of the larger socio-economic context on the passage to adulthood varies by social origin. We find that childbearing during the transition to adulthood is more intense within marriage, and especially within marriage that was preceded by a cohabiting partnership, than within cohabitation. The timing of the first birth by union status shows less differentials by social origins or educational attainment and larger differences across cohorts, suggesting a generational change where the differences in childbearing by conjugal status decrease across birth cohorts.

Keywords: fertility, transition to adulthood, first birth, hazard models, survival analysis, Uruguay

REMERCIEMENTS

Je tiens tout d'abord à remercier mon directeur de thèse, M. Benoît Laplante, pour son soutien académique, financier et moral depuis le début de mes études à l'INRS. Son intérêt pour mon projet, ses commentaires, suggestions et corrections ont été une contribution précieuse à ma formation.

Je voudrais également remercier tous les professeurs du Département de Démographie ainsi que le personnel administratif et du service de documentation du Centre Urbanisation Culture Société de l'INRS.

Je souhaite remercier l'Organisation des États Américains (OEA), l'INRS et le Cluster de Connaissances Stratégiques du Changements de Population et Parcours de Vie pour le soutien financier qu'ils m'ont accordé.

Je tiens aussi à remercier le Programa de Población et Universidad de la República.

Finalement, j'aimerais adresser des remerciements tout particuliers: à mes parents, pour leur soutien inconditionnel, à ma famille élargie et à ma famille choisie, celle de Montréal et celle de l'Uruguay et bien sûr, à Nicolas. Sans lui, rien de cela n'aurait été possible.

TABLE DES MATIÈRES

Liste des tableaux	xiii
Liste des figures	xv
Liste des abréviations et des sigles	xviii
Introduction	1
Le contenu de la thèse	2
Chapitre 1. Le contexte	5
1.1 Le portrait démographique de l'Uruguay	5
1.2 La transition à la vie adulte en Uruguay	11
1.3 La politique familiale.....	13
1.4 L'évolution du contexte socio-économique de l'Uruguay au cours du XX ^e siècle.....	14
1.4.1 La période 1900–1930	14
1.4.2 La période 1930–1955	14
1.4.3 La période 1973–2000	15
1.5 La participation des femmes sur le marché du travail	18
Chapitre 2. Recension des écrits sur la fécondité des femmes	23
2.1 Les transformations de l'économie et de la société	23
2.2 L'augmentation de l'activité des femmes et le conflit entre travail et vie domestique	25
2.3 Les sociétés de risque et la place de l'incertitude économique	28
2.4 Le rôle du contexte institutionnel et de l'État-providence	31
2.5 Le rôle de l'inégalité des sexes.....	34
2.6 Le changement démographique et le changement des valeurs : la deuxième transition démographique	35
2.7 Le changement familial en Amérique latine.....	39
2.8 Le passage à la vie adulte	40

Chapitre 3. Problématique, méthodes et sources de données	45
3.1 La problématique	45
3.2 Les axes analytiques	46
3.3 Les méthodes	47
3.4 Les sources de données.....	48
3.4.1 L’Enquête sur les situations familiales et les caractéristiques sociales à Montevideo et sa région métropolitaine (ESF)	48
3.4.2 Les Enquêtes nationales de Jeunesse	49
Chapitre 4: THE TRANSITION TO THE FIRST BIRTH AND LABOUR MARKET TRAJECTORIES IN URUGUAY. THE INTERRELATION OF MICRO AND MACRO SOCIAL FACTORS	51
4.1 Introduction	52
4.2 Literature review	54
4.2.1 The transition to adulthood in Uruguay.....	54
4.2.2 Fertility and labour market activity	56
4.2.3 The macro-level determinants	57
4.3 Hypotheses	59
4.3.1 Hypotheses on the first birth.....	59
4.3.2 Hypotheses on the first job	61
4.4 Data and methods	62
4.4.1 Methods	62
4.4.2 The data	63
4.4.3 Dependent variables	66
4.4.4 Independent variables	66
4.4.5 Time-series variables	67
4.4.6 Analysis by social origin	68
4.5 Results: the age patterns of the transitions	69
4.6 Transition to the first birth and the first job	75
4.6.1 The transition to the first birth.....	76

4.6.2 The first job	81
4.7 Discussion	86
4.8 Concluding remarks	91
Further research implications	92
Chapitre 5: UNION STATUS AND CHILDBEARING DURING THE TRANSITION TO ADULTHOOD IN URUGUAY	95
5.1 Introduction	96
5.2 Literature review	98
5.2.1 Nuptiality in the Southern Cone	98
5.2.2 Conjugal unions and fertility	99
5.2.3 The legal frame of cohabiting unions, marriages and childbearing in Uruguay	100
5.3 Objectives	102
5.4 Hypotheses	103
5.5 Data and methods	103
5.5.1 Data	103
5.5.2 Methods	105
5.5.3 Variables	107
5.6. Descriptive results: first union formation over time	109
5.7 The timing of childbearing and union status	113
5.8 The first birth from ages 12 to 34	120
5.9 The first birth since age at union formation	125
5.10 Discussion	128
5.11 Concluding remarks	131
Chapitre 6: PATHWAYS TO ADULTHOOD IN URUGUAY	135
6.1 Introduction	136
6.2 Literature review	137
6.2.1 Context of the transition to adulthood in Uruguay	140
6.3. Objectives and hypotheses	142
6.3.1 Objectives	142
6.3.2 Hypotheses	142
6.4 Data and methodology	143

6.4.1 Data source	143
6.4.2 Methodology.....	144
6.4.2.1 Sequence analysis	145
6.4.2.2 State space in sequence analysis	146
6.4.2.3 Event history analysis	147
6.4.2.4 Space state in survival analysis.....	148
6.5 Sequence analysis results	150
6.5.1 Sequence clusters in the 1961-1965 birth cohort.....	150
6.5.2 Sequence clusters in the 1979-1983 birth cohort.....	157
6.5.3 A comparison of the pathways to adulthood across cohorts	164
6.6 The state space and the first birth.....	166
6.7 Discussion	171
6.8 Concluding remarks	173
Conclusion générale	175
Synthèse des résultats du premier chapitre.....	175
Synthèse des résultats du deuxième chapitre.....	177
Synthèse des résultats du troisième chapitre	178
Réflexions sur la transition à la vie adulte.....	179
Les contributions de la thèse	181
Limites de la thèse	184
Nos résultats et les politiques	185
ANNEXE A	187
ANNEXE B	201
ANNEXE C	213
Bibliographie.....	219

LISTE DES TABLEAUX

Table 4.1. Sample description, respondent's characteristics.....	65
Table 4.2. Sample description, social origin of the respondent. Educational attainment of both parents. Uruguayan women born between 1950 and 1983.	66
Table 4.3. Social origin of the respondent, composite measure. Uruguayan women born between 1950 and 1983.	68
Table 4.4. The transition to the first birth between ages 12 and 34. Uruguayan women born between 1950 and 1983. First job as a dichotomy. Lower and higher social origin. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios.	78
Table 4.5. The transition to the first birth between ages 12 and 34. Uruguayan women born between 1950 and 1983. Educational attainment and first job combined in a single variable ("interaction"). Lower and higher social origin. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios.....	80
Table 4.6. The transition to the first birth between ages 12 and 34. Uruguayan women born between 1950 and 1983. Time elapsed since beginning of first job. Lower and higher social origin. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios.....	81
Table 4.7. The transition to the first job between ages 12 and 34. Uruguayan women born between 1950 and 1983. First birth as a dichotomy. Lower and higher social origin. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios.	83
Table 4.8. The transition to the first job between ages 12 and 34. Uruguayan women born between 1950 and 1983. Educational attainment and first birth combined in a single variable ("interaction"). Lower and higher social origin. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios.....	85
Table 4.9. The transition to the first job between ages 12 and 34. Uruguayan women born between 1950 and 1983. Time elapsed since first birth. Lower and higher social origin. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios.	86
Table 5.1. Sample description. Respondent's characteristics.	105
Table 5.2. Proportion of women with at least one conjugal union. Uruguayan women born between 1940 and 1983.....	110

Table 5.3. Proportion of women who enter each type of conjugal union by birth cohort. Uruguayan women born between 1940 and 1983.	110
Table 5.4. Proportion of women entering a cohabiting union who later marry, by birth cohort. Uruguayan women born between 1940 and 1983.	110
Table 5.5. Proportion of women who enter each type of conjugal union by educational attainment. Uruguayan women born between 1940 and 1983.	111
Table 5.6. Proportion of women entering a cohabiting union who later marry, by educational attainment. Uruguayan women born between 1940 and 1983.	111
Table 5.7. Proportion of women who enter each type of conjugal union by social origin. Uruguayan women born between 1940 and 1983.	111
Table 5.8. Proportion of women entering a cohabiting union who later marry, by social origin. Uruguayan women born between 1940 and 1983.	111
Table 5.9. Proportion of women who enter each type of conjugal union by religion of the parents ¹ . Uruguayan women born between 1940 and 1983.	112
Table 5.10. Proportion of women entering a cohabiting union who later marry, by religion of the parents ¹ . Uruguayan women born between 1940 and 1983.	112
Table 5.11. Mean age at first union by cohort and by type of conjugal union. Uruguayan women born between 1940 and 1983.	113
Table 5.12. Median age at first union by cohort and by type of conjugal union. Uruguayan women born between 1940 and 1983.	113
Table 5.13. The transition to the first birth between ages 12 and 34. Coefficients estimated for each birth cohort. Flexible parametric hazard model Coefficients reported as hazard ratios.	121
Table 5.14. The transition to the first birth between ages 12 and 34. All respondents, lower social status and higher social status. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios. Uruguayan women born between 1940 and 1983.	123
Table 5.15. The transition to the first birth between ages 12 and 34. Coefficients estimated for women with each educational attainment level. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios. Uruguayan women born between 1940 and 1983.	124
Table 5.16. The transition to the first birth since union formation. Coefficients estimated for each birth cohort. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios. Uruguayan women born between 1940 and 1983.	126

Table 5.17. The transition to the first birth since union formation. All respondents, lower social status and higher social status. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios. Uruguayan women born between 1940 and 1983.....	127
Table 5.18. The transition to the first birth since union formation. Coefficients estimated for women with each educational attainment level. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios. Uruguayan women born between 1940 and 1983.....	128
Table 6.1. Sample description.....	144
Table 6.2. Multi-state space used in sequence analysis.....	147
Table 6.3. States used in Cox models.....	149
Table 6.4. Socio-economic profile of women in each sequence cluster. 1961-1965 cohort. Percentages.....	157
Table 6.5. Socio-economic profile of women in each sequence cluster. 1979-1983 cohort. Percentages.....	164
Table 6.6. Trajectory types and changes in their relative weight between the 1961-1965 and 1979-1983 cohorts. Percentages.....	166
Table 6.7. The transition to the first birth. Coefficients reported as hazard ratios.....	169

LISTE DES FIGURES

Figure 4.1 Annual growth of the gross domestic product, Uruguay, 1961-2007, and Annual women's unemployment rate, Uruguay, 1968-2007.....	67
Figure 4.2A. Survivor function of the transition to first birth by social origin, Uruguayan women born between 1950 and 1983.....	70
Figure 4.2B. Survivor function of the transition to first birth by educational attainment, Uruguayan women born between 1950 and 1983.....	70
Figure 4.3A. Survivor function of the transition to first job by social origin, Uruguayan women born between 1950 and 1983.....	71
Figure 4.3B. Survivor function of the transition to first job by educational attainment, Uruguayan women born between 1950 and 1983.....	71
Figure 4.4. Hazard function of transition to first birth, controlling for birth cohort, first job, conjugal situation and educational attainment, by social origin.....	73

Figure 4.5. Hazard function of transition to first birth, controlling for birth cohort, first job, conjugal situation and social origin, by educational attainment	73
Figure 4.6. Hazard function of transition to first job, controlling for birth cohort, first birth, conjugal situation and educational attainment, by social origin	74
Figure 4.7. Hazard function of transition to first job, controlling for birth cohort, first birth, conjugal situation and social origin, by educational attainment	74
Figure 5.1. Survivor function of the transition to first birth by union status, from ages 12 to 34. Uruguayan women born between 1940 and 1983	115
Figure 5.2. Survivor function of the transition to the first birth by union status, since start of the first union. Uruguayan women born between 1940 and 1983	115
Figure 5.3. Hazard function of the transition to the first birth by union status, from ages 12 to 34. Uruguayan women born between 1940 and 1983	117
Figure 5.4. Hazard function of the transition to the first birth by union status since start of the first union. Uruguayan women born between 1940 and 1983	117
Figure 5.5. Hazard function to the first birth from ages 12 to 45 by union status, controlling for birth cohort, educational attainment and religion. Uruguayan women born between 1940 and 1983	119
Figure 5.6. Hazard function to the first birth since start of the first union by union status, controlling for birth cohort, educational attainment and religion. Uruguayan women born between 1940 and 1983	119
Figure 6.1. Sequence cluster A, 1961-1965 cohort (30%)	152
Figure 6.2. Sequence cluster B, 1961-1965 cohort (21%)	152
Figure 6.3. Sequence cluster C, 1961-1965 cohort (17%)	154
Figure 6.4. Sequence cluster D, 1961-1965 cohort (14%)	154
Figure 6.5. Sequence cluster E, 1961-1965 cohort (10%)	156
Figure 6.6. Sequence cluster F, 1961-1965 cohort (8%)	156
Figure 6.7. Sequence cluster A, 1979-1983 cohort (26%)	159
Figure 6.8. Sequence cluster B, 1979-1983 cohort (25%)	159
Figure 6.9. Sequence cluster C, 1979-1983 cohort (17%)	161
Figure 6.10. Sequence cluster D, 1979-1983 cohort (16%)	161
Figure 6.11. Sequence cluster E, 1979-1983 cohort (11%)	163

Figure 6.12. Sequence cluster F, 1979-1983 cohort (5%).....163

Figure 6.13. Baseline hazard of the first birth. 1961-1975 and 1979-1983 cohorts.....167

Figure 6.14. Hazard of the first birth, controlling for social origin, region of residence and year of birth. 1961-1975 and 1979-1983 cohorts.167

LISTE DES ABRÉVIATIONS ET DES SIGLES

ESF	Enquête sur les Situations familiales
ENJ	Enquêtes nationales de jeunesse
NYS	National Youth Survey
INE	Instituto Nacional de Estadística
ISF	Indice synthétique de fécondité

INTRODUCTION

Cette thèse étudie la fécondité des femmes uruguayennes, examinant comment certaines caractéristiques de leur transition à la vie adulte influencent la naissance de leur premier enfant. Ces deux aspects des comportements démographiques présentent un intérêt particulier en Uruguay. D'une part, les études sur la transition à la vie adulte suscitent de l'intérêt dans le pays seulement depuis quelques années. D'autre part, la fécondité est centrale dans la recherche démographique sur ce pays à cause de la manière particulière dont elle a évolué au cours du XX^e siècle et également à cause de son évolution récente. Après un déclin soutenu de la fécondité depuis le début du XXe siècle, l'indice synthétique de fécondité (ISF) se trouve au-dessous du seuil de remplacement des générations depuis 2004. Selon les estimations du dernier recensement de 2011, le niveau de fécondité s'élève aujourd'hui à 1,9 enfants par femme (Varela Petito et coll. 2014).

Ce déclin de la fécondité rend incontournable autant l'analyse du calendrier des naissances que celui du nombre de naissances. Ainsi, quelques études récentes s'intéressent aux effets de *tempo* et de *quantum* pour expliquer la réduction de l'indice synthétique de fécondité. Ces études constatent que la diminution de cet indicateur s'explique surtout par une réduction des naissances de rang supérieur à deux. Cependant, elles identifient aussi un report des naissances entre 1996 et 2011, particulièrement important pendant les années de la crise économique au cours de la décennie de 2000 (Nathan, Pardo et Cabella 2014; Pardo et Cabella 2014).

L'Uruguay se situe dans une région caractérisée par de fortes inégalités sociales. Une conséquence de ces inégalités est l'hétérogénéité des comportements démographiques en fonction de la position des individus dans la hiérarchie sociale ((Videgain 2006; Varela, Pollero et Fostik 2008; Nathan 2013; Varela Petito et coll. 2014). Ceci constitue un trait marquant de la dynamique démographique du pays. Cette hétérogénéité a été extensivement documentée pour la fécondité des femmes. Tel que nous décrirons en détail dans le prochain chapitre, la descendance atteinte par les femmes varie énormément selon leur niveau d'éducation, leur origine sociale d'origine et la condition de pauvreté actuelle.

Dans ce contexte, une analyse approfondie des déterminants du calendrier de la première naissance pendant la période du passage à la vie adulte s'avère un projet pertinent. Nous entreprenons ce projet en nous intéressant à la façon dont certaines caractéristiques de la société uruguayenne, notamment la position dans la hiérarchie sociale, influencent le processus qui conduit à la naissance du premier enfant dans le cadre du passage à la vie adulte ainsi qu'à la manière dont ce processus a évolué au fil du temps. Nous portons une attention particulière aux différences selon le niveau d'éducation des femmes dans ce processus.

La thèse vise à produire des connaissances sur la fécondité et la transition à la vie adulte en adoptant une approche biographique. Nous analysons quantitativement les biographies à partir de données de type rétrospectif. Pour y parvenir, nous utilisons plusieurs modèles de risque ainsi que l'analyse des séquences.

Le contenu de la thèse

Dans le premier chapitre nous dressons un portrait démographique et socioéconomique de l'Uruguay qui permettra de mieux situer le point de départ et les résultats de la recherche.

Dans le deuxième chapitre, nous présentons les principales théories contemporaines sur la fécondité et sur la transition à la vie adulte. Nous présentons d'abord les théories qui traitent des liens entre les structures productives et la fécondité pour différents contextes historiques. Nous exposons ensuite succinctement les discussions portant sur les décisions de fécondité, ainsi que celles adressant la question de la valeur et le coût des enfants au cours des différentes phases de la transition démographique. Nous présentons l'hypothèse de l'incompatibilité des rôles dans les sphères productive et reproductive qui a été prédominante pour expliquer le déclin de la fécondité lors du premier stade de l'intégration des femmes au marché du travail. Nous présentons ensuite les éléments des structures productives et sociales ayant été récemment évoqués pour comprendre le comportement procréateur des femmes en portant une attention particulière aux notions de risque et d'incertitude sociale, ainsi qu'aux caractéristiques du marché du travail et de l'État providence qui contribuent à faciliter la conciliation travail-famille. Nous abordons ensuite le rôle des rapports entre les sexes. Par la suite, nous présentons les principaux changements dans le domaine normatif liés à la notion de deuxième transition démographique et aux transformations

dans les modèles familiaux qui surviennent au cours de cette période de l'évolution démographique.

Nous terminons le chapitre en exposant les principaux changements observés au sein du processus de passage à la vie adulte qui découlent des changements dans la structure de l'économie et des changements normatifs.

Dans le troisième chapitre, nous décrivons la problématique abordée dans la thèse et nous décrivons brièvement les méthodes et les sources de données utilisées. Ceux-ci sont décrits en détail dans chacun des chapitres.

Les résultats de recherche sont présentés en trois chapitres qui sont autant d'articles. Le troisième chapitre porte sur la biographie reproductive des femmes et la dimension publique de la transition à la vie adulte. Plus spécifiquement, nous nous intéressons aux liens qui relient le passage à la vie active et la naissance du premier enfant, en prenant en considération certaines des caractéristiques du contexte social et économique. L'article « The transition to the first birth and labour market trajectories in Uruguay. The interrelation of micro and macro social factors » a été présenté dans une session régulière lors du XXVII^e Congrès international de l'Union internationale pour l'étude scientifique de la population, en Corée du Sud, au mois d'août 2013.

Le quatrième chapitre aborde les liens entre la dimension privée du passage à la vie adulte et la biographie reproductive des femmes. L'objectif est d'analyser le lien entre le calendrier de la fécondité et la formation de la première union conjugale — union libre, mariage ou mariage précédé d'une période d'union libre. Nous cherchons à y déterminer dans quelle mesure les changements observés dans la formation de la première union en Uruguay ont été accompagnés par des changements dans le processus qui mène à la naissance du premier enfant en tenant compte du type d'union. Cet article a été soumis pour présentation à la Conférence annuelle de la Population Association of America de 2015.

Le cinquième chapitre analyse la transition à la vie adulte d'une façon plus globale, en considérant autant sa dimension publique que sa dimension privée. Nous nous intéressons aux événements qui constituent le passage à la vie adulte tels qu'ils ont été vécus par chaque femme et à l'ordre dans lequel ils ont été vécus. Nous proposons d'abord une typologie du passage à la vie adulte basée sur l'analyse empirique des trajectoires observées chez les femmes de deux cohortes de naissance. Nous examinons ensuite l'effet des différentes suites d'états qui constituent les

trajectoires sur le risque de la première naissance. Dans les deux analyses, nous accordons une importance particulière à l'ordre temporel des événements du passage à la vie adulte. Cet article a été présenté dans une session régulière de la VI^e Conférence l'Asociación Latino-Americana de Población, qui s'est tenue à Lima, au Pérou, en août 2014.

Nous accordons une place centrale à deux éléments explicatifs : la succession des cohortes et la position au sein de la hiérarchie sociale. L'usage des cohortes permet de faire apparaître la stabilité ou la transformation des comportements au fil du temps historique. La position dans la hiérarchie sociale, mesurée par l'origine sociale et le niveau d'éducation, est un facteur clé dans toute étude des comportements démographiques à l'intérieur de sociétés aussi inégales que le sont les sociétés latino-américaines.

La thèse finit par une conclusion générale où nous présentons synthétiquement les principaux résultats de chacun des chapitres et établissons des liens entre ceux-ci.

CHAPITRE 1. LE CONTEXTE

1.1 Le portrait démographique de l'Uruguay

L'Uruguay est un pays de l'Amérique du Sud dont la population actuelle descend principalement de l'immigration européenne des dernières décennies du XIX^e siècle et les premières décennies du XX^e; les autochtones ne constituent qu'une petite partie de la population du pays. La population actuelle comptait 3 286 314 d'habitants en 2011 (INE) dont plus de la moitié se concentre dans la capitale, Montevideo, et sa région métropolitaine¹.

Depuis le début du XX^e siècle, la dynamique démographique du pays se distingue de celle du reste de l'Amérique latine par la précocité de sa première transition démographique – le processus par lequel les sociétés passent de niveaux élevés à niveaux faibles de mortalité et de fécondité – et par les ressemblances qui existent entre les comportements démographiques de sa population et ceux des populations des pays plus développés, les niveaux de mortalité et de fécondité y étant relativement faibles. En conséquence de son évolution démographique particulière, l'Uruguay, comme les pays plus développés, a aujourd'hui pour principal enjeu démographique le vieillissement déjà avancé de sa population. Cette situation risque de s'aggraver puisque la fécondité en Uruguay est, depuis 2004, au-dessous du seuil de remplacement des générations : l'ISF a atteint 1,93 enfant par femme selon les estimations du dernier recensement de 2011 (Varela Petito et coll. 2014).

L'émigration, surtout celle des jeunes, contribue également au vieillissement de la population. Il s'agit d'un problème structurel de la société uruguayenne depuis les années 1960, quand le flux migratoire s'est inversé et que l'émigration est devenue plus importante que l'immigration dans la dynamique démographique du pays (Pellegrino 2008). Ce renversement de la tendance migratoire historique s'est produit dans un contexte de crise économique, politique et sociale qui a conduit à une dictature qui a duré de 1973 à 1985. Après quelques décennies d'application d'un modèle économique protectionniste et d'industrialisation par substitution des importations, le

¹ Cette région constitue l'objet des analyses de deux premiers chapitres, ce qu'impose la source des données. En utilisant une autre source de données, on parvient à analyser la totalité de la population du territoire urbanisé dans le troisième chapitre.

pays est passé à un modèle basé sur le libéralisme au cours des années 1970 (Espino et Azar 2006). Ce changement de paradigme a eu des impacts importants sur les entreprises, menant souvent à leur fermeture, ce qui a fait augmenter le chômage et a mis fin à la mobilité sociale ascendante jusque-là très présente dans la société uruguayenne. Le solde migratoire négatif a été un trait démographique du pays pendant la totalité de la deuxième moitié du XX^e siècle. Pendant la première décennie du XXI^e siècle, dans le contexte de crise économique des sociétés d'accueil — notamment les États-Unis et l'Espagne—, la migration de retour connaît une importante croissance (Prieto et Koolhaas 2013).

Dans la plupart des pays d'Amérique latine, la transition de la fécondité ne commence que dans la deuxième moitié du XX^e siècle et se déroule rapidement, passant de 5,9 enfants par femme en 1950–1955 à 2,5 pendant la période 2000–2005 (Chackiel 2004). Or, en Uruguay, la transition de la fécondité commence à la fin du XIX^e siècle : les données historiques suggèrent que le célibat définitif a joué un rôle important dans la réduction précoce de la fécondité, de même que le contrôle des naissances au sein du mariage, principalement parmi les femmes d'origine européenne (Pellegrino et Pollero 1998). Ceci fait en sorte que le niveau de fécondité se situait aux environs de trois enfants par femme dès le milieu du XX^e siècle. Entre 1975 et 1985, l'indice synthétique de fécondité est descendu à 2,5 enfants par femme et s'est maintenu à ce niveau jusqu'à la décennie suivante (Varela, Pollero et Fostik 2008).

Par ailleurs, en Amérique latine, la transition de la fécondité s'est produite sans changement radical de l'âge moyen au premier enfant ou de l'âge au début de la première union, avec la persistance d'un modèle de maternité précoce et universelle (Rosero-Bixby, Castro-Martín et Martín-García 2009). L'Uruguay se distingue du reste de la région par un âge moyen à la maternité plus élevé qui se situait aux environs de 23 ans en 2004 (Cabella 2009).

L'Uruguay a donc connue une transition démographique davantage semblable à celle des pays européens qu'à celle des pays Latino-Américains. Cependant, le pays exhibe un trait commun à la dynamique démographique des pays de la région : l'hétérogénéité des comportements démographiques selon la position des individus dans la hiérarchie sociale. En effet, les niveaux de fécondité, de mortalité, les modèles de famille, certaines caractéristiques de la transition à la vie adulte et la propension migratoire — surtout l'émigration internationale — sont différents selon la position des individus dans la hiérarchie sociale (Videgain 2006; Ciganda 2008;

Pellegrino et Koolhas 2008 ; Varela, Pollero et Fostik 2008). Les différentiels démographiques selon la position sociale actuelle ainsi que selon l'origine sociale ont été abondamment documentés pour l'évolution de la fécondité au pays. Ainsi, la descendance atteinte par les femmes diminue au fur et à mesure que leur niveau d'éducation augmente (Varela, Pollero et Fostik 2008, Varela Petito et coll. 2014). De plus, la descendance atteinte augmente avec le niveau de privation du ménage (Varela, Pollero et Fostik 2008, Varela Petito et coll. 2014 OTROS). Le rythme de la première naissance est plus lent chez les femmes plus éduquées, chez celles dont l'origine sociale est plus élevée et pour celles résidants en ménages qui se situent au-delà du seuil de pauvreté (Videgain 2006 ; Varela, Pollero et Fostik 2008 ; Cardozo et Iervolino 2010 ; Filardo 2010 ; Nathan 2013; Varela Petito et coll. 2014)

L'histoire de la vie conjugale ne s'est pas déroulée tout à fait de la même manière en Uruguay et dans le reste de l'Amérique latine et même dans le reste du Cône Sud. Même si le manque de données rend difficile l'étude de la période antérieure au XX^e siècle, quelques éléments historiques permettent de la reconstituer au moins de manière partielle. Le processus de séparation de l'Église et de l'État s'est enclenché tôt en Uruguay. Dès 1917, on inscrit dans la constitution le principe de l'exclusion de la religion de toutes les sphères de la vie publique : l'éducation, la santé, etc. Le mariage civil y est obligatoire depuis 1880². Le divorce existe depuis 1907. Derrière ces transformations du droit, on trouve les courants de pensée libérale et positiviste qui ont eu une grande influence sur les politiciens de l'époque (Pellegrino 1997; Pellegrino et Pollero 1998).

On en sait très peu sur la présence historique de l'union de fait dans le pays, étant donné le manque de données permettant de déceler la présence de celles-ci avant le XX^e siècle et pendant la plus grande partie de celui-ci³. Les études historiques suggèrent qu'avant le début du XX^e siècle, l'union de fait était une forme répandue de vie conjugale et de formation de la famille. D'après le recensement de 1908, la fécondité hors mariage était élevée (quatre fois plus intense que celle de l'Europe à la même période) ce qui suggère « l'importance de l'union libre comme arrangement conjugal dans la société uruguayenne du début du XX^e siècle, particulièrement dans les secteurs sociaux populaires et ruraux » (Pellegrino, Paredes et Cabella 1998, 4, notre traduction). En effet, avant le XX^e siècle et pendant les premières décennies de celui-ci, le

² Le mariage religieux demeure optionnel et doit toujours être réalisé après le mariage civil pour être valide.

³ La catégorie de l'union libre n'est incorporée au recensement qu'en 1975 (Pellegrino et Pollero, 1998).

mariage était plus répandu dans les zones urbaines et dans les couches sociales plus favorisées. Par ailleurs, le mariage était plus répandu chez les immigrants que chez les natifs.

Les études historiques suggèrent que l'union libre était plus fréquente dans les secteurs moins favorisés et pour la population rurale. C'est dans les provinces moins développées et plus rurales du nord du pays que ce type d'union a été plus répandu. Montevideo a montré la plus faible prévalence d'union de fait, alors qu'il s'agit de la province où les niveaux d'immigration, d'industrialisation et d'urbanisation sont les plus élevés (Pellegrino et coll., 1998).

Cette situation change au début du XX^e siècle avec le processus d'imposition du nouvel État national, puis avec la mise en place de l'État providence pendant la première moitié du siècle. Ces processus ont réussi à imposer le mariage comme norme dans des secteurs plus amples de la population et ont contribué à faire du mariage l'encadrement légitime de la vie en couple et de la reproduction. Bien qu'on ne puisse pas estimer le pourcentage de personnes en union libre avant 1975, on sait que le pourcentage de femmes mariées est passé de 38% à 54% entre 1908 et 1963 et que le pourcentage de femmes célibataires vers la fin de leur vie féconde s'est réduit de 18% à 14% au cours de la même période (Pellegrino et Pollero 1998). L'union libre s'est donc raréfiée au fil du siècle et n'a commencé à augmenter en proportion que dans les années 1970 (Pellegrino et Pollero 1998; Pellegrino, Paredes et Cabella 1998).

Au cours des trois dernières décennies, des changements majeurs se sont produits dans le domaine de la vie familiale dans le pays, en particulier dans les modèles de formation et de rupture des unions. Ces changements ont accompagné la réduction progressive de la fécondité jusqu'à ce que celle-ci se situe au-dessous du seuil de remplacement de la population. En effet, avec un décalage de 20 ans, la nuptialité montre des changements similaires à ceux qu'on a observés dans les pays développés depuis les années 1960 – changements que nous décrirons davantage dans le deuxième chapitre. Le taux de divortialité a augmenté considérablement, le taux de nuptialité a diminué, l'union de fait s'est répandue et la proportion des naissances hors mariage a également augmenté de manière importante (Cabella 2006, 2009). Entre 1985 et les premières années du XXI^e siècle, le taux de nuptialité a chuté de moitié et l'union de fait s'est répandue parmi les jeunes de toutes les couches sociales. En 1987, 20 % des personnes de 20 à 24 ans qui vivaient avec un conjoint étaient en union de fait ; cette proportion atteignait 80 % en 2007. Malgré sa présence encore plus répandue dans les secteurs de la population pauvres et

moins éduqués, l'union de fait s'est répandue dans tous les secteurs de la société, chez les gens de tous les niveaux d'éducation, ce qui a contribué à réduire les différences entre les couches sociales. L'union de fait conduit souvent au mariage après quelques années ; elle est ainsi une façon d'amorcer la vie conjugale. Ce comportement se retrouve surtout chez les cohortes qui forment une union après 1985 (Cabella 2009).

De manière semblable, le nombre des naissances hors mariage augmente sans qu'il s'agisse de la conséquence de l'augmentation des naissances hors union, mais plutôt du fait que l'union libre est devenue un cadre accepté pour la formation de la famille (Cabella 2009). Ainsi, on estime que 70 % des naissances en 2011 sont issues d'une union libre (Cabella 2014, communication personnelle). On constate également l'augmentation de la proportion des célibataires, plus marquée chez les femmes très scolarisées (Cabella 2009).

L'âge au mariage a augmenté légèrement, se situant en 2002 à 27 ans chez les femmes et à 29 ans chez les hommes⁴. Cette faible augmentation est expliquée par la segmentation du calendrier de la nuptialité des jeunes selon le niveau d'éducation (Cabella 2009). L'écart entre les couches sociales s'agrandit au fil du temps, les femmes des couches plus élevées ayant de moins en moins tendance à former une union précoce. On constate la même chose dans la transition à la maternité, où les différences entre secteurs sociaux sont encore plus élevées (Videgain 2006).

De même, la divortialité a doublé au cours des deux dernières décennies et la durée des unions — unions de fait aussi bien que mariages — est de plus en plus courte. Le pays se différencie du reste de la région latino-américaine également par le fait que la divortialité y atteint des niveaux semblables à ceux qui prévalent dans les pays développés : la moitié des mariages finissent par un divorce (Quilodrán 2008; Cabella 2009).

Ces transformations de la vie familiale ont été soudaines et rapides : « avec une vision de long terme, il n'est pas possible d'identifier une autre période de l'histoire de la famille uruguayenne au cours du XX^e siècle où l'on peut trouver des transformations simultanées et soutenues comme celles de la période récente » (Cabella 2009, 391, notre traduction).

Quelques auteurs se demandent si l'ensemble des changements que l'on constate constitue une transformation de fond et à long terme du régime démographique. Plus précisément, ils se

⁴ L'âge au mariage a été assez élevé au long du XX^e siècle : d'après le recensement de 1908, l'âge au mariage se situe entre l'âge de 23 et 25 ans pour les femmes et à 30 ans pour les hommes (Pellegrino et Pollero 1908).

demandent si l'on peut considérer ces transformations comme étant des indices du début du processus de la deuxième transition démographique (Van de Kaa 1987) dans le pays. La deuxième transition démographique – que nous décrivons en détail dans le deuxième chapitre – entraîne une transformation profonde du modèle familiale, alors qu'on s'éloigne des normes traditionnelles et qu'il y a une désinstitutionalisation des comportements.

En Uruguay, cette question est compliquée par la coexistence de plusieurs modèles de comportements démographiques à l'intérieur de la société. Le débat se poursuit sur la signification sociale de ces changements et sur la possibilité que ceux-ci soient en partie la conséquence de la diffusion des valeurs d'individualisation, d'autonomie et de la désinstitutionalisation (Paredes 2003 ; Cabella, Peri et Street 2004). Quelques auteurs soulignent la difficulté qu'il y a à interpréter les changements démographiques comme une conséquence des transformations des normes sociales dans le contexte d'une société moins développée comme l'Uruguay.

Selon Paredes (2003), bien que l'Uruguay ait incorporé « culturellement » quelques-uns des processus de la modernité, le pays n'échappe pas à l'inégalité sociale et économique qui rend cette incorporation variable selon les secteurs socio-économiques. De nos jours, l'Uruguay est dans un processus dans lequel il montre certaines caractéristiques démographiques des pays développés (vieillesse, faible fécondité) sans être sorti des conditions structurelles du sous-développement (Paredes 2003, 77). De plus, cette auteure considère que l'idéologie « familialiste » est toujours répandue dans le pays, certaines « innovations » comme le divorce, l'égalité des sexes dans le couple ou l'infécondité volontaire suscitant toujours la désapprobation d'une partie de la population (Paredes 2003).

Toutefois, d'autres auteurs jugent que certains nouveaux comportements démographiques constatés en Uruguay s'expliquent par la transformation des valeurs. Peri (2004) trouve des différences significatives dans la propension des femmes à adopter des comportements modernes — par exemple manifestés dans une moins forte institutionnalisation de la vie en couple — en fonction de leurs attitudes envers l'égalité des sexes, l'institutionnalisation de la vie conjugale et la tolérance à la diversité sexuelle. Selon cet auteur, la transformation des pratiques en matière de vie conjugale n'est pas une simple adaptation aux nouvelles conditions socio-économiques, mais plutôt le résultat d'un processus influencé par la transformation des valeurs, et ceci dans tous les

secteurs sociaux. Quelques recherches récentes suggèrent qu'il existe un lien entre la diffusion des idées moins conventionnelles et l'adoption des nouvelles formes de vie familiale (Filgueira 1996; Cabella, Peri et Street 2004; Cabella 2009).

1.2 La transition à la vie adulte en Uruguay

La recherche sur le passage à l'âge adulte dans le pays commence à être développée depuis quelques années. Ce cadre analytique, que nous abordons en plus de détails dans le prochain chapitre, s'intéresse au processus qui mène les jeunes de la dépendance à l'autonomie. Ainsi, ce cadre théorique focalise sur l'arrivée de certains événements qui dénotent l'assomption des rôles sociaux adultes: la fin des études, l'obtention du premier emploi, la formation d'un ménage indépendante du foyer parentale, la formation de la première union conjugale et la naissance du premier emploi.

En analysant l'âge moyen à certaines des étapes-clés du passage à la vie adulte, on ne trouve pas de changements d'envergure en Uruguay. L'âge moyen au début de la vie active, l'âge à la première union — union libre ou mariage — et l'âge au premier enfant demeurent assez stables au fil des cohortes malgré les importantes transformations économiques, sociales et institutionnelles subies par le pays. Les variations sont légères et graduelles (Videgain 2006). Cependant, l'âge moyen cache de différences entre les classes sociales. Cette segmentation est plus notable pour le début de la vie reproductive que pour les autres événements-clés du passage à la vie adulte (Videgain 2006).

Une étude récente analyse l'absence de changement dans le processus d'entrée à la maternité au fil des générations (Nathan 2013). En analysant des données rétrospectives de l'Enquête des Situations Familiales (ESF) de 2007, l'auteur trouve une forte hétérogénéité dans le processus d'entrée à la maternité selon l'origine sociale des femmes (tel que mesurée par le niveau d'éducation de la mère de la répondante). Ainsi, les femmes d'origine sociale modeste montrent des signes de devancement de la naissance du premier enfant chez les cohortes de naissance les plus récentes. Au contraire, dans la plus récente cohorte de naissance les femmes dont la mère possède un niveau d'éducation secondaire ou universitaire montrent des signes de report de la première naissance. On est donc face à un processus de polarisation sociale de l'âge à la

naissance du premier enfant selon l'origine sociale. Cette polarisation explique l'absence de changements au fil des générations observée lorsque la société est étudiée dans son ensemble (Nathan 2013).

À partir des données de recensement pour la période 1996–2004⁵, Ciganda (2008) trouve des éléments qui laissent croire au report du processus de la transition à la vie adulte chez les jeunes Uruguayens. L'auteur souligne que l'hypothèse de la modernisation des structures sociales semble permettre d'expliquer les comportements liés à la transition à la vie adulte en Uruguay. Ce sont les plus éduqués, ceux qui résident dans les zones les plus urbanisées et ceux qui ont les conditions de vie les plus favorables qui expérimentent le retard le plus important dans les étapes-clés de la transition à la vie adulte, c'est-à-dire habiter dans un ménage indépendant, être inséré sur le marché du travail et avoir des enfants. Il suggère la manière de vivre la transition à la vie adulte varie selon le niveau d'éducation, ce qui renvoie aux profondes inégalités sociales du pays.

Cardozo et Iervolino (2010) étudient le passage à la vie adulte en Uruguay à partir de données des enquêtes auprès des ménages et de l'analyse de cohortes fictives entre 1971 et 1990. Leurs résultats suggèrent un certain report de l'âge d'entrée sur le marché du travail qui serait la conséquence de l'augmentation de la durée moyenne des séjours dans le système d'éducation. Ils trouvent des indices de que l'entrée sur le marché de l'emploi et la sortie du système d'éducation se produisent avant la formation de la première union, du premier ménage indépendante et de la première naissance.

Filardo (2010) obtient des résultats similaires à partir de données rétrospectives de l'Enquête Nationale de Jeunesse de 2008. Cette auteure constate que de manière générale, les jeunes d'origine sociale modeste et peu scolarisées vivent des transitions vers la vie adulte plus précoces, surtout en ce qui a trait à la naissance du premier enfant.

Videgain (2012) analyse des cohortes fictives à partir de données de recensement et d'enquêtes auprès de ménages. Entre 1985 et 2006, l'auteure observe un processus de standardisation de la transition à la vie adulte avant l'âge de 20 ans. Par contre, elle constate que les trajectoires de passage à la vie adulte deviennent davantage de-standardisées après l'âge de 20 ans.

⁵ Cette recherche utilise données de type transversal, en se concentrant sur statut à chaque âge en ce qui concerne habiter dans un ménage indépendant, avoir eu des enfants ou avoir formé une union.

1.3 La politique familiale

Nous achèverons ce court portrait démographique de l'Uruguay par quelques mots sur la politique familiale. Il n'y avait à peu près pas de mesures de politique familiale dans le pays pendant la période couverte par nos analyses – jusqu'en 2008 – (Pribble 2006). L'exception est l'allocation familiale — « asignaciones familiares » —, très modeste. Le système d'allocations familiales a été mis en place en 1943 pour fournir des soins de santé aux enfants. Les allocations familiales et l'accès à certains services — surtout de santé — étaient réservés aux personnes occupées. Elles sont devenues universelles par la suite, pour finalement être réservées aux familles défavorisées à partir des années 1990. Les lois adoptées au milieu du XX^e siècle visaient à protéger les femmes, particulièrement les mères ; par exemple, une loi prévoyait le versement d'une rente à l'épouse survivante.

Le système éducatif est le seul service de garde public et universel. La réforme du système éducatif de 1995 avait pour objectif de scolariser tous les enfants de cinq ans et de mettre en place les structures nécessaires pour scolariser à terme tous les enfants de quatre ans (Espino et Azar, 2006). Grâce à la réforme, la proportion des enfants de cinq ans qui fréquente l'école est passée de 30 % en 1990 à 80 % à la fin de la décennie. Le système public n'offre toujours pas des services de garde universel aux enfants de moins de quatre ans. Dans les familles qui n'ont pas de ressources suffisantes pour payer les services privés, le soin des enfants pendant la journée revient aux membres de la famille, en particulier aux mères. Ceci retarde le retour au travail des femmes qui vivent dans les ménages les plus vulnérables, et le reporte parfois de manière définitive. Il existe une seule exception à cette absence de services publics de garde pour les enfants issus de contextes vulnérables. À partir de 1988, les Centres d'Attention à la Petite Enfance (CAIF) offrent des services de garde et pédagogiques aux enfants de moins de trois ans – les services étant davantage développés pour les enfants entre deux et trois ans –. Cependant, l'offre du service de garde varie selon la disponibilité de chaque centre : entre 4 et 8 heures par jour, une fois par semaine ou à tous les jours. Le programme a été offert de façon prioritaire aux familles en condition de vulnérabilité sociale. Ce type de services de garde est davantage présent dans les régions rurales et dans les petites villes du pays que dans la capitale. Malgré les avantages du programme, celui-ci est loin d'être universel. En 2006, seulement 10 % de la

population de 0 à 2 ans et 12 % de la population de 3 ans fréquentaient quotidiennement ces centres (Kaztman et Rodriguez 2007).

1.4 L'évolution du contexte socio-économique de l'Uruguay au cours du XX^e siècle

Les cohortes que nous étudions ont atteint l'âge adulte dans des contextes très différents. La chose est vraie dans la plupart des pays, mais l'histoire politique et économique de l'Uruguay se distingue à la fois de celle des pays développés et de celles des autres pays de l'Amérique du Sud et même, sous certains aspects, de celle des autres pays du Cône Sud. Nous proposons ici un bref aperçu des trois grandes périodes de l'histoire récente du pays qui ont contribué à façonner le contexte dans lequel les cohortes que nous étudions ont évolué.

1.4.1 La période 1900–1930

Le XX^e siècle commence alors que le système d'éducation public s'était déjà mis en place dès la fin du XIX^e siècle, autant pour les hommes que pour les femmes⁶. En Uruguay, on désigne souvent les premières décennies du XX^e siècle comme l'ère du « Batllismo », du nom de l'homme politique qui a marqué cette époque, José Batlle y Ordóñez. Cette période est caractérisée par une forte intervention de l'État dans le but avoué de moderniser les structures sociales, de diversifier et de nationaliser l'économie et de développer les politiques de bien-être. Cette période a eu des impacts à long terme et a fait de l'Uruguay le premier État-providence de l'Amérique latine. À partir de ce moment, le pays devient le moins inégal de la région et se distingue par son haut niveau d'intégration sociale jusque dans les années 1990 (Espino et Azar, 2006).

1.4.2 La période 1930–1955

Cette période se caractérise par un modèle de développement économique fondé sur l'industrialisation par le remplacement des importations et le protectionnisme. L'État intervient

⁶ Le suffrage pour les femmes a été approuvé en 1932.

dans l'économie et dans la société de manière analogue à ce qui se fait dans les pays développés où l'État providence se met en place. Au cours de cette période, la croissance du PIB s'accompagne de la croissance du salaire réel, dans le but de faire croître le marché domestique. Ce processus mène à la redistribution progressive de la richesse (Espino et Azar, 2006).

La part de l'industrie de manufacture dans l'économie croît alors que l'agriculture demeure importante et se diversifie. Les dépenses sociales augmentent de manière considérable, notamment les dépenses dans le système de protection sociale et dans les systèmes d'éducation et de santé. Le système de protection sociale s'étend, notamment en améliorant ou en instaurant le système de retraites et les pensions (de vieillesse et de maladie) ainsi que la protections des travailleurs, par l'assurance-chômage, les indemnités d'accident du travail et des services pendant la grossesse (Espino et Azar, 2006).

1.4.3 La période 1973–2000

Cette période s'ouvre par la dictature militaire, qui impose un modèle économique fondé sur la libéralisation du commerce et la promotion des exportations. L'intervention de l'État change, mais elle ne diminue pas. À partir de ce moment, la croissance et la redistribution de la richesse, qui étaient jusque-là deux objectifs solidaires de la politique économique, ne vont plus de pair. Pendant ces années, le pays fait face à une importante crise financière, liés à l'internationalisation du système financier, et les salaires chutent (Espino et Azar, 2006).

Le chômage demeure élevé depuis les années 1980. Il avait commencé à augmenter au milieu des années 1970 dans la foulée de la politique anti-inflationniste — l'inflation avait atteint le taux record de 9% par an — et il a atteint des niveaux historiques après 1980, aux environs de 10 %, alors que jusque-là, sa moyenne ne dépassait pas 4%. Les salaires réels avaient commencé à diminuer avant la dictature militaire et suivent encore la même tendance (Allen et coll. 1994). Les Conseils de salaires — un organisme tripartite qui caractérisait l'Uruguay du Batllismo — sont réinstaurés après la dictature militaire, mais de nouveau abolis en 1992. Ils ont été de nouveau restaurés, par le gouvernement de gauche, en 2005. La dispersion des salaires a augmenté après 1990, la demande plus forte de travailleurs qualifiés entraînant la meilleure rémunération de l'éducation (Terra et coll., 2008).

L'imposition du modèle économique libéral a eu des impacts différents sur les hommes et les femmes. Cette question a été étudiée par Terra et coll. (2008). L'impact se manifeste en premier lieu par les différences dans le taux d'emploi : l'effet sur le taux d'emploi de chacun des sexes dépend de l'usage que les secteurs économiques favorisés ou défavorisés par le modèle libéral font de la main-d'œuvre de chaque sexe. Dans un deuxième temps, la demande de travail de chacun des sexes fait varier le salaire des individus de chaque sexe : plus la demande de travail des femmes augmente, plus l'écart entre le salaire des hommes et celui des femmes tend à se réduire. Finalement, l'offre de travail des femmes varie selon l'offre d'emploi pour les femmes et la rémunération de ces emplois. Tout ce processus peut amener les femmes à modifier la part de leur temps qu'elles consacrent au travail domestique et au travail rémunéré. Cela dit, la répartition du temps des femmes entre travail domestique et travail rémunéré est également contrainte par la disponibilité des services de garde (Terra et coll., 2008).

Le retour de la démocratie en 1985 n'interrompt pas le processus de libéralisation de l'économie, qui se poursuit sous l'influence des organismes multilatéraux de crédit et l'application des maximes du Consensus de Washington. Cela dit, l'application des politiques libérales s'est faite de manière moins profonde en Uruguay que dans le reste de l'Amérique latine. La privatisation des services publics et des entreprises publiques a été freinée par les mouvements sociaux et la profondeur de l'implantation de l'État providence: « although the 1990's were a radical departure from the ISI⁷ period, reforms were less comprehensive and less far-reaching than in other economies » (Espino et Azar, 2006: 6).

La santé et l'éducation des femmes s'améliorent malgré le contexte. La réforme du système de santé de 1984 étend aux employés du secteur privé les services jusque-là réservés aux employés du secteur public. La santé des femmes s'améliore; la mortalité maternelle et la mortalité infantile diminuent.

L'inégalité dans la distribution des revenus a augmenté au pays entre 1994 et 2007, tel que le reflète l'augmentation de l'indice de Gini de 0.423 à 0.466 au cours de cette période. Vers la fin des années 1990, l'Uruguay a connu une récession économique qui s'est soldée, en 2002, par la plus grave crise financière et économique de l'histoire du pays (Alves et coll. 2012). Depuis 2003, l'économie a récupéré et des mesures de redistribution salariale ont été mises en place, ce

⁷ "Import Substitution Industrialisation".

qui a permis une diminution de l'inégalité des revenus à partir de 2008. En dépit de cette diminution, l'inégalité des revenus continue à un niveau plus élevé qu'avant la crise de 2002.

L'augmentation des inégalités pendant la décennie de 1990 s'explique en partie par l'augmentation des rendements de l'éducation. Dans un contexte d'ouverture commerciale, l'importance croissante des exportations au sein de la structure productive a été associée à une augmentation des salaires des travailleurs qualifiés, en particulier pour employés des secteurs orientés vers l'exportation (Alves et al. 2012). Depuis le début du XXe siècle, le marché du travail se caractérise par une segmentation selon le niveau d'éducation et le processus de libéralisation a davantage accentué cette segmentation. Ainsi, les travailleurs plus éduqués qui réussissent à s'insérer dans les secteurs qualifiés du marché d'emploi, ont accès à des meilleurs salaires et conditions de travail, notamment en ce qui a trait aux protections sociales associés à l'emploi formel telle que l'assurance chômage. Les travailleurs avec des niveaux d'éducation les plus faibles tendent à s'insérer dans le secteur informel de l'économie, caractérisé par des salaires peu élevés, des emplois peu stables avec des protections sociales quasi inexistantes (Kaztman 2002, Filgueira 2002, Espino et Azar 2006).

Cette segmentation est importante car elle remet en question les mécanismes d'intégration sociale. En effet, l'accès différentiel aux emplois qualifiés, offrant des protections sociales via les conventions collectives et les droits du travail, mieux rémunérés, se traduit à son tour par un accès différentiel au logement, à l'éducation et aux services de santé. L'ensemble de la structure d'intégration et de stratification sociale est donc remise en cause par les changements dans les structures productives et l'évolution du marché de l'emploi (Kaztman 2002). L'Uruguay, auparavant un pays où la distribution des revenus suivait un modèle plus égalitaire que dans le reste de la région Latino-américaine, connaît depuis la décennie de 1990 une modification dans son modèle de redistribution (Filgueira 2002). Dans le nouveau modèle, une faible proportion de travailleurs qualifiés bénéficie des protections sociales du travail ainsi que des revenus plus élevés, tandis que la majorité des travailleurs moins qualifiés sont exclus de ces bénéfices qui émanent du nouveau paradigme économique (Filgueira 2002)

1.5 La participation des femmes sur le marché du travail

La participation économique des femmes en Uruguay a été relativement élevée depuis le début du XXe siècle. En 1908, les femmes représentaient déjà 17% de la population active. Il s'agissait de femmes majoritairement jeunes, célibataires et plus scolarisées que la moyenne de la population. La précocité du processus d'urbanisation dans le pays, les caractéristiques de son industrialisation et les faibles niveaux d'analphabétisme sont quelques-uns des facteurs qui contribuent à expliquer ces niveaux relativement élevés de participation des femmes au marché du travail (Espino et Azar, 2006).

Les taux de participation des femmes et des hommes sont demeurés assez stables pendant la première moitié du XXe siècle. Le modèle économique d'industrialisation par substitution des importations développé entre 1930 et 1955 qui a permis de créer énormément de postes dans les industries locales, n'a toutefois pas été accompagné d'une forte croissance de la participation des femmes sur le marché du travail : celle-ci se situait autour de 22,8 % en 1955.

Même si les progrès dans l'expansion de l'éducation secondaire ont favorisé davantage les femmes dans la première moitié du XXe siècle, ce n'est qu'à partir de la crise économique, politique et sociale de la décennie de 1960 que la participation des femmes commence à augmenter systématiquement. Pendant cette période de crise économique accompagnée d'une forte réduction salariale et d'une émigration massive, majoritairement masculine, leur participation augmente considérablement. L'expansion des industries nécessitant une main-d'œuvre féminine non qualifiée contribue aussi à expliquer ce phénomène. Le taux de participation des femmes passe alors de 23,5 % en 1960 à 40,4 % en 1986 (Espino et Azar 2006).

L'expansion de la participation des femmes sur le marché du travail se produit dans un contexte de discrimination de genre sur le marché du travail : elles occupent des postes de travail moins qualifiés, reçoivent des salaires plus faibles et connaissent des taux de chômage beaucoup plus élevés que ceux des hommes (Espino et Azar 2006).

La participation des femmes sur le marché du travail a augmenté davantage à partir de 1980, tandis que celle des hommes a connu un faible déclin. La participation des femmes a augmentée surtout pendant dans la décennie de 1990, période où la libéralisation économique s'approfondit. Le taux de participation des femmes passant de 43,5 % en 1990 à 48,5 % en 1999. Ce

changement s'explique en partie par une transformation de la structure productive, caractérisé par une prépondérance du secteur des services dans l'économie dont la demande en main-d'œuvre féminine est élevée. Toutefois, cette croissance de la participation des femmes n'a pas été accompagnée d'une diminution de la discrimination de genre sur le marché du travail en termes d'accès et de rémunération (Terra et al, 2008). Le taux de participation des femmes continue à augmenter au cours de la décennie de 2000. En 2008, celui-ci s'élevait à 53.6 % (INE).

Pendant la période d'expansion de la participation des femmes au marché du travail (entre 1908 et 1963), les taux de participation étaient plus faibles chez les femmes mariées, surtout chez les mères de jeunes enfants. La participation des femmes était par contre plus élevée chez les femmes mères d'enfants plus âgés, en âge de fréquenter l'école (Terra et coll. 2008). La croissance de la participation économique des femmes s'est caractérisée par un changement dans le profil des travailleuses. De nos jours, les femmes qui ont les taux de participation au marché du travail les plus élevés sont celles qui vivent en union conjugale et qui se trouvent dans les âges où la fécondité est la plus élevée (Espino et Azar, 2006; Espino, Leites et Machado 2009 ; Pradere et Salvador 2009). En effet, entre 1986 et 2007, on trouve une réduction de la proportion des ménages où seul l'homme est actif. En d'autres termes, le modèle du seul pourvoyeur perd du terrain face à d'autres modèles, notamment celui des ménages à deux revenus où les deux membres du couple participent au marché du travail (Pradere et Salvador 2009).

Aujourd'hui, la participation des femmes au marché du travail est plus faible au fur et à mesure que le revenu du ménage s'élève et l'âge des femmes augmente. Par contre, leurs taux de participation sont plus élevées chez les plus scolarisées (Espino et Azar, 2006; Espino, Leites et Machado 2009). Les recherches montrent que la proportion de femmes actuellement occupées sur le marché du travail est plus grande chez les femmes avec un niveau d'éducation universitaire que chez les femmes avec niveau secondaire (jusqu'à 9 ans d'éducation formelle). Les femmes avec un niveau secondaire sont sur le chômage dans une plus grande proportion. Chez les femmes de niveau secondaire, une plus grande proportion ont déjà travaillé mais sont inactives sur le marché du travail que chez les femmes de niveau universitaire (Cardozo et Iervolino 2010). L'inactivité des femmes sur le marché d'emploi est souvent associée au fait qu'elles prennent la responsabilité des tâches domestiques ainsi que des soins aux personnes âgées et aux enfants (Filardo 2010).

Par ailleurs, on retrouve des indices qui laissent croire à un changement dans la participation des femmes au marché du travail, qui serait de moins en moins conditionné par le revenu du ménage. Entre 1981 et 2006, on a constaté une diminution de l'élasticité des heures travaillées par les femmes par rapport à leur propre salaire ainsi que par rapport à celui des hommes. Ceci veut dire que les femmes ont davantage tendance à travailler et ce peu importe leur salaire ou celui de leurs conjoints. On interprète ce comportement comme la conséquence d'une plus grande valorisation de la carrière professionnelle de la part des femmes (Espino, Leites et Machado 2009).

En Uruguay, l'insertion sur le marché du travail des femmes est limitée par le fait que les conditions de travail sont moins bonnes que celle des hommes, autant en termes de salaire (même si légalement la discrimination est interdite) que quant au nombre d'heures travaillées. Les femmes travaillent en moyenne 40 heures par semaine, tandis que chez les hommes la moyenne est de 50 heures par semaine (Pradere et Salvador 2009).

Elles s'insèrent aussi davantage dans les secteurs demandant des travailleurs moins qualifiés. Par ailleurs, le taux de chômage est systématiquement plus élevé pour les femmes. Ceci est expliqué par la plus longue durée moyenne des épisodes de chômage chez les femmes. Le chômage affecte davantage les femmes non qualifiées qui doivent aussi faire face des épisodes de chômage plus longs en moyenne (Terra et al, 2008).

En outre, la libéralisation économique et la flexibilisation du régime des contrats de travail depuis la décennie de 1970 a davantage affecté les femmes. "This new configuration of labour market has had a gendered bias (...) the growing presence of female labour force has been accompanied by the lack of social security coverage, which is closely linked to the weighting of domestic unemployment and also to their insertion as unpaid workers" (Espino et Azar, 2006:28). La diminution des protections sociales autrefois associés à l'emploi a par ailleurs davantage affecté les travailleuses des secteurs moins qualifiés, les rendant encore plus vulnérables aux fluctuations économiques (Espino et Azar, 2006).

Les changements que nous venons de décrire quant à la participation des femmes sur le marché du travail n'ont pas été accompagnés de changements profonds dans la dynamique des relations de pouvoir entre les sexes. En effet, ces changements ne se voient pas reflétés dans une augmentation du pouvoir des femmes à l'intérieure du ménage et dans la sphère publique. Aujourd'hui, les femmes passent plus de temps s'occuper de tâches domestiques que les hommes

et moins de temps qu'eux sur le marché du travail et cette affirmation est valide pour les femmes de tous les niveaux d'éducation. Même si les femmes plus scolarisées passent plus de temps sur le marché du travail que les moins scolarisées, elles dédient le même temps aux tâches domestiques, au détriment de leur temps de récréation (Terra et al, 2008). « However, the growing women's labor participation rates were not accompanied by a new 'gender order'. No public policies were designed to contribute with child and youngster's care as more family members had to enter the labor force. There is no evidence of a re-distribution of roles inside households, so women's use of time and choices remained invisible" (Espino et Azar, 2006: 20).

CHAPITRE 2. RECENSION DES ECRITS SUR LA FECONDITE DES FEMMES

2.1 Les transformations de l'économie et de la société

De nombreuses recherches en démographie s'intéressent aux relations entre le contexte social et économique et le processus de formation de la famille. Ainsi, la structure de l'économie — c.-à-d., au XX^e siècle, la part relative des secteurs primaire, secondaire et tertiaire — et le contexte socioéconomique général sont des facteurs qui contribuent à expliquer les régimes de fécondité.

De façon générale, les théories sur la première et la deuxième transition démographique ont identifié plusieurs facteurs qui influencent de manière déterminante la biographie reproductive des femmes. Pour la première transition démographique, les facteurs les plus souvent retenus sont liés aux changements dans la structure de l'économie — le passage des sociétés principalement agricoles aux sociétés principalement industrielles et ses conséquences sur la division du travail — ainsi qu'aux processus de modernisation, de sécularisation et d'urbanisation. Ces changements structurels sont aussi à la source du déclin de la mortalité et, peu après, de celui de la fécondité (Notenstein 1945; Caldwell 2003).

Au cours de la deuxième transition démographique, qui a lieu dans les années 1960 en Europe, la structure de l'économie a connu un changement substantiel — le passage de la société industrielle à la société postindustrielle — en parallèle à quoi la présence du risque dans les sociétés et de l'incertitude dans les biographies individuelles s'est faite croissante. De même, on trouve plusieurs transformations importantes dans les normes et les valeurs sociales. L'ensemble de ces changements est à l'origine du déclin de la fécondité sous le seuil de remplacement de la population au cours de cette nouvelle étape de l'évolution démographique.

Tout au long du processus de la première et de la deuxième transition démographique, les changements dans les structures sociales génèrent une incompatibilité croissante entre les domaines de la vie familiale et de la production économique. Pendant la première transition, la famille élargie devient de moins en moins compatible avec les nouvelles structures sociales. Dans un contexte où la production à échelle locale et familiale est remplacée par le travail rémunéré

dans les usines, on observe une perte de la valeur économique des enfants. De même, le coût d'opportunité des enfants augmente étant donné la nécessité d'investir davantage dans la « qualité des enfants » plutôt que dans la quantité (Notenstein 1945; Van de Kaa 1987; Caldwell 2003;).

Pendant la deuxième transition démographique, la valeur des enfants connaît encore plusieurs transformations. D'abord, le coût d'opportunité des enfants s'élève encore davantage au fur et à mesure que s'opèrent les transitions vers une économie postindustrielle. La société postindustrielle se définit par un changement de la structure productive : le secteur de services devient prédominant et la production manufacturière diminue. La connaissance et la technologie deviennent les éléments clés autour desquels s'organisent ces sociétés (Bell 1973). Il s'agit de sociétés changeant rapidement où l'éducation et les capacités d'adaptation et de flexibilité sur le marché du travail deviennent des ressources incontournables, faisant par le fait même augmenter le coût d'opportunité du mariage et des enfants.

La société du risque postindustrielle se caractérise par l'augmentation des insécurités et des risques associés au processus de modernisation. Cette société se définit par « une sociétisation des destructions et des menaces portant sur la nature, sa transformation en contradictions et en conflits économiques, sociaux et politiques » (Beck 2002: 146, 147). La nature des risques n'est donc pas seulement environnementale mais sociale, prenant la forme par exemple d'un risque accru de chômage au sein des marchés globaux volatiles et d'une réduction du filet de protection de l'emploi (Beck 2002).

L'incompatibilité des sphères productive et reproductive s'approfondit donc pendant cette période en raison de l'aggravation des incertitudes économiques et des risques sociaux qui doivent être assumés par les individus. De plus, entre la première et la deuxième transition démographique, la place des femmes au sein de la société et des structures productives a beaucoup changé. En effet, l'expansion de l'activité des femmes sur le marché du travail rend la décision de faire des enfants beaucoup plus coûteuse qu'auparavant puisqu'elle entraîne davantage de difficultés pour leur carrière, tout en rendant la conciliation travail-famille plus ardue (Brewster et Rindfuss 2000; Engelhardt 2001; da Rocha et Fuster 2006; Kögel 2003).

Par ailleurs, le statut social des femmes a un impact très important sur les caractéristiques de leur fécondité, autant en ce qui a trait au niveau qu'au calendrier. Muhamed et Rajulton (2010) considèrent le statut de la femme relativement à la position occupée dans les structures de la

société : institutions d'éducation, structure occupationnelle, système politique, famille, etc. C'est dans l'interaction entre le contexte socio-économique immédiat et la position occupée par les femmes dans diverses structures sociales — leur position dans la sphère économique, en tant que travailleuses ou non-travailleuses, leur position dans le système d'éducation, en tant que femmes ayant accumulé un certain capital éducatif, leur position dans le domaine public ou politique, leur niveau d'autonomie dans la prise de décision tant à l'intérieur qu'à l'extérieur du ménage — que les femmes établissent leurs préférences sur la taille de la famille et sur le moment adéquat pour avoir des enfants. Plusieurs recherches analysent l'impact de la position sociale des femmes sur leur fécondité (Zhang 1994; Hullen 2000 ; Beguy 2009 ; Fang et. al. 2010 ; Huttunen et Kellokumpu, 2010). Les résultats montrent que, de façon générale, une position sociale plus élevée — dans chacun des domaines que nous venons de mentionner — correspond à un faible niveau de fécondité et à un report de l'âge à la naissance.

2.2 L'augmentation de l'activité des femmes et le conflit entre travail et vie domestique

Parmi les transformations sociales qui contribuent à expliquer les changements dans le comportement procréateur des femmes, l'une des plus importantes est l'augmentation de leur activité.

L'évolution de l'activité des femmes dans les pays développés peut être décrite, selon Jensen (1995), au moyen de la métaphore des trois phases successives. Pendant la première phase, dans les années 1950, les rôles de mère et de travailleuse étaient séparés pour la plupart des femmes. Pendant la deuxième phase, dans les années 1960 et 1970, la proportion de femmes qui combinaient les deux rôles a beaucoup augmenté. Cependant, la plupart des femmes qui travaillaient occupaient des emplois à temps partiel ou cessaient de travailler tant que leurs enfants n'avaient pas l'âge d'aller à l'école. Dans la troisième phase, qui commence vers 1980, les femmes sont plus nombreuses à travailler à temps plein, à n'interrompre le travail que pour de courtes périodes au moment des naissances et donc à travailler même si leurs enfants n'ont pas commencé à fréquenter l'école. L'évolution qui conduit à la pleine intégration des femmes dans le marché du travail et vers la famille à deux revenus est en partie la conséquence de facteurs macro-économiques, comme le déclin du revenu des hommes, l'augmentation du revenu des femmes et la croissance du coût d'opportunité des enfants qui en découle. L'intégration plus

grande des femmes dans le marché du travail s'explique aussi par les préférences des femmes qui se transforment pour accorder plus d'importance aux rôles non familiaux et non domestiques — ce qui reflète les changements dans les systèmes de normes et de valeurs sociales (Brewster et Rindfuss 2000; Engelhardt, Kögel et Prskawetz 2001).

Dans les sociétés occidentales développées, on observe une relation négative entre le taux de fécondité et le taux d'activité des femmes jusqu'en 1980. Jusqu'à ce moment, la fécondité était plus élevée là où l'activité des femmes était la plus faible. À partir de 1980, la tendance s'inverse : la fécondité la plus élevée se retrouve dorénavant dans les pays développés où le taux d'activité des femmes est plus élevé.

Ainsi, au fur et à mesure que la participation des femmes au marché du travail augmente et que les familles à deux revenus deviennent la norme, la relation entre la fécondité des femmes et leur activité sur le marché du travail change. Cela fait en sorte que les interprétations données aux changements évoluent elles-mêmes. Ainsi, entre 1950 et 1980, l'hypothèse de l'incompatibilité des rôles domestique et économique a prévalu alors que la relation de niveau agrégé entre les taux de fécondité et les taux d'activité des femmes sur le marché du travail était négative.

D'après la théorie de Becker, les économistes considèrent que la décision d'avoir des enfants est équivalente à celle de consommer n'importe quel autre bien. Selon cette théorie, les naissances augmentent avec le revenu du ménage, particulièrement avec celui de l'époux. Toutefois, l'effet du revenu des femmes peut aller dans la direction opposée, étant donné que les enfants demandent du temps. Selon cette approche, la fécondité est une fonction du coût d'opportunité des enfants. Ce coût augmente avec le niveau d'éducation des femmes, avec la croissance de leur taux d'activité et de leur revenu relatif (Del Boca, Pasqua et Pronzato 2003). Les rôles de mère et de travailleuse entrent en conflit à cause de l'augmentation des coûts d'opportunité. Selon l'hypothèse de l'incompatibilité des rôles, la fécondité et l'activité sur le marché du travail s'influencent mutuellement à cause de la tension entre les deux sphères (Engelhardt, Kögel et Prskawetz 2001).

Selon ce point de vue, l'activité des femmes sur le marché du travail et la fécondité sont des choix que les ménages font simultanément selon des contraintes exogènes. Les variables exogènes qui expliquent la variation de la fécondité et de l'activité sont les normes sociales, le salaire réel des femmes et les taux de chômage (Engelhardt, Kögel et Prskawetz 2001). D'autres

théories suggèrent cependant qu'il ne s'agit pas de décisions simultanées déterminées par des facteurs externes, mais de décisions séquentielles. La relation de causalité entre les deux variables est difficile à résoudre, car les comportements actuels peuvent être déterminés par les intentions futures et non par la situation actuelle : « Work intentions may cause actual fertility behavior and fertility intentions may cause actual work behavior » (Engelhardt, Kögel et Prskawetz 2001, 5).

Les théories qui tentent d'expliquer la relation entre la fécondité et le travail des femmes se sont transformées pour incorporer les nouveaux développements dans l'évolution des phénomènes. Comme nous l'avons vu, après 1980, la plus forte fécondité s'observe dans les pays développés qui détiennent les taux d'activité des femmes les plus élevés. Ce changement s'explique par la magnitude relative du déclin de la fécondité. Ainsi, les pays avec les taux d'activité des femmes plus élevés ont réduit leur fécondité dans une magnitude beaucoup plus faible que les pays avec des niveaux d'activité plus faibles des femmes. Cela fait en sorte que l'hypothèse de l'incompatibilité des rôles de mère et de travailleuse qui parvenait à bien expliquer la relation négative que l'on trouvait au niveau agrégé n'est plus valide pour les pays développés à partir de 1980, c'est-à-dire au moment où la troisième phase d'activité des femmes débute (Brewster et Rindfuss 2000).

Cela a conduit les chercheurs à s'intéresser à l'adaptation des structures sociales à cette pleine participation des femmes au marché du travail (Del Boca, Pasqua et Pronzato 2003). Certaines sociétés se sont mieux adaptées à ce nouveau contexte économique : leurs réponses sur le plan sociétal ont permis de réduire l'incompatibilité entre les sphères productive et reproductive. C'est le cas notamment de pays comme la Suède, la Finlande, le Danemark. Les pays qui n'ont pas su s'adapter de cette manière ont par conséquent connu une diminution d'envergure de leur fécondité. Citons par exemple les cas du Japon, de l'Italie, de l'Espagne et de la Grèce. (Brewster et Rindfuss 2000).

Malgré le renversement de la relation négative entre l'activité féminine et la fécondité, au niveau individuel ou microsocial, la relation entre la fécondité et l'activité sur le marché du travail continue à être négative : les femmes qui travaillent ont moins d'enfants que celles qui ne travaillent pas et les mères passent moins de temps sur le marché du travail que les femmes qui n'ont pas d'enfants.

C'est la raison pour laquelle les recherches se concentrent maintenant sur le rôle des caractéristiques du marché du travail et la disponibilité de services de garde des enfants (Del Boca, Pasqua et Pronzato 2003). En particulier, les changements dans le contexte institutionnel tels que la disponibilité de services de garde des enfants ainsi que les transformations des attitudes envers les mères qui travaillent peuvent réduire l'incompatibilité entre l'emploi des femmes et leur rôle de mère : « We are only likely to see increasing female employment not leading to a decrease in fertility in countries that have succeeded in minimizing the incompatibility between childrearing and female work » (Engelhardt, Kögel et Prskawetz 2001, 3).

Récemment, les explications sur la fécondité et l'activité économique des femmes montrent que tant l'une que l'autre des variables est déterminée par des facteurs tels que les normes et institutions sociales, les primes fiscales, les coûts d'opportunité des enfants et le revenu familial (Engelhardt, Kögel et Prskawetz 2001). Dans les sections suivantes, nous traitons en profondeur de quelques-uns de ces éléments.

2.3 Les sociétés de risque et la place de l'incertitude économique

Comme nous l'avons vu, la littérature a largement privilégié l'étude de la relation entre le taux d'activité des femmes sur le marché du travail et le niveau de fécondité au niveau agrégé. Jusqu'en 1980, la baisse de la fécondité s'explique par l'augmentation du coût d'opportunité des enfants dans un contexte de demandes en compétition. Les nouvelles approches suggèrent qu'il s'agit plutôt de la conséquence de changements dans les institutions du marché du travail. Ces institutions modèlent les comportements reproductifs et les décisions d'activité des femmes : l'effet des caractéristiques du marché du travail sur la fécondité dépend du niveau et du type de « pénalité » qu'elles imposent sur l'activité économique des femmes, sous la forme de carrières tronquées, d'années d'expérience de travail perdues, de retard dans la croissance du salaire ou de plus longues périodes de chômage.

Adsera (2005) considère que puisque les préférences de fécondité se maintiennent autour du seuil de remplacement dans les pays développés, la diminution de la fécondité ne peut s'expliquer par des changements de normes sociales, l'effondrement des normes religieuses et la plus forte

activité des femmes sur le marché du travail. Ce dernier insiste avant tout sur l'impact des longues périodes où le taux de chômage est élevé. « As women have joined the labor force, fertility rates have adjusted as a function of the institutional structures that shape the job market and determine its long-run unemployment rate [...] the current demographic transition is associated with the constraints of the labor market where fertility decisions are taken » (Adsera 2005, 189).

Ainsi, on met de l'avant l'influence des risques sociaux et des incertitudes économiques sur la biographie reproductive des femmes. De façon générale, ces travaux s'intéressent aux caractéristiques du marché du travail sous l'angle du degré d'incertitude. Il peut être mesuré selon l'accessibilité à des postes permanents, la taille du secteur public dans l'économie — car il offre souvent des postes permanents et des avantages sociaux — la disponibilité d'emplois à temps partiel qui permettent de mieux concilier le travail et la famille, et le taux de chômage.

Dans les contextes où la disponibilité d'emplois permanents (par exemple dans le secteur public) est grande et où l'accès aux emplois à temps partiel est facile, la fécondité est moins reportée que dans les contextes où prévalent les contrats de court terme. Les emplois permanents garantissent l'accès aux congés de maternité, une plus grande flexibilité dans les horaires de travail et, dans certains cas, le remboursement des services de garde aux enfants (Adsera 2005b).

En ce qui concerne le chômage, il contribue à augmenter les risques sociaux auxquels les femmes sont exposées, en raison de ses divers effets sur la fécondité. Dans les pays développés, la baisse de la fécondité a été accompagnée d'une augmentation du taux de chômage de longue durée. De plus, les femmes sont plus susceptibles que les hommes de vivre des périodes de chômage, longues ou courtes, et la différence entre les niveaux d'activité des femmes et des hommes est plus grande là où le taux de chômage des femmes est plus élevé. Le chômage affecte surtout les femmes plus jeunes, mariées et ayant de jeunes enfants (Adsera 2005).

Quand le taux chômage est faible et que le marché du travail rend facile les entrées et sorties, la fécondité se rapproche davantage du seuil de remplacement. Ce phénomène s'observe dans les pays qui possèdent des marchés d'emploi très flexibles (par exemple les États-Unis) qui permettent aux femmes de sortir du marché de travail pour s'occuper des enfants et d'y retourner sans problèmes par la suite. Cela peut être le cas aussi des pays où la proportion d'emplois dans le secteur public est plus grande (comme dans les pays de l'Europe du Nord) et où les

programmes de congé de maternité et le niveau élevé de sécurité sociale réduisent, du moins en partie, les coûts d'opportunité des enfants. À l'opposé, la fécondité est faible lorsque le marché du travail est rigide et que le taux chômage est élevé. Cela s'explique par l'augmentation du coût d'opportunité des enfants, par la perte de revenu immédiate ou future ainsi que par les niveaux d'incertitude plus élevés, ce qui conditionne les décisions sur les comportements reproductifs (Adsera 2004).

Le chômage a un impact sur les décisions de fécondité en raison de son caractère intertemporel. Selon le modèle micro-économique de fécondité, les courtes périodes de chômage réduisent le coût d'opportunité des enfants sans affecter de manière considérable le niveau de revenu à long terme, ce qui fait en sorte que l'effet de substitution (ou l'effet de coût d'opportunité) prévaut sur les effets de la perte de revenu. La période de chômage est un bon moment pour la naissance d'enfants grâce à la réduction des coûts d'opportunité associée au salaire perdu. Si le chômage est de courte durée, la diminution des coûts d'opportunité peut donc mener à la naissance d'enfants, mais si le chômage est de longue durée, la baisse du revenu attendu et le niveau d'incertitude sont plus grands (Adsera 2004). Par conséquent, dans les contextes où le chômage est structurel et quand la durée moyenne des épisodes de chômage est longue, la perte de revenus est plus importante que la diminution du coût d'opportunité des enfants et donc la fécondité y suit un modèle procyclique. Quand le chômage est permanent, les familles doivent ajuster leurs attentes de revenu futur dans un contexte d'incertitude croissante (Da Rocha 2005 ; Adsera et Menendez 2009).

Le chômage exerce une influence sur les décisions familiales telles que la naissance des enfants. Ainsi, dans les pays développés où le chômage de longue durée est important, le calendrier de naissances est plus tardif, particulièrement pour les naissances de rang élevé. Cet impact négatif du chômage sur la fécondité s'intensifie lorsqu'il est accompagné d'une proportion d'emplois autonomes élevée, ce qui s'explique par le plus grand degré d'incertitude de ce type d'emploi et le salaire plus bas.

Adsera et Menendez (2009) soulignent l'importance du risque social dans le déclin de la fécondité en Amérique latine. Au cours des trente dernières années, la réduction de la fécondité est survenue dans un contexte d'un degré élevé d'incertitudes économiques et sociales, en raison des déséquilibres macro-économiques, de l'inflation, du chômage et des changements dans les

régimes politiques. Les changements sur le plan de la fécondité au niveau agrégé sont surtout associés aux changements dans le cycle du chômage, car il entraîne le report des naissances et même la réduction de la descendance finale. Cependant, la relation entre le chômage et la fécondité n'est pas homogène chez les femmes. Le report de la première naissance est plus important chez les femmes très éduquées des milieux urbains et appartenant aux générations plus jeunes. Cela s'explique par la répartition inégale de la croissance économique dans les sociétés latino-américaines ainsi que par la situation plus favorable des femmes plus éduquées dans le marché du travail.

2.4 Le rôle du contexte institutionnel et de l'État-providence

Comme nous l'avons souligné précédemment, la faible fécondité qui s'observe dans les sociétés modernes n'est pas causée par la dévalorisation de la famille et des enfants, mais plutôt par l'existence de « demandes en compétition » : le projet des enfants sera repoussé dans les contextes où il est plus difficile de concilier ces divers rôles (Sobotka 2008; Morgan 2001; Mc Donald 2002). De plus, la présence de risques dans les structures sociales — qui touche davantage les femmes et les jeunes — mène les individus à obtenir plus de qualifications et d'expérience afin de se protéger sur le marché du travail. Les nouvelles structures productives demandent la construction d'un réseau de sécurité personnelle et exigent des niveaux de flexibilité et de mobilité plus grands dans le marché du travail. « The risk-averse individual in a world that rewards market production is unwise to devote time or money to social reproduction. Social reproduction involves altruism, that is, time and money devoted to others or to society at large » (Mc Donald 2002, 430).

Dans ce contexte, les structures des États-providence, telles que les régulations du marché du travail et les politiques sociales et familiales, ont un rôle important dans l'explication des différents comportements démographiques, car ces structures institutionnelles sont peu flexibles et moins susceptibles d'être modifiées à court terme.

Les caractéristiques du contexte institutionnel ont un impact d'envergure sur la durée des périodes que les femmes passent hors du marché du travail à la suite d'une naissance. Les plus importantes sont : les politiques de congé parental, les déductions fiscales et la disponibilité de

services de garde des enfants. La relation entre l'activité des femmes sur le marché du travail et leur fécondité est donc influencée par le contexte institutionnel (« institutional determinants of role incompatibility ») (Brewster et Rindfuss 2000). En effet, le fait que la relation entre l'activité des femmes sur le marché du travail et la fécondité soit négative au niveau individuel mais positive au niveau agrégé, indique que les femmes de certains pays ont moins de difficulté à concilier les rôles de mère et de travailleuse que celles d'autres pays.

Role incompatibility mediates the relationship between labor force participation and fertility, and further (...) the negative association between fertility and labor force participation can be expected to diminish as the conflict between work and family responsibilities is reduced—whether by a change in the nature of work life, shifts in the social organization of childcare, or a combination of the two (Brewster et Rindfuss 2000, 283).

Cela peut s'observer soit par l'action de l'État, soit par l'action d'agents de la sphère privée, par exemple lorsque les employeurs essaient de résoudre la situation d'incompatibilité eux-mêmes.

Plusieurs auteurs utilisent la dichotomie de Chesnais (1996) entre les nations d'individus et les nations de familles pour décrire l'influence des politiques sociales et familiales sur la fécondité. Dans le premier cas, les politiques sociales tendent à encourager le travail des femmes et à protéger les enfants en remboursant certains services. La Suède est un bon exemple de ce type de politique et, dans une moindre mesure, la France et le Royaume-Uni. L'Allemagne est souvent décrite comme une nation de familles, car l'engagement envers les familles se traduit par des services pour les enfants, des régimes d'impôt favorables aux familles avec enfants, ainsi que des congés de maternité de longue durée et bien rémunérés (Engelhardt, Kögel et Prskawetz 2001).

Les interventions de l'État en ce qui a trait aux politiques familiales, qui prennent la forme d'avantages financiers, de réduction des impôts, de primes fiscales, etc., auront un impact différent selon la conception des politiques, c'est-à-dire ce qu'elles cherchent à promouvoir, soit des nations d'individus ou de familles. Les politiques orientées vers la famille et qui soutiennent le modèle de la famille à père pourvoyeur peuvent non seulement décourager l'activité des femmes sur le marché du travail, mais aussi décourager la naissance des enfants. Les politiques qui visent à aider les individus en réduisant l'incompatibilité entre les sphères productive et

reproductive sans privilégier un type particulier de famille, comme la famille nucléaire traditionnelle, peuvent avoir des répercussions positives (Brewster et Rindfuss 2000).

Dans les pays où il n'y a pas de changements dans les normes sociales et les politiques familiales pour réduire l'incompatibilité entre les rôles familiaux et les rôles économiques, il existe une corrélation négative entre la fécondité et l'activité des femmes (Engelhardt, Kögel et Prskawetz 2001). Tel est le cas des pays méditerranéens et des pays moins développés où l'absence de politiques familiales est la norme. Comme nous le verrons plus tard, c'est le cas de l'Uruguay.

Le conflit entre le travail et la fécondité s'avère plus important lorsque les normes sociales qui entourent les soins prodigués aux enfants encouragent, par exemple, la présence des mères. Cela explique pourquoi la disponibilité des services de garde aux enfants et leurs coûts sont des facteurs importants pour la fécondité. Comme ce sont les femmes qui s'occupent normalement des enfants, celles qui veulent être actives sur le marché du travail doivent limiter leur fécondité ou trouver des moyens d'organiser autrement la garde des enfants. Ce n'est pas la naissance des enfants sinon le processus de les élever et de prendre soin d'eux pendant l'enfance et la jeunesse qui mène à la relation négative entre l'activité des femmes sur le marché du travail et leur fécondité. Cela est important non seulement à l'âge préscolaire, mais aussi dans les autres étapes de la vie scolaire : l'âge du début de l'école primaire ainsi que la quantité de temps que les enfants passent à l'école pendant la journée sont des facteurs qui affectent la magnitude du conflit entre le travail et la famille (Brewster et Rindfuss 2000).

Les différences entre les pays sont importantes non seulement en ce qui concerne la configuration du marché du travail, mais aussi la disponibilité des services de garde des enfants et des politiques familiales en général. Dans les pays de l'Europe du Nord, la protection sociale des États-providence est généreuse en matière de services, tandis que dans les pays de l'Europe du Sud, les politiques sont généreuses en matière de transferts, bien qu'elles continuent à reposer sur la famille pour la prestation de services (Del Boca, Pasqua et Pronzato 2003).

Les résultats empiriques montrent que dans les sociétés européennes la disponibilité des services de garde, privés ou publics, est corrélée de façon positive avec l'activité des femmes sur le marché du travail et la fécondité. La disponibilité des services semble être plus importante que leur coût (Del Boca, Pasqua et Pronzato 2003 ; Haan et Wrohlich 2009).

2.5 Le rôle de l'inégalité des sexes

Les normes relatives aux rôles spécifiques des sexes doivent être prises en considération pour mieux comprendre l'influence de l'emploi des femmes sur la fécondité, car la relation entre la fécondité et l'activité des femmes dépend largement des normes et des rôles de genre à l'intérieur de chaque société (Beguy 2009).

The relationships between professional and reproductive lives depend on the specific gender relations and roles attributed in each society. A woman's place in the society, the gender-specific division of work, and the patriarchal nature of the relations between men and women are closely related to reproductive behavior in a given society (Beguy 2009, 121).

Il ne suffit pas d'avoir une distribution des rôles de genre plus égalitaire dans la sphère productive, car si les relations de type patriarcal continuent à être la norme à l'intérieur de la famille, le comportement reproductif des femmes, qui doivent maintenant assumer les deux rôles, se verra affecté par cette inégalité. Mc Donald (2000, 2002) se concentre sur l'impact de la division sexuelle du travail productif et reproductif sur la fécondité dans les sociétés modernes, en soulignant que l'on peut trouver deux types d'institutions : celles orientées vers la famille (le système fiscal et de sécurité sociale, la famille elle-même, les services aux enfants) et celles orientées vers l'individu (l'éducation ou le marché du travail). Il explique la faible fécondité dans les sociétés actuelles par une égalité croissante des droits de femmes et des hommes dans les institutions orientées vers l'individu (égalité d'opportunités d'éducation, intégration croissante des femmes dans le marché du travail), tandis que les niveaux d'égalité à l'intérieur de la famille demeurent relativement réduits (Mc Donald 2000, 2002).

Les niveaux plus élevés d'égalité de genre, autant dans la sphère privée que dans la sphère publique, que l'on trouve dans les sociétés plus libérales (celles du nord de l'Europe), peuvent expliquer les niveaux aussi plus élevés de fécondité en comparaison aux sociétés plus traditionalistes (celles du sud) avec une prépondérance de valeurs plus orientées vers la famille. Les normes et les valeurs sociales quant à la division sexuelle du travail sont importantes non seulement en ce qui concerne la sphère privée, mais aussi l'orientation des politiques institutionnelles des États-providence. C'est ainsi que les sociétés qui ont expérimenté plus

précocement une augmentation de l'égalité de genre ont développé des politiques sociales qui rendent moins incompatibles la vie familiale et l'intégration au marché du travail (Sobotka 2008).

2.6 Le changement démographique et le changement des valeurs : la deuxième transition démographique

Le concept de deuxième transition démographique englobe un ensemble de changements dans le domaine de la vie familiale : une tendance à un moindre degré d'institutionnalisation de la vie conjugale, accompagnée d'une réduction de la fécondité au-delà du seuil de remplacement et de changements dans le domaine des valeurs sociales, notamment l'expansion des valeurs individualistes et orientées vers l'auto-épanouissement dans les sociétés postindustrielles.

Le concept a été formulé pour décrire l'avènement d'une nouvelle phase dans l'histoire démographique de l'Europe à partir de 1965. Cette phase est caractérisée d'abord par la chute de la fécondité partout en Europe⁸ sous le seuil de remplacement de la population (2.1 enfants par femme). Cela entraîne, dans une perspective à long terme, le déclin de la population, ce qui n'avait pas été prévu par les chercheurs sur la transition démographique qui s'attendaient à une population stationnaire. En effet, une des conséquences de la deuxième transition dans les pays développés est l'importance croissante de l'immigration internationale pour compenser les effets négatifs de cette chute de la fécondité, comme le vieillissement de la structure par âge et la diminution de la taille des populations.

Accompagnant la transformation de la fécondité, on aperçoit des changements profonds dans les comportements et les normes relatives à la formation de la famille. Quant aux transformations dans les comportements, l'une des premières a été la perte de l'importance du mariage comme institution sociale qui encadre la famille. Les unions de fait ont vu une expansion rapide avec une acceptation sociale croissante : au début comme essai du mariage, ensuite comme alternative à celui-ci et même comme forme valable d'encadrement familial pour avoir des enfants (Van de Kaa 1987).

On trouve aussi une séparation progressive de la vie sexuelle et de la vie reproductive. La vie en couple n'est désormais plus motivée uniquement par la formation d'une famille avec enfants : le

⁸ Et postérieurement, dans la plupart des pays développés.

couple est de plus en plus l'élément central de la famille. Ce changement est aidé par une transformation du sens et des motivations de la contraception : le rôle de la contraception passe de la prévention des naissances non désirées au choix d'avoir des enfants et si oui du moment. Il s'agit de « choix pour l'auto-épanouissement des couples » (« self-fulfilling choices »). Ces transformations sociales ont été facilitées par l'afflux de moyens très efficaces de contraception à partir des années 1960 ainsi que par la légalisation de l'avortement (Van de Kaa 1987; Lesthaeghe et Surkyn 2004).

On assiste aussi à des transformations d'envergure quant à la stabilité et à la durée des unions facilitées par les changements dans les lois régulant la rupture des unions. Ceci s'est traduit par une augmentation de la divortialité et des séparations ainsi que par une réduction de la durée des unions. Comme conséquence de cette instabilité et de la multiplication des épisodes de vie en couple, on assiste à une augmentation de la diversité des modèles familiaux.

Ces transformations n'ont fait que s'accroître lors des dernières années partout dans le monde développé occidental. Malgré la diversité des situations, il existe un processus de « convergence de la diversité » vers une accentuation du déclin du mariage et une persistance de l'augmentation de la proportion d'unions de fait, un report dans le calendrier des unions (peu importe le type d'union) et une augmentation des unions sans cohabitation (« living apart together »). Comme résultat de l'augmentation de l'instabilité des unions, on trouve aussi une proportion toujours croissante des naissances hors mariage et une moindre proportion d'enfants qui habitent avec leurs deux parents (Sobotka et Toulemon 2008).

En définitive, la famille a souffert de transformations profondes et est encore en train de changer non seulement dans ses formes, mais aussi dans ses contenus. Les relations à l'intérieur de la famille répondent moins à des mandats institutionnels (normatives traditionnelles) et sont de plus en plus basées sur la réflexivité, devenant des parties « optionnelles » de la biographie : « Marriage and childbearing have increasingly become optional parts of individual biographies, even in countries that have been until recently considered rather 'conservative' » (Sobotka 2008, 209). On assiste à une acceptation très étendue des comportements innovateurs avec des attitudes plus positives envers les rapports intimes entre personnes non mariées, la cohabitation sans mariage et la décision de ne pas avoir d'enfants (« childlessness ») (Sobotka 2008).

On trouve divers essais d'explication de ces changements démographiques et sociaux. Comme il a été formulé à l'origine, l'accent de la théorie de la deuxième transition démographique n'est pas mis sur les conditions structurelles des sociétés, bien que les auteurs ne nient pas leur importance. Notamment, le changement vers des systèmes économiques postindustriels et l'expansion de l'activité des femmes sur le marché du travail sont à l'origine des transformations que nous venons de décrire. Dans ces sociétés rapidement changeantes où l'éducation et la capacité d'adaptation et de flexibilité sur le marché du travail deviennent des actifs incontournables, on trouve une augmentation des coûts d'opportunité du mariage (liée à la perte de mobilité territoriale ainsi que sur le marché du travail) et une perte encore plus grande de la valeur économique des enfants (Van de Kaa 1987; Beck et Beck 1995). Néanmoins, le cœur des explications des changements spécifiques à la deuxième transition démographique se trouve dans le domaine du changement du système de normes et des valeurs sociales.

Contrairement à ce qui est arrivé pendant la première transition démographique, les motivations derrière la formation de la famille pendant la deuxième transition démographique sont individualistes : les choix reproductifs et familiaux sont fondés sur l'autoréalisation et l'auto-épanouissement des individus et des couples dans le cadre des projets et des styles de vie individualistes (Van de Kaa 1987, 2001, 2002; Lesthaeghe et Surkyn 2004). Derrière ces modifications des motivations de la vie familiale se trouve une transformation plus large dans le système des valeurs qui est appelée par Van de Kaa « le passage du conservatisme au progressisme » (1987). Le conservatisme entraîne un conformisme avec les coutumes et les valeurs du passé et une résistance aux changements, tandis que le progressisme entraîne une préférence pour tout ce qui est nouveau, une vision critique du présent et une indifférence envers le passé. Ces changements entraînent une insistance sur la liberté de choix en ce qui concerne les comportements sociaux, y compris la sexualité, la formation de couple et la maternité (Van de Kaa 1987).

L'expansion du « progressisme » est révélée dans le monde développé par l'augmentation de l'acceptation sociale des relations sexuelles avant le mariage, de l'avortement, des unions de fait et du divorce, ce qui entraîne l'accentuation de l'autonomie individuelle et de l'opposition à l'ordre moral comme prescrit par l'Église et l'État (Van de Kaa 1987, 2001, 2002; Lesthaeghe et Surkyn 2004).

Ce changement du système de normes est parfois décrit comme l'arrivée du postmatérialisme, associé à l'expansion des valeurs et des rôles liés à l'auto-expression et à une importance attachée à la qualité de vie plutôt qu'à la sécurité économique et physique. L'autonomie individuelle et la satisfaction de besoins plus élevés (« higher order needs ») deviennent alors des éléments centraux dans le système de valeurs des sociétés développées (Inglehart 1997 dans Van de Kaa 2001 ; Lesthaeghe et Surkyn 2004).

L'ensemble de ces changements peut être synthétisé comme : une révolution sexuelle, une révolution des rôles et des normes de genre et une révolution contraceptive. Il s'agit de transformations qui remettent en question l'ensemble de la structure normative et d'autorité de la société. Au cours de ce processus, on assiste au passage de la dominance d'une idéologie familiale, basée sur des institutions collectives comme l'Église ou l'État, à la dominance d'une idéologie basée sur l'individu et la liberté de choix (Lesthaeghe et Surkyn 2004). Il s'agit de transformations vers l'individualisation, définie comme le processus par lequel les biographies individuelles ne suivent plus les normes traditionnelles sur les rôles de genre, les normes religieuses, etc. Les biographies deviennent donc ouvertes et en permanente reformulation (Beck 2002). Cela est relié à l'impératif de mobilité individuelle et de flexibilité sur le marché du travail : les individus essaient de se protéger des incertitudes sur le marché en acquérant de plus en plus de qualifications et d'expériences de travail pour leur permettre de répondre au besoin de construire des réseaux de sécurité personnelle tout en maintenant un certain niveau de flexibilité et de mobilité (Beck et Beck 1995). Le report des naissances et la réduction de la fécondité sont quelques-unes des conséquences du besoin d'investir dans les carrières professionnelles plus longtemps qu'auparavant dans le nouveau contexte d'incertitude.

L'ensemble de ces transformations dans la vie familiale et dans le domaine des valeurs est étroitement lié aux changements dans le processus du passage à la vie adulte : la désinstitutionnalisation des comportements sociaux, définie comme le détachement des normes traditionnelles du domaine moral ou religieux, entraîne la possibilité des trajectoires de vie plus dynamiques et instables qu'auparavant (Van de Kaa 1987). Nous approfondirons ces concepts dans la section qui traite du passage à la vie adulte.

2.7 Le changement familial en Amérique latine

En Amérique latine, quelques changements dans la dynamique familiale et démographique vont dans le même sens que ce que nous venons de décrire au sujet des sociétés développées occidentales. Ainsi, on y trouve un processus de diminution de l'importance du mariage accompagné de l'expansion des unions de fait tant dans les pays où les unions consensuelles étaient déjà répandues au XX^e siècle que dans ceux où cette modalité de vie conjugale s'est répandue seulement récemment (Esteve, Lesthaeghe et López-Gay 2012). On trouve aussi une instabilité croissante de la vie conjugale. Le processus de réduction de la fécondité y est avancé : quelques pays de la région ont déjà traversé le seuil de remplacement des générations comme l'Uruguay, le Brésil, le Chili, le Costa Rica, Porto Rico et Cuba (Rosero-Bixby, Castro-Martín et Martín-García 2009).

Dans certaines sociétés latino-américaines, on trouve une diminution de la proportion de femmes ayant déjà donné naissance à un enfant et un calendrier plus tardif de la fécondité, « ce qui suggère que l'impératif social de la maternité précoce s'affaiblit » (Rosero-Bixby, Castro-Martín et Martín-García 2009, 169, notre traduction). Même s'il est possible que ces femmes reportent la maternité à un âge plus tardif de la vie féconde — comme il est arrivé en Europe — ces changements entraînent l'apparition de rôles et d'identités non familiales pour une proportion croissante de femmes. De plus en plus, donner naissance à un enfant devient un choix plutôt qu'un impératif, au moins dans les classes plus éduquées de la population (Rosero-Bixby, Castro-Martín et Martín-García 2009).

Ces changements peuvent être interprétés autant à la lumière de facteurs structureaux que de transformations dans les normes et les valeurs sociales. L'intégration massive des femmes dans le marché du travail et leur niveau d'éducation croissant sont quelques-uns des facteurs structureaux qui expliquent les changements démographiques récents, particulièrement le report de la formation des unions et de la naissance du premier enfant. L'incompatibilité entre l'activité des femmes sur le marché du travail et leurs responsabilités dans la vie familiale (aggravée par un manque de politiques de conciliation) explique en partie ces nouveaux comportements (Quilodrán 2008).

Il faut faire attention avant d'interpréter ces changements récents en Amérique latine sous la lumière d'une transformation normative vers l'individualisation et la désinstitutionnalisation des comportements sociaux, puisque les unions informelles, les naissances hors mariage et les séparations de fait y ont été présentes tout au long du XX^e siècle et même avant. Il s'agit de comportements qui font partie de la culture particulière de l'Amérique latine et qui ont leurs propres significations, qui ne sont pas nécessairement celles qui ont été données aux mêmes phénomènes vus en Europe dans le cadre de la théorie de la deuxième transition démographique. Comme le processus d'institutionnalisation des unions et de la rupture des unions n'a jamais été universalisé dans la majorité de la région, le processus de désinstitutionnalisation ne peut avoir la même lecture que dans les sociétés développées. Traditionnellement, les unions informelles étaient répandues dans les classes plus pauvres, moins éduquées et rurales, et dans certains pays dans les populations indigènes. L'union libre « traditionnelle » n'est donc pas associée à un rejet de l'ordre moral ou religieux, mais plutôt à une adaptation à des circonstances sociales défavorables (Castro-Martèin 2002 ; Quilodrán 1999, 2008). C'est seulement dans les dernières années que les unions de fait ont commencé à se répandre aussi dans les classes plus éduquées et urbaines des sociétés latino-américaines (Quilodrán 2008 ; Binstock et Cabella 2011 ; Esteve, Lesthaeghe et López-Gay 2012).

De plus, les mêmes comportements peuvent parfois ne pas avoir la même signification sociale, du fait que celle-ci varie selon la position sociale des individus : « En bref, quelques phénomènes démographiques concernant les familles latino-américaines cachent des facteurs déterminants, des significations et des conséquences différentes et spécifiques selon le groupe socioéconomique dans lequel ils se produisent » (Arriagada 2004, 89, notre traduction). La dualité des sociétés latino-américaines se manifeste ainsi dans les comportements démographiques, de telle sorte que la première et la deuxième transition démographique coexistent dans quelques pays.

2.8 Le passage à la vie adulte

Certains changements survenus dans la structure et les normes des sociétés occidentales au cours des dernières décennies ont entraîné d'importantes transformations dans plusieurs dimensions clés du passage à la vie adulte ainsi que dans la vie familiale entendue dans son sens le plus large.

Le passage à la vie adulte est souvent défini comme le processus qui mène les jeunes de la dépendance à l'autonomie avec l'adoption des rôles sociaux adultes. Du point de vue démographique, ce passage est défini par la présence de cinq « événements marqueurs » des transitions. D'un côté, la fin des études et l'intégration au marché du travail sont considérées comme les événements marqueurs de la sphère publique de la transition. La formation d'un ménage indépendant du ménage parental, le début de la vie en couple et la naissance du premier enfant sont les événements marqueurs de la sphère privée du passage à la vie adulte. Les transitions de la sphère publique ainsi que la formation d'un ménage indépendant sont considérées comme étant les marqueurs du « moment de départ » du passage à la vie adulte, tandis que les transitions concernant la vie familiale entraînent le « moment de l'établissement » dans les rôles adultes (Ravanera, Rajulton et Burch 1998 ; Settersten, Furstenberg et Rumbaut 2005).

La période d'âge considérée pour l'étude de la transition varie selon les auteurs et les contextes : de 15 à 29 ans, de 15 à 34 ans, de 18 à 29 ans ou de 18 à 34 ans. Il s'agit d'une période « dense » de la vie en termes démographiques (Rindfuss 1991) étant donné que plusieurs événements clés s'y produisent de manière condensée dans le temps.

Comme nous l'avons souligné, dans un contexte où le risque et l'incertitude deviennent des caractéristiques permanentes et structurelles des sociétés, le marché du travail gagne une importance centrale comme élément qui structure les biographies individuelles, l'insertion professionnelle devenant moins stable et définitive qu'auparavant (Beck 2002). En lien étroit avec cela, le prolongement des études devient incontournable pour s'assurer une insertion plus solide dans le marché du travail.

Ces deux éléments sont à l'origine de deux des transformations les plus importantes que le processus de transition à la vie adulte ait connues au cours des dernières décennies (depuis 1960) dans le monde développé : le report dans le calendrier et la pluralisation des trajectoires possibles dans le passage à l'autonomie (Brueckner et Mayer 2004; Settersten, Furstenberg et Rumbaut 2005; Settersten 2007, Elzinga et Liefbroer 2007). Ces changements entraînent donc tant une altération du calendrier de la transition que la diversification et la déstandardisation de la séquence des événements qui forment la transition à la vie adulte, des transitions moins ordonnées et prévisibles qu'auparavant (Shanahan 2000; Settersten, Furstenberg et Rumbaut

2005; Gauthier 2007). Une transition ordonnée se caractérise d'abord par la sortie du système d'éducation, ensuite le premier emploi et la formation d'un ménage indépendant. Le passage à la vie adulte finirait par le mariage et la naissance d'un premier enfant. Les événements de la transition à la vie adulte ne seraient survenus de cette manière ordonnée et standardisée dans les pays développés que pendant quelques décennies du XX^e siècle, entre 1950 et 1980 (Gauthier, 2007). Aujourd'hui, les événements n'arrivent pas nécessairement dans cet ordre et les transitions deviennent moins définitives, avec une flexibilité qui rend possibles les allers-retours.

Ces transformations ont été expliquées comme étant la conséquence de l'individualisation du passage à la vie adulte. Le cours de la vie devient moins structuré par la famille et la communauté en raison du changement des normes sociales et de l'éloignement des prescriptions traditionnelles. De plus, ces changements dans le passage à la vie adulte ont été facilités par les transformations des structures productives dans les sociétés postindustrielles, celles-ci ayant créé de nouvelles opportunités pour les jeunes (Grant et Furstenberg 2007).

Ces transformations dans le processus de transition à la vie adulte ont des impacts à long terme. Sur le plan individuel, c'est sur le bien-être des personnes : le niveau de succès dans le passage à la vie adulte a des conséquences notamment sur le revenu et la stabilité familiale (Settersten 2007). Sur le plan social plus large, les changements dans le processus de passage à la vie adulte ont des conséquences sur les comportements démographiques agrégés. L'augmentation du coût économique des individus pendant l'enfance et la jeunesse ainsi que les modifications des rapports entre parents et enfants tout au long de la vie pourraient entraîner dans le futur une réduction encore plus grande de la descendance des femmes et ainsi de la taille de la famille (Settersten, Furstenberg et Rumbaut 2005).

Ces transformations surviennent dans des sociétés de risques et de mondialisation croissante, où les jeunes font face à un degré plus élevé de vulnérabilité que le reste de la population (Shanahan 2000). Dans ce contexte, la situation au sein de la famille d'origine des jeunes individus devient incontournable pour appuyer leur processus de transition à la vie adulte, et donc la position dans la structure de stratification sociale est souvent associée à différents degrés de succès dans l'assomption des rôles adultes. Le report de certains événements du passage à la vie adulte observé dans les sociétés développées est donc souvent interprété comme une réponse aux contraintes structurelles et pas nécessairement comme étant le produit d'un degré plus élevé de

liberté chez les jeunes. Il s'agit d'une stratégie (« coping mechanism ») pour faire face aux nouvelles demandes du système du travail dans un contexte où les incertitudes grandissent et les politiques sociales pour la jeunesse n'offrent pas un niveau adéquat de soutien pour la transition (Settersten 2007).

Ainsi, on observe que le passage à la vie adulte varie dans la structure de stratification sociale. Tant la durée de la transition que les événements qui la composent, l'ordre dans lequel ceux-ci sont expérimentés et même la perception subjective de l'âge approprié pour vivre chaque événement de la transition varient selon l'origine sociale des individus. Ainsi, on trouve en général des transitions plus précoces chez les jeunes qui n'ont pas de ressources familiales sur lesquelles s'appuyer dans leur cheminement vers la vie adulte, et des transitions prolongées chez les jeunes des milieux plus favorisés. L'allongement du parcours qui mène à la vie adulte est vécu par certains groupes de jeunes comme un moment d'exploration dans leur processus d'assomption des rôles adultes, tandis que pour d'autres ce moment est plutôt caractérisé par « la dérive » (Ravanera et Rajulton 2006; Settersten 2007 ; Côté et Bynner 2008 ; Furstenberg 2010 ; Sironi et Furstenberg 2012).

Certains éléments du passage à la vie adulte montrent une évolution assez stable au fil des cohortes dans plusieurs pays de la région⁹. Le parcours de vie moyen consisterait en un début de la sexualité pendant l'adolescence (à l'âge moyen de 19 ans), suivi immédiatement du début de la vie conjugale (un an plus tard). L'arrivée des enfants se produit peu après le début de la vie en couple (un an plus tard, à l'âge moyen de 21 ans) (Heaton, Forste et Otterstrom 2002). Malgré cette stabilité, on trouve des différences dans le calendrier de quelques événements selon la position sociale des individus, avec un calendrier plus précoce des transitions familiales chez les jeunes des secteurs plus démunis, notamment au Brésil (de Oliveira, Gonçalves Rios-Neto et Hermeto Camilo de Oliveira 2006; Melo Vieira 2008) et au Mexique (de Oliveira et Mora Salas 2008; Giorguli-Saucedo 2009). Les recherches effectuées sur le passage à la vie adulte en Amérique latine indiquent donc que le moment d'atteindre l'autonomie chez les jeunes latino-américains est lié à leur position sociale et aux contraintes auxquelles ils doivent faire face dans une société caractérisée par les restrictions matérielles (Prieto 2009).

⁹ Pour les pays suivants : la Bolivie, le Brésil, la République dominicaine, l'Équateur, le Salvador, le Guatemala, Haïti, le Mexique, le Nicaragua, le Paraguay, le Pérou, Trinité-et-Tobago (Heaton, Forste et Otterstrom 2002).

CHAPITRE 3. PROBLÉMATIQUE, MÉTHODES ET SOURCES DE DONNÉES

3.1 La problématique

La présentation du contexte socioéconomique et démographique de l'Uruguay, ainsi que la recension des écrits scientifiques sur la fécondité et le passage à la vie adulte, nous permet maintenant de formuler avec plus de précisions la problématique abordée par cette thèse. Nous avons établi l'importance de l'étude de la fécondité dans la recherche démographique de l'Uruguay. De plus, nous avons démontré l'importance de prendre en considération les inégalités des structures sociale pour analyser les comportements démographiques dans la région Latino-américaine. À partir de ces constatations, notre objectif général est d'analyser le calendrier de la naissance du premier enfant pendant la période du passage à la vie adulte, en examinant les variations de ce processus au fil des générations, selon l'origine sociale des femmes et selon leur niveau d'éducation.

Nous utilisons deux sources de données biographiques qui ont permis à la recherche dans ce domaine d'aller au-delà de l'analyse transversale pour la première fois au pays. La récente disponibilité de ces sources –que nous détaillerons dans la section suivante - a rendu possible, au cours des dernières années, le développement de la recherche sur la transition à la vie adulte dans le contexte de l'Uruguay. Cette thèse apporte une contribution à la recherche démographique du pays en explorant les liens entre les différentes dimensions du passage à la vie adulte et le calendrier de la première naissance. Notre approche biographique permet de cerner les liens temporels qui existent entre les événements-clés de la transition à la vie adulte, leur séquence de déroulement ainsi que l'influence de l'avènement de certains événements-clés sur l'avènement d'autres événements-clés, notamment la première naissance.

Dans le premier article, nous analysons les liens entre la dimension publique du passage à la vie adulte et la naissance du premier enfant, un événement de la sphère privée ou familiale. Spécifiquement, nous analysons les liens qui existent entre le calendrier de la première naissance

et le passage à la vie active – l’obtention du premier emploi –. Nous analysons de quelle façon le contexte macro-économique influence ces deux processus.

Dans le deuxième article nous abordons deux événements de la dimension privée du passage à la vie adulte : la formation de la première union et la naissance du premier enfant. En prenant en considération les transformations de la nuptialité et les modèles familiaux observés au pays au cours des dernières décennies, nous analysons les liens entre la situation conjugale pendant la première union et le calendrier de la première naissance. Ainsi, nous examinons comment varie le rythme de la première naissance alors que les femmes sont hors union, en union libre, mariées ou mariées après une période en union libre.

Dans le troisième article, nous nous intéressons aux trajectoires de passage à la vie adulte en analysant l’ordre d’arrivée de deux événements de la dimension publique du passage à la vie adulte – la fin des études et le premier emploi – et deux événements de la dimension familiale – la formation d’un ménage indépendant et la naissance du premier enfant. Nous nous intéressons donc à la succession des événements du passage à la vie adulte qui conduisent à la naissance du premier enfant pendant cette période du parcours de vie.

3.2 Les axes analytiques

Trois axes analytiques sont présents au fil des trois articles. La recension des écrits a montré qu’il existe des changements d’envergure autant dans les structures économiques et sociales que dans la dynamique démographique du pays dans les dernières décennies. Le premier axe analytique est donc le changement au fil des générations : nous nous intéressons aux transformations du calendrier de la première naissance et aux facteurs qui contribuent à accélérer ou ralentir celle-ci au fil du temps historique.

La littérature démographique portant sur la région Latino-américaine et plus spécifiquement sur l’Uruguay démontre amplement qu’au sein des sociétés inégales, les comportements démographiques varient selon la position des individus dans l’hierarchie sociale. Dans le cas de la fécondité, on observe d’importantes différences dans le calendrier et dans le nombre de naissances selon l’origine sociale des femmes et selon leur position sociale actuelle.

À partir de ces observations, nous définissons une deuxième axe d'analyse, soit l'origine sociale des femmes. Celle-ci est mesurée par le niveau d'éducation des deux parents dans les chapitres 4 et 5 et par le niveau d'éducation de leur mère dans le chapitre 6. Nous choisissons d'analyser l'origine sociale à partir du niveau d'éducation des parents de la répondante en partie parce qu'il s'agit de la seule information pertinente disponible. Ce choix de mesure de l'origine sociale a été déterminé donc en partie par la disponibilité des variables dans chacune des sources de données. Cependant, quelques éléments théoriques justifient ce choix méthodologique. Rappelons que le marché du travail uruguayen est fortement segmenté selon le niveau d'éducation des individus. Le niveau d'éducation est donc déterminant pour l'obtention des postes de travail les mieux rémunérés, les plus stables et offrant davantage de protections sociales. L'obtention de ces postes à son tour se traduit par de meilleures opportunités d'intégration sociale et d'accès au capital économique, culturel et sociale (Filgueira 2002).

Le troisième axe analytique est le niveau d'éducation des répondantes, ce qui nous permet de déduire leur position sociale au moment de l'enquête.

3.3 Les méthodes

Nous utilisons les méthodes de l'analyse des biographies, notamment les modèles de risque (aussi connus sous les noms de modèles de survie et modèles de durée). Cela entraîne l'utilisation de techniques descriptives comme l'estimateur de la fonction de survie de Kaplan-Meier (1958) et la fonction de risque. Ces techniques permettent d'analyser les variations du calendrier des événements selon certaines variables d'intérêt.

Nous estimons les équations à l'aide du modèle à risques proportionnels de Cox et du modèle semi-paramétrique élaboré par Royston, Parmar et Lambert (Royston 2001; Royston et Parmar 2002; Royston et Sauerbrei 2007; Royston et Lambert 2011). Ces modèles de durée permettent d'analyser l'effet des variables indépendantes telles que la cohorte ou l'origine sociale sur le calendrier de certains événements. Nous estimons la façon dont ces caractéristiques augmentent ou réduisent le risque de vivre certains événements-clés du passage à la vie adulte, comme la première naissance ou le premier emploi.

Certaines variables sont des attributs ou des caractéristiques fixes, qui ne changent pas au cours de la vie, tandis que d'autres sont des variables indépendantes qui varient en fonction du temps. Ces dernières permettent de prendre en considération dans nos analyses la situation des femmes lors du stade de vie au cours duquel l'événement d'intérêt s'est produit. Par exemple, elles permettent de savoir à chaque moment si l'individu se trouve en union conjugale, a commencé son intégration au marché du travail, etc. Cela permet de surmonter quelques problèmes typiques de l'analyse transversale tels que la détermination de l'ordre temporel logique d'un événement par rapport à un autre.

Nous nous servons aussi des méthodes de l'analyse des séquences et de l'analyse de regroupement pour construire une typologie des trajectoires particulières à chaque génération. Ces méthodes, adaptées aux sciences sociales par Abbot (1990), permettent de décrire les trajectoires de passage à la vie adulte pour des périodes précises du parcours de la vie. Ces analyses permettent de déceler l'ordre et le calendrier dans lesquels se font les transitions.

Nous détaillons dans chacun des chapitres la méthodologie qui leur est spécifique.

3.4 Les sources de données

Nous utilisons deux sources de données : l'Enquête sur les situations familiales (ESF) et les Enquêtes nationales de jeunesse (ENJ). La première source de données est utilisée dans les chapitres 1 et 2, tandis que la deuxième source de données est utilisée dans le chapitre 3. Dans le chapitre 1, nous nous servons aussi de séries temporelles avec des données de niveau agrégé, que nous décrivons en détail dans la section méthodologique de ce chapitre.

3.4.1 L'Enquête sur les situations familiales et les caractéristiques sociales à Montevideo et sa région métropolitaine (ESF)

La récente disponibilité de deux vagues d'une enquête de type longitudinal recueillant des informations biographiques sur les différents événements qui définissent le passage à la vie adulte pour les femmes de plusieurs cohortes rend aujourd'hui possible l'analyse à l'aide des

techniques des modèles de risque que nous entreprenons dans les deux premiers chapitres de cette thèse.

L'ESF est une enquête longitudinale et rétrospective faite par le Programme d'Études de la Population et le Département d'Économie de l'Université de la République et l'UNICEF en 2001 et 2007¹⁰. L'enquête suit le modèle de l'Enquête sur les situations familiales de l'INED et de la National Survey of Family and Households de l'Université de Wisconsin et est représentative de la population de la capitale de l'Uruguay et sa région métropolitaine. Dans la première vague, en 2001, 1800 femmes âgées de 25 à 54 ans ont été interviewées. Dans la deuxième vague, en 2008, 828 femmes de la première vague ont été interviewées à nouveau et 401 femmes ont été ajoutées à l'échantillon, pour un échantillon total de 1229 femmes dans la deuxième vague. Les échantillons utilisés dans les chapitres 1 et 2 ont été légèrement réduits après élimination des cas jugés problématiques pour l'analyse.

L'enquête permet d'analyser les trajectoires de reproduction, d'union et d'intégration au marché du travail des femmes. Elle permet aussi de prendre en considération la position dans la structure sociale et le niveau d'éducation des femmes.

3.4.2 Les Enquêtes nationales de Jeunesse

Il s'agit de deux enquêtes séparées réalisées en 1990 et 2008, représentatives de la totalité du pays urbain (villes de plus de 5000 habitants). Lors de l'enquête, des jeunes âgés de 15 à 29 ans ont été interviewés. L'enquête rassemble des informations biographiques sur quatre événements ou étapes-clés de la transition à la vie adulte, permettant de connaître l'âge des individus au moment auquel ils ont quitté le système d'éducation, ont commencé leur intégration au marché du travail, ont formé leur premier ménage indépendant et ont eu leur premier enfant. Cette source de données ne permet toutefois pas de connaître l'âge de la première union conjugale. Néanmoins, elle permet de savoir si la sortie du ménage parental a été motivée par la formation d'une union conjugale et donc d'établir des liens de simultanéité entre ces deux événements.

¹⁰ Dorénavant, nous faisons référence à l'Enquête de Situations Familiales de 2007, bien qu'une partie de celle-ci ait été réalisée dans les premiers mois de 2008.

Les deux enquêtes ont des avantages et des limitations. En nous servant de ces deux sources de données, nous essayons de combler les limitations respectives de chacune des enquêtes. L'ESF ne contient pas d'information biographique sur le moment de formation du ménage indépendant, une information-clé dans l'étude du passage à la vie adulte. L'Enquête est représentative seulement de la capitale du pays et de la région métropolitaine. Par contre, l'éventail de l'âge des femmes interviewées permet de faire des analyses sur des femmes nées entre 1940 et 1983. Les ENJ sont représentatives du pays urbain dans sa totalité et contiennent des informations biographiques pour quatre des cinq événements-clés du passage à la vie adulte : la formation d'un ménage indépendant, le moment de sortie du système d'éducation, le moment d'obtention du premier emploi et la naissance du premier enfant. Elles permettent aussi d'établir des liens avec la formation de la première union, bien que la date elle-même ne s'y retrouve pas. Cependant, seuls des jeunes âgés de 15 à 29 ans ont été interviewés dans le cadre de ces enquêtes et on ne peut donc voir les événements-clés du passage à la vie adulte qui surviennent au-delà de ces âges. Dans cette thèse, nous exploitons les avantages de chacune des sources de données pour arriver à former un portrait d'ensemble sur la naissance du premier enfant dans le cadre du passage à la vie adulte dans le pays.

CHAPITRE 4: THE TRANSITION TO THE FIRST BIRTH AND LABOUR MARKET TRAJECTORIES IN URUGUAY. THE INTERRELATION OF MICRO AND MACRO SOCIAL FACTORS

Ana Fostik and Benoît Laplante

Abstract

This article assesses the micro and macro social factors that affect the first birth and the entry into the labour market of women in Uruguay. First, we examine the timing of the first birth and the timing of the first job from two different social origins. We take into account the mutual determination of the decision-making process in the reproductive and productive spheres by estimating the mutual effects of reproductive and labour market transitions on one another. Secondly, we study the relations between the socio-economic context and the individual biographical characteristics, in a context of increasing female activity and higher levels of societal risks in the region. We evaluate the responses in the productive and reproductive behaviour to the changes in market and economic conditions. We focus on the characteristics that are more critical in determining the levels of social risk, namely unemployment rates and economic growth. We use longitudinal survey data for women from the ESF 2007 as well as time-series data. We estimate flexible semi-parametric models. Results show that women from different social origins are experiencing dissimilar transformations in these two events of the transition to adulthood and that the effect of the socio-economic context in their labour market and reproductive trajectories also differs by social origins. Procyclical effects in the beginning of individual reproductive trajectories are observed among women from higher social origin and a differential response to deteriorating economic conditions regarding labour market entry, that tends to happen faster among women from lower social origin and to be postponed among women from higher. We use longitudinal survey data and time-series data.

4.1 INTRODUCTION

Uruguay is a country that experienced an early demographic transition, where fertility is below generational replacement levels since 2004 and women's reproductive behaviour differs markedly by social origin and educational attainment (Varela, Pollero and Fostik 2008). Female activity rates are higher than in most Latin-American countries, the gap between male and female activity rates is lower and the highest educated women are also the more active in the labour market (Arriagada 2001; Espino and Azar 2006; Pagano and Rijo 2008). The institutional setting regarding family policy and work-family conciliation is in its early stages, with no universal public childcare system before kindergarden, no universal childcare-related fiscal benefits and neither universal nor significant family allocations (Pribble 2006).

The economic transformations that have taken place in the last decades, together with the transformations in the role of national States—economic deregulation, partial dismount of the welfare state, the reduction in risks socialisation—have all increased the level of social risks Latin-American citizens are faced to, with an increasing lack of job security. The desired number of children and the choices regarding the timing of pregnancies are influenced by the perceived social risks (Kravdal 2002; Adsera 2004, 2005a, 2005b; Adsera and Menendez 2009). In the Latin-American context, fertility is associated with unemployment levels: births are delayed during high unemployment periods, particularly among women from recent cohorts and where unemployment is a structural feature (Adsera 2005a; Adsera and Menendez 2009).

The relation between economic activity and fertility depends on the institutional setting increasing or decreasing the difficulties of conciliating the roles of mother and worker, what is usually referred to as the institutional determinants of role incompatibility. It also depends on women's place in the social structure, notably in the economic domain, whether active or inactive, and in the educational domain, according to the cumulated educational capital. This relation also depends on the level of autonomy available to women both inside and outside of the household. The desired number of children and the timing of pregnancy depend on the same factors (Brewster and Rindfuss 2000).

This article aims to analyse the links between the reproductive trajectory of women and their labour market participation, in the context of the transition to adulthood. This means that we

focus specifically on the start of the reproductive trajectory —the birth of the first child— and the start of the labour market trajectory—the start of the first job. We take into consideration the fact that these two processes are intertwined, meaning that the processes behind both can be similar and correlated (Boca and Sauer 2006; Younger 2006).

The social and economic changes in which the transitions to the first birth and the first job are embedded are taken into account, following the model proposed by Adsera and Menendez (2009). This is done by incorporating time-series of unemployment levels and economic growth in an effort to assess the impact of the economic context on the transition to the first birth and on the transition to the first job, since it has been established that economic activity and fertility are determined by similar factors and this holds true for the Uruguayan context (Pagano and Rijo 2008). We examine the differentiated impacts of a series of covariates on women from different social origins, since the literature shows major differences in demographic behaviour in the country according to the social position of individuals.

We use the models and techniques of statistical biographical analysis and retrospective longitudinal survey data collected in 2001 and 2007 as well as time-series data for women unemployment rates and Gross National Product (GNP) growth.

The article is structured as follows. First, we present a review of the literature relevant to the subject, starting with a brief introduction on the transition to adulthood in the Uruguayan context. This is followed by a discussion of some of the relations between fertility and labour market participation and we end the section by summarising the structural or macro-level characteristics that affect the processes under study. In the next two sections we present our data and methods, followed by the hypotheses and variable operationalisation. We present the results in two main sections: descriptive findings and the estimation of flexible parametric models for both the transition to the first birth and the transition to the first job. We then discuss the results and further research implications.

4.2 LITERATURE REVIEW

4.2.1 The transition to adulthood in Uruguay

The transition to adulthood constitutes a time in the life course during which individuals experience a series of events leading to increasing autonomy and responsibility in adult social roles. This process is characterised in the demographic literature as consisting of a series of markers or events, where the timing, the sequence and which events are experienced imply different patterns in the transition to adulthood. These events are sometimes classified as defining the transition in the public domain of life or in the private or family domain: finishing schooling and entering the labour market are the marker events in the public domain, whereas leaving the parental home, starting a first conjugal union and experiencing a first birth define the passage to adulthood in the private or family domain. This theoretical perspective gives importance to the notion of becoming an adult as a process. The moment in the life course in which each event is experienced, the precedence of one event on another etc., are in the core of this approach (Settersten, Furstenberg and Rumbaut 2005).

Many aspects of the transition to adulthood are influenced by the resources available to individuals in their families of origin. The length of the transition, the timing of events and which events are experienced show clear differences by social origin (Hogan and Astone 1986; Côté and Bynner 2008; Furstenberg 2010). Such differences have also been found for some Latin-American countries such as Brazil (de Oliveira, Gonçalves Rios-Neto et Hermeto Camilo de Oliveira 2006; Melo Vieira 2008) and Mexico (de Oliveira et Mora Salas 2008; Giorguli-Saucedo 2009). The coexistence of different patterns by social position in the transition to adulthood has been established for the case of Uruguay. These are related to social position, educational attainment, social origins and residence in urban or rural areas.

Using cross-sectional data, Ciganda (2008) found that the most educated individuals, not living in poor households and residing in urban areas show signs of delaying the transition to adulthood, staying longer in the parental home, postponing childbearing and union formation. On the contrary, the least educated, living in deprived households and resident in less urban areas seem to present earlier transitions in all of these dimensions.

Using retrospective longitudinal data, Videgain (2006) found a process of segmentation in the transitions in the family domain (first union and first birth), with divergent calendars across social origins: the lower the social origin, the earlier the events are experienced. Moreover, these differences increase over historic time. On the other hand, the author found a process of standardisation in the age of entry into the labour market across cohorts, with convergence among social strata over time.

Videgain (2012) analysed census data from 1986 and 1996 and survey data from 2006 and suggested that there are important differences in the degree of status heterogeneity by age in the transition to adulthood both by gender and by social position—as measured by income of the household—. Women show earlier calendars than men in the family formation domain when home leaving and union formation are considered. Although women's labour market participation increases during the period, there is no clear tendency regarding the calendar of entry. There are signs of convergence between 1985 and 2006 among social strata regarding the proportions active in the labour market at each age, although the proportions of women working are still higher for women from higher social positions (Videgain 2012).

Previous research suggested that the links between the first job and the first birth have strengthened over time among young adults aged 12 to 29, finding fewer women start their childbearing trajectory without having entered the labour market for the first time (Cardozo and Iervolino 2010; Filardo 2010; Fernández, Fostik and Varela 2012; Varela, Fostik and Fernández 2012). The positive impact of having started a first job on the first birth increases over time (between 1990 and 2008). However, among the markers of the transition to adulthood, the transition to the first job shows the lesser impact on the transition to the first birth and does not have an impact on teenage fertility (Varela and Fostik 2011). Other events such as leaving the school system and the parental home have a positive impact on the start of childbearing. The authors also found a social and educational gradient in the transition to the first birth that shows signs of deepening over time.

4.2.2 Fertility and labour market activity

Contrary to what has been documented for developed countries since the mid 1980's, in Latin-American countries the statistical relation between female labour market participation and fertility at the aggregate or country-level is still negative (Lean Lim 2002; Pagano and Rijo, 2008; Adsera and Menendez 2009). This relation is also negative at the micro-social level in the Latin-American region, including Uruguay (Pagano and Rijo 2008; Tortarolo 2013). The incompatibility of roles plays a determinant part: fertility and labour market participation are affected mutually because of the tension between the two dimensions. Causality is reciprocal and, moreover, current behaviour could be determined by projects for future behaviour: "work intentions may cause actual fertility behaviour and fertility intentions may cause actual work behaviour" (Engelhardt, Kögel and Prskawetz 2001, 5). Childbearing becomes a more costly choice in the context of higher female labour market participation, given the increased cost it implies in terms of career opportunities (Brewster and Rindfuss 2000; Engelhardt, Kögel and Prskawetz 2001; Kögel 2003; da Rocha and Fuster 2006). Nevertheless, this varies by country depending on the extent to which family policy helps reduce the impact of childbearing on careers (Brewster and Rindfuss 2000; Engelhardt, Kögel and Prskawetz 2001; McDonald 2002; Del Boca, Pasqua and Pronzato 2003).

Female activity rates in Uruguay have been growing steadily since the 1960's, with a boost during the dictatorship government period (1973–1985) due to the reduction of household incomes. At the first stages of their labour market participation, despite the relatively high educational attainment of women entering the labour force, they were employed in low-wages industries since, "besides being cheaper in terms of costs, employers would prefer female labour force since it was considered to be more "flexible"" given their status as not unionised new entrants (Espino and Azar 2006, 21). During the 1990's, the processes of economic openness and regional integration continued to favour increasing female labour participation, this time with an important educational segmentation in the labour market. The more educated women started to join the labour force in greater proportions and in higher income sectors (Espino and Azar 2006; Espino, Leites and Machado 2009). This suggests a mechanism by which women with more human capital take advantage of the higher market income their educational attainment allows them to have by dedicating more time to labour market participation when salaries are higher, as

suggested by Becker (1993). Nowadays, participation among women is higher among women in a conjugal union and in childbearing ages, it still increases with educational attainment and it decreases with household income and age (Espino and Azar 2006; Terra, Bucheli and Estrades 2008; Espino, Leites and Machado 2009). During the last decades, there has been a decrease in the proportion of households with a sole male earner and an increase in dual income households (Pradere and Salvador 2009).

The increase in female participation since the 1960's was nevertheless accompanied by gender inequalities in the labour market insertion regarding salary, unemployment levels, access to quality jobs and hours worked (Espino and Azar 2006; Terra, Bucheli and Estrades 2008; Espino, Leites and Machado 2009). Moreover, this increase was not accompanied by a reduction in household gender inequalities (Arriagada 2001; Espino and Azar 2006; Espino, Leites and Machado 2009).

4.2.3 The macro-level determinants

Social institutions, notably labour market and social policies, impose a setting in which women must decide of their reproductive and labour market behaviour. Labour market structures and social policy determine the nature and the scope of the negative consequences reproductive behaviour can have in a career: later entry into the labour market; withdrawal from the labour market; part-time employment; loss of experience, promotion or salary raise opportunities, etc.:

As women have joined the labour force, fertility rates have adjusted as a function of the institutional structures that shape the job market and determine its long-run unemployment rate [...] the current demographic transition is associated with the constraints of the labour market where fertility decisions are taken. (Adsera 2005a, 189)

Transformations in the economy and the labour market in the last two decades of the 20th century have made the unemployment risk very high. These transformations include the increasing instability in the labour market and the diminution of security and social benefits that are derived from labour market participation, as well as an increased need for flexibility and mobility (Beck 2002). Women in reproductive ages might be aware of this risk and of the consequences of unemployment, particularly on income, and take it into consideration in their reproductive

decisions. In an economy of growing risks, the type and the extent of unemployment consequences as well as its impact on reproductive behaviour will depend on its duration. Short-term unemployment spells decrease the opportunity costs of childbearing without greatly affecting long-term income. In consequence, in contexts where the mean duration of unemployment spells is short, these episodes imply good timing for childbearing: the opportunity cost effects overcome the loss of income effects. This is particularly important in settings without universal paid maternity leave, where women individually assume the costs associated to a birth in terms of lost wages, etc. In a context where the mean duration of unemployment spells is long, individuals expect both a short term and a long-term income reduction: births are thus postponed. In an economy where high unemployment is structural rather than temporary, the fear of experiencing long spells of unemployment and its effects could overcome other considerations (Adsera 2004). In such a context, the scope of the loss of income is more important than the reduction in opportunity costs and therefore fertility is procyclical rather than countercyclical (da Rocha and Fuster 2006; Adsera and Menendez 2009). Moreover, individuals have reduced mid-term income expectations in contexts of persisting unemployment (Kravdal 2002). These effects are important when unemployment affects the young, who will delay childbearing in order to accumulate years of work experience that may protect them later in their careers.

Uruguay has experienced major fluctuations in this respect during the period covered by our analyses (women born between 1942 and 1987), going from periods of very high unemployment rates to periods of lower unemployment rates¹¹ (see Figure 4.1). Unemployment in the country after the 1970's was higher for women and concentrated among the young and single. Through the 1980's, increased unemployment was accompanied by longer spells rather than rising incidence (Allen, Cassoni and Labadie 1992). Nowadays, the mean duration of women's unemployment spells is longer than that of men, contributing to their higher unemployment rates (Terra, Bucheli and Estrades 2008).

Economic growth and economic shocks could have an impact on the childbearing process. Even though unemployment and economic growth can be correlated, the Latin-American countries show periods of growth with high unemployment and also periods of economic stagnation with low unemployment. Economic growth could have a positive or negative effect on childbearing—

¹¹ The unemployment rate has been below 10 points since 2009, having reached a historical minimum rate of 5.5 in December 2005 (www.ine.gub.uy).

procyclical or countercyclical—. “Healthy growth rates lead to optimism and may reduce credit constraints, but also they may be accompanied with better labour market opportunities that increase the opportunity cost of childbearing” (Adsera and Menendez 2009, 10). Moreover, the benefits of the economic growth tend to be unevenly distributed in unequal societies, and therefore the positive economic conditions could be more beneficial for the most educated, rich and urban (Adsera and Menendez 2009). In the case of Uruguay, the relation between economic growth and unemployment levels has not always been straightforward (see Figure 4.1), so there is an interest in elucidating the impact of both “opposite” processes on the transitions under study.

The purpose of this article is to analyse the interrelations of two events of the transition to adulthood, the first birth and the first job, and the influence of the socio-economic context in both transitions. To do so, we first describe the age patterns of each transition, and then we analyse the impact of each transition on the other by means of hazard models.

4.3 HYPOTHESES

4.3.1 Hypotheses on the first birth

In a context of declining fertility and signs of postponement in the start of childbearing, we expect a change in the timing of the first birth across cohorts, with increasing postponement. The postponement should be more important among women from higher social origin, since teenage fertility actually increased during the 1990’s among women from lower social strata and then remained fairly stable at relatively high levels (Varela and Fostik 2011).

The literature shows that reproductive behaviour in the country is strongly differentiated according to the position of individuals in the social structure (Videgain 2006; Varela, Pollero and Fostik 2008; Nathan 2013; Varela *et al.* 2014), and therefore we expect to find differences in the calendar of the first birth both by social origins and by educational attainment of the respondents. The higher the education or the social origins, the later the calendar of the first birth.

Being in a conjugal union is expected to have a very strong impact on the start of childbearing. Even though this is not the focus of this article, it should be noted that the transition to the first

union is a fairly universal process among Uruguayan women: 90% of the women in the sample were ever in a conjugal union. It is also worth mentioning that childbearing outside of a conjugal union is rather uncommon. Only 14% of the women in the sample had children outside of a conjugal union, as preliminary analyses revealed. We expect the negative impact of not being in a union to be similar across social positions.

In a context where work-family conciliation policies have yet to be developed, being active in the labour market could have a detrimental effect on the start of childbearing. In this sense, a negative impact could be expected. However, since we are not considering whether the individual was working at the time of the birth, but rather the start of the first job as a marker of the transition to adulthood, having started a first job could also be considered a previous step to the start of childbearing. As women have entered the labour market more massively in the last decades, we could expect having started to work to become a precondition to family formation, which is suggested by the literature on the transition to adulthood in the country (Cardozo and Iervolino 2010; Filardo 2010; Fernández, Fostik and Varela 2012; Varela, Fostik and Fernández 2012). We could therefore expect the start of a first job to have a positive effect on the first birth. This should be particularly the case among women from higher social position, since research shows that they have higher labour-market participation rates in general: among them, the first job could act more strongly as a precondition to family formation.

We know that labour market participation rates and educational levels are correlated, and therefore assume that the start of the first job and educational attainment will have a combined impact on the start of childbearing. Having started a first job implies having made a step in the transition to adulthood towards new social roles, which entails the possibility of a social insertion in the public domain and a new socialisation environment. We could therefore expect the start of the first job to mitigate the positive effect of lower levels of education on the hazard of the first birth. Likewise, we expect very negative effects of not having started a first job and not having left the school system, since both imply not having started the transition to adulthood in the public domain. Both of these combined effects should be similar among social strata.

We expect unemployment rates to have a negative impact on childbearing, since in the Uruguayan context the rises in unemployment have been associated to an increase in the mean

duration of unemployment spells, which are higher in the case of women. Hence, the “opportunity cost effects” should not prevail in the Uruguayan case.

Economic growth could have either a positive or a negative impact on the first birth, since it has been established that its effects will depend largely on the creation of employment and on how unequally distributed the benefits of the growth are. We could therefore expect to see different impacts among women from diverse social backgrounds.

4.3.2 Hypotheses on the first job

Entry into the labour market became increasingly common among Uruguayan women in recent decades, a process that was led by the most educated. Therefore, the effect of the birth cohort will be mediated by the educational attainment of the respondents. This means that even though in general terms the start of the first job became more common, age patterns will define whether the transition happens earlier in life or not, and this in turns depends greatly on the educational attainment of the respondents.

It is indeed expected that educational attainment will have an impact on this process. We know that the higher the level of education, the higher participation rates, but in order to obtain high education, more years have to be invested in the school system. We could then expect that highly educated women will have a later start of the first job even though they have higher participation rates. We expect this to be true for both social origins.

It is unclear what sign the effect of the conjugal union will have on the start of the first job. We know from the literature review that women in a conjugal union have higher participation rates nowadays than in they did in the past. However, we do not know how conjugal status may affect the *start* of the labour market trajectory in particular. This process is also mediated by gendered norms. If women from higher social background, whose parents are more educated, were brought up to have modern gender roles and attitudes, it could be expected that conjugal union will have a weaker effect among them; the start of a first job being a process fairly independent to union formation. However, this is not a straightforward relationship. We know from preliminary results that the start of a first job happens before first union formation for more than 70% of women from both groups.

It is expected that having started childbearing will have a detrimental impact on the start of the first job. In a context where there is no public universal childcare system, having a child is likely to affect negatively the chances of starting a first job, particularly so among women who cannot afford childcare offered by the private sector. Therefore, we expect a more negative impact among women from lower social position and among the least educated.

Educational attainment and fertility are closely related, and therefore we expect the combination of both to have specific effects. Higher levels of education could counteract the negative effects of having started childbearing, with a similar impact among social strata.

The effect of unemployment rates on the start of a first job is unclear, since high unemployment rates could discourage individuals to enter the labour market because of decreasing wages, but loss of household income or the fear of it could prompt women to start working. On the other hand, economic growth could have a positive impact if it entails job creation.

4.4 DATA AND METHODS

4.4.1 Methods

We use the models and techniques of statistical biographical analysis, namely the Kaplan-Meier survivor function estimator (Kaplan Meier 1958) and flexible parametric survivor models with a cubic spline (Royston 2001; Royston and Parmar 2002; Royston and Sauerbrei 2007; Royston and Lambert 2011). We seek to analyse the age patterns of both transitions. Then, the Royston-Parmar models, a type of flexible parametric model for survival analysis, are used to examine the links between the start of the reproductive biography and the start of the labour market trajectory (Royston and Lambert 2011). Flexible parametric models allow estimating accurately the baseline hazard function against which relative hazard effects are estimated when the hazard function is nonlinear. These parametric models “represent the baseline distribution function as a restricted cubic spline function of log time instead of simply as a linear function of log time” (Royston and Lambert 2011, 91). An advantage of the flexible parametric models “is to relax the assumption of linearity of log time by using restricted cubic splines” (Lambert and Royston 2009, 266). This means that the complexity of the model is determined by the number of knots, “the

number and positions of the connecting points in log time of the splines' cubic polynomial segments" (Royston and Lambert 2011, 91). This allows the hazard function's slopes to be represented smoothly in graphs that are easily interpretable. The parameters of the model are estimated by maximum likelihood.

After showing the evolution of both transitions over the life course and since we are interested in these events as markers of the transition to adulthood, we focus most of our analysis on the two processes as they occur between ages 12 and 34. Reproductive years are usually defined as the period between ages 15 and 49. However, preliminary analyses showed that 82% of the survey respondents had their first child before age 35 and some had it between ages 12 and 15; only 4% had it between ages 35 and 49. Preliminary analyses also showed that 90% of the respondents had their first job before age 35 and only 3% between 35 and 49.

We estimate the effect of both time-fixed and time-varying variables. The latter allow taking into consideration the situation of the individual at the time in the life course in which the event under analysis happens—for instance the first birth or the first job. Taking into account these changes over the life course in the analyses allows overcoming some of the typical problems of transversal analysis; mainly reverse causality (Schockaert 2005).

The decisions about fertility and labour market participation are intertwined: each one may be involved in the process leading to the other; both are determined by a series of common elements, some of which, as always, are not observed. This means establishing simple causality relations is difficult (Schockaert 2005). The use of longitudinal data allow for better modelling the influence of each decision on the other: in this case, we estimate the effects of having started a first job on the hazard of the first birth and the effects of having started childbearing on the risk of starting the first job, in order to better understand the mutual determination that could be underlying both these processes.

4.4.2 The data

We use both data at the individual level from a longitudinal survey and macro-level data for the country, in order to introduce time-varying contextual variables that will permit to evaluate the relations between micro and macro elements in the processes under study.

The recent availability of longitudinal survey data containing biographical information makes this type of analysis possible for Uruguay. We use the retrospective panel “Survey on family situations and social characteristics in Montevideo and the metropolitan region” of UNICEF and the Universidad de la República carried out in 2001 and 2007¹². We use the second wave of the survey, containing data also for the women that were interviewed in the first wave and re-interviewed in the second one. The data source follows the model of INED’s family situations survey and the National Survey of Family and Households of Wisconsin University. The sample is representative of the female population aged 25 to 67 years old in the Uruguayan capital (Montevideo) and its metropolitan area, which concentrates more than half of the country’s population. Our results are thus restricted to Uruguay women from this region. After depuration of the dataset, our initial sample includes 1186 women aged 25 to 67 at the time of the survey.

Table 4.1 and Table 4.2 show some basic characteristics of women in the sample.

The survey has some important limitations. First, the survey is only representative of the capital and the metropolitan area. In addition, there is no biographical information regarding the formation of independent households, a variable that is important in the context of the transition to adulthood. Information on biographical events is available at the yearly level, by age at which individuals experience some events, when it would be ideal to analyse this processes on a monthly basis. Furthermore, relevant comparable data on male individuals has not been collected in the survey.

We use time series or macro-level data for available years, from two sources. In the case of women’s unemployment rates a time-series produced by the “Banco de datos de Historia Económica” (BDHE, Universidad de la República) is used for the 1968-2002 period¹³, and online national statistics agency data (INE) is used for the 2003-2010 period¹⁴. For the time-series on Gross National Product growth (GNP), World Bank data is used. More information on the macro-level data is provided in section 4.4.5.

¹² The second wave of this survey was conducted throughout 2007 and for some months of 2008. For simplicity, we refer to this source as « ESF 2007 ».

¹³ The data provided by BDHE was collected by CLAEH for the 1968-1985 period, and by INE for the 1986-2002 period.

¹⁴ Data for the entire 1969-2010 period covers the urban areas of the country.

Table 4.1. Sample description, respondent's characteristics.

Conjugal trajectory	<i>N</i>	%
Ever in a conjugal union	1042	87.9
Never in a conjugal union	144	12.1
Total		100
Age group	<i>N</i>	%
25-29	103	8.7
30-34	153	12.7
35-39	158	13.2
40-44	177	14.9
45-49	198	16.9
50-54	198	16.7
55-59	149	12.7
60-67	49	4.2
Unknown	1	0.1
Total		100
Birth cohort	<i>N</i>	%
1940-1949	107	9.0
1950-1959	375	31.6
1960-1069	346	29.2
1970-1983	358	30.2
Total		100
Educational attainment¹		
No education or primary level	241	20.3
Secondary level	575	48.5
Post-secondary or equivalent	360	30.4
Unknown	10	0.8
Total		100
Total	1186	

Source: ESF 2007, own elaboration. Unweighted frequencies.

¹ “No education or primary level” implies 6 years of formal schooling or less; “Secondary level” implies between 7 and 12 years of formal schooling; “Post-secondary or equivalent” implies 13 years or more of formal schooling and includes both University careers and non-university post-secondary studies such as those to become a primary or secondary teacher.

Table 4.2. Sample description, social origin of the respondent. Educational attainment of both parents. Uruguayan women born between 1950 and 1983.

Educational attainment	Respondent's mother				Respondent's father			
	N	%	N	%	N	%	N	%
No education	52	4.4			40	3.4		
Primary, incomplete	251	21.2	752	63.4	254	21.4	685	57.8
Primary, complete	449	37.9			391	33.0		
Secondary, incomplete	140	11.8	252	21.3	153	12.9	297	25.0
Secondary, complete	112	9.4			144	12.1		
Post-secondary or eq, incomplete	39	3.3	132	11.1	36	3.0	120	10.1
Post-secondary or eq, complete	93	7.8			84	7.1		
Unknown	50	4.2	50	4.2	84	7.1	84	7.1
Total	1186	100	1186	100	1186	100	1186	100

Source: ESF 2007, own elaboration. Unweighted frequencies.

4.4.3 DEPENDENT VARIABLES

Since we are interested in two processes, we analyse two dependent variables: the *age at the first birth* and the *age at the first job*¹⁵.

4.4.4 Independent variables

We seek to establish the impact of micro and macro social factors and therefore we use some variables at the individual level, constructed with survey data, and others at the macro-level with time-series data. Control variables are: birth cohort (time-fixed), conjugal status (time-varying) and educational attainment level. The information on educational attainment of the respondents used in the hazard models is constructed as time-varying by imputing the level of education corresponding to each age based on the educational attainment level of the respondent. This imposes no interruptions in the schooling process, an assumption we know not true for every respondent. However, imposing the educational level at the moment of the survey to the time when the events under study happened would also not be true.

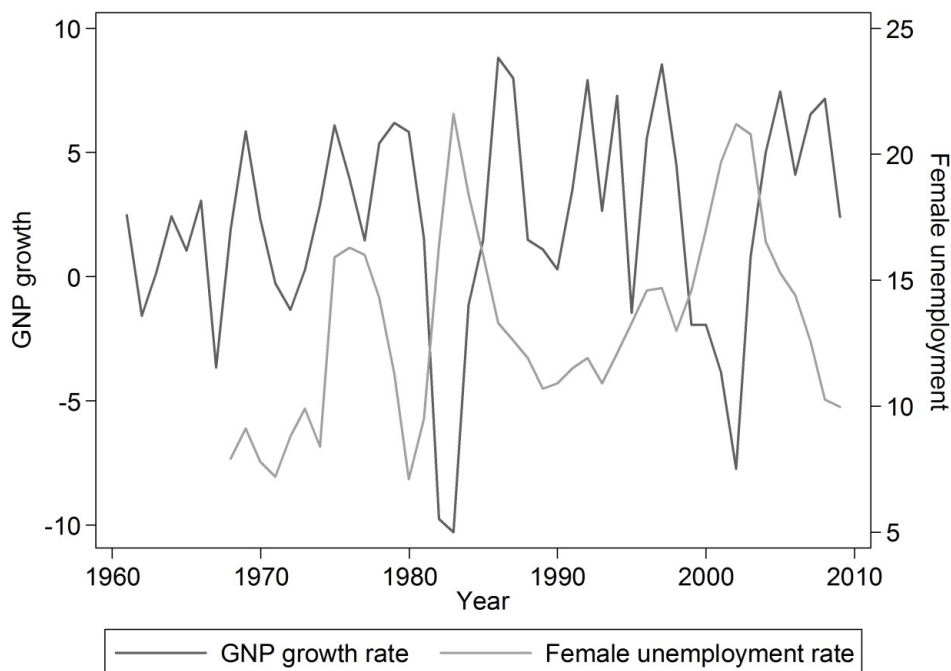
¹⁵ See the distribution of both variables in Annex A, Tables A1 and A2.

4.4.5 Time-series variables

The variables are GNP growth and women unemployment rates. We estimate equations that include the value of each variable either for the current or the previous year. Period coverage is an important limitation of these data, particularly the series on women's unemployment rates, which is available from 1968 onwards. When estimating equations with hazard models, we limit our analysis to observations with valid data, which implies a reduction of the sample, notably the elimination of women born before 1950 from these analyses. Furthermore, neither age-specific unemployment rates for women, region-specific rates nor the mean duration of unemployment spells are available for the period covered.

Figure 4.1 depicts the evolution of the two selected indicators, annual GNP growth and annual women's unemployment rate¹⁶. They show that the country experienced major economic fluctuations in the period during which Uruguayan women lived their transition to adulthood in the past few decades.

Figure 4.1 Annual growth of the gross domestic product, Uruguay, 1961-2007, and Annual women's unemployment rate, Uruguay, 1968-2007.



Source: World Bank (GNP). Data on unemployment rates, BDHE and INE, own elaboration.

¹⁶ See the series on Annex, Table A3.

4.4.6 Analysis by social origin

In order to analyse the differences in the factors that affect the processes of the first birth and the first job in different social sectors, we generate a measure of each respondent's social origin by combining the educational attainment level of both parents (described in Table 4.2). Individuals whose parents have the lowest educational attainment (primary level or less) are categorised as the *lower status* or *lower social origin*. Cases in which the individual has at least one parent with a secondary level or higher are thus classified as the *higher social status* category¹⁷. The sample is divided almost in half and half between these groups (Table 4.3), enabling the analysis of different characteristics according to the social origins of the individual¹⁸.

Table 4.3. *Social origin of the respondent, composite measure. Uruguayan women born between 1950 and 1983.*

Social origins	N	%
Lower status	578	48.7
Higher status	578	48.7
Unknown	30	2.5
Total	1186	100.0

Source: ESF 2007, own elaboration. Unweighted proportions.

¹⁷ In order to classify individuals as pertaining to the higher social status, at least one parent has to have a value other than primary level or unknown in the educational attainment variable.

¹⁸ The distribution of respondents by social origin in each birth cohort is presented in Annex A, Table A4.

4.5 RESULTS: THE AGE PATTERNS OF THE TRANSITIONS

In this section, we show the distribution of the first birth and the first job with survivor and hazard functions over the life course, between ages 12 and 49.

Preliminary analyses have shown that the transition to the first job is an event that happens earlier in life than the transition to the first birth: 52% of the women in the sample started working before or on age 18, while only 13% had a first child before or on age 18¹⁹.

The transition to the first birth varies markedly by social origin and by educational attainment (Figures 1.2A and 1.2B). The higher the educational level or the social origin, the more the first birth is delayed. The log-rank test of equality shows that the survivor functions are statistically different at the 99% confidence level for both variables. The transition to the first job shows fewer differences by social origin or educational attainment. The differences between the survivor functions by educational attainment are not statistically significant, but the differences by social origins are significant at the 90% confidence level (Figures 4.3A and 4.3B)²⁰.

¹⁹ See the survivor curves for both transitions for all respondents in Annex A, Figures A1 and A2.

²⁰ See the hazard function to the first birth by birth cohort among women from each social origin and educational attainment level in Annex A, Figures A3 and A4. See the hazard function to the first job by birth cohort among women from each social origin and educational attainment level in Annex A, Figures A5 and A6.

Figure 4.2A. Survivor function of the transition to first birth by social origin, Uruguayan women born between 1950 and 1983

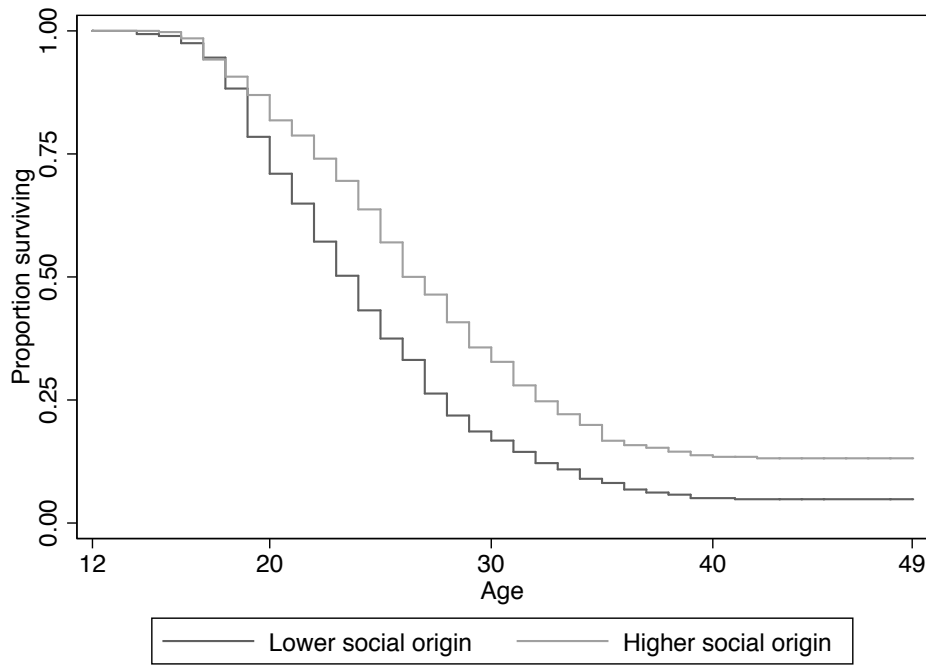
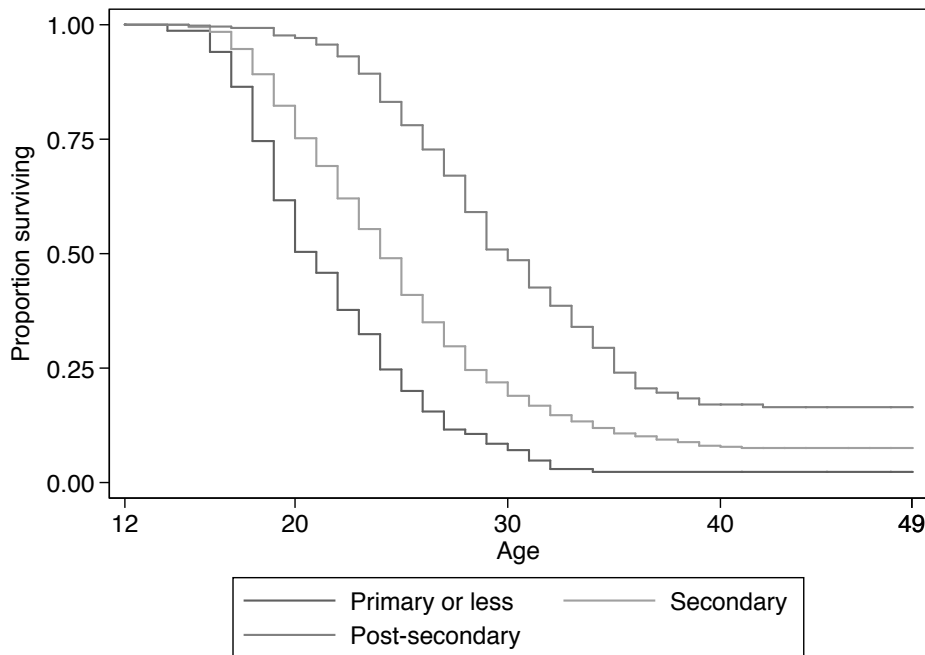


Figure 4.2B. Survivor function of the transition to first birth by educational attainment, Uruguayan women born between 1950 and 1983



Source: ESF 2007. Kaplan-Meier estimate of the survivor function (Figures 1.2A and 1.2B).

Figure 4.3A. Survivor function of the transition to first job by social origin, Uruguayan women born between 1950 and 1983

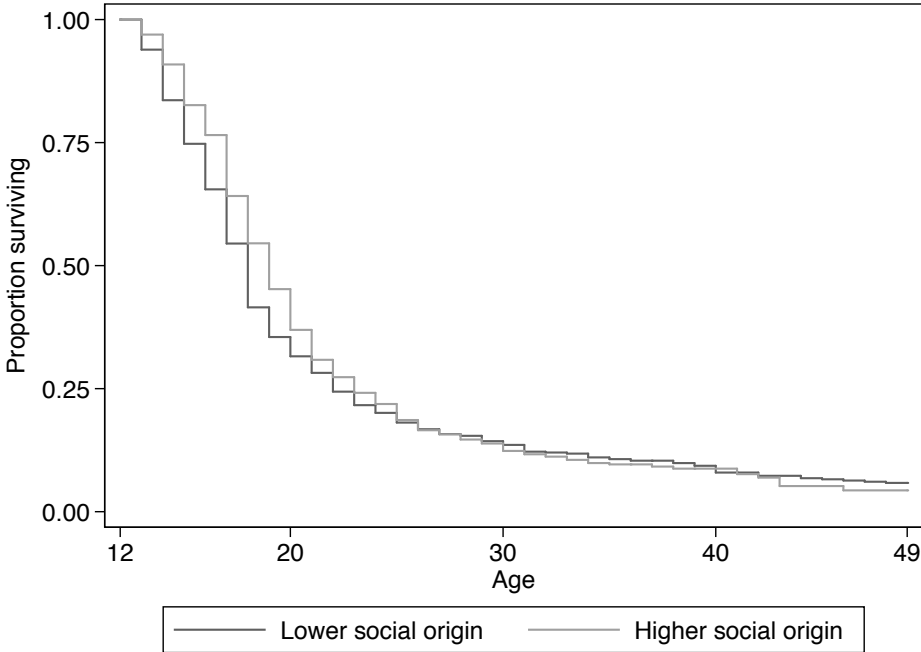
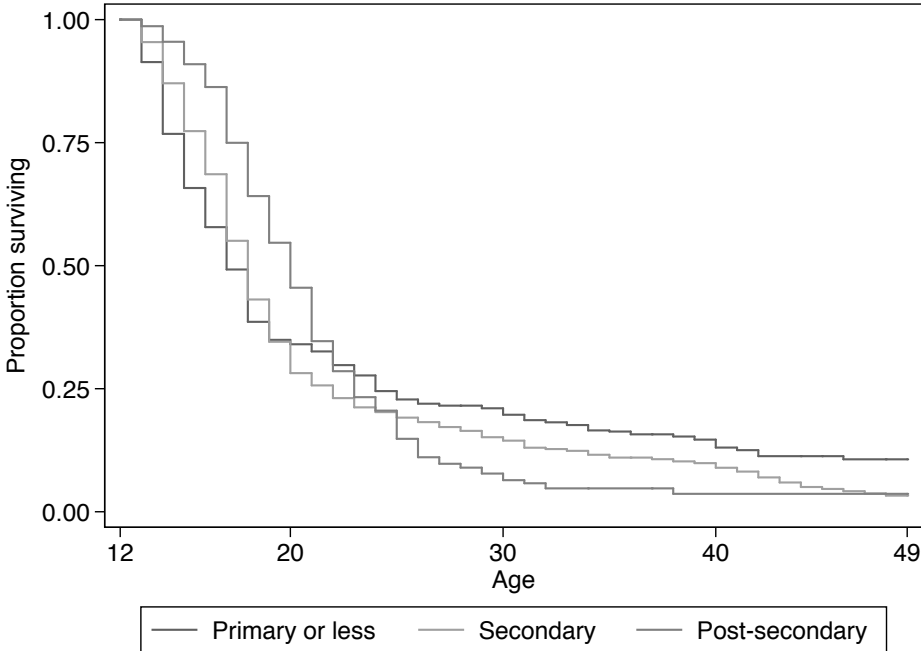


Figure 4.3B. Survivor function of the transition to first job by educational attainment, Uruguayan women born between 1950 and 1983



Source: ESF 2007. Kaplan-Meier estimate of the survivor function (Figures 1.3A and 1.3B).

Having shown the survivor functions for the transitions under study, we are now interested in the patterns of the hazard of these events by age depending on the educational attainment and the social position of the respondents. We obtain the hazard functions after estimating equations with flexible semi-parametric models (Royston and Lambert 2011) that control for the series of variables that will be used in the equations shown in next section: birth cohort, union status, social origin/educational attainment and having started the first job/first birth.

Figure 4.4 shows that the differences in the hazard levels and patterns by social origins in the timing of the first birth hold even after a series of covariates are included. Women from lower origin show higher hazards at younger ages, whereas women from higher origin experience greater hazards later in life. The same is true when analysing the hazard of the first birth by educational attainment, in Figure 4.5. Not only the hazard levels are higher for women with primary education or less, but also the pattern of the curves for women with secondary and post-secondary education have a different peak, showing a clearly divergent calendar of the event.

The hazard of the transition to the first job also shows considerable differences by social position and educational attainment after controls are included (Figures 4.6 and 4.7). The hazard of starting the first job is very similar between women from lower and higher social position for the first ages of the transition to adulthood. However, some years later in life the hazards are greater for women who come from higher social position (Figure 4.6). Likewise, the least educated women have somewhat higher hazards at young ages, whereas the more educated women have greater hazards at later ages (Figure 4.7).

Figure 4.4. Hazard function of transition to first birth, controlling for birth cohort, first job, conjugal situation and educational attainment, by social origin

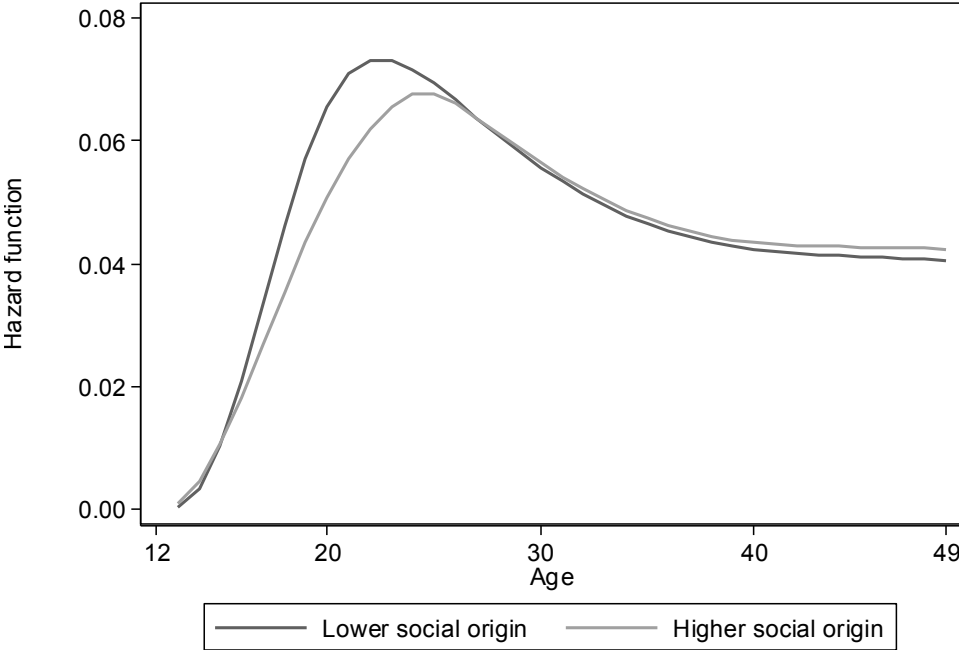
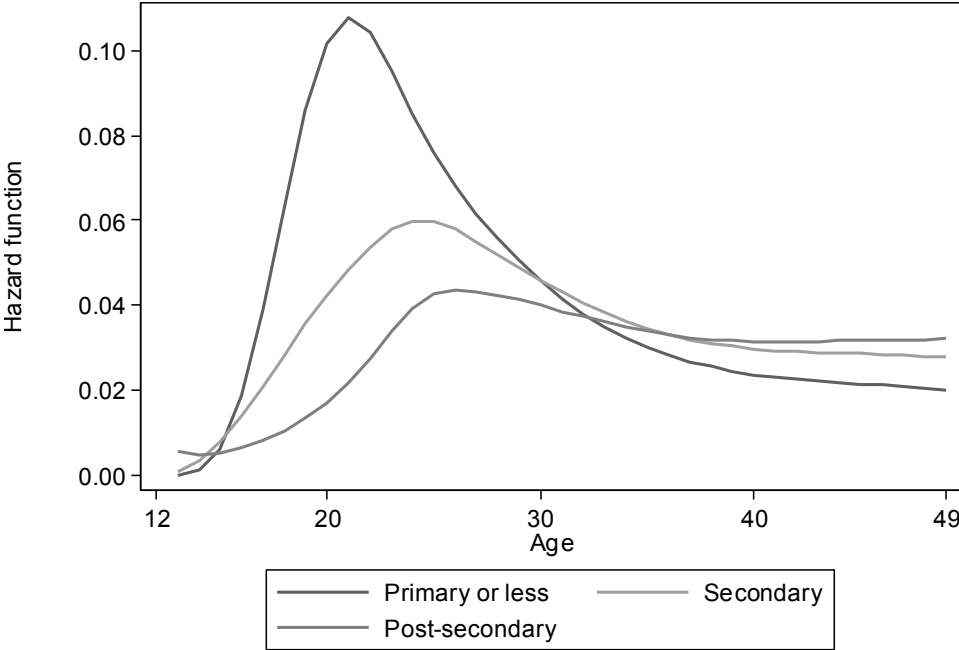


Figure 4.5. Hazard function of transition to first birth, controlling for birth cohort, first job, conjugal situation and social origin, by educational attainment



Source: ESF 2007. Flexible parametric model (Figures 4.4 and 4.5).

Figure 4.6. Hazard function of transition to first job, controlling for birth cohort, first birth, conjugal situation and educational attainment, by social origin

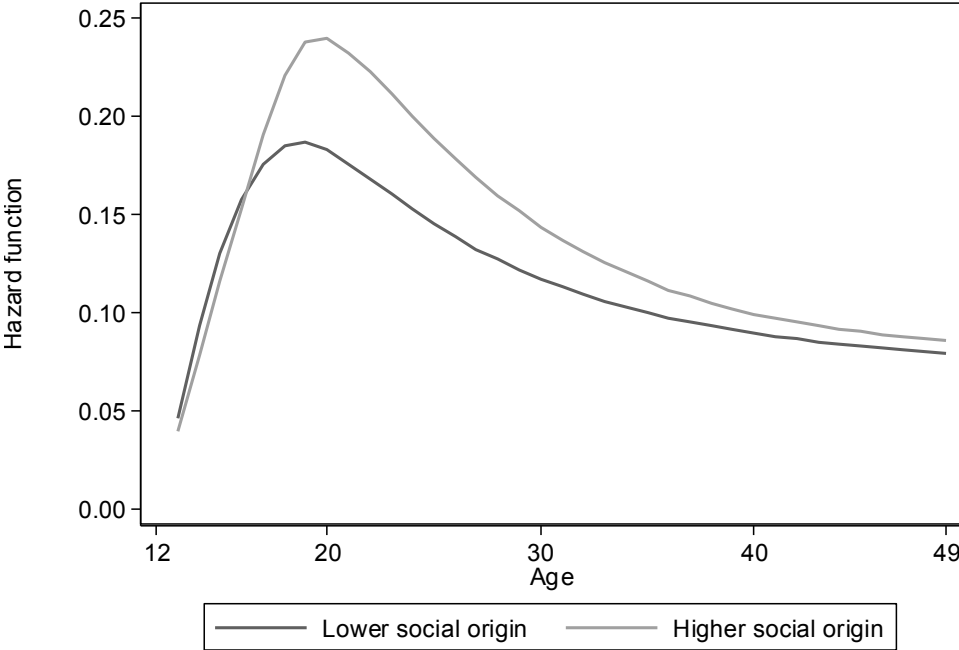
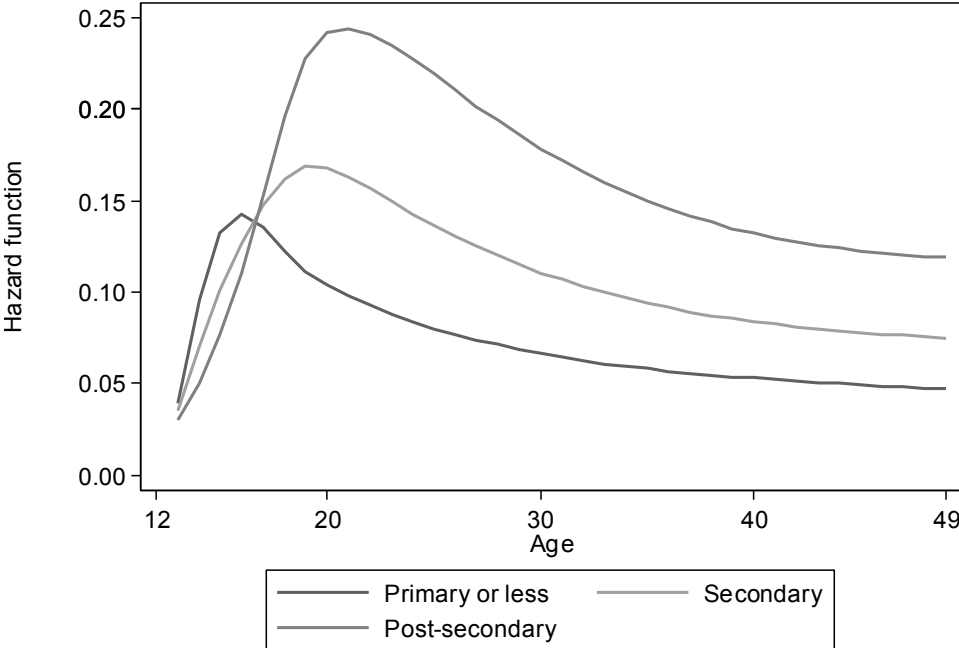


Figure 4.7. Hazard function of transition to first job, controlling for birth cohort, first birth, conjugal situation and social origin, by educational attainment



Source: ESF 2007. Flexible parametric model (Figures 4.6 and 4.7).

4.6 TRANSITION TO THE FIRST BIRTH AND THE FIRST JOB

We present the results of estimating a series of equations using flexible parametric models for both transitions—first birth and first job—, where the central variable of interest is the impact of one transition on the other. Therefore, when analysing the first birth the focus is on whether the first job already started or not and when analysing the first job, the focus is on whether childbearing already started or not²¹.

Since we want to examine the impact of the transitions on one another, we explore diverse ways in which this could happen, by modelling the event of interest (the start of the first job or the first birth) in three different forms: 1) for both events under analysis, the equations are estimated initially including a variable considering whether the event of interest has already happened or not, as a dichotomy; 2) the second set of equations focuses on an interaction between the educational attainment level and whether the event of interest has already happened or not; 3) the third set of equations includes a categorical variable considering the time elapsed since the event of interest happened.

In every case, the models are estimated separately for respondents from lower and higher social origin. The effect of independent variables other than the central variable of interest, including the effect of macro level variables, will be discussed only in the first set of equations for each transition. In subsequent equations, we only include unemployment rates and we focus on the results for the central variable of interest²².

²¹ Individuals start being at risk at age 12 and age at first birth is deemed right-censored at age 34, if first birth had not occurred by then.

²² The significance and coefficients for the macro economic variables (and the control variables) do not change across equations including the central variable of interest in different forms and therefore, for simplicity of presentation we include only one of them as a control for macro-economic conditions. Equations including all macro-economic variables for each way of measuring the central variable of interest can be found in Annex A, Tables A15to A8.

4.6.1 The transition to the first birth

The first set of equations shown in Table 4.4 includes the first job as a dichotomy: the event has already happened or not. The equations are estimated separately for women from lower and higher social origins.

Contrary to expected, among women from lower social background (*equations A to F*) the hazard of the first birth actually increases across birth cohorts, with a higher risk among women born in the 1960 and 1970 cohorts. In models that do not control for union status, the risk increases by about 0.3 among women born in the 1960 birth cohort compared to the reference category –1950 birth cohort—and by a greater amount, with a coefficient of 1.50, among women born in the 1970's. When conjugal union is included in the models, the coefficients for the 1960 birth cohort lose their statistical significance, whereas those for the 1970 birth cohort keep their statistical significance and show a somewhat greater magnitude.

Among women from higher social origin (*equations G to L*), the effect of the birth cohort is still positive, but with lesser magnitudes. Once union status is included in the equations, the effect of the cohort almost completely disappears. Preliminary analyses had shown on the contrary increasing postponement across birth cohorts among women from higher social origin²³. This lack of significant effects could then be due to the inclusion of other controls or to sample size.

Educational attainment has the expected effect, although the differences among educational levels are slightly higher among women from higher social origin. Among women from low social origin, having primary rather than secondary education increases by about 0.50 the risk of a first birth in models with all controls, while it doubles it among women from higher social origin. Having a post-secondary education reduces the risk, with a coefficient of 0.6 among women from higher social origin, while not having a significant effect among women from lower origin. Being still in school has a stronger negative impact among women from both social origins, reducing by half the hazard of the first birth.

The effects of being in a conjugal union are similar in both groups. Not being in a conjugal union decreases greatly the risk of having a first child with coefficients between 0.1 and 0.2, as

²³ See Figure A3 in Annex A.

expected. Indeed, being in a conjugal union has such a strong impact that some other variables lose statistical significance when this variable is introduced in the equations.

This is the case for having started the first job: while the covariate does not have an impact among women from lower social origin in any of the equations, it does have a positive impact among women from higher social background, increasing the risk of childbearing by 0.3. However, this result is found only when union status is not controlled for. The effect becomes actually negative when union status is included, but not statistically significant. As mentioned above, union formation usually happens after and not before the start of the first job, which could help explain this.

None of the macro-level variables show any effect among women from lower social origin. On the other hand, only current growth rates show a significant effect in the case of respondents from higher social origin: it entails an increase by 0.02 in the risk of a first birth, although at the 0.90 confidence level.

Table 4.4. The transition to the first birth between ages 12 and 34. Uruguayan women born between 1950 and 1983. First job as a dichotomy. Lower and higher social origin. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios.

Variable	Lower social origin						Higher social origin					
	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L
Birth cohort [1950]												
1960	1.31*	1.19	1.21	1.20	1.19	1.20	1.17	1.13	1.13	1.13	1.12	1.13
1970	1.50***	1.64***	1.67***	1.64***	1.64***	1.63***	1.28*	1.22	1.25	1.24†	1.21	1.21
Educational attainment [Secondary]												
Primary	1.81***	1.55***	1.55***	1.54***	1.55***	1.55***	2.57***	1.98***	1.95***	1.96***	1.96***	1.97***
Post-secondary	0.78	0.80	0.81	0.80	0.80	0.80	0.56***	0.62***	0.62***	0.62***	0.62***	0.62***
Still in school	0.44***	0.53**	0.54**	0.54**	0.53**	0.53**	0.29***	0.44***	0.44***	0.44***	0.44***	0.44***
First employment [No]												
Yes	1.08	0.95	0.96	0.96	0.95	0.95	1.33*	0.91	0.90	0.90	0.90	0.91
Conjugal union [Yes]												
No		0.17***	0.17***	0.17***	0.17***	0.17***		0.11***	0.11***	0.11***	0.11***	0.11***
Macro-level variables												
Unemployment rate			0.99						0.98			
UR year before				1.00						0.99		
Growth rate					1.00						1.02†	
GR year before						1.00						1.01
Restricted cubic spline 1	14.64***	11.16***	12.13***	11.69***	11.17***	11.21***	9.16***	7.20***	7.03***	6.93***	7.20***	7.20***
Restricted cubic spline 2	1.36*	1.52***	1.57***	1.55***	1.52***	1.52***	1.08	1.18*	1.17	1.16	1.18*	1.18*
Restricted cubic spline 3	1.00	0.98	0.97	0.97	0.98	0.98	1.01	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Constant	0.07***	0.27***	0.27***	0.27***	0.27***	0.27***	0.07***	0.40***	0.51*	0.50*	0.39***	0.40***
N	6365	6365	6001	5870	6365	6365	7809	7809	7590	7509	7809	7809
Log-logarithm	-355	-219	-208	-207	-219	-219	-364	-183	-181	-181	-181	-182

Source: ESF 2007, own elaboration. †: p<0.10; *: p<0.05; **: p<0.01; ***: p<0.001. Reference categories are placed within brackets.

The “unknown” category of the educational attainment variable is controlled for, but not shown in the table.

In Table 4.5 we present the second set of equations for women from lower (*equations A to C*) and higher (*equations D to E*) social origins. We are interested in finding out the combined impact of having started a first job and educational attainment on the transition to the first birth.

Firstly, it can be observed that coefficients for the combination of having started a first job and educational attainment have a greater magnitude and statistical significance when union status has not yet been included in the equations. This is true for all categories of the variable.

Having started a first job does moderate or accentuate the expected effect of educational attainment, as hypothesised. Women with primary education, whether having started working or not, have a greater risk of a first birth than those from the reference category—secondary level, had not started working. Among women from lower social origin, the coefficient is about 0.2 higher for respondents who have not started a first job than for those who did. Among women from higher social origin, primary level and not having started a first job doubles the risk compared to the reference category. However, having a primary level and having started the first job does not have a statistically significant effect for them.

Having a secondary level of education and having started working has the same effect as having such level of education and not having started to work, in both groups of women.

Among women from lower social origin, the combinations of the start of the first job with the post-secondary category do not show any significant results. Among women from higher social origin, respondents with a post-secondary level, whether they started working or not, have half the risk of experiencing a first birth than the reference category.

Women who are still in school have reduced chances of a first birth among women from both social origins, although the impact is stronger among those from higher social origin. Among them, being in school while having started a first job implies a coefficient of 0.4, while being still in school without a first job implies a coefficient of 0.2. Among women from lower social origin, being still in school implies about half the chances of having a first child, whether they have started a first job or not.

Table 4.5. The transition to the first birth between ages 12 and 34. Uruguayan women born between 1950 and 1983. Educational attainment and first job combined in a single variable (“interaction”). Lower and higher social origin. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios.

Variable	Lower social origin			Higher social origin		
	A	B	C	D	E	F
Birth cohort [1950]						
1960	1.31*	1.19	1.21†	1.17	1.14	1.13
1970	1.50***	1.63***	1.66***	1.26†	1.20	1.24†
Educational attainment and first job						
[Secondary - No]						
Primary - No	2.16***	1.70*	1.67*	2.10*	1.99*	1.98*
Primary - Yes	1.93***	1.47*	1.49*	2.59***	1.34	1.31
Secondary - Yes	1.15	0.98	0.99	1.00	0.73	0.72†
Post-secondary - No	0.40	0.54	0.54	0.35**	0.45*	0.45*
Post-secondary - Yes	0.94	0.81	0.82	0.60*	0.48***	0.48***
Still in school - No	0.45*	0.53*	0.56†	0.16***	0.24***	0.24***
Still in school - Yes	0.52*	0.53*	0.53*	0.36***	0.42***	0.41***
Conjugal union [Yes]						
No		0.17***	0.17***		0.11***	0.11***
Unemployment rate						
			0.99			0.98
Restricted cubic spline 1	15.73***	11.77***	12.89***	8.72***	6.85***	6.70***
Restricted cubic spline 2	1.39**	1.55***	1.60***	1.07	1.17	1.15
Restricted cubic spline 3	1.01	0.98	0.97	1.01	1.00	1.00
Constant	0.06***	0.25***	0.25***	0.10***	0.51*	0.65
N	6365	6365	6001	7809	7809	7590
Log-logarithm	-353	-218	-207	-360	-178	-177

Source: ESF 2007, own elaboration. †: p<0.10; *: p<0.05; **: p<0.01; ***: p<0.001. Reference categories are placed within brackets. The “unknown” category of the educational attainment variable is controlled for, but not shown in the table.

Finally, the time elapsed since the beginning of the first job is the focus of the third set of equations presented in Table 4.6 for women from lower (*equations A to C*) and higher (*equations D to E*) social origins.

Among women from lower position, the variable of interest shows no significant coefficients. When equations are estimated for respondents from higher social origin, we find a positive impact of having started to work after a year and up to four years after. This positive effect is found only when union status is not included. Once this variable is included, only having started the first job five and more years ago is (barely) significant, and it implies a reduction in the risk of 0.25.

Table 4.6. The transition to the first birth between ages 12 and 34. Uruguayan women born between 1950 and 1983. Time elapsed since beginning of first job. Lower and higher social origin. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios.

Variable	Lower social origin			Higher social origin		
	A	B	C	D	E	F
Birth cohort [1950]						
1960	1.29*	1.20	1.21 [†]	1.17	1.15	1.15
1970	1.50***	1.64***	1.67***	1.28*	1.25 [†]	1.30*
Educational attainment [Secondary]						
Primary	1.78***	1.55***	1.55***	2.57***	2.05***	2.03***
Post-secondary	0.79	0.80	0.80	0.56***	0.60***	0.60***
Still in school	0.44***	0.53**	0.55**	0.29***	0.44***	0.44***
Time elapsed since beginning of first job [Before first job]						
Less than a year	0.79	0.87	0.89	0.95	0.91	0.89
1-2 years	0.94	0.91	0.92	1.47*	1.21	1.19
3-4 years	1.21	1.03	1.04	1.50*	0.98	0.97
5 years or more	1.18	0.94	0.95	1.28	0.74 [†]	0.73 [†]
Conjugal union [Yes]						
No		0.17***	0.17***		0.11***	0.11***
Unemployment rate						
			1.00			0.98
Restricted cubic spline 1	14.56***	11.08***	12.02***	9.01***	7.14***	6.99***
Restricted cubic spline 2	1.40**	1.52***	1.56***	1.07	1.13	1.11
Restricted cubic spline 3	1.00	0.98	0.97	1.01	1.00	1.00
Constant	0.07***	0.27***	0.27***	0.07***	0.39***	0.50*
N	6365	6365	6001	7809	7809	7590
Log-logarithm	-353.40	-218.75	-207.65	-361.85	-178.37	-177.22

Source: ESF 2007, own elaboration. [†]: p<0.10; *: p<0.05; **: p<0.01; ***: p<0.001. Reference categories are placed within brackets. The “unknown” category of the educational attainment variable is controlled for, but not shown in the table.

4.6.2 The first job

The first set of equations shown in Table 4.7 considers the first birth as a dichotomy: the event has already happened or not. Again, equations are estimated separately for women from lower (equations A to F) and higher (equations G to L) social origins.

The evolution of the transition to the first job over time shows a pattern in which the risk is higher for women born in the 1960 cohort and lower for those born in the 1970 cohort. However,

only the coefficients for the 1960 birth cohort for respondents from lower social origin are statistically significant, with coefficients of about 1.30.

Educational attainment of the respondents has an impact on the process of starting the first job, but not all categories have significant coefficients. Unlike what was observed for the first birth, respondents with a primary level have no statistically significant differences with the reference category in either social origin. Having a post-secondary level, on the contrary, implies a much higher risk than the reference category, but only among women from lower social origin, for whom it almost doubles the risk of starting a first job. Among women from higher social origin, having a post-secondary education has no statistically significant effects. Being in school has a similar impact for both social backgrounds: it implies a risk reduction of about 0.3.

As hypothesised, having started childbearing has a deterring effect on the start of the first job. Although this is true for both social backgrounds, the statistical significance of the coefficients varies among women from lower social origin once union status is included. Among women from higher social origin, the negative impact of having had a first child resists the controls, with a coefficient of 0.4.

The effect of union status varies markedly by social origin: among women from lower social origin, not being in a union increases by about 0.4 the risk of starting a first job, while not having a statistically significant impact among women from higher social origin.

The increase in societal risks associated with unemployment rates also has divergent effects by social background, increasing by 0.03 the risk of starting a first job when previous year rates are considered for women from lower social background whilst reducing this risk by the same magnitude for women from higher social background (when considering current rates).

Table 4.7. The transition to the first job between ages 12 and 34. Uruguayan women born between 1950 and 1983. First birth as a dichotomy. Lower and higher social origin. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios.

Variable	Lower social origin						Higher social origin					
	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L
Birth cohort [1950]												
1960	1.31*	1.35**	1.41**	1.30*	1.36**	1.35**	1.14	1.14	1.25 [†]	1.21	1.16	1.15
1970	0.96	0.97	1.01	0.95	0.96	0.96	0.92	0.92	1.00	0.97	0.92	0.92
Educational attainment [Secondary]												
Primary	1.15	1.19	1.17	1.17	1.18	1.19	0.89	0.90	0.91	0.87	0.91	0.90
Post-secondary	2.04**	1.93**	1.93**	1.86*	1.92**	1.93**	1.13	1.12	1.12	1.13	1.13	1.12
Still in school	0.78 [†]	0.78*	0.79 [†]	0.81	0.78*	0.78*	0.70**	0.69**	0.70**	0.70**	0.69**	0.69**
First birth [No]												
Yes	0.55***	0.68	0.68	0.63*	0.69 [†]	0.69 [†]	0.35***	0.38***	0.38***	0.38***	0.38***	0.38***
Conjugal union [Yes]												
No		1.65**	1.63**	1.57*	1.65**	1.65**		1.18	1.15	1.16	1.17	1.17
Macro-level variables												
Unemployment rate			1.01						0.97*			
UR year before				1.03*						0.98		
Growth rate					1.01						1.01	
GR year before						1.01						1.00
Restricted cubic spline 1	4.24***	4.35***	4.45***	4.35***	4.35***	4.35***	5.49***	5.52***	5.58***	5.58***	5.51***	5.51***
Restricted cubic spline 2	1.16**	1.14**	1.13*	1.13*	1.14**	1.14**	1.12	1.12	1.10	1.11	1.12	1.12
Restricted cubic spline 3	1.10***	1.09***	1.09***	1.09***	1.09***	1.09***	1.08***	1.08***	1.08**	1.08**	1.08***	1.08***
Constant	0.34***	0.21***	0.17***	0.14***	0.20***	0.20***	0.31***	0.27***	0.35***	0.31***	0.26***	0.27***
N	4030	4030	3711	3610	4030	4030	4460	4460	4254	4184	4460	4460
log-logarithm	-581.67	-577.73	-506.82	-494.23	-577.18	-577.40	-520.85	-520.42	-493.44	-485.18	-519.62	-520.40

Source: ESF 2007, own elaboration. [†]: p<0.10; *: p<0.05; **: p<0.01; ***: p<0.001. Reference categories are placed within brackets.

The “unknown” category of the educational attainment variable is controlled for, but not shown in the table.

In Table 4.8, a second set of equations is estimated including an interaction between the educational attainment of respondents and whether they have started childbearing or not. Equations are estimated for women from lower (*equations A to C*) and higher (*equations D to F*) social origins.

Some differences are found in the effect of the interaction between educational attainment and having started childbearing according to the social background.

Having a primary level of education and not having started childbearing entails no significantly different effects than having a secondary level of education and not having had a first birth, among women from both backgrounds.

Having a primary level and having started childbearing has a very negative effect for women from higher social origin, reducing by 80% the risk of starting the first job. Among women from lower social origin, the negative coefficient loses its statistical significance once the conjugal status is included. Similarly, women from higher social background with a secondary education who have had a first child also have a lower risk, with 0.7 less chances of starting the first job. Although the coefficient is also negative among women from lower social background, it does not have a significant impact once conjugal status is included. In other words, both lower educational levels combined with the fact of having started childbearing have a very negative impact among women from higher social background, while not having an impact among women from lower social origin once union status is included.

Women from lower social background have almost double the chances than the reference category of starting a first job when they have a post-secondary education and have not started childbearing. On the contrary, the highest level of education does not impact the process among women from higher social origin, whether childbearing has begun or not.

The interaction of not having finished school with the start of childbearing entails a negative coefficient of a similar magnitude among women from both social origins. This category implies a reduction in the hazard of about 30% for both groups. Being still in school and having started childbearing does not have a significant impact on either case.

Table 4.8. The transition to the first job between ages 12 and 34. Uruguayan women born between 1950 and 1983. Educational attainment and first birth combined in a single variable (“interaction”). Lower and higher social origin. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios.

Variable	Lower social origin			Higher social origin		
	A	B	C	D	E	F
Birth cohort [1950]						
1960	1.32*	1.35**	1.42**	1.14	1.14	1.24 [†]
1970	0.97	0.97	1.02	0.92	0.93	1.00
Educational attainment and first birth [Secondary - No]						
Primary - No	1.19	1.23	1.21	1.00	1.01	1.03
Primary - Yes	0.56*	0.74	0.72	0.21***	0.22***	0.22***
Secondary level-yes	0.58*	0.71	0.71	0.30***	0.31***	0.32***
Post-secondary - No	2.01**	1.91*	1.91*	1.01	1.01	1.02
Post-secondary - Yes	1.44	1.53	1.55	0.92	0.94	0.88
Still in school - No	0.78 [†]	0.77*	0.78 [†]	0.69**	0.68**	0.69**
Still in school - Yes	0.66	0.92	0.90	0.88	0.89	0.88
Conjugal union [Yes]						
No		1.66**	1.65**		1.11	1.09
Unemployment rate			1.01			0.97 [†]
Restricted cubic spline 1	4.26***	4.36***	4.47***	5.51***	5.53***	5.59***
Restricted cubic spline 2	1.16**	1.14**	1.13*	1.12	1.11	1.10
Restricted cubic spline 3	1.10***	1.09***	1.09***	1.08***	1.08***	1.08***
Constant	0.34***	0.20***	0.16***	0.31***	0.28***	0.37***
N	4030	4030	3711	4460	4460	4254
Log-logarithm	-580.82	-576.77	-505.76	-516.52	-516.34	-489.64

Source: ESF 2007, own elaboration. [†]: p<0.10; *: p<0.05; **: p<0.01; ***: p<0.001. Reference categories are placed within brackets. The “unknown” category of the educational attainment variable is controlled for, but not shown in the table.

Table 4.9 show the third set of equations for the transition to the first job, taking into consideration the time elapsed since the first birth as the central variable of interest.

Among women from lower social origin (*equations A to C*), having started childbearing has a negative effect up to four years since the birth in models that do not include union status, but bears almost no significant impact on the start of the first job once this variable is included.

In the case of women from higher social origin (*equations D to F*), on the other hand, the risk of starting a first job is reduced by half when the respondent had a first child two years ago or less and even more so when the first birth happened three to four years ago, compared to not having started childbearing. After five years since the first birth, the effect continues to be negative.

Table 4.9. The transition to the first job between ages 12 and 34. Uruguayan women born between 1950 and 1983. Time elapsed since first birth. Lower and higher social origin. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios.

Variable	Lower social origin			Higher social origin		
	A	B	C	D	E	F
Birth cohort [1950]						
1960	1.31*	1.35**	1.41**	1.14	1.15	1.26 [†]
1970	0.96	0.97	1.01	0.92	0.92	1.01
Educational attainment [Secondary]						
Primary	1.15	1.19	1.16	0.89	0.91	0.92
Post-secondary	2.07**	1.96**	1.96**	1.12	1.10	1.10
Still in school	0.78 [†]	0.78*	0.78 [†]	0.70**	0.69**	0.70**
Time elapsed since first birth [Before first birth]						
Two years or less	0.53**	0.67	0.65 [†]	0.44**	0.48**	0.48**
3 to 4 years	0.49*	0.60	0.60	0.16**	0.18**	0.18**
5 years or more	0.63	0.77	0.81	0.34**	0.37**	0.36**
Conjugal union [Yes]						
No		1.64**	1.63**		1.18	1.16
Macro-level variables						
Unemployment rate			1.01			0.97*
Restricted cubic spline 1	4.24***	4.35***	4.44***	5.50***	5.52***	5.60***
Restricted cubic spline 2	1.16**	1.15**	1.14*	1.12	1.12	1.10
Restricted cubic spline 3	1.10***	1.09***	1.10***	1.08**	1.08**	1.08**
Constant	0.34***	0.21***	0.17***	0.31***	0.26***	0.35***
N	4030	4030	3711	4460	4460	4254
Log-logarithm	-581.41	-577.53	-506.47	-519.36	-518.91	-491.86

Source: ESF 2007, own elaboration. [†]: p<0.10; *: p<0.05; **: p<0.01; ***: p<0.001. Reference categories are placed within brackets. The “unknown” category of the educational attainment variable is controlled for, but not shown in the table.

4.7 DISCUSSION

As shown with survivor and hazard curves, both transitions under study are fairly universal, starting the first job having an earlier pattern than the transition to the first child. As predicted, the patterns by age for both events differ by social origins and by educational attainment. More importantly, these differences are still found when controlling for a series of variables. Hence, the transition to adulthood among women from higher social origin has a later pattern both for the first birth and the first job. This finding contributes to the wide array of literature suggesting educational and social position differentials of demographic behaviour in the country (Cardozo

and Iervolino 2010; Ciganda and Gagnon 2010 Filardo 2010; Fernández, Fostik and Varela 2012; Varela, Fostik and Fernández 2012; Nathan 2013, Varela Petito *et al.* 2014).

In the case of the transition to the first job, it contributes to the understanding of a phenomenon showing seemingly little change over time and convergence across women from different social backgrounds. Our findings suggest that the transition to the first job has specific age patterns by social position and educational attainment. This implies earlier transitions with lower hazards at later ages among the less educated and those from lower position. Women from higher social enter the labour market somewhat later, which is associated with a process of accumulation of educational capital and probably with a better insertion in the labour market in terms of job quality and stability.

Besides these divergent hazard levels and age patterns depending on the social position and the educational attainment levels, when modelling these processes in equations that control for other independent variables we find that some of the factors that affect each transition do not have the same magnitude for women from different social backgrounds. Furthermore, some variables do not show an impact whatsoever for women from lower social origin while having a significant effect among women from higher, or the other way round.

In line with previous research, the birth cohort has dissimilar impacts depending on the social origin particularly for the first birth. This implies that women from different positions in the social structure are experiencing dissimilar transformations in these two events of the transition to adulthood. While women from the most recent cohort of the lower social origin show signs of an earlier start of their reproductive trajectories, women from higher position show more stability and do not seem to have experienced either advancing or postponement across cohorts once control variables are included.

Also as shown in previous research, educational attainment has the expected impact for both transitions, with some nuances across social origins.

While in the case of the first birth union status, as expected, has a similar impact across women from different social backgrounds, discouraging the transition to the first child when a partner is not present, in the case of the transition to the first job its effects are more complex. Union status plays a different role on the start of the first job depending on social origin.

Despite preliminary research showing that a similarly high proportion of women from both social origins enter the labour market before entering a conjugal union, our findings suggest that the presence of a partner discourages entry into the labour market among women from lower social position, while other factors explain this process among women from higher. More information on the characteristics of the partner and on household income at the time of the event would help to better understand this finding. We could hypothesise that gendered norms and attitudes could be at stake, as we ventured in the hypotheses section. The literature shows higher labour market participation among women from better off backgrounds; both this higher participation and the fact that union status does not play a role in explaining the timing of the first job could be explained, at least partially, in terms of a weaker presence of the breadwinner model in these sectors.

Some elements need to be highlighted regarding the impact of each transition on one another. The start of the first job shows more nuanced effects on the start of childbearing than we would have expected. It is not the transition to the first job as a dichotomy that plays a role in the transition to the first birth, but rather the *time elapsed* since the transition and the *interaction with the educational attainment levels*. Moreover, the effect of these variables varies greatly across social strata.

The time elapsed since the transition to the first job entails different impacts depending on the social background of the respondent. We find a pattern in which there are no significant effects when the event just happened for both social origins. A positive effect prevails a few years afterward, that is only observed among women from higher social origin when union status is not included. This suggests that entry into the labour market is indeed a precondition to family formation among women from better off backgrounds. Among them, the transition to adulthood follows a more clearly staged pattern where the start of the first job, presumably by the end of prolonged schooling, precedes family formation. The fact that 5 years after the start of the first job the effect becomes negative suggests a “career effect”, where the cumulated advantages in the labour market deter women from starting childbearing.

Some dissimilar impacts are found according to social origins also when analysing the interaction of the educational attainment and having started a first job. The strong positive impact of having a primary level of education or less in the transition to the first birth is somewhat reduced (though

still positive) if the transition to the labour market has started, particularly among women from lower social background. This is in line with our hypothesis that labour market insertion could mitigate the increased risk of childbearing brought about by scarce education. Although low educational levels are indeed highly determinant of the earlier start of childbearing, having started a first job is a step in the transition to adulthood that could delay the arrival of the first child by means of socialisation in a different environment, better access to health resources, etc.

As far as the transition to the first job is concerned, we find a negative effect of the first birth that is somewhat stronger among women from higher social position, among whom it has a deterring effect either when considered as a dichotomy, in combination with educational attainment or when analysing the time elapsed since the birth. The first birth affects negatively the process of entry into the labour market up until five years or more after the event happened among these women, while it has almost no significant effects among women from lower social position once conjugal status is considered. This is contrary to what we had expected: that access to market-offered childcare services could mitigate the negative effects of childbearing on the first job among women from better off backgrounds. We could therefore hypothesise that role incompatibility is greater among women from higher social positions at least in the years immediately following the birth. This could stem from more unfavourable family structures for childcare (less prevalence of extended families) and also from greater economic resources of the family that allow not to work immediately following childbirth. In addition, having a first birth before starting to work could be a rare and very specific path amongst these women. Once their transition to adulthood has begun by starting childbearing, the chances of entering the labour market could be cut short. On the other hand, women from lower social origin have a path of earlier transitions where the start of childbearing does not affect in any way the start of the first job.

Regarding the interaction of the first birth and educational attainment, we find that the combination of having started childbearing and low educational attainment has a particularly negative effect on the start of the first job among women from higher social background. This is also contrary to what we had expected and could be the product of the specificity of early childbearing among these women, among whom late childbearing is the norm. Again, educational trajectories might get cut short by early family formation, creating an obstacle towards the start of a professional career later on.

The results of the inclusion of macro-level data in the equations, whether examining the transition to the first birth or to the first job, reflect on the unequal social structure and differential socio-demographic behaviour by social position in the country. Macro-level conditions have divergent impacts according to the transition under study and the social origin of the respondents.

While we do not find evidence of procyclical or countercyclical fertility concerning the first birth in relation to unemployment rates, the fact that economic growth has a positive (though significant at the 0.1 level) impact on the first birth among women from higher social origin points to possible procyclical fertility among them, at least concerning the start of childbearing. This is in concordance to what the literature for Latin-American countries suggested: the benefits of economic growth are unevenly distributed and therefore have different impacts on childbearing (Adsera and Menendez 2009). We can imagine that the economic growth was more advantageous to women who were already better off, probably by means of skilled job creation, better credit availability, etc. In this case, women who have already experienced the previous stages on their path to adulthood might decide to profit from the period of prosperity to carry out their childbearing plans.

Economic growth does not have an impact on the transition to the first job, but unemployment rates do. Among women from lower social origin, the response to worsening (previous) economic conditions implies an accelerated transition into the labour market. This could be due to the households' need to increase labour market participation in order to overcome loss of income in contexts of deteriorating economic conditions. In this case, the adverse economic context could modify a path in which the start of work was not previously in the cards of women dedicated to household work. To the contrary, among women from higher social origin, worsening (current) economic conditions imply a delay in the entry into the labour market. In a segmented labour market, this could mean that in contexts of increased uncertainty women who are better off postpone labour market entry until better job opportunities arise, whereas those from worse off backgrounds need to start their labour market trajectories earlier.

While these results do not allow for strong conclusions regarding procyclical or countercyclical effects on fertility, we can establish differential impacts from macroeconomic conditions on some of the processes of the transition to adulthood according to the social resources or position.

4.8 CONCLUDING REMARKS

This article undertook the analysis of the interrelations of the transitions to the first birth and the first job in the larger process of the transition to adulthood and their differences across social strata. It also analysed whether these processes were affected by economic conditions at the aggregate level. Our conclusions point to a highly differentiated transition to adulthood across social strata, which is also differentially influenced by macro-economic conditions. The different patterns of the transition to adulthood by social position are expected in concordance to the specialised literature and previous research for the Latin-American region and the country. The differentiated effect of the aggregated economic conditions on individual biographies in the transition to adulthood constitutes a novelty for the country.

We are able to conclude that the changes over historic time such as they can be analysed through birth cohort effects vary across the social structure. Once the social structure and other variables are taken into account, women born between 1950 and 1983 from higher social origin do not show statistically significant changes over historic time in their transition to the first birth or first job, while there is an acceleration in the rhythm of the transition to the first birth, but not the first job among women from lower social origin.

The interrelations between the two events analysed are stronger among women from higher social position. Among them, entering the labour market is a precondition to family formation in a normatively ordered transition to adulthood. The negative effect of a first birth among these women implies higher incompatibility between the labour market and family formation biographies when the transition does not happen in the normative order.

Among women from lower social origin, the interrelation of the two events does not seem to matter to explain the transitions to the first job or first birth.

In addition, the economic context exerts a differential influence according to the social position of women. While results point to a positive effect of good macro-economic conditions for childbearing among women from higher position, the larger economic context does not influence the start of childbearing among women from lower social position. Hence, while we do not find evidence of procyclical or countercyclical effects when the unemployment rates are considered,

our results hint at procyclical childbearing behaviour among the better off when considering growth.

Increased societal risks imply an acceleration in the rhythm of the first job among women from lower background and a delay in this process among women from higher social position.

All of these results need to be interpreted taking into consideration the highly segmented Uruguayan labour market. The fact that higher levels of educational attainment provide access to better paid and more secure jobs helps explain the stronger effects found in this respect for more educated and better off women. As suggested by Becker (1993), their human capital accumulation entails more incentives for labour market insertion and higher opportunity costs of childbearing on professional careers. A more precarious and instable labour market insertion among women from lower social origin could explain both the lack of effects on the first birth and the positive effects of unemployment on their transition to the first job.

FURTHER RESEARCH IMPLICATIONS

Further research would benefit from larger samples, survey data with complete labour market and fertility biographies and data for both sexes. In addition, the age-specific unemployment rates and mean duration of unemployment spells should be included in equations and their effects tested, should such data become available. Taking into account unemployment episodes in the individual biographies, rather than only as a macro-level factor, should also be a research objective, which would imply the elaboration of appropriate surveys. This kind of research would benefit in general from panel data that would allow to prospectively reconstructing biographies in the productive and reproductive domains.

Our results suggest the need to account for childcare available to women when making reproductive decisions, which includes both publically provided childcare facilities and taking into account the family structures in which childbearing decisions are taken. Again, data limitations do not currently permit such analysis for the country.

Dans le chapitre précédent, nous avons analysé les liens entre un événement de la sphère privée du passage à la vie adulte – l’obtention du premier emploi – et le calendrier de la première naissance. Nous avons constaté d’importantes différences du calendrier de ces deux événements-clé de la transition à la vie adulte selon l’origine sociale ainsi que leur évolution au fil des générations. De plus, nous avons constaté que les liens entre la première naissance et le premier emploi varient eux aussi selon l’origine sociale des femmes. Des indices de fécondité procyclique ont été constatés seulement chez les femmes d’origine sociale élevée.

Dans le prochain chapitre, nous examinerons le calendrier de la première naissance en fonction d’une autre dimension familiale du passage à la vie adulte : la formation de la première union conjugale. Nous analyserons le déroulement de la transition au premier enfant selon la situation conjugale des femmes, alors que les celles-ci passent d’un état hors union à l’étape de former une première union soit en union libre ou en mariage – ou avec une période de cohabitation qui précède un mariage–. Une telle analyse permettra de comprendre comment la fécondité des femmes varie au fur et à mesure qu’elles changent de situation conjugale pendant leur jeunesse.

CHAPITRE 5: UNION STATUS AND CHILDBEARING DURING THE TRANSITION TO ADULTHOOD IN URUGUAY

Ana Fostik and Benoît Laplante

Abstract

This article aims to establish whether there are differences in the timing of the first birth during the transition to adulthood according to the type of conjugal union. In a context where cohabiting unions are spreading, particularly among the young, we seek to establish the differences in the timing of childbearing that arise from being in a cohabiting union, a marriage or a marriage that was preceded by a period of cohabitation. We also examine whether these differences change over historic time and whether there are variations according to educational attainment and social origin. This can help us shed light on the changing meanings of cohabitation and marriage for family formation across cohorts and socio-economic strata. Taking advantage of biographical survey data, we study the timing of the first birth in various union types, analysing union status as a time-varying variable. This allows seeing whether fertility patterns during the youth are associated to changes in union status over the life course. Our findings suggest a different pattern in the transition to the first birth in each union type, which is changing over historic time. Women who marry, and particularly women who marry after a period of cohabitation have greater hazards to the first birth, especially among the more educated. The differences by union status seem to be blurring over historic time, when analysing the timing of childbearing since the start of the first union.

5.1 INTRODUCTION

This paper seeks to understand the relations between union formation and childbearing during the transition to adulthood in Uruguay and the changes in these relations over historic time. Particularly, it aims to analyse whether there are differences in the timing of the first birth according to union status—the type of conjugal union—in this period of the life course. The interest in elucidating these relations lies in the important changes in family formation, nuptiality and fertility that the country has experienced in recent decades.

The history of cohabiting unions in the Latin-American region is complex and diverse. In Central America, the failure of colonisation to completely impose Christian marriage as the normal frame for conjugal relationships on native populations led to a “dual nuptiality system” in which marriage has long coexisted with informal or consensual unions. Hence, in that region consensual unions have historically been associated with native populations, a pattern that is still present nowadays (Quilodrán 1999, 2008).

In the Southern Cone, nuptiality patterns evolved differently, bearing more resemblance to those in Europe. Cohabiting unions were common before the 20th century among rural and poor populations, but not associated to indigenous populations, particularly in Uruguay (Pellegrino, Paredes and Cabella 1998). Although historically linked to poverty and rural settings, this type of union has expanded rapidly since the 1980's and are no longer a trait exclusive to vulnerable populations: in recent decades, cohabiting unions have expanded throughout social strata, particularly among the young (Cabella 1998, 2009; Fernández Soto 2010; Binstock and Cabella 2011).

In this context, several authors have discussed the meaning of the recent expansion of cohabiting unions in South America. This expansion happened both in countries where consensual unions can be considered a “traditional” way of conjugal life and in countries where cohabiting unions were not historically accepted as a family setting (Esteve, Lesthaeghe and López-Gay 2012). Can these changes be interpreted under the second demographic transition framework (Van de Kaa 1987)? Does the expansion of cohabiting unions mean the same in South America as it does in developed occidental societies? Several authors propose the coexistence of “traditional” and “modern” consensual unions; while among some sectors of the population cohabiting unions are

a way to cope with poverty and uncertainty, among others the expansion of cohabiting unions could be considered the consequence of the adoption of values of autonomy and secularisation among highly educated individuals (Castro-Martín 2002; García and Rojas 2002; Cabella, Peri and Street 2004; Cabella 2009; Quilodrán 1999, 2000, 2008; Rosero-Bixby, Castro Martín and Martín García 2009; Covre Sussai *et al.* 2014). Some authors suggest that in the Latin-American context of educational expansion, if cohabiting unions were only a response to vulnerable conditions, the increase in educational attainment within the population should mean a decrease in “traditional” cohabiting unions and an increase in the proportions of married women. Since the proportions of cohabiting unions are increasing and not decreasing, then other reasons must explain these changes (Esteve, Lesthaeghe and López-Gay 2012).

Cohabiting unions may also have various meanings in different stages of the life course and depending on whether they are associated to vulnerable populations and conditions or to “second demographic transition” behaviour. Cohabiting unions have been considered an alternative to marriage, a trial period before marriage (“mariage à l’essai”) and a stage in the marriage process (Van de Kaa 1987; Heuveline and Timberlake 2004).

In this sense, we intend to contribute to the research on the differences of marriage and consensual unions as a frame for family life, analysing whether the patterns of the first birth differ by union status across cohorts, social strata—as defined by social origin—and educational groups. While we know that in Uruguay more children are born within cohabiting unions than within marriages (Binstock and Cabella 2011), we do not know if these births “mean the same”. Does childbearing in cohabiting unions follow the same age pattern as in marriages? Is the timing of fertility the same in both settings? Have the relations between the patterns of union formation and the patterns of childbearing changed over time? Are these similar among women from different social origins and educational attainment levels? Answering these questions could shed light into the social meaning of cohabitating partnerships and marriage in the country.

Herein, we focus on the timing of the first birth during the transition to adulthood. To do so, we restrict the analysis to childbearing within the first union. Firstly, we take advantage of the possibilities offered by biographical data to identify the first episode of conjugal life, and we describe the incidence and age patterns of each union type across cohorts and groups defined by social origin and educational attainment. This will allow better understanding and putting in context our findings from survival analysis. Considering union type as a time-varying variable,

we analyse the variations in the timing of the first birth as women change union status over the life course. And finally, we estimate equations that allow examining the impact of union type on childbearing, net of other factors.

5.2 LITERATURE REVIEW

5.2.1 Nuptiality in the Southern Cone

The patterns of nuptiality in Uruguay can be better understood taking into account the particular evolution of family change in the Southern Cone (Argentina, Chile and Uruguay), which has been referred to in the specialised literature as a particular sub-region within Latin America. Binstock and Cabella (2011) studied the specificity of family change in the Southern Cone. Until the 1970's, Uruguay, Chile and Argentina had the highest nuptiality rates in the Latin American region. After that, the rates fell sharply, from about seven to eight per thousand in 1970 to three or four per thousand in 2008. Together with the fall in nuptiality rates, age at marriage increased. "The new scenario is characterised by a lower frequency of couples that get legally married, and those who opt for marriage do so at later ages when compared to previous generations" (Binstock and Cabella 2011, 41, our translation). Specifically in Uruguay and Argentina, this delay in age at marriage can be explained because of the changing patterns in first union formation: increasingly, couples are entering cohabiting unions as a way to start their conjugal lives. The authors suggest that in both of these countries, marriage is losing ground as the only institution that legitimates and regulates life as a couple, and also as a setting for reproduction and family life. The growing incidence of cohabitation in older population groups constitutes a sign that, for a not negligible part of society, cohabiting unions are not only a stage in couples lives' leading to marriage, but a longer term or permanent option (Binstock and Cabella 2011).

Binstock and Cabella (2011) also found that cohabiting unions have increased among women from all educational attainment levels, even though a negative gradient can still be found: less educated women cohabit in higher proportions than more educated women.

Cohabiting unions are gradually becoming a family setting for childbearing: while births out of wedlock represented around 30% in the 1980's, this proportion in Uruguay in 2010 is of about

60% (Cabella and Bisntock 2011). “This increase in births out of wedlock, that is mostly the result of births in cohabiting unions, demonstrates that marriage lost its supremacy as the only socially recognised setting for childbearing and childrearing” (Binstock and Cabella 2011, 50, our translation). In this setting of higher acceptance and legal protection of cohabiting unions, the authors suggest that the motivations for marriage can change, and that cohabiting unions could become more common not only as a temporary arrangement that precedes marriage and childbearing, but a type of union that happens at any point in the life course.

Despite these transformations, median age at birth remains stable in Uruguay (Binstock and Cabella 2011). It has been long documented that national averages hide important differences by social groups (Cardozo and Iervolino 2010; Filardo 2010; Fernández, Fostik and Varela 2012; Varela, Fostik and Fernández 2012). These authors propose that even though cohabiting unions and childbearing within them is becoming the norm for younger generations, the age at which the events occur still differs by social origins and educational attainment.

5.2.2 Conjugal unions and fertility

Laplante *et al.* (2013) examined fertility rates in different family settings in Latin American countries, with the objective of analysing whether fertility levels are similar in both family settings. Their findings suggest that fertility is higher in consensual unions, especially among women aged 30 to 45. However, the differences between fertility in marriage and cohabiting unions tend to disappear when controls are added. This brings the authors to the conclusion that “at least since the 1980s, women’s fertility patterns depend on their age and on their living in a conjugal relationship, but not on the legal nature of this relationship.” (Laplante *et al.*, 2013: 18).

The authors found a few countries in which fertility is higher among married women than among cohabiting women: Uruguay is one of those cases. Census data from 2006 shows that fertility among married women is still higher in the country (Laplante *et al.*, 2013). However, when focusing on the contribution of each type of union to total fertility rates instead of on fertility levels, Laplante *et al.* (2014) found that the contribution of cohabiting unions and marriage to overall fertility are very similar in the Uruguayan 2006 census.

Previous research on the subject of whether the patterns of fertility differ by union type in the Latin American region have focused on overall fertility by analysing total fertility rates. Hoem, Jalovaara and Mureşan (2013) state that very little is known about the relations between fertility and type of union and analysed the differences in the timing of fertility by union status throughout the life course in Finland. They used biographical information at the individual level, with registry data. They found higher fertility among women who enter marriages without previous cohabitation than among cohabiters and cohabiters that later get married. They suggest this might be due to selectivity or that “actual effects of getting and being married might also be involved, such as stronger social expectations of childbearing, or a greater trust in the durability of the union” (Hoem Jalovaara and Mureşan 2013, 416). The authors further suggest that it is crucial to distinguish between non-marital fertility that arises from consensual unions and non-marital fertility that arises from women outside of conjugal unions, since fertility of the latter is very low. They also suggest it is very important to account for the duration of unions and marriages when analysing marital fertility.

5.2.3 The legal frame of cohabiting unions, marriages and childbearing in Uruguay

When analysing the changing meaning of union status for childbearing, it is necessary to bear in mind that family formation behaviour is framed by legislation that also changes over historic time. In Uruguay, a distinction needs to be made regarding the rights of children and the rights of spouses.

Concerning the legal rights of children born within cohabiting unions, the Civil Code of 1868 established the difference between “legitimate” and “natural” children. Only children born to married parents were considered legitimate children. However, the Code introduced a nuance that allowed children born to cohabiting parents to be considered legitimate: if spouses lived together, the male partner could be legally assumed to be the father. Nevertheless, should disputes over filiation arise, it would be up to the Judges to interpret the law in this manner (García Mendieta 2006). This meant that until the late 20th century, children born out of wedlock were less protected than those born within marriages, since there were considerable differences regarding child support and legacy rights between “legitimate” and “natural” children, even when the father formally recognised the latter (Sarli 2007). These differences were eliminated from the Civil

Code in 1987²⁴, giving children born outside of marriage the same rights to economic support and inheritance as children born to wedded parents (Sarli 2007).

The new Code for youth and adolescence²⁵ eliminated the terminology distinction between “legitimate” and “natural” children and also reduced the legal steps that need to be undertaken for unmarried partners to recognise the filiation of new-borns. Parents can now do this by registering children as their own at the Civil Registry upon inscription of the new-born, without any further legal procedure (García Mendieta, 2006). The new Code also established the right and obligation for parents to recognise their biological children regardless of civil status²⁶.

Concerning the spouses’ rights, legislation that gives cohabiting couples the same rights as married ones was passed right after the survey used herein concluded, in January 2008. This law provides cohabiting partners the same rights and obligations as married couples, notwithstanding their sex, and both during the union and after union dissolution or death of one of the spouses²⁷. This means that cohabiting partners constitute a society of assets in the same way as spouses do, although they can opt out of this should they specify so before a Judge at the moment of declaring the union. In case of a separation, assets acquired during the union are divided in the same way as in a marriage except if partners explicitly opted out. Cohabiting partners have the same rights as spouses also concerning inheritance, spousal support after union dissolution²⁸ and social security benefits and pensions. However, co-residence in a conjugal union for at least five years has to be attested by witnesses during a –costly– trial-like process in order for couples to benefit from this Law.

To sum up, even though the rights of children born to partners in cohabiting unions and in marriages have been similar for over two decades, the rights and obligations of spouses in both types of union differ for the entire historic period covered in this article.

²⁴ Law 15.855 (Poder Legislativo 1987).

²⁵ Law 17.823 (Poder Legislativo 2004).

²⁶ This means that even when the father is married to a woman other than the mother of the new-born, legal recognition (and economic support) of biological children is mandatory.

²⁷ Law 18.246 (Poder Legislativo 2008). See also <http://www.impo.com.uy/concubinato>

²⁸ Shall one of the partners’ economic situation require such support and for a duration that cannot exceed that of the union.

5.3 OBJECTIVES

This article seeks to understand the links between childbearing and union status during the transition to adulthood among several cohorts of Uruguayan women. We limit our analysis to births occurred during the 12-to-34-year-old period, since we are interested in the stage of the life course where the transition to adulthood takes place. We also restrict our analysis to births occurred within the first conjugal union in order to avoid confusing processes that are not similar (mainly re-partnering after union dissolution). Preliminary analyses have shown that 81% of births in the sample occurred within a first conjugal union.

Changes in the timing of childbearing by union type could be affected by variations in the timing of union formation itself depending on union type. Therefore, in order to better understand the links between both processes and their changes over historic time, we start by describing the characteristics of first union formation, analysing the prevalence of each union type and the variations across cohorts and socio-economic groups. We also analyse whether there is variation in the age of entry into union, by focusing on the mean and median ages at first union in each union type.

Then, we focus our attention on the differences in the timing of the first birth by union type. Firstly, we describe differences in the age patterns of the first birth according to union type. Then, we estimate hazard models in order to assess the impact of union type on the timing of the first birth, net of other factors, in different birth cohorts and social strata.

Our focus on the entry into first union during the transition to adulthood means that we can compare processes at the same age for different cohorts and social groups. This will help us understand family change among the younger over time. Hence, in a general sense this article aims to contribute to understanding the timing of childbearing by union type in different generations and social origins.

5.4 HYPOTHESES

In general, we expect faster transitions to childbearing among women who marry directly than among women in cohabiting unions in the earliest birth cohorts, given that cohabiting unions have become accepted as a setting for family life only in recent decades. However, since cohabiting unions were long associated to poverty and vulnerability, the age pattern of childbearing could be earlier among women in cohabiting unions at early ages of the life course.

We expect to find changes over generations in the prevalence of each type of first union and in the childbearing behaviour within each union type. In this sense, we expect to find decreasing differences in childbearing behaviour among women who enter their first union as a cohabiting union or as a marriage over historic time (birth cohorts). Since cohabiting unions are becoming more prevalent among the younger in more recent cohorts, we expect to see more “modern” behaviour among the most recent cohort. That is, we expect the differences in childbearing behaviour by union type to diminish over time, with childbearing in cohabiting unions becoming more prevalent and accepted.

5.5 DATA AND METHODS

5.5.1 Data

We use the retrospective “Survey on family situations and social characteristics in Montevideo and the metropolitan region” (UNICEF and the Universidad de la República) carried out in 2001 and 2007. The data source follows the model of INED’s family situations Survey and the National Survey of Family and Households of Wisconsin University. The sample is representative of Uruguayan women aged 25 to 67 years old that reside in Montevideo, the capital of the country, and its metropolitan region. This represents more than half of the country’s population. We use the 2007 dataset that contains information for the respondents interviewed in both waves. 1200 women were interviewed. Table 5.1 shows the sample description.

The use of retrospective survey data allows focusing on the process of union formation and the start of childbearing among several cohorts of women. The dataset contains information on the date of union formation²⁹ for the first four conjugal episodes, specifying whether each union started as a legal marriage or as a cohabiting union, and in the latter case whether and when the union was later converted to marriage³⁰.

Some limitations in data collection imply that biographical information is available at a yearly level, by age at which each event under analysis happened. This imposes age in completed years as our analysis time.

²⁹ Conjugal unions were defined in the survey as marriage or cohabitation in the context of a romantic relationship for at least 6 months. This contributes at least partially to explain some of the childbearing outside of a conjugal union. We can hypothesise that at least some of these pregnancies and births occurred within a relationship that may have included cohabitation for smaller periods of time.

³⁰ Respondents that declare exactly the same date for a cohabiting union and marriage are considered directly married. Those who have the same year of occurrence of both events, but a different date are considered to be in a cohabiting union that turned into a marriage.

Table 5.1. Sample description. Respondent's characteristics.

Age group	<i>N</i>	%
25-29	104	8.7
30-34	152	12.7
35-39	159	13.3
40-44	177	14.8
45-49	204	17.0
50-54	202	16.8
55-59	152	12.7
60-67	49	4.1
Unknown	1	0.1
Total		100
Birth cohort	<i>N</i>	%
1940-1949	101	8.4
1950-1959	382	31.8
1960-1069	351	29.3
1970-1983	366	30.5
Total		100
Educational attainment¹	<i>N</i>	%
No education or primary level	251	20.9
Secondary level	581	48.4
Post-secondary or equivalent	358	29.8
Unknown	10	0.8
Total		100
Social origins²	<i>N</i>	%
Lower status	589	49.1
Higher status	577	50.9
Total		100
Total	1200	

Source: ESF 2007, own elaboration. Unweighted frequencies. 1 "No education or primary level" indicates 6 years of formal schooling or less; "Secondary level" between 7 and 12 years of formal schooling; "Post-secondary or equivalent" 13 years and more of formal schooling and includes both University and non-university post-secondary studies. 2 Composite measure based on the educational level of both parents. 2.5.2 Methods

5.5.2 Methods

We analyse various aspects of first union formation and first birth. To do so, we use a methodological approach that combines the use of descriptive statistics such as density distributions and central distribution measures (mean and median ages) with survival analysis. The first approach seeks to describe the incidence and age of occurrence of the first conjugal union in each union type and its variation across cohorts and socio-economic groups.

The second methodological approach is centred on survival analysis, employing different techniques and methods such as the Kaplan Meier estimator, smoothed hazards and flexible parametric hazard models (Royston and Lambert 2011). In these analyses, union status is considered as a time-varying characteristic over the life course, instead of considering the modality of entry into first union as a fixed attribute. This allows taking into consideration in the analysis of fertility the changes that happen in union trajectories over the life course, that otherwise would go unnoticed. Moreover, the data allows taking into consideration the transition between cohabitation and marriage, about which we know very little for the country.

We use two strategies for survival analysis. The first strategy consists of analysing the trajectories of women since they were 12 years old until age 34, in order to obtain a general portrait of the childbearing dynamics that takes into account periods both outside and within a conjugal union during the youth and early adulthood. Therefore, first births can occur during this period as women move from the state of not being in a conjugal union to the various types of first union. Age at first birth is deemed right-censored at age 34, if first birth had not occurred by then, or at age at union dissolution should the first union end before the first birth (either by death, separation or divorce), whichever comes first.

In the second strategy, women start being at risk of having a first child when they start their first union. That is, we examine the occurrence of first births after union formation. This excludes births outside of a conjugal union and allows concentrating on the differences in the rhythm of childbearing between union types. We only consider unions that were formed between the ages of 12 and 34. In these analyses, age at first birth is deemed right-censored at age 34, if first birth had not occurred by then, or at age of union dissolution if it happens before age 34, whichever happens first.

Both strategies are used in the analyses described below.

We first analyse the timing of the first birth by union type using the Kaplan-Meier estimates of the survivor function (Kaplan and Meier 1958). This provides an estimate of the proportion of women who experience a first birth in each union status. Then, we focus on the shape of the hazard of the first birth using both smoothed hazard estimates and hazards obtained using flexible parametric models—whose specificities are discussed below—.

Finally, we estimate the effect of each type of conjugal union and other covariates on the first birth using a hazard model. Having detected important violations of the proportional hazards assumption when estimating preliminary Cox models, we use the Royston-Parmar model, a type of flexible parametric model for survival analysis (Royston and Lambert 2011). Flexible parametric models allow estimating accurately the baseline hazard function against which relative hazard effects are estimated when the hazard function is nonlinear. These parametric models “represent the baseline distribution function as a restricted cubic spline function of log time instead of simply as a linear function of log time” (Royston and Lambert 2011, 91). An advantage of the flexible parametric models “is to relax the assumption of linearity of log time by using restricted cubic splines” (Lambert and Royston 2009, 266). This means that the complexity of the model is determined by the number of knots, “the number and positions of the connecting points in log time of the splines’ cubic polynomial segments” (Royston and Lambert 2011, 91). This allows the hazard function’s slopes to be represented smoothly in graphs that are easily interpretable. The parameters of the model are estimated by maximum likelihood.

5.5.3 Variables

The dependent variable in the hazard model is the timing of first birth (measured by the time elapsed since the 12th birthday and age at first birth).

The main independent variable is the type of union as a time varying-covariate, which distinguishes between not being in a conjugal union (“not in a conjugal union”) and several union types among which individuals change over the life course. We find conjugal episodes that started as cohabiting unions and stayed that way (“cohabiting unions”), unions that started as legal marriages without previous cohabitation (“marriage”) and unions that started as cohabiting unions and then turned into a legal marriage (“marriage preceded by cohabiting union”). In the latter case, individuals will have spent a part of their biography in the category “not in a union”, a part in a “cohabiting union” and a part in a “marriage preceded by a cohabiting union”.

Control variables are: birth cohort (time-fixed), educational attainment of the respondent (time-varying) and religion during childhood (whether parents were religious, time-fixed). A variable

indicating social origin of the respondent is used to perform some analysis separately, but is not included in the models given its high correlation to educational attainment.

In order to assess whether conjugal union has the same impact among women from different birth cohorts and social backgrounds, equations are estimated separately for: a) women from different birth cohorts³¹; b) all respondents, women from higher and lower social status³² and c) women with different educational attainment levels³³.

³¹ See the categories of the birth cohort variable in Table 5.1.

³² Social status or origin is defined using educational attainment of both parents as a proxy, see the detailed description in Table 5.1.

³³ When analyses are carried out for women with different levels of educational attainment, we use a time-fixed variable that describes educational attainment at the time of the survey.

5.6. DESCRIPTIVE RESULTS: FIRST UNION FORMATION OVER TIME

The vast majority of women in the sample have had at least one conjugal union. Only 11% of them have not had a conjugal episode over their life course (Table 5.2).

Table 5.3 shows the proportion of women who enter the first union in each modality (cohabiting union or marriage), both for all women and by birth cohort. When we consider the sample as a whole, we find that most first unions are marriages (57%), but this hides great variation across cohorts. Looking at these proportions among women born in different cohorts, we observe that marriages lose ground in favour of cohabiting unions over time. Direct marriages represented 73% of first unions in the 1940-1949 birth cohort. The proportion decreases slightly among women born in the following cohort (between 1950 and 1959). Then, marriages decrease more than 10 percentage points among women born in the sixties. There is a dramatic fall in the last cohort of women, among whom direct marriages only represent 36% of first unions (Table 5.3).

Table 5.4 shows the proportion of cohabiting unions that turned into marriage for all respondents and for each birth cohort. The 1940-1949 birth cohort cannot be analysed in this respect because of the few cases of women who chose cohabitation as a form of entry into conjugal life. Among women born between 1950 and 1969, about 44% of unions that started as cohabitation were later converted into marriage. Among women in the most recent cohort, born between 1970 and 1983, this percentage decreased to 34%³⁴.

³⁴ Women in the most recent cohort have had less time for turning their unions into marriage, given their younger age at the time of survey.

Table 5.2. Proportion of women with at least one conjugal union. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

Conjugal trajectory	N	%
Ever in a conjugal union	1062	88.5
Never in a conjugal union	138	11.5
Total		100

Source: ESF 2007, own elaboration. Weighted proportions.

Table 5.3. Proportion of women who enter each type of conjugal union by birth cohort. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

Birth cohort	Cohabiting union	Marriage	Total
1940-1949	27.0*	73.0	100
1950-1969	28.2	71.8	100
1960-1969	38,5	61.5	100
1970-1983	63.9	36.1	100
Total	43.3	56.6	100

Source: ESF 2007, own elaboration. Weighted proportions. Note: cells marked * contain less than 30 cases.

Table 5.4. Proportion of women entering a cohabiting union who later marry, by birth cohort. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

Birth cohort	Cohabiting union without marriage	Cohabiting union with marriage	Total
1940-1949	70.5*	29.5*	100
1950-1969	56.3	43.7	100
1960-1969	55.7	44.3	100
1970-1983	65.9	34.1	100
Total	61.8	38.2	100

Source: ESF 2007, own elaboration. Weighted proportions. Note: cells marked * contain less than 30 cases.

Table 5.5 shows the type of first union by educational attainment of individuals. There is an educational gradient in the form of entry to the first union: the less educated women marry directly less frequently than the more educated. The differences regarding marriage and cohabitation are not very large, about 12 percentage points between women with primary level and those with postsecondary level.

The proportion of cohabiting unions that are later converted to marriage is similar among women with primary and secondary education, 36% to 38%, and slightly higher among women with postsecondary education, among whom 45% of consensual unions turn into marriage (Table 5.6).

Looking at the differences in the type of first union among women from different social origins (Table 5.7), we find that marriages are less prevalent among women from higher social origin, by about 10 percentage points. Women from both social origins do not show important differences in the proportion converting cohabiting unions to marriage (Table 5.8).

Table 5.5. Proportion of women who enter each type of conjugal union by educational attainment. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

Educational attainment	Cohabiting union	Marriage	Total
Primary	48.4	51.6	100
Secondary	44.5	55.5	100
Postsecondary	36.5	63.5	100
Unknown	34.9*	65.1*	100
Total	43.3	56.7	100

Source: ESF 2007, own elaboration. Weighted proportions. Note: cells marked * contain less than 30 cases.

Table 5.6. Proportion of women entering a cohabiting union who later marry, by educational attainment. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

Educational attainment	Cohabiting union without marriage	Cohabiting union with marriage	Total
Primary	61.8	38.2	100
Secondary	63.5	36.5	100
Postsecondary	58.5	41.5	100
Unknown	37.6*	62.4*	100
Total	61.8	38.2	100

Source: ESF 2007, own elaboration. Weighted proportions. Note: cells marked * contain less than 30 cases.

Table 5.7. Proportion of women who enter each type of conjugal union by social origin. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

Social origin	Cohabiting union	Marriage	Total
Lower status	38.9	61.1	100
Higher status	47.8	52.2	100
Total	43.3	56.8	100

Source: ESF 2007, own elaboration. Weighted proportions. Note: cells marked * contain less than 30 cases.

Table 5.8. Proportion of women entering a cohabiting union who later marry, by social origin. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

Social origin	Cohabiting union without marriage	Cohabiting union with marriage	Total
Lower status	61.5	38.5	100
Higher status	64.0	36.0	100
Total	62.9	37.2	100

Source: ESF 2007, own elaboration. Weighted proportions. Note: cells marked * contain less than 30 cases.

When focusing on the differences according to religion in the household, we find that cohabitation as a way of entry into conjugal life is less common among respondents whose parents were religious (Table 5.9). Also, conversion of cohabiting unions into marriage is more frequent among them (Table 5.10).

Table 5.9. Proportion of women who enter each type of conjugal union by religion of the parents¹. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

Religion	Cohabiting union	Marriage	Total
Parents not religious	50.9	49.2	100
Parents religious	39.0	61.0	100
Unknown	49.9*	50.1*	100
Total	43.3	56.7	100

¹At least one parent religious.

Source: ESF 2007, own elaboration. Weighted proportions. Note: cells marked * contain less than 30 cases.

Table 5.10. Proportion of women entering a cohabiting union who later marry, by religion of the parents¹. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

Religion	Cohabiting union without marriage	Cohabiting union with marriage	Total
Parents not religious	68.4	31.6	100
Parents religious	57.2	42.8	100
Unknown	56.6*	43.4*	100
Total	61.8	38.2	100

¹At least one parent religious.

Source: ESF 2007, own elaboration. Weighted proportions. Note: cells marked * contain less than 30 cases.

Table 5.11 shows mean age at first union across cohorts and by union type. Mean age at first union decreases with each cohort: from 25.4 among women from the 1940 birth cohort to 21.9 among women from the latest cohort. While the mean age at first union was higher among women who started conjugal life by cohabiting in the first three cohorts, in the most recent one (women born between 1970 and 1983) age at first union is slightly lower among women in cohabiting unions than among women who enter marriage directly. Mean age at marriage is higher among women who marry after having cohabited. The difference between mean age at marriage and mean age at marriage preceded by cohabitation decreases with each birth cohort.

Table 5.12 shows median age at first union across cohorts and by union type. Median age at first union is around 24 among women born in the 1940 cohort and decreases to 22 for the 1950 and

1960 birth cohorts. It then decreases to 21 in the most recent cohort³⁵. Median ages at first marriage are remarkably stable, decreasing from 23 in the 1940 cohort to 22 in all of the following birth cohorts. Median age at marriage is two to three years higher in every cohort when women marry after having cohabited. Median age at entry into the first cohabiting union decreases one year from the 1950 cohort to the 1960 and 1970 cohorts.

Table 5.11. Mean age at first union by cohort and by type of conjugal union. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

Birth cohort	First union	Cohabiting union	Marriage	Marriage preceded by cohabitation
1940-1949	25.4	28,3*	24.4	29.6*
1950-1959	23.7	24.7	23.3	27.0
1960-1969	22.7	23,1	22.5	25.4
1970-1983	21.9	21.5	22.4	23.8

Source: ESF 2007, own elaboration. Weighted estimations. Note: cells marked * contain less than 30 cases.

Table 5.12. Median age at first union by cohort and by type of conjugal union. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

Birth cohort	First union	Cohabiting union	Marriage	Marriage preceded by cohabitation
1940-1949	24	24*	23	25*
1950-1959	22	22	22	25
1960-1969	22	21	22	24
1970-1983	21	21	22	24

Source: ESF 2007, own elaboration. Weighted estimations. Note: cells marked * contain less than 30 cases.

5.7 THE TIMING OF CHILDBEARING AND UNION STATUS

In this section, we present the findings from the use of survival techniques of analysis such as the Kaplan-Meier estimator of the survivor function, smoothed hazards estimates and flexible parametric hazards models.

³⁵ Again, it should be noted that women in the most recent cohort have had less time of exposure to the risk of entering a first union than women from previous cohorts.

Figure 5.1 shows the Kaplan-Meier estimate of the survivor function of the first birth between ages 12 and 34³⁶. As can be expected, the proportion of women not having a first birth during this period of the life course is highest among women who are not in a conjugal union. Among those who enter a union, at all ages the proportion of women not experiencing a first birth is the lowest among women who marry after a period of cohabitation. The proportions surviving are similar between women in cohabiting unions and those who married directly. Until age 23, women who married directly have a slightly slower transition to the first birth than those in cohabiting unions. Around age 23 the proportions become similar, and afterwards women who married directly have faster transitions to the first birth. A slowest transition to childbearing among women in cohabiting unions can be seen from ages 23 to 34 (Figure 5.1).

Figure 5.2 shows the Kaplan-Meier estimate of the survivor function of the first birth after the beginning of the first union. A gradient in childbearing behaviour by type of union can be observed: at every point in time, the transition being faster among women who married after a period of cohabitation. Women who married directly have an intermediate pace between the latter and cohabiting women. Smaller in the first year after union formation, the differences become greater afterwards.

The faster rhythm of transition to the first birth among married women who cohabited before marriage is most noticeable in the first five years after union formation. Subsequently, the proportions of women who have not had a first birth become similar between both types of married women. The difference between women who enter the first union by cohabiting and those who enter directly by marriage is smaller immediately following union formation and becomes larger as years since union formation go by (Figure 5.2).

³⁶ Figures B1 to B3 in Annex B show the survivor function for the first birth by union status for each birth cohort, educational attainment and social origin groups for women aged 12 to 34, while Figures B4 to B6 show the survivor function since the start of the first union.

Figure 5.1. Survivor function of the transition to first birth by union status, from ages 12 to 34. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

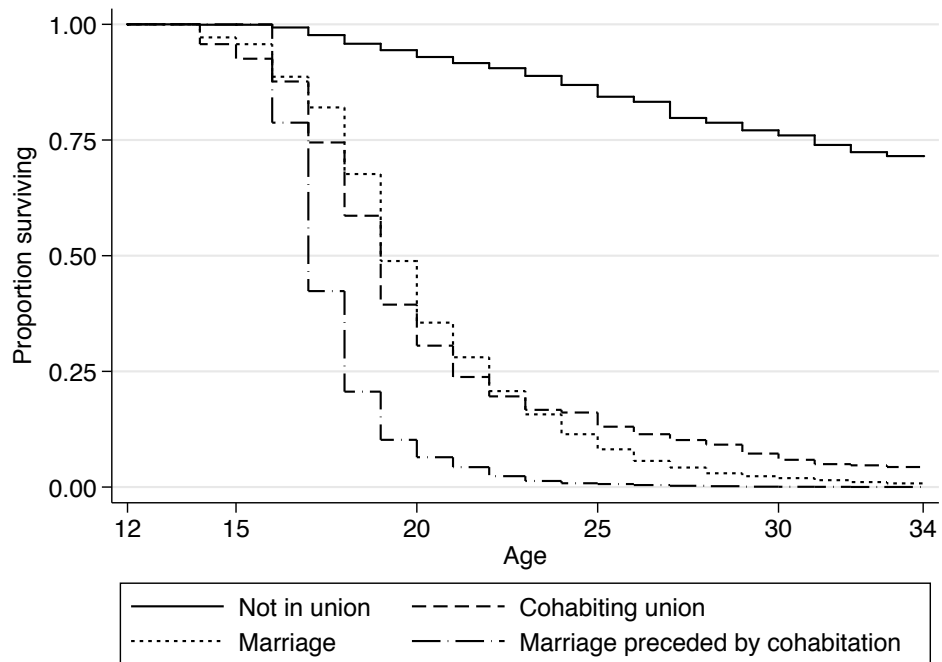
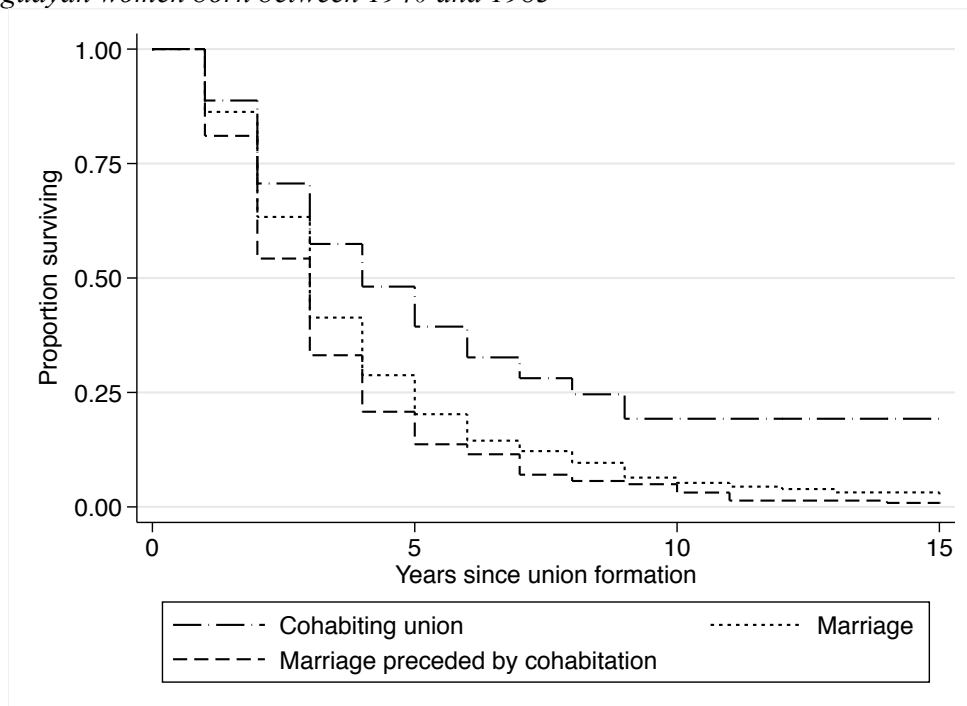


Figure 5.2. Survivor function of the transition to the first birth by union status, since start of the first union. Uruguayan women born between 1940 and 1983



Source: ESF 2007. Kaplan-Meier estimator of the survivor function. (Figures 2.1 and 2.2)

The process of the transition to the first birth by union status can be observed in a different light if we focus on the smoothed hazards function³⁷. Figure 5.3 shows this function for the occurrence of the first birth among women from ages 12 to 34. The hazard is very low at all ages when women are not in a union. The hazard function among cohabiting women peaks around ages 21-22 and goes down afterwards. The hazard levels for cohabiting women and women who marry directly are similar at very early ages with a slightly greater hazard for the former, up until age 18, when the functions overlap. After this age, women who marry directly have a higher risk to start childbearing than cohabiting women; furthermore, the hazard function has a somewhat different shape. Peaking a little later than among cohabiting women, there is a slight descent and a plateau until about age 30, where it starts to decrease (Figure 5.3).

The hazard function among women who got married after a period of cohabitation entails the highest risk of childbearing at all ages and has a distinctive shape. The function peaks around age 20, and then it declines until around age 28. After that, the hazard is relatively stable for a couple of years and then it decreases sharply (Figure 5.3).

Figure 5.4 shows the hazard function of the first birth by union status since the start of the first union. We find the same pattern in which cohabiting women have the lowest risk of the first birth, followed by women who married directly and then by women who married after a period of cohabitation. The hazard of the first birth is lower among cohabiting women than between both types of married women, and the differences become greater five years after union formation. It should be noted that in the first years after union formation, the differences in the intensity of the transition to the first birth between both types of married women (Figure 5.4) are less substantial than those found among women during the youth and early adulthood period of the life-course analysed in Figure 5.3.

³⁷ Figures B7 to B9 in Annex show the hazard function for the first birth by union type for each birth cohort, educational attainment and social origin groups for women aged 12 to 34, while Figures B10 to B12 show the survivor function since the start of the first union.

Figure 5.3. Hazard function of the transition to the first birth by union status, from ages 12 to 34. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

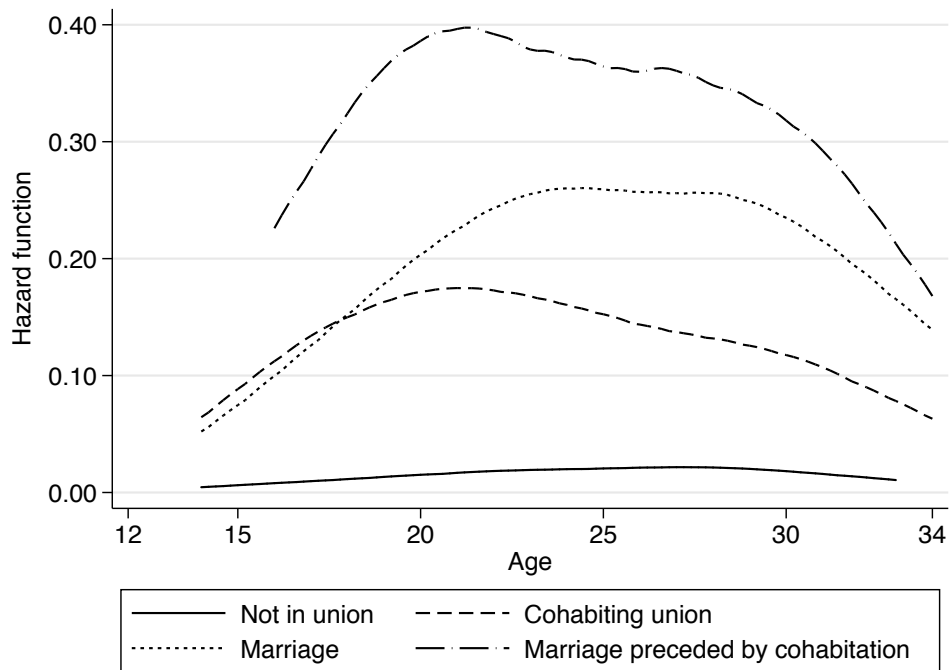
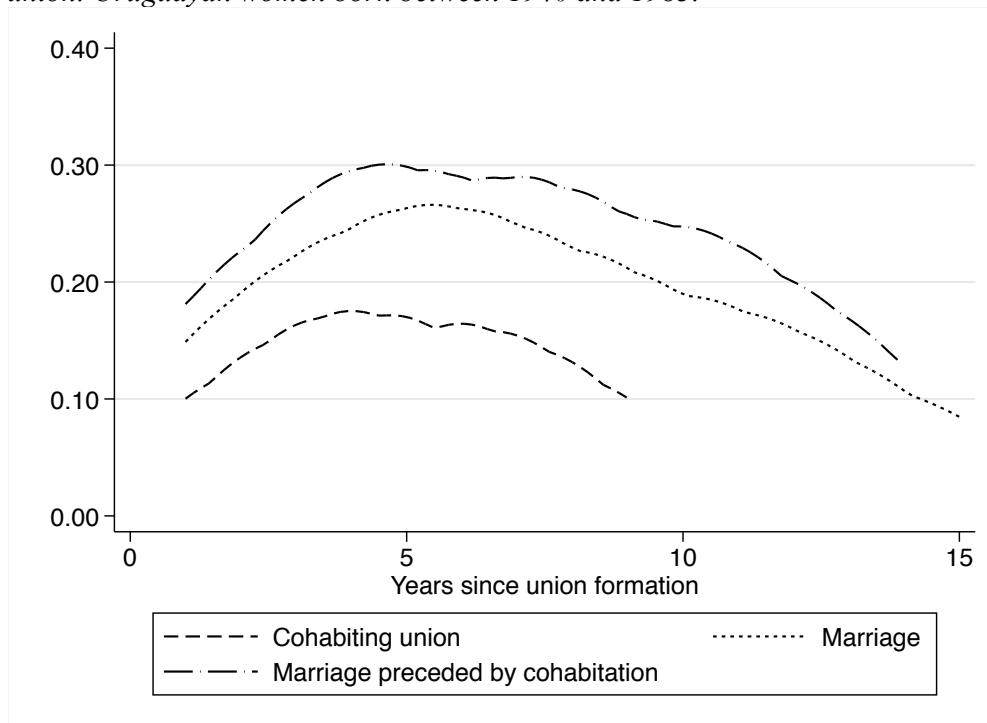


Figure 5.4. Hazard function of the transition to the first birth by union status since start of the first union. Uruguayan women born between 1940 and 1983.



Source: ESF 2007. Smoothed hazard estimates using Epanechnikov kernel function (Figures 2.3 and 2.4).

Figure 5.5 shows the hazard function of the first birth among women aged 12 to 34 from a flexible parametric model in which we introduced a series of control variables. Once taking into account the birth cohort, educational attainment of the respondent and parents' religion, the higher hazards to the first birth among married women are still very prominent after age 17, and especially among married women who first cohabited. Also, the differences in the shape of the hazard functions become very noticeable. The hazards to the first birth among women who are not in a union and among cohabiting women are fairly stable throughout the period of the life-course under study. The hazard function for women who marry directly peaks around age 24 and remains stable after that, while the hazard function among women who marry after cohabitation remains much higher than any other union type, peaks slightly later than marriage without previous cohabitation and decreases sharply after that (Figure 5.5).

Figure 5.6 shows the hazard function of the first birth after the beginning of the first union, also using a flexible parametric model with a series of control variables. At the very beginning of conjugal life, the hazard functions of each union type overlap with each other. Approximately two years after union formation a pattern emerges, where cohabitation entails the slower transitions to the first birth, marriage after cohabitation the fastest and marriage without previous cohabitation lies in between. The hazard of the first birth is the highest around three years after union formation for cohabiting women, between 3 and 4 years among women who married without cohabiting first, and close to five years after union formation among women who converted their cohabiting union into marriage. After the peak, the hazard declines with a similar pattern for women in all union types (Figure 5.6).

Figure 5.5. Hazard function to the first birth from ages 12 to 45 by union status, controlling for birth cohort, educational attainment and religion. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

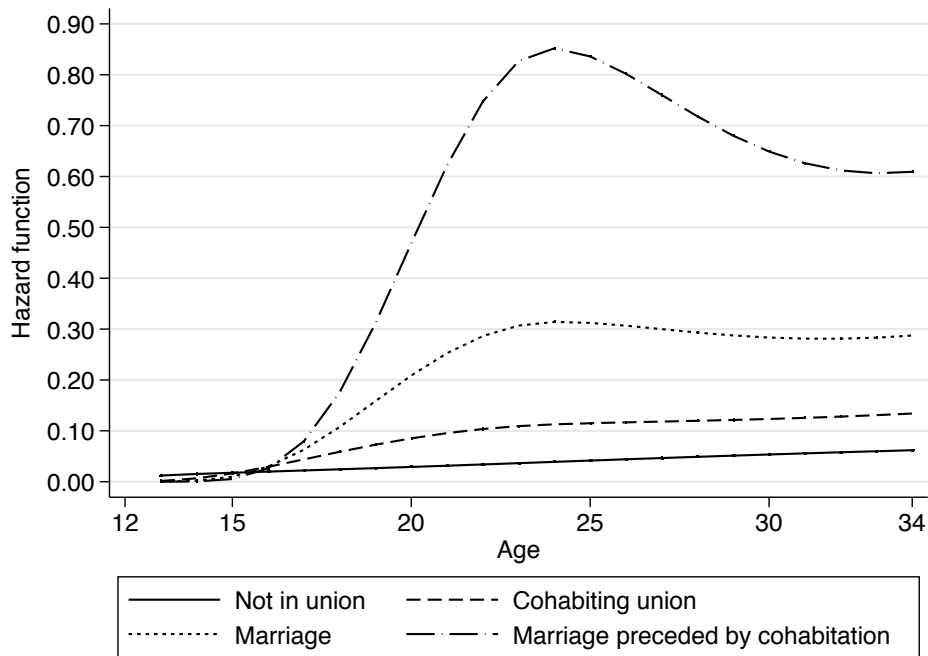
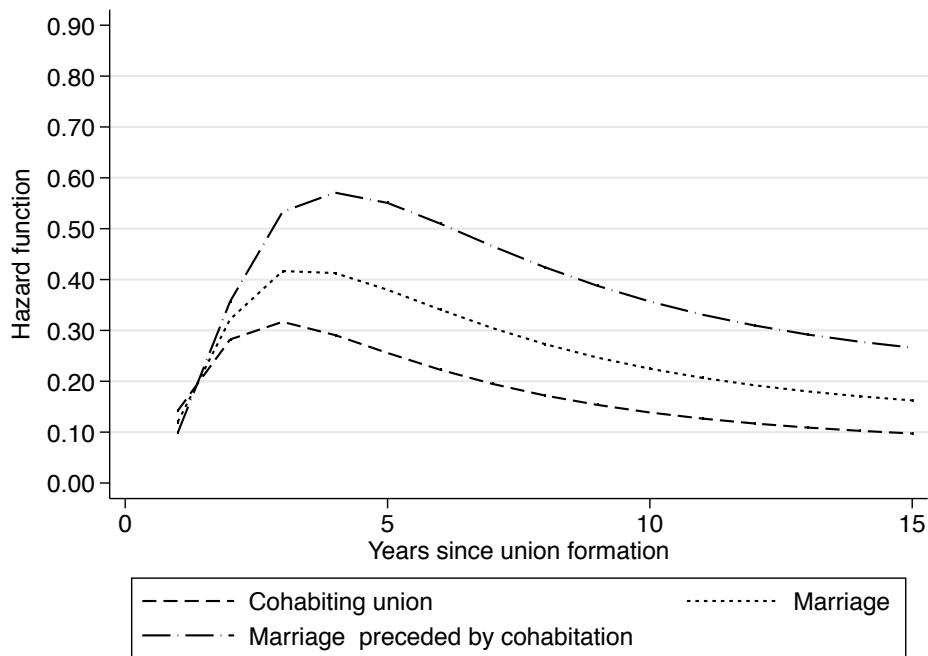


Figure 5.6. Hazard function to the first birth since start of the first union by union status, controlling for birth cohort, educational attainment and religion. Uruguayan women born between 1940 and 1983.



Source: ESF 2007. Flexible parametric hazard model. (Figures 2.5 and 2.6)

5.8 THE FIRST BIRTH FROM AGES 12 TO 34

In this section we report the coefficients of the effect of a series of independent and control variables on the hazard of the first birth among respondents during a selected period of the life course, in the 12-to-34-years-old period. These estimations focus on the impact of each modality of first union on the hazard of the first birth. The categories considered are: not in a union, in a cohabiting union (reference category), marriage without previous cohabitation (“marriage”) and marriage preceded by cohabitation.

We estimate equations that include the same variables for different groups of women. First, coefficients are estimated for women from each birth cohort in order to assess the changes over historic time. Then, we focus on the differences that arise from socio-economic characteristics, by showing coefficients for all respondents and by social origin. And lastly, we show coefficients for women in each educational attainment level.

Table 5.13 presents the equations estimated separately for women from each birth cohort.

Not being in a union implies a very negative effect among women from every birth cohort.

The coefficients for marriage are positive across cohorts. It is not significant among women born in 1940, probably due to the small sample size of that cohort. The coefficient increases between the 1950 and 1960 birth cohorts, from 1.6 to 2.1 and then decreases to 1.3, with the weakest level of statistical significance (0.10).

Being married after a period of cohabitation increases the risk of childbearing with very strong coefficients across cohorts. The coefficient for the 1940 birth cohort must be interpreted with caution due to the very scarce presence of this type of conjugal union in that cohort. Among women born in the 1950’s, those who marry after cohabiting have almost three times the risk of starting childbearing compared to women in cohabiting unions. The coefficient then decreases, but still implies double the risk compared to the reference category among women born in the two subsequent birth cohorts.

It should be noted that among women born in all birth cohorts but that of 1960-1969 –where both coefficients are very similar–, being in a marriage that was preceded by cohabitation implies a

higher risk for childbearing than having directly married. The magnitude of this difference is the highest among women born between 1950 and 1959. Among women from the latest cohort, the coefficient for marriage is the lowest of all birth cohorts, while the coefficient for being married after a period of cohabitation is slightly higher than the coefficient for the previous birth cohort.

The control variables have the expected effects. With the exception of women born between 1940 and 1949, women with a primary level of education have an increased risk of the first birth, while women with higher educational attainment have a reduced risk. Having had a religious family environment shows no effects except for a reduced risk of childbearing among women born in the 1950 cohort, at the 0.10 level of statistical significance.

Table 5.13. The transition to the first birth between ages 12 and 34. Coefficients estimated for each birth cohort. Flexible parametric hazard model Coefficients reported as hazard ratios.

Variables	1940	1950	1960	1970
Type of conjugal union [Cohabiting union]				
Outside of conjugal union	0.07***	0.12***	0.15***	0.15***
Marriage	1.62	1.64*	2.10***	1.33†
Marriage preceded by cohabitation	1.29	2.82***	1.99**	2.35***
Educational attainment [Secondary]				
Primary	0.53*	1.76***	1.43*	1.62**
Postsecondary	0.67	0.89	0.50***	0.49***
Still in school	0.15*	0.63†	0.55**	0.27***
Religion [No]				
Yes	0.86	0.78†	0.96	1.20
<hr/>				
Constant	0.36	0.17***	0.20***	0.30***
Restricted cubic spline 1	12.61***	10.76***	10.13***	11.95***
Restricted cubic spline 2	1.31	1.33*	1.39**	1.60**
Restricted cubic spline 3	1.01	1.01	0.95*	0.97
<i>N</i>	1163	4443	3766	3056
Log-likelihood	-9.06	-67.07	-85.61	-130.66

Source: ESF 2007, own elaboration. †: $p < 0.10$; *: $p < 0.05$; **: $p < 0.01$; ***: $p < 0.001$.

Reference categories are placed within brackets.

Table 5.14 shows the coefficients for all respondents and for two groups according to social origin.

Not being in a conjugal union reduces the risk of having a first birth by about 0.9 among all respondents and among women from both social origins.

Being in a marriage without having previously cohabited increases the risk of the first birth, with a coefficient of about 1.7 and no major variations across social origins.

Being married after a period of cohabitation doubles (or more) the risk of a first birth in all groups. Even though both types of marriage imply a higher risk of childbearing than being in a cohabiting union, having experienced a period of cohabitation before marriage entails a greater risk than just entering the first union by marriage. This difference is somewhat larger among women from the highest social origin.

Control variables show the expected effects: the least educated women, with a primary level of educational attainment, have a higher risk of childbearing; women with post-secondary education or still at school have a lower risk. The differences in childbearing behaviour by educational attainment are greater among women from higher social background. The relative hazards are slightly higher among women born in the 1970 cohort, compared to the 1950 birth cohort that constitutes the reference category. However, being born in the 1970's increases the risk of the first birth only among women from lower social origin. Religion does not have a significant effect in any of these equations.

Table 5.14. The transition to the first birth between ages 12 and 34. All respondents, lower social status and higher social status. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

Variables	All resp.	Lower	Higher
Type of conjugal union [Cohabiting union]			
Outside of conjugal union	0.13***	0.15***	0.11***
Marriage	1.67***	1.68***	1.64***
Marriage preceded by cohabitation	2.17***	2.12***	2.64***
Birth cohort [1950]			
1940	0.83	0.76	1.42
1960	1.12	1.10	1.21
1970	1.26**	1.44**	1.21
Educational attainment [Secondary]			
Primary	1.34***	1.24†	2.42***
Post-secondary	0.66***	0.72*	0.63***
Still in school	0.41***	0.47***	0.45***
Religion [No]			
Yes	0.93	0.95	1.00
Constant			
Constant	0.21***	0.22***	0.19***
Restricted cubic spline 1	10.88***	12.54***	8.87***
Restricted cubic spline 2	1.48***	1.60***	1.23*
Restricted cubic spline 3	0.98*	0.97	1.00
N	12428	5920	6287
Log-likelihood	-327.25	-179.99	-128.97

Source: ESF 2007, own elaboration. †: $p < 0.10$; *: $p < 0.05$; **: $p < 0.01$; ***: $p < 0.001$. Reference categories are placed within brackets.

Table 5.15 reports the coefficients estimated for women with different levels of educational attainment.

The coefficients for marriage are positive and significant across educational attainment levels, and higher in both extremes: among the least and the most educated, doubling or more the risk of the first birth. Among women with secondary level, the increase in the risk of having a first child associated with marriage is about 0.4.

The coefficients for marriage after a period of cohabitation are higher for women with a secondary level of education and for women with postsecondary education, with an almost threefold risk of childbearing in both cases. Among the least educated women, the increase is of about 0.6, at the 0.10 level of statistical significance.

The birth cohort shows significant effects for women in the two lower educational attainment categories. Among women with a primary level of education, the older birth cohort implies a reduced risk of childbearing while the most recent implies a higher risk. Among women with a secondary level, being born in the 1960 or the 1970 cohorts implies a higher risk of making the transition to the first birth. No significant effects are found for women with a post secondary level of education.

Being still in school shows barely any effects and neither does having a religious family environment.

Table 5.15. The transition to the first birth between ages 12 and 34. Coefficients estimated for women with each educational attainment level. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

Variables	Primary	Secondary	Post-secondary
Type of conjugal union [Cohabiting union]			
Outside of conjugal union	0.26***	0.12***	0.09***
Marriage	1.93***	1.42**	2.40***
Marriage preceded by cohabitation	1.63 †	2.87***	2.92***
Birth cohort [1950]			
1940	0.49**	1.40	1.13
1960	1.07	1.34*	0.83
1970	1.54*	1.50***	0.76
Still in school[No]			
Yes	1.76	1.48†	0.99
Religion [No]			
Yes	0.92	1.03	0.88
Constant	0.13***	0.13***	0.04***
Restricted cubic spline 1	21.50***	13.17***	13.48***
Restricted cubic spline 2	2.16***	1.60***	1.08
Restricted cubic spline 3	0.93	0.98	1.02
<i>N</i>	1761	5900	4667
Log-likelihood	-95.63	-154.35	-23.45

Source: ESF 2007, own elaboration. †: $p < 0.10$; *: $p < 0.05$; **: $p < 0.01$; ***: $p < 0.001$.
Reference categories are placed within brackets.

5.9 THE FIRST BIRTH SINCE AGE AT UNION FORMATION

We now estimate the effects of union type on the hazard of the first birth since union formation.

Equations presented in Table 5.16 show the coefficients for each birth cohort. A similar trend to that observed in equations estimated for the 12-to-34-years-old period can be observed concerning the effects of marriage and marriage after a period of cohabitation since the start of the union. In every cohort, there is a significant and positive effect of being married compared to the reference category. The coefficient is the highest among women born in the 1960's³⁸, and then among women born in the 1970's it decreases to a lesser magnitude than that observed among women in the 1950 birth cohort.

In this case, the coefficient for being in a marriage that was preceded by a period of cohabitation decreases steadily in each cohort. Although it still implies a higher risk of a first birth than cohabitation, the coefficient for this union type is lower than that of marriage in the 1960 birth cohort and is very similar to the coefficient for marriage in the 1970 birth cohort.

The control variables have the expected effects (except for the 1940 cohort where some coefficients go in an unexpected direction, without statistical significance).

³⁸ Not taking into consideration this coefficient for women born in the 1940 cohort because of scarce effectives.

Table 5.16. The transition to the first birth since union formation. Coefficients estimated for each birth cohort. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

Variables	1940	1950	1960	1970
Type of conjugal union [Cohabiting union]				
Marriage	2.02	1.78**	2.17***	1.47*
Marriage preceded by cohabitation	6.38*	1.99*	1.64*	1.54*
Educational attainment [Secondary]				
Primary	0.62	1.69***	1.33	1.26
Post-secondary	0.77	0.97	0.62**	0.54**
Still in school	0.24 [†]	0.78	0.91	0.63 [†]
Religion [No]				
Yes	1.23	0.73*	0.93	1.12
No	2.02	1.78**	2.17***	1.47*
Constant	0.20**	0.18***	0.21***	0.37***
Restricted cubic spline 1	4.46***	4.63***	4.29***	3.44***
Restricted cubic spline 2	1.36*	1.29***	1.38***	1.29***
Restricted cubic spline 3	1.04	1.06*	0.96	0.96
<i>N</i>	300	1293	1160	934
Log-likelihood	-68.02	-294.67	-291.14	-281.98

Source: ESF 2007, own elaboration. [†]: $p < 0.10$; *: $p < 0.05$; **: $p < 0.01$; ***: $p < 0.001$. Reference categories are placed within brackets.

Table 5.17 shows the coefficients for all women and for women in each social origin. When considering childbearing since the start of the first conjugal union, the differences between being married with and without a period of cohabitation seem to dissipate, with very little differences between coefficients. However, an interesting dynamic can be observed when women from lower and higher backgrounds are analysed separately. In this case, being in a marriage after cohabitation implies a coefficient of around 1.50 for women from lower social origin, while being married without having previously cohabited entails a greater coefficient, 1.70. Among women from higher social origin, although the difference between both union types is small, being in a marriage preceded by cohabitation still implies a higher risk than marriage. Nevertheless, in both social origins the coefficients for both union types are very similar to those found among all respondents.

Control variables still have the expected effects, but less of an impact, with smaller coefficients and levels of significance.

Table 5.17. The transition to the first birth since union formation. All respondents, lower social status and higher social status. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

Variables	All resp.	Lower	Higher
Type of conjugal union [Cohabiting union]			
Marriage	1.77 ^{***}	1.70 ^{***}	1.79 ^{***}
Marriage preceded by cohabitation	1.73 ^{***}	1.50 [*]	1.94 ^{***}
Birth cohort [1950]			
1940	1.09	1.04	1.36
1960	1.15	1.17	1.15
1970	1.40 ^{***}	1.63 ^{***}	1.24
Educational attainment [Secondary]			
Primary	1.27 [*]	1.16	1.77 ^{**}
Post-secondary	0.71 ^{***}	0.72 [*]	0.75 [*]
Still in school	0.73 [*]	0.83	0.73 [†]
Religion [No]			
Yes	0.90	0.90	0.94
Constant	0.24 ^{***}	0.24 ^{***}	0.18 ^{***}
Restricted cubic spline 1	4.03 ^{***}	3.83 ^{***}	4.44 ^{***}
Restricted cubic spline 2	1.32 ^{***}	1.30 ^{***}	1.35 ^{***}
Restricted cubic spline 3	1.00	1.00	1.01
<i>N</i>	3687	1852	1773
Log-likelihood	-963.79	-503.89	-431.17

Source: ESF 2007, own elaboration. [†]: $p < 0.10$; ^{*}: $p < 0.05$; ^{**}: $p < 0.01$; ^{***}: $p < 0.001$. Reference categories are placed within brackets.

Table 5.18 shows equations for each educational attainment level. As seen in equations estimated since age 12, being married entails a higher risk of childbearing among women from all educational groups. The coefficients for marriage are higher in both extremes of the educational scale, while it is lower among women with a secondary level of education. The coefficients for marriage after cohabitation are positive, but not statistically significant among women with a primary level of education, and are very similar, around 1.9, among women with secondary or postsecondary education.

Table 5.18. The transition to the first birth since union formation. Coefficients estimated for women with each educational attainment level. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

Variables	Primary	Secondary	Post-secondary
Type of conjugal union [Cohabiting union]			
Marriage	2.35 ^{***}	1.38 ^{**}	2.40 ^{***}
Marriage preceded by cohabitation	1.52	1.88 ^{***}	1.96 [*]
Birth cohort [1950]			
1940	0.71	1.56 [*]	1.31
1960	1.05	1.38 [*]	0.92
1970	1.42	1.69 ^{***}	0.99
Still in school[No]			
Yes	1.58	1.12	0.94
Religion [No]			
Yes	0.83	0.98	0.87
Constant	0.20 ^{**}	0.18 ^{***}	0.13 ^{***}
Restricted cubic spline 1	3.44 ^{***}	4.26 ^{***}	4.72 ^{***}
Restricted cubic spline 2	1.29 ^{***}	1.36 ^{***}	1.28 ^{***}
Restricted cubic spline 3	0.96	1.03	0.98
<i>N</i>	672	1760	1218
Log-likelihood	-203.18	-461.27	-263.71

Source: ESF 2007, own elaboration. †: $p < 0.10$; *: $p < 0.05$; **: $p < 0.01$; ***: $p < 0.001$. Reference categories are placed within brackets.

5.10 DISCUSSION

Our findings suggest that, overall, being in a cohabiting union implies a different, slower rhythm in the transition to the first child than being married, whether directly or after a period of cohabitation.

However, in survival analysis with no controls there is a somewhat earlier pattern of childbearing among women in cohabiting unions than among those who married directly at early ages of the life course (before age 23). At older ages there is a reversal of this tendency. The earlier entry into cohabiting unions that became apparent in the analysis of mean and median ages at union formation is linked to faster transitions to childbearing at early ages. This probably is related to the fact that vulnerable women tend to have early family life transitions: therefore, they both

enter conjugal unions at young ages—in cohabitating partnerships— and they start childbearing early.

Once we analyse childbearing only since the start of the conjugal union, cohabiting women have consistently slower transitions to the first birth at all points in time. Also, the differences in the timing of childbearing among union types are smaller when considered since the start of the first union. This means that the age pattern of union formation itself does have an impact on the timing of childbearing in each union type, which proves pertinent our analytical strategy.

In addition, other factors intervene in the timing of the first birth by union type, since the earlier pattern among cohabiting women is no longer visible when we estimate the hazards of the first birth introducing control variables. Then, the hazard associated to cohabitation appears to be clearly lower than that of marriage and that of marriage preceded by union, and this both when considering the 12-to-34-year-old period and the period since union formation.

The difference in the timing of childbearing between cohabiting unions and marriages seems to be decreasing over historic time, while there is a specificity of marriages that were preceded by cohabitation, that entail the highest hazards to the first birth, that does not disappear over time. However, when analysing the timing of the first birth since the start of the first union, the differences between both types of marriage also seem to be blurring over historic time.

Marriage without previous cohabitation could be considered the most traditional behaviour and therefore our finding of more intense childbearing within this union type is expected. In terms of Hoem, Jalovaara and Mureşan (2013), there is a social expectation of childbearing within marriage and this can help understand the higher risk of childbearing in marriages.

The higher risk among women who get married after a period of cohabitation could be analysed from different perspectives. On the one hand, it could be interpreted that consensual unions are for a part of the population a “trial marriage”, a period of cohabitation with the intention to marry later, where childbearing is postponed until the formalisation of the union. This could help explain the much higher hazard rates of the first birth once the union is converted to marriage. This finding could indicate that for some women there is a need to legalise the union before childbearing (or at an impending birth), such as found by Cabella in 1998. The fact that women in this kind of union have later mean and median ages at marriage in every cohort leads to the

hypothesis that they enter the cohabiting union not as an equivalent of marriage, but as a previous step, a trial marriage at a younger age than they would otherwise enter a union.

On the other hand, the fact that childbearing is postponed in the context of cohabiting unions could be interpreted as “second demographic transition behaviour”, where individuals spend more time as a couple and postpone childbearing until other life projects have taken place, or altogether.

Childbearing behaviour within cohabiting unions is difficult to interpret, because of the changing nature of cohabitation itself over cohorts and probably over the life course. Entering a cohabiting union before age 20 probably entails something different than doing so at age 25, hence the changes in the associated childbearing behaviour by age.

The fact that childbearing does happen within cohabitation, but at a slower pace and intensity may mean that even though accepted and ever expanding, cohabitation still means something different than marriage. Could there be self-selection into later behaviour for family events, both the union and the first birth? As we have seen, the fact that ages at entry into union are the lowest among cohabiting women does not point in that direction. Mean and median ages at cohabitation decrease slightly in each cohort while remaining stable for marriage. The fact that at earlier ages cohabitation entails a greater risk of childbearing than marriage does not point in this direction either.

The fact that cohabiting women have the earliest entry into union and a later childbearing behaviour could mean that among these women, childbearing and union formation are becoming two distinct processes during the transition to adulthood, whereas among women who choose marriage, the union happens later and childbearing happens right after or at age at marriage.

Model results point to a diminution over time in the differences that arise by union type. In the most recent cohort, marriage and marriage preceded by cohabitation have a similar effect and are at a much lower level than in previous cohorts. This could mean that a transformation is under way in the relations between union type and childbearing behaviour, accompanying the other major transformations under way in family formation in the country and the region.

We did not find substantial differences in the timing of fertility by union type according to the social origin or the educational attainment of women. In the case of social origin, we find that although the exact value of some coefficients varies slightly, the direction and the magnitude are

similar among women from both social origins when considering the 12-to-34-years-old period with a pattern of higher fertility within marriage and even higher within marriage preceded by cohabitation. When considering childbearing since union formation, we find that women from lower social origin drift away from this pattern, since marriage entails a somewhat higher risk of childbearing than marriage preceded by cohabitation. The general pattern is still present among women from higher social origin. However, all these differences are not of a great magnitude.

Considering educational attainment, the impact of marriage and marriage after a period of cohabitation is greater among women with secondary and postsecondary education, although the women with primary education have a similar behaviour with coefficients of a lesser magnitude. When analysing the differences in childbearing by educational attainment since union formation, we find a similar pattern of behaviour among women in all groups. However, childbearing behaviour among women from both extremes of the educational scale resemble more than that of the intermediate group, with secondary education. Among these women, the differences of cohabitation and both types of marriage are lesser than in the other two groups. Again, these subtle differences do not entail entirely different behaviour, but nuanced differences in the timing of childbearing by union type.

5.11 CONCLUDING REMARKS

The knowledge on the links between fertility and type of union in Uruguay is scarce. We know about the overall pattern of fertility in marriage and cohabitation as measured by total fertility rates (Laplante *et al.* 2013, 2014), but very little about the associations between childbearing and the changes among union status over the life course. We know that the levels of fertility rates within marriage and within cohabitation are similar for the country, but that the contribution of marriage to overall fertility was slightly higher in 2006, despite most recent data suggesting that most births are happening out of wedlock. We focused on the timing of fertility as women change union status within the first conjugal episode, in a specific period of the life course where the transition to adulthood takes place. Our findings suggest that the age patterns of fertility during the transition to adulthood are very different in each union type and also that fertility since first union formation follows specific patterns in each union type.

Despite the growth of cohabitation as a way of conjugal life and its social legitimation as a frame for family life and childbearing, our results suggest that formalisation of consensual unions by marriage still precedes the first birth for a part of the population. Even though cohabiting unions expanded in the Uruguayan society in recent decades and are becoming increasingly accepted as a childrearing setting, for the most part of the historic period we analyse herein, there were significant differences between cohabitation and marriage from a legal standpoint regarding the protection of spouses, and to a lesser extent, that of children. This may help explain why, even when socially accepted and increasingly popular, the hazards of childbearing are higher within marriage or when cohabiting unions turn into marriages. The persistence of the symbolic and cultural value of marriage as a childbearing setting could also help explain this behaviour.

Should we interpret these faster transitions to the first birth within marriages as a prevalence of traditional behaviour, or to the contrary, does the fact that childbearing within cohabiting unions happens at a slower pace suggest traces of “second demographic transition behaviour”? Maybe this is the case for the most recent generation, where less cohabiting unions turn into marriage and the hazard ratios associated to both types of marriage are weaker than for the previous cohort. Those facts could suggest specificity in the timing of childbearing among women who chose cohabiting unions as a frame for family life. However, the fact that a part of those cohabiting will convert the union to a marriage and probably have children only in that setting does not allow the interpretation that childbearing happens later only because of more “modern” behaviour.

Les analyses de la section précédente ont montré que le calendrier de la première naissance dans chaque situation conjugale varie selon l'âge. Celui-ci est davantage précoce au sein des unions libres avant l'âge de 23 ans. Par contre, les femmes deviennent mères plus rapidement au sein du mariage à partir de cet âge. Une fois que l'âge à la première union et d'autres facteurs sont contrôlés, nous avons constaté un comportement traditionnel lors duquel les femmes mariées deviennent mères plus rapidement, particulièrement celles mariées après une période de cohabitation. Cependant, nous avons constaté des changements générationnels qui suggèrent des comportements innovateurs chez les femmes de la plus récente cohorte étudiée. Nous avons constaté que le comportement procréateur des femmes selon leur situation conjugale présente des nuances selon leur origine sociale et leur niveau d'éducation, mais que les mêmes tendances se vérifient pour les femmes issues de chacun des milieux sociaux.

Le chapitre 4 porte sur les liens entre le calendrier de la première naissance et un aspect de la dimension publique du passage à la vie adulte, soit l'obtention du premier emploi. Le chapitre 5 analyse le calendrier de la première naissance selon la situation conjugale, un aspect de la dimension privée ou familiale de la transition à la vie adulte. Dans le dernier chapitre de la thèse, nous examinerons les trajectoires de passage à la vie adulte selon l'avènement de quatre événements-clés : la fin des études, l'obtention du premier emploi, la formation d'un ménage indépendant et la naissance du premier enfant. Nous analyserons la succession des événements du passage à la vie adulte qui conduisent à la naissance du premier enfant pendant cette période du parcours de vie.

CHAPITRE 6: PATHWAYS TO ADULTHOOD IN URUGUAY

Ana Fostik, Daniel Ciganda and Benoît Laplante

Abstract

This paper aims to analyse the pathways to adulthood in Uruguay by means of biographical data collected from the National Youth Surveys (NYS) carried out in 1990 and 2008. Two complementary strategies are used to accomplish this objective. Firstly, the evolution of typical sequences in the pathway to adulthood of Uruguayan young women from two cohorts (1961-1965 and 1979-1983) is analysed through sequence analysis. These analyses address four events indicating the pathway to adulthood: home leaving, school leaving, first job and first birth. Secondly, the variations in the timing of the first birth are analysed using the combination of the other three events by order of occurrence as the main independent variable. Such combination is introduced in the survival analysis as a time-varying variable and it enables identifying states that are more likely to delay or induce the first birth. Thus, this paper provides some keys to the changes in the pathway to adulthood, understood as a single process rather than a sum of events. Also, it allows understanding the relations between the types of pathways to adulthood and the first birth at a younger age. We find a high degree of heterogeneity in the pathways to adulthood, which is rooted in the unequal social structure. While some women experience fast routes to adult roles, others delay even the take off of the transition to adulthood. School insertion plays a key role in explaining these differences.

6.1 INTRODUCTION

The pathway to adulthood is the process by which young people acquire increasing levels of independence and, gradually, assume adult social roles. From a demographic point of view, this pathway is defined by the presence of five transitions or events within the individuals' life stories: school leaving and first job comprise the public dimension of the pathway to adulthood. On the other hand, independent household formation, the first birth and the first conjugal union correspond to the private or family dimension (Settersten, Furstenberg and Rumbaut 2005). Some of these transitions are considered as indicators of the "starting point" in the transition to adulthood process: independent household formation, the first job and leaving school. In turn, the transitions comprising family-related events, such as first union and first birth, are considered indicators of the "affirmation" in adult roles (Ravanera, Rajulton and Burch 1998).

A distinctive feature of the empirical studies on the transition to adulthood is that they usually focus on a specific event, despite the global theoretical approach that characterizes this line of studies. The limited data and methods are some of the reasons for such minor presence of a global perspective of the pathway to adulthood process in most of the empirical analyses. This way, it is common to overlook the relations among the multiple dimensions of the life course and to disregard the relevance of the temporal order of events (Robette 2010).

In Uruguay there is scarce knowledge about the typical pathways and the temporal relations among events. This article's main purpose is to contribute to this aspect of the research on the transition to adulthood in Uruguay. Secondly, it aims at identifying the typical factors of the pathways to adulthood which favour the first birth during this stage of the life course. The emphasis on the first birth is due to its relevance as a once-in-a-lifetime event during the pathway to adulthood, and its major consequences affecting the rest of the life course. This is why it is considered an indicator of the culmination of the passage to adulthood (Ravanera, Rajulton and Burch 1998).

This article examines four of the five events that are usually considered indicator or markers of the transition to adulthood, given the fact that the data source does not allow the analysis of the first conjugal episode as such. However, it is possible to establish relations between becoming independent and union formation.

The age range addressed in the study of the transition to adulthood varies according to authors and contexts: 15 to 29 years old, 15 to 34 years old, 18 to 29 years old, and 18 to 34 years old. No matter the exact definition of the period in which the transition to adulthood is experienced, these years are considered as of “demographic density” since several key events take place during a relatively short-term period (Rindfuss 1991). In this article, the data source imposes the analysis of the 12-to-29-years-old period.

6.2 LITERATURE REVIEW

The study of the period in between adolescence and adulthood is of vital importance for demographers due to the fact that the events occurring at this stage significantly affect the subsequent life opportunities and results of individuals in terms of incomes, welfare and status (Liefbroer and Toulemon 2010). “The adult roles initially assumed provide entry ports for subsequent familial and occupational careers. The manner in which these adult roles are entered (in terms of intentionality, timing, sequencing in relation to other roles) influences the subsequent life course.” (Hogan and Astone 1986, 124).

The events timing is vital to this perspective. Thus, Ravanera, Rajulton and Burch (1998) consider that the pathway to adulthood can be analysed in two stages: the “take-off” and the “settledown” stages. During “take-off”, individuals complete their studies, get their first job and establish an independent household. In the second stage, family events such as first living-as-a-couple experience and first birth are processed; these are irreversible and trigger major consequences to the subsequent life course.

The literature on the transition to adulthood attests that this process has suffered significant changes in western developed countries since the 1960’s: a general postponement in the timing of events and a diversification of potential pathways to adulthood are observed (Brückner and Mayer 2005; Settersten, Furstenberg and Rumbaut 2005; Settersten 2007; Elzinga and Liefbroer 2007).

Apart from these changes, there are significant underlying modifications in social institutions such as labour market, educational system and welfare states, as well as normative changes in the development of individuals’ biographies. The changes in production structures within the post-

industrial societies' framework determine that the labour market becomes stronger as an element that structures individuals' life stories, in a setting with increasing social risks and uncertainty. It is within this context where professional hires are less stable and secure than in the past. In this sense, the prolonged schooling and, especially, post secondary studies become necessary to face the new risks structure (Beck 2002). Therefore, young people face a higher vulnerability level in comparison with the rest of the population (Shanahan 2000).

In this scenario, the combination of changes to the labour market and the prolonged schooling, with more young college students, derive in an extension of the period required to become independent: it takes longer to acquire the necessary human capital to settle as an economically independent adult. In turn, this causes an increasing proportion of young people experiencing a prolonged state of semi- autonomy (Furstenberg 2010; Sironi and Furstenberg 2012).

These prolonged schooling terms in individuals' life stories increasingly affect the pathway to adulthood: "Educational attainment is a key intervening variable in this process, because of the effects of prolonged schooling on the timing of other life transitions" (Hogan and Astone 1986, 122). Given the fact that it is necessary to invest more in education in order to find a stable job which will allow to sustain a family, the first union and the beginning of childbearing take place at a later time (Furstenberg, 2010). Thus, the prolonged schooling terms of individuals affect their subsequent timing regarding economic autonomy (Sironi and Furstenberg, 2012), residential independence (Moreno, 2012; Furstenberg, 2010), and family formation (Ravanera, Rajulton and Burch 1998; Ravanera and Rajulton 2006; Furstenberg 2010).

Therefore, the changes observed within social structures imply not only an extended transition to adulthood, but also the diversification of pathways, the de-standardization by age, and the fact that pathways become disordered and less foreseeable (Shanahan 2000; Settersten, Furstenberg and Rumbaut 2005; Settersen 2007; Gauthier 2007; Brückner and Mayer 2005; Elzinga and Liefbroer 2007).

Within this new framework, the social rules that regulate the pathway to adulthood and, especially, the structuring of behaviours according to age are flexible. Individualization implies a less relevant role of the family and community to determine the life course of young people. This refers to a normative change accompanied with the detachment from traditional standards. This allows for a period to search and explore people's own pathways to adulthood. In this sense,

some authors indicate that the individualization process associated with transformations in production structures triggers new opportunities for young people (Sanahan 2000).

While some authors consider these changes to be an opportunity for individual agency and exploration during the prolonged transition to adulthood, others state that the diversification of the pathway to adulthood is the result of changing economic conditions leading to the deterioration of the living standards, social status and to increased uncertainty in the pathways to adult life for young people. This does not imply increased freewill, but to the contrary, the need to adapt to new circumstances implying social exclusion for those who come from worse conditions. Although it allows leeway, the individualization concept does not replace the traditional structural factors shaping the pathway to adulthood, that is, work, school and family. On the contrary, it reflects the period of greater uncertainty and risk in the transition to adulthood (Côté and Bynner 2008). In this sense, it is necessary to take the social inequality into account when analysing the pathways to adulthood since this new de-structuring by age, new social risks and new norms are not distributed randomly within society, but depend on the social stratification structure. Thus, individuals with similar culture and social history go through very different pathways to adulthood (Hogan and Astone 1986). The relevance of the origin family and the resources (whether financial or non-financial) offered to young people cannot be underestimated: the differences in the pathway to adulthood according to the social origin are observed in the duration of paths, in the type of events experienced, in the shorter or longer pathways, and in the degree of adherence of sequences to the “normative order” of each society (Ravanera and Rajulton 2006; Côté and Bynner 2008; Furstenberg 2010; Sironi and Furstenberg 2012).

The importance of the social origin is observed not only in the pathways and corresponding events, but also in the experiences and building of the adult subjective identity (Benson and Furstenberg 2007). Thus, both the real timing of events and its subjective experience (age at which events occur and age at which events are expected to occur respectively) vary according to social class: less educated and young people in precarious living conditions consider that events should occur earlier, in comparison to more educated and better established young people (Settersten and Ray 2010).

Within this context in which the events of the pathways to adulthood are delayed, those individuals from the lowest social classes leave school and enter the labour market earlier and in

more uncertain conditions than those individuals from higher classes. This exclusion of young people from lower classes leads them to unprivileged conditions within the economic, social and cultural scope (Côté and Bynner 2008).

A specific example of this type of exclusion refers to those young people who leave school at the minimum required age and become unemployed and uneducated. It is observed that a “cumulative risk of exclusion occurs in some transition pathways and not others” (Côté and Bynner 2008, 256). Some live the stage of early youth as a time of prolonged schooling and searching for better opportunities, while for others the lack of opportunities derives in periods with neither school nor labour market insertion, and thus increasing social exclusion. Such individuals have “traditional but now marginalized status”. In the case of women, these periods without formal activities predispose to earlier family transitions (Côté and Bynner 2008).

6.2.1 Context of the transition to adulthood in Uruguay

In general, developed countries present a delay in the timing of events and an increased heterogeneity within the pathways to adulthood. On the other hand, the effect of such changes in the developing countries depends on the extent to which social institutions and labour markets may accommodate the expansion of education and the prolonged schooling (Grant and Furstenberg 2007). The few comparative studies on developing countries do not observe major changes over time regarding the levels of heterogeneity of the pathway to adulthood (Grant and Furstenberg 2007). Latin American countries present a quite stable evolution in terms of the ages at which the events of the pathway to adulthood occur (Heaton, Forste and Otterstrom 2002).

In Uruguay, some of the abovementioned changes to the social structures are observed. The expansion of the educational system throughout the 20th century led to an increase in the population with high school education (three years of high school, totalling nine years of education, are mandatory) and with college education, especially among women (Espino and Azar 2006). As from the 1960's, female labour market participation, which was already high in the country—compared to the region—since the first decades of the 20th century, increases (Espino and Azar 2006).

The risks structure of the country changes according to the processes of economic liberalization that started in the mid 1970's and deepened in the 1990's. This process is associated with labour deregulation and the dismantling of the welfare state that protected the workforce since the 1930's. Within this context, labour conditions deteriorated; there is less coverage of the welfare state, an increased informality, uncertainty and flexibility of labour contracts. All this contributes to increased social risks and uncertainty among the workforce. In particular, this has affected the entry of women to the labour market: their participation increased, but implied less coverage of social security, a wider gap between the qualified and the non-qualified sectors, and a greater impact of unemployment and its duration (Espino and Azar 2006).

The two cohorts analysed herein lived their adolescence and youth within a context of increasing social risks. The first cohort faced the civic-military dictatorship (1973-1985) associated with economic and social crises, while the second went through youth in the return to democracy period, but experiencing increased poverty, social and residential segmentation and the economic crisis by the end of the 1990's and beginning of the 2000's (Filgueira 2002; Kaztman 2002; Espino and Azar 2006).

Some of the changes in the transition to adulthood previously reviewed have been observed in Uruguay as well: the delay in home leaving (Ciganda 2008) and first birth (Videgain 2006). As observed in developed countries, the experience of some events of the pathway to adulthood widely varies according to the social origin of individuals: people in the best social conditions delay events while those in more vulnerable conditions experience events earlier. In the case of Uruguay, this is confirmed in the case of first birth, home leaving and first job (Videgain 2006; Cardozo and Iervolino 2010; Ciganda and Gagnon 2010; Filardo 2010; Fernández, Fostik and Varela 2012; Fostik, Fernández and Varela 2013; Fostik and Laplante 2013; Nathan 2013).

In a recent research, Videgain (2012) studied the levels of heterogeneity by age in the combinations of status indicating the pathway to adulthood, comparing synthetic cohorts of individuals from census and survey data. The most recent cohort shows a greater standardization by age before 20 years old, and a greater de-standardization in subsequent ages. It identifies two statuses combinations that increase in historic time and contribute to a more heterogeneous youth: the student-employee status and the people who neither study nor work. Besides, major social inequalities are observed according to social class: "the high class leads the standardization

process before 20 years old, and the low class leads the de-standardization process as from that same age in both genders” (Videgain 2012, 214, our translation).

6.3. OBJECTIVES AND HYPOTHESES

6.3.1 Objectives

We seek to identify the typical sequence clusters that portray the pathways to adulthood during the early youth and to describe their distinctive features, their relative importance in the population and their changes over historic time. In addition, we aim to describe the socio-economic profile of the individuals according to their pathway to adulthood, considering educational attainment, region of residence, social origin and poverty of the household.

Lastly, we attempt to identify the states that increase or decrease the hazard of the first birth in two cohorts. We estimate the effect of the states net of social origin, place of residence, and year of birth.

6.3.2 Hypotheses

We expect to find differentiated pathways to adulthood and a social polarisation over historic time. Hence, we expect to find complete trajectories to adulthood (having experienced all the events) in spite of the limited period of the life course analysed. We anticipate this knowing that transitions happen earlier in the lower classes, something that is observed even in some developed societies. On the other hand, we expect the presence of paths of prolonged schooling and no other events, particularly in the family domain. These pathways are expected to increase over historic time, due to the expansion of education in the Uruguayan society.

We can also expect the reduction of trajectories that include a first birth in a context of declining fertility, particularly when they include long periods of schooling.

The literature suggests the increasing presence of trajectories marked by social exclusion, with periods neither in the labour market nor in the educational system (Côté and Bynner 2008). These are expected to be associated with lower social origins and low educational attainment.

As for the states that favour or discourage the first birth, we expect states that indicate an insertion in the public domain (in the education system and in the labour market) to decrease the hazard of a first birth. On the other hand, we expect the formation of independent households, a family event, to increase this hazard, particularly when associated to school leaving. The periods without any formal activity could also increase the risk of childbearing in the early youth.

6.4 DATA AND METHODOLOGY

6.4.1 Data source

We use the National Youth Surveys (NYS) carried out by the National Institute of Statistics (INE) of Uruguay in 1990 and 2008. The availability of biographical information in the data source allows analysing the sequences of transition to adulthood. The source contains information on the age at which a series of events considered markers of the transition to adulthood were experienced, which allows the use of both sequence analysis and survival analysis. The events analysed are first birth, home leaving, school leaving and first labour market insertion. Although the data set does not contain information on age at union formation, it does contain a question regarding the reason for home leaving. Therefore, it is possible to know if individuals left the parental home in order to establish a conjugal union or for other reasons. Thus, the degree of simultaneity between forming an independent household and first union formation can be established.

The samples are representative of the national population aged 15 to 29 years old³⁹, resident in urban areas⁴⁰ of the capital (Montevideo) and the rest of the country. In this article we only analyse the information for women. The sample consists of 3,446 women interviewed in 1990

³⁹ The NYS interviewed youngsters aged 15 to 29 years old. Therefore, the upper limit of the analysis is imposed by the data. We choose to analyse biographies since age 12 because the biographical nature of the data allows capturing a longer period of the life course in which the events of interest may have happened.

⁴⁰ In urban settlements of 5,000 or more inhabitants.

(born between 1961 and 1975) and 2,052 women interviewed in 2008 (born between 1979 and 1993)⁴¹ (Table 6.1).

Table 6.1. Sample description.

	1961-1975	1979-1993
Educational attainment		
Less than 9 years	1148	515
9 to 12 years	1766	1043
13 and more years	517	494
Poverty of the household¹		
Household above poverty threshold	2851	1702
Household below poverty threshold	595	350
Social origins²		
Low status	2170	828
Middle status	914	908
High status	243	316
Region of residence		
Capital	1794	959
Other urban centers	1652	1093
Age group		
15-19	1233	744
20-24	1026	657
25-29	1187	651
Total	3446	2052

Source: NYS 1990 and 2008, own elaboration. Unweighted frequencies.

Note: ¹Poverty of the household is measured in the data source according to the poverty threshold level defined by the INE in the Continuous Household Survey (poverty of income). ²Social origins are measured using the educational attainment of the respondent's mother as a proxy, using the same categories as for respondent's education

6.4.2 Methodology

Seeking to understand different aspects of the transition to adulthood, we use two methods: sequence analysis and survival analysis⁴². Sequence analysis is a complementary approach to survival analysis, since it allows a holistic perspective on how life course patterns as a whole change over successive cohorts or in different national contexts (Aisenbrey and Fasang 2009). “Sequences are traces of people's lives as they live them” (Martin, Schoon and Ross 2008, 192).

⁴¹ Due to a change in sampling strategy by INE, the sample is reduced between the two surveys. Nevertheless, this does not affect the statistical representativeness of the sample.

⁴² We use the statistical software “Life Trajectory Miner for R” for sequence analysis and STATA for survival analysis.

The complementarity of the methodological approaches used herein lies in the fact that, while sequence analysis allows identifying and describing the typical paths to adulthood, survival analysis allows identifying which elements—in this case, which states—predispose individuals to a first birth, or to the contrary, which elements deter individuals from this transition.

6.4.2.1 Sequence analysis

We use sequence analysis, method entails the creation of a typology in which each cluster of events contains similar trajectories in order to achieve the two first objectives described in section 6.3.1. Sequence analysis is a tool that allows us to describe, classify and compare the patterns of the transition to adulthood. This methodology permits to explore life course trajectories in search of patterns, finding regularities amongst trajectories and creating typologies. It reveals a preoccupation with thinking about events in context, with methods that are rather descriptive than concerned with causality (Abbot 1995; Abbot and Tsay 2000; Aisenbrey and Fasang 2009; Gabadinho et al. 2011). The method places emphasis on analysing trajectories, or sequences, rather than transitions. While a transition implies a change of state concerning a unique dimension or event, the “‘sequence’ refers to a temporally ordered series of status positions” (Martin Schoon and Ross 2008, 180). The importance is placed not only on transitions from one state to the other, but also on the order, duration and timing of states (Martin, Schoon and Ross 2008).

When used in the social sciences, the first step of a sequence analysis is the definition of the relevant states and state space. In genetics, from which the method has been imported in sociology, this step is irrelevant, as the units of the sequences are the four nucleotides from which DNA strands are made. In the social sciences, sequence analysis is typically, although not necessarily, used to study trajectories that involve transitions in a multi-dimensional state space. In our case, there are four transitions: from parental home to independent accommodation, from being a student to not being one anymore, from being alone to living in a conjugal union and from not having had children to having the first one. Altogether, these four dimensions define a multidimensional state space encompassing 16 different states. The second step is building each individual’s trajectory from the data. An individual’s trajectory is the sequence of their positions in this multidimensional state space at each time unit. The third step is the computation of the

pairwise distances between the trajectories. This is done using “optimal matching” (Abbot 1990). Optimal matching defines the distance or dissimilarity between two sequences as a function of the minimum number of operations— substitution, insertion and elimination —needed to turn one sequence into the other. Each operation is deemed to have a “cost” which implies the use of a substitution, insertion and elimination costs matrix⁴³. The first applications of optimal matching in social sciences were criticised because of what was considered an arbitrary assignation of these costs, which needed to be theoretically defined by the researcher. Taking this into account, we use a transformation costs matrix that is based on the observed frequency of transitions from one state to another in the data. We then use the pairwise distance matrix to produce a hierarchical grouping and select the most appropriate number of clusters for the data set. In this case, we considered six clusters for each cohort to be the most appropriate grouping. “The logic of cluster analysis after sequence analysis is that observations are inductively grouped (i.e., “clustered”) into subgroups based on meaningful similar sequences and differentiated from other meaningful sequences” (Aisenbrey and Fasang 2009, 431). We use the Ward algorithm for clustering.

We reconstruct complete trajectories during a specific stage of the life course, aiming to create a typology of typical paths to adulthood. Here, this means that analysis is limited to the eldest individuals at the time of survey (25 to 29 years old), in order to analyse complete trajectories from ages 12 to 25. Given the sample age-structure, this means that we analyse 1,187 sequences of women born between 1961 and 1965 and 651 sequences of women born between 1979 and 1983 (see the 25-29-years-old age group in Table 6.1).

6.4.2.2 State space in sequence analysis

As explained in the previous section, at each age, individuals occupy a state in a multi-state space defined by whether they experienced events in four dimensions or transition to adulthood markers. Based on the possible combinations, we define a 16-state space. In order to facilitate

⁴³ This method was developed in biology in order to compare sequences of genes. It is based on the idea that the degree of similarity between two gene sequences can be calculated by the number of insertions and substitutions needed in order to go from one sequence to the next. Substitution operations are concerned with the temporal order of events: they determine whether the same state occurs at the same time between two sequences. Insertion and elimination operations “capture whether the same state occurs at all in two sequences irrespective of timing”, with an emphasis on the occurrence of the event “rather than their timing and temporal order” (Aisenbrey and Fasang 2009, 426).

interpretation, we focus on the 12 most frequent states, using a residual category for the less frequent states. Table 6.2 shows the multi-state space used in sequence analysis.

We analyse events that happen only once: individuals can only experience once the first birth, the first time leaving the parental home, the first labour market experience and the first time leaving school.

Table 6.2. Multi-state space used in sequence analysis.

State	Label	Indep. living	First job	School leaving	First birth
Students in parental home, without children	dep students n/c	No	No	No	No
Independent students, without children	indep. students n/c	Yes	No	No	No
Students with a first job, in parental home, without children	dep. working-students n/c	No	Yes	No	No
Independent students with a first job, without children	indep. working-students n/c	Yes	Yes	No	No
Other students with first job and children	other working-students w/c	Yes/ No	Yes	No	Yes
Workers in parental home, with children.	dep. workers w/c	No	Yes	Yes	Yes
Workers in parental home, without children	dep. workers n/c	No	Yes	Yes	No
Independent workers, without children	indep. workers n/c	Yes	Yes	No	No
Independent workers, with children	indep. workers w/c	Yes	Yes	Yes	Yes
Inactive at the parental home, without children	dependent inactive n/c	No	No	Yes	No
Independent inactive with children	independent inactive w/c	Yes	No	Yes	Yes
Other inactive with one family event	other inactive	Yes	No	Yes	No
Other	other	No	No	Yes	Yes

6.4.2.3 Event history analysis

We use survival analysis in order to identify which states increase or decrease the hazard of the first birth. The timing of the first steps towards adulthood may have an influence on the timing of other events later on the life course (Sironi and Furstenberg 2012) and the transition to parenthood is generally considered the most affected event by the previous path to adulthood (Ravanera and Rajulton 2006). This is why we estimate the effect of a time-varying variable that represents the state space we are interested in and indicates the state of each individual at each

point in time, using the Cox proportional hazards model⁴⁴. This variable indicates each individual's state according to whether they experienced some markers of the transition to adulthood, and the order in which they experienced them. The three events considered are: school leaving, home leaving and labour market entry. We will thus be able to identify which states in the three-dimensional-state space make individuals prone to adopt a specific pathway to adulthood that includes the first birth during the early youth. Each state represents a point in the individual trajectory and not merely a combination of events: we take into account the temporal dimension of the trajectories.

Survival analysis allows analysing individuals up to the time of interview or taking them out of the risk group at the time in which they experienced an event. Therefore, it does not impose—like sequence analysis— that individuals are exposed to the risk of experiencing the events for a specific time-span. Hence, these analyses are carried out for the whole sample, allowing a comparison of women from the 1961-1975 and 1979-1983 birth cohorts.

6.4.2.4 Space state in survival analysis

Table 6.3 shows the state space defined by the central independent variable included in the equations estimated with the Cox model. Each state indicates, *at each point in time, which events* had been already experienced and in *what order* they were experienced. It is a time-varying covariate: women change states over time according to the events they experience. The states reflect the temporal order of the events already experienced by each individual, therefore each state represents a point in the pathway to adulthood.

State “0” indicates no transitions (at the parental home, still in school, not in the labour market). From this state, women can go to either W, which indicates having started to work, to E, that indicates having finished education, or to H, that indicates the formation of an independent household. From this, individuals can move to different states depending on the temporal order in which they experience each event. Hence, an individual that first leaves school (E) and then starts to work will be first in the state “E” and then in “EW”, for as long as these are the only two

⁴⁴ After proportionality assumption tests on the basis of Schoenfeld residuals were carried out, we verified that the variables included in the equations do not violate the proportional hazards assumption and therefore the Cox model is appropriate to these data.

events experienced. This state is described as “first job after school leaving”, indicating that the individual started the labour market trajectory *after* having left the school system, the first event in this trajectory. If afterwards this individual forms an independent household, the state will be “EWH”. The order of the letters E, W and H indicates the temporal order in which the individual experienced each event. See the complete list of states and their description in table 6.3.

We use some control variables: social origin—using educational attainment of the respondent’s mother as a proxy—, region of residence and year of birth (or sub-cohort)⁴⁵. The latter is introduced in order to determine whether there are specific effects to the sub-cohorts selected for the sequence analysis.

Table 6.3. States used in Cox models.

0	In parental home, in school, without first job
E	Out of school (no other events)
EW	First job after school leaving
EH	Independent household after school leaving
EHW	First job, after school leaving followed by independent household formation
EWH	Independent household, after school leaving followed by first job
H	Independent household (no other events)
HE	Out of school, after independent household formation
HW	First job, after independent household
HEW	First job, after independent household formation followed by school leaving
HWE	Out of school, after independent household formation followed by first job
W	First job (no other events)
WE	Out of school, after first job
WH	Independent household, after first job
WEH	Independent household, after first job followed by school leaving
WHE	Out of school, after first job followed by independent household formation

⁴⁵ We do not include educational attainment of the respondent given its high correlation to the social origin and the fact that school insertion is one of the events considered in the main independent variable.

6.5 SEQUENCE ANALYSIS RESULTS

We find the same typical sequence clusters in both cohorts, with two exceptions. Five sequence clusters are very similar in the 1961-1965 and the 1979-1983 birth cohorts, while there is one sequence cluster that is specific to each cohort.

Figures 3.1 to 3.6 show the six typical sequence clusters observed among women born between 1961 and 1965, while figures 3.7 to 3.12 show those for women born between 1979 and 1983. Tables 3.4 (presented at the end of section 6.5.1) and 3.5 (at the end of section 6.5.2) show the socio-economic profile of women in each sequence cluster according to their educational attainment, their social origin, their region of residence and the poverty of the household in which they reside at the time of survey. Tables C1 to C4 in Annex C provide more details on the sequences' characteristics, specifically on the states individuals are in at age 25 and on the reasons for home leaving.

In every section, cluster sequences are presented in descending order according to their relative weight among the total sequences in each cohort. Table 6.6, presented at the end of section 6.5.3 depicts a brief description of each trajectory and its relative weight in each cohort.

6.5.1 Sequence clusters in the 1961-1965 birth cohort

Cluster A: Early school leaving, short spell without formal activity, with independent household formation (Figure 6.1).

This cluster concentrates the most sequences among the 1961-1965 cohort (30%). These are trajectories of relatively early school leaving. Women in this cluster have an intermediate level of education, having finished the nine mandatory years. They leave school between ages 15 and 16, after which they typically have no formal activity or a few years, then enter the labour market around age 18. There is a partial tendency to form independent households: by age 25, a little more than half the women in this cluster have left the parental home (in equal proportions with and without a first birth). Most of them did so to establish a conjugal union. Three quarters of women in this cluster have a low social origin (77%) although only 8% currently lives in a poor

household. Women in this cluster live mainly in Montevideo, with the second highest concentration of women living in the capital in this cohort (57%).

The experience of the transition to adulthood in *cluster A (1961-1965)* can be summed up as early transition trajectories, with an early spell without formal activity, then a first job and a tendency to form independent households by the end of the period under analysis.

Cluster B: Postponement of family events, extended schooling-work (Figure 6.2).

The second cluster groups together 21% of the sequences in the cohort. Most trajectories include post-secondary education: three quarters of women in this cluster have 13 and more years of education, which makes it the cluster with the greatest concentration of post-secondary educated individuals of the 1961-1965 cohort. These trajectories do not include independent household formation. Women enter the labour market around age 18. After this age, we find a high degree of heterogeneity of states. The common factor is the very low presence of trajectories that include a first birth: four out of five sequences do not include childbearing by age 25. At that age, sequences are divided equally regarding the formation of independent household formation. Most women in this cluster are still in school by age 25, having entered the labour market. This cluster concentrates the most residents in the capital in this cohort and the greatest concentration of women with a high social origin.

The experience of *cluster B (1961-1965)* can be summed up as paths of prolonged schooling combined with labour market insertion and heterogeneity with independent household formation and no children.

Figure 6.1. Sequence cluster A, 1961-1965 cohort (30%)

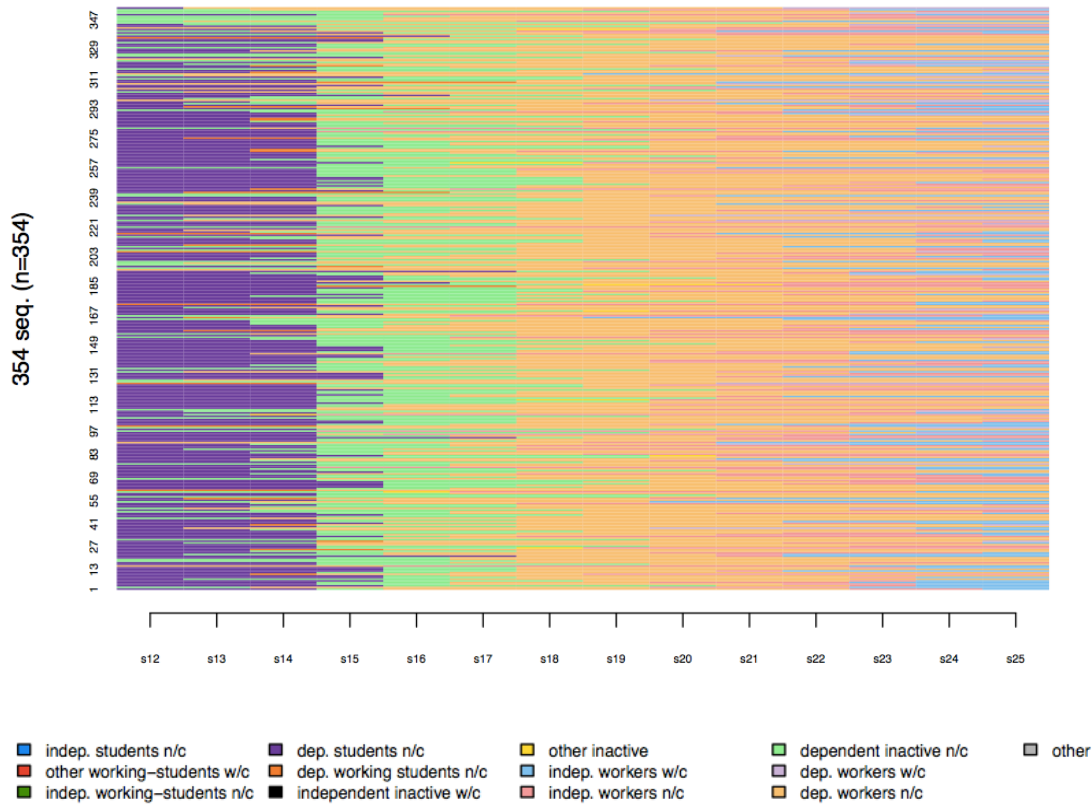
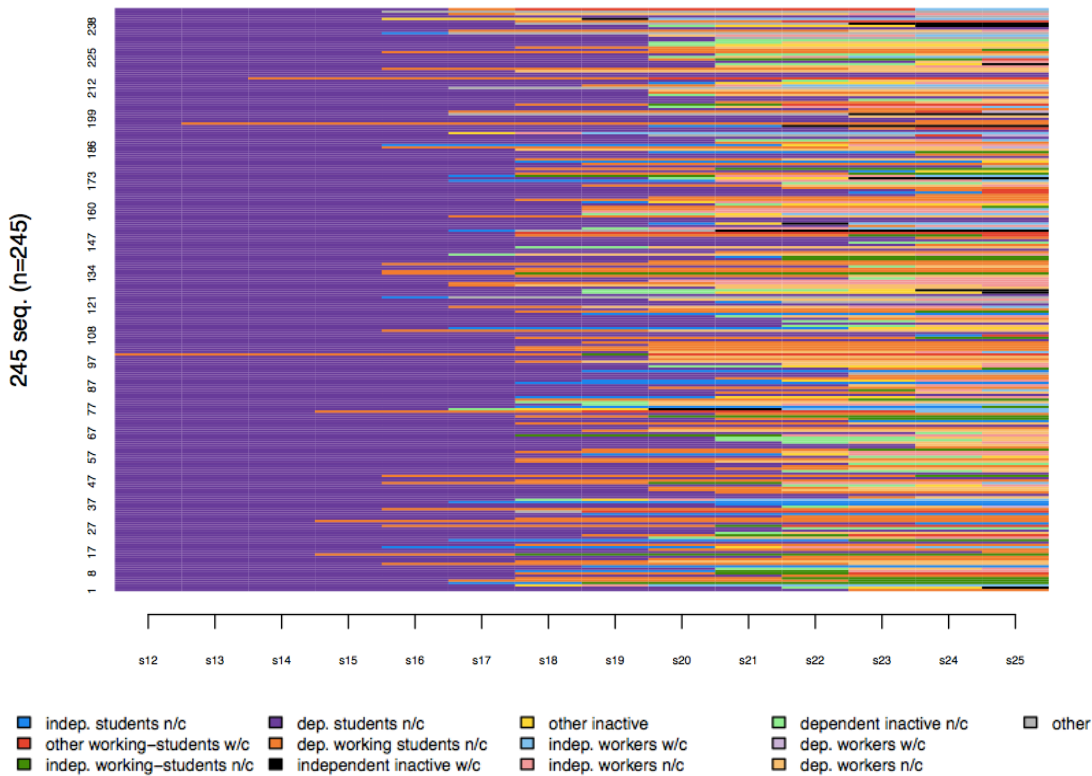


Figure 6.2. Sequence cluster B, 1961-1965 cohort (21%)



Source: NYS 1990. Weighted estimation. (Figures 3.1 and 3.2)

Cluster C: Early and complete transition (Figure 6.3).

The third cluster comprises 17% of the sequences. These paths entail early school leaving and the lowest educational attainment of the cohort: 60% of the women in this cluster have less than the mandatory education. These trajectories include a period of no formal activity until age 18. From then on, and predominantly after age 20, the trajectories include labour market entry, independent household formation and childbearing. By age 25, all of the women in the cluster experienced all of the events under analysis. Four out of five women in this cluster formed an independent household in order to establish a conjugal union.

A little more than half the women in this cluster live in Montevideo and almost a third live in poor households at the time of survey (the second concentration of poor households in this cohort). Also, four out of five have a low social origin.

The experience of *cluster C (1961-1965)* can be summarised as trajectories of complete and early transition, with a period of no formal activity.

Cluster D: Early school leaving, prolonged period without formal activity, with independent household formation (Figure 6.4).

This cluster comprises 14% of the cohort sequences. These trajectories entail relatively early school leaving, around age 15: most women in this cluster have at least nine years of education. These paths include long periods with no formal activity since age 15, with neither labour market entry nor family events until ages 22-23. More than a third of the women in the cluster still have no formal activity at age 25. These pathways to adulthood include independent household formation that is not necessarily accompanied by childbearing (only one in four had a child by age 25). Most left the parental home to form a conjugal union. Therefore, in these trajectories women have no formal activity in the public domain since very early ages and then occupy roles as housewives in independent households with a spouse or partner.

Women from urban areas other than the capital are predominant in this cluster, with the second concentration of women living in areas outside the capital. Most have a low social origin and 15% of them live in a poor household at the time of survey.

The experience of *Cluster D (1961-1965)* can be synthesised as pathways with long periods of no formal activity in independent households.

Figure 6.3. Sequence cluster C, 1961-1965 cohort (17%)

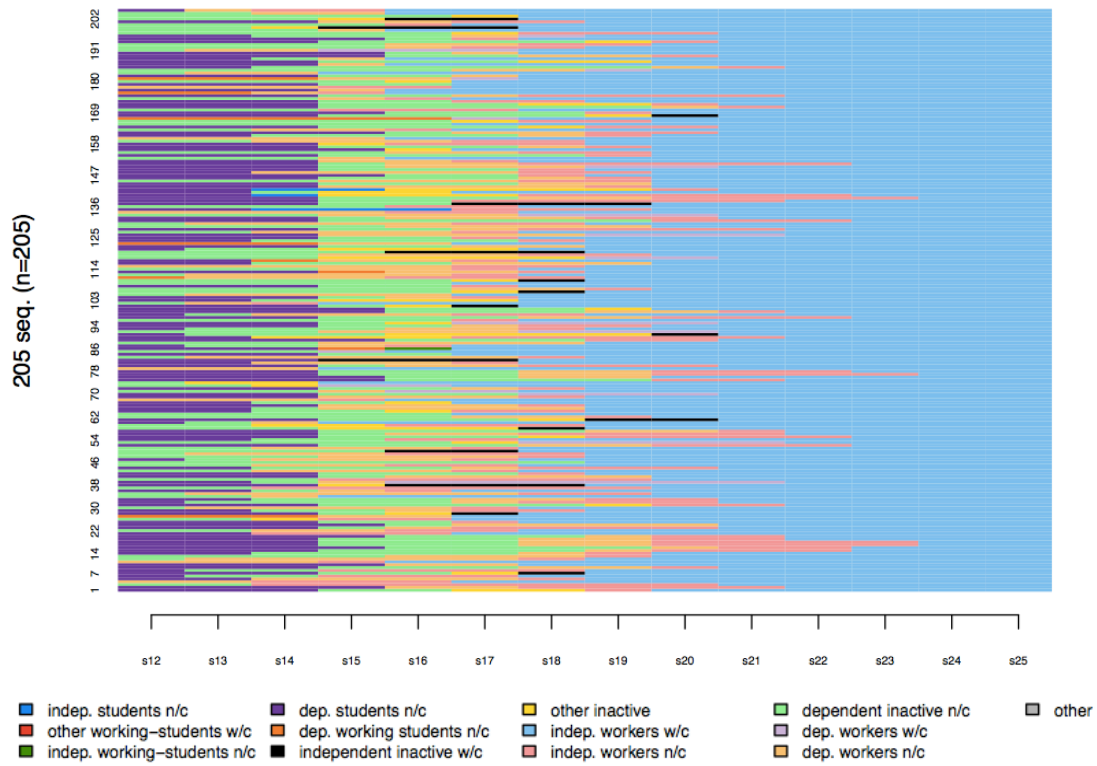
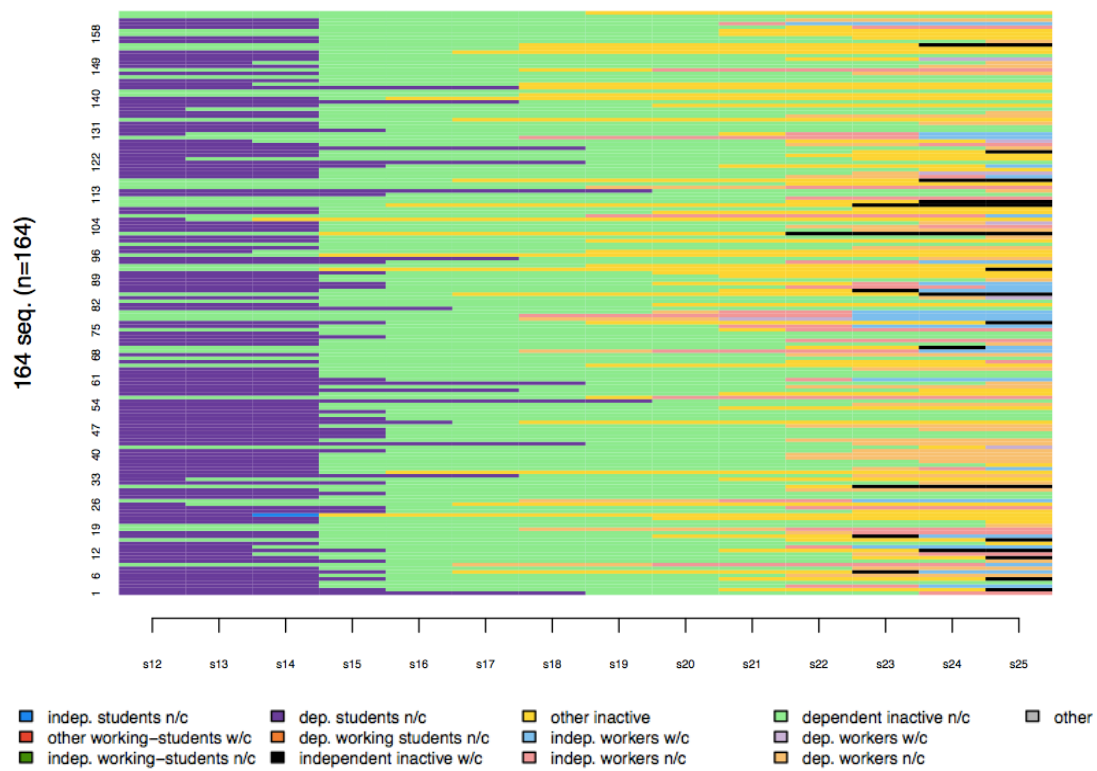


Figure 6.4. Sequence cluster D, 1961-1965 cohort (14%)



Source: NYS 1990. Weighted estimation. (Figures 3.3 and 3.4)

Cluster E: Early school leaving, prolonged period without formal activity, with independent household formation and children (Figure 6.5).

This cluster groups together 10% of this cohort's sequences. These paths to adulthood imply very early school leaving with no formal activity or other events between the ages of 12 and 15. Such early school leaving means that more than 60% of women in the cluster have less than the mandatory education. From age 18 on, the trajectories include independent household formation and childbearing. By age 25, most of the women have no formal activity, have left the parental home and had a first birth while a minority had the same family events, but also started their labour market trajectory. This cluster concentrates the greatest proportion of independent household formation in the context of establishing conjugal unions. Therefore, most of the women in the cluster are housewives in independent households with a spouse or partner.

This is the cluster with the highest concentration of residents in urban areas other than the capital (64%). Twenty-eight percent reside in poor households at the time of survey and 85% have a low social origin.

The pathway to adulthood in *cluster E (1961-1965)* can be summarised as one with early and prolonged periods without formal activity, that lead to independent households (in conjugal unions) and childbearing.

Cluster F: Early school leaving, spell without formal activity, then first job and children in extended households (Figure 6.6).

The last cluster comprises 8% of the sequences in this cohort. Women in this cluster leave school early, have a period without formal activity and experience their first labour market insertion around ages 17-18. From age 21 onwards, trajectories that include childbearing without leaving the parental home become predominant. Therefore, paths in this cluster lead to the formation of extended households in which women stay at least until age 25.

Most women in this cluster have very low educational attainment and a low social origin (83%). Moreover, it is the cluster with the highest proportion of women living in poor households at the time of survey (37%). A little more than half reside in the capital.

The pathway to adulthood in *cluster F (1961-1965)* is characterised by a spell of no formal activity followed by labour market insertion in extended households with children.

Figure 6.5. Sequence cluster E, 1961-1965 cohort (10%)

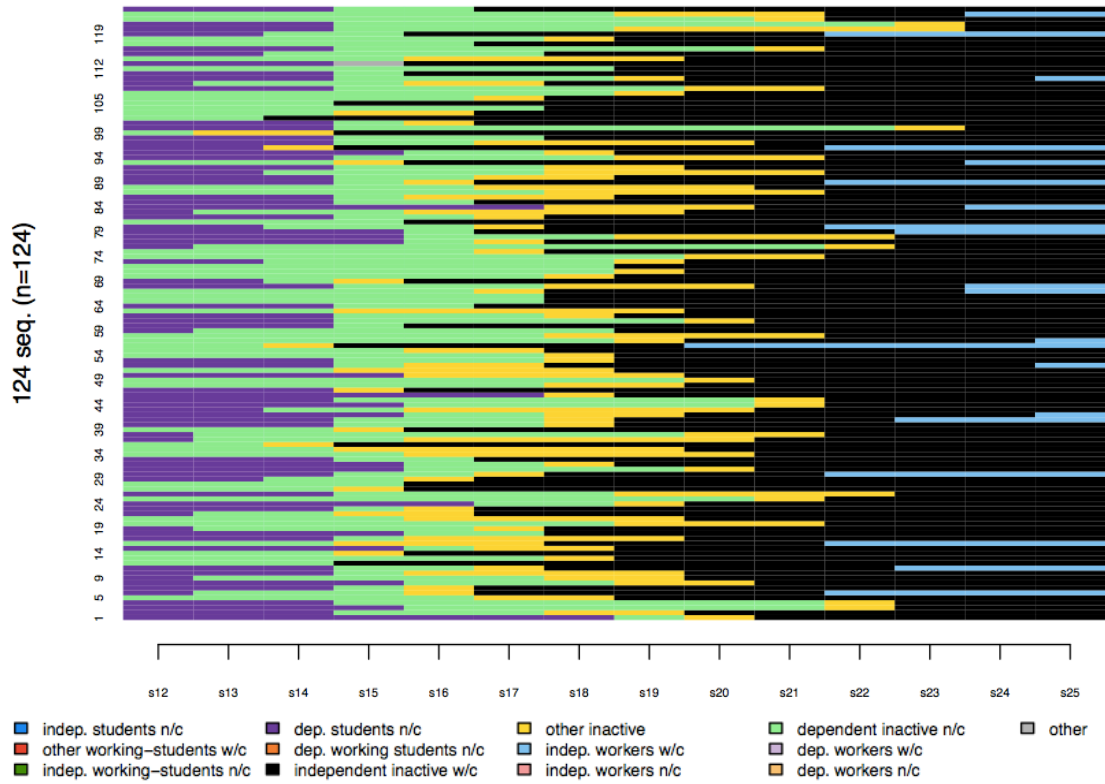
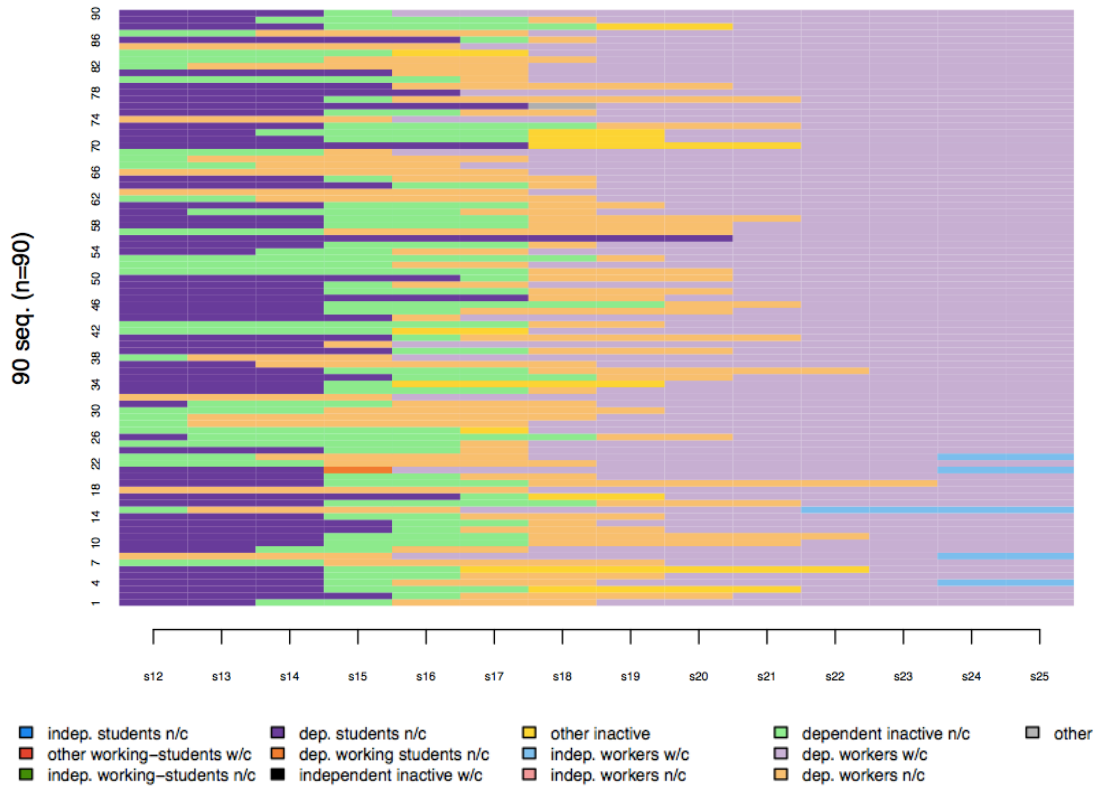


Figure 6.6. Sequence cluster F, 1961-1965 cohort (8%)



Source: NYS 1990. Weighted estimation. (Figures 3.5 and 3.6)

Table 6.4. Socio-economic profile of women in each sequence cluster. 1961-1965 cohort. Percentages.

	A	B	C	D	E	F	Total
Educational attainment							
Less than 9 years	38	5*	60	37	61	53	39
9 to 12 years	58	18	38	45	37	44	41
13 and more years	4*	77	2*	18*	2	3*	20*
Total	100	100	100	100	100	100	100
Poverty of the household							
Household above poverty threshold	92	96	68	85	72	63	83
Household below poverty threshold	8*	4*	32	15*	28	37	17
Total	100	100	100	100	100	100	100
Social origins							
Low status	77	51	80	76	85	83	73
Middle status	16	33	12*	17*	11*	12*	18*
High status	3*	15	2*	4*	2*	0*	5*
Unknown	4*	0*	6*	3*	2*	4*	3*
Total	100	100	100	100	100	100	100
Region of residence							
Capital	57	79	53	43	36	53	57
Other urban centers	43	21	47	57	64	47	43
Total	100	100	100	100	100	100	100

Source: NYS 1990, own elaboration. Weighted estimation.

Note: Cells marked * contain less than 30 cases.

6.5.2 Sequence clusters in the 1979-1983 birth cohort

Cluster A: Early and complete transition (Figure 6.7).

This cluster and the next, *Cluster B*, group together half the sequences in this cohort, respectively 26% and 25%. *Cluster A* contains trajectories of relatively early school leaving, between ages 15 and 17. A little more than half the women in this cluster have at least the nine years of mandatory schooling, while the rest have lower educational attainment. Although some trajectories include periods of no formal activity before age 19, since then there is a tendency to enter the labour market, form independent households and have a first birth. These trajectories become predominant from age 21 onwards. By age 25, all women in this cluster have experienced all the markers of the transition to adulthood under analysis. Three out of five left the parental home to establish a conjugal union.

This cluster depicts the second highest proportion of women living in poor households at the time of survey and also the second with the lowest educational attainment. A little more than half of

them live in urban settlements outside the capital of the country, 61% have a low social origin and 35% an intermediate one.

Cluster A (1979-1983) contains trajectories of early and complete transition to adulthood, with a spell of no formal activity and intermediate educational attainment.

Cluster B: Postponement of family events, extended schooling-work (Figure 6.8).

This cluster contains trajectories of prolonged schooling at the post-secondary level, concentrating the greatest proportion of high educational attainment in this cohort: 80% of the women in this cluster have at least 13 years of education. The prolonged periods of schooling are accompanied by labour market entry since age 18. In general, these paths do not include either independent household formation or childbearing. Only a third of the trajectories include leaving the parental home and only one in 10 a first birth by age 25. More than half still combine enrolment in education and labour market insertion in the parental home by age 25. This cluster concentrates the greatest proportion of women from higher social origin, residents in the capital (65%) and with the highest educational attainment. Very few live in poor households at the time of survey.

The pathways to adulthood in *cluster B (1979-1983)* combine prolonged schooling with a first labour market experience, without events in the family domain.

Figure 6.7. Sequence cluster A, 1979-1983 cohort (26%)

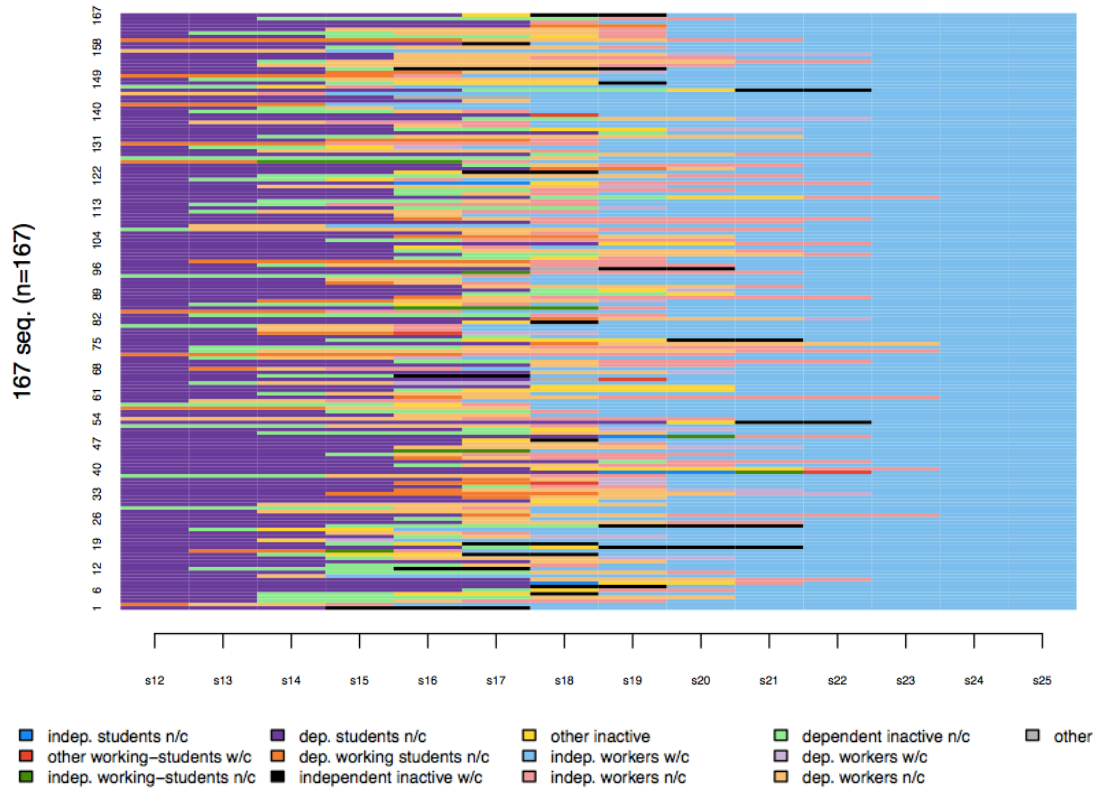
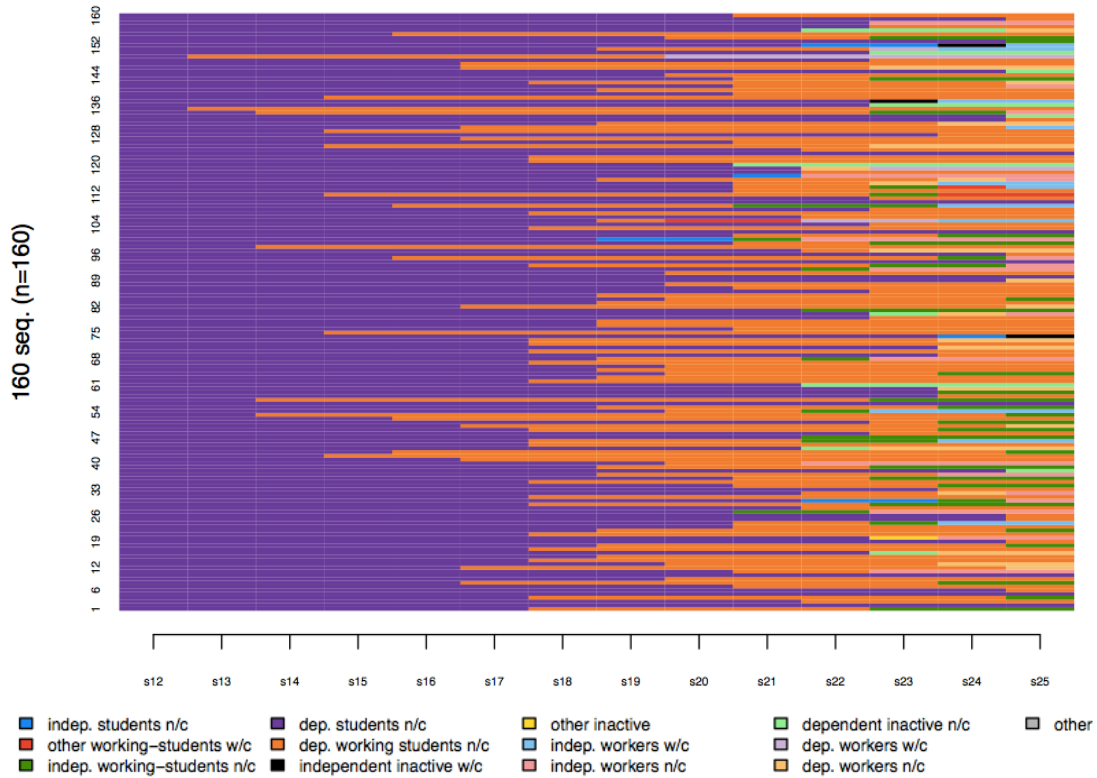


Figure 6.8. Sequence cluster B, 1979-1983 cohort (25%)



Source: NYS 2008. Weighted estimation (Figures 3.7 and 3.8).

Cluster C: Extended schooling-work in independent households without children (Figure 6.9).

Clusters C and *D* share the second place in relative weight with 17% and 16% of this cohort sequences respectively. Trajectories in *Cluster C* include long periods of schooling in post-secondary education, a tendency to form independent households and labour market entry around age 18 while women are still enrolled in education. Two-thirds of women in this cluster have 13 or more years of schooling at the time of survey, the second highest educational attainment in this cohort.

These trajectories do not include childbearing during the teenage years and for the most part during the early youth. By age 25, only a third of the women had a first birth, but almost all of them formed an independent household.

Women in this cluster come mainly from the high and middle social status: it is the second cluster in terms of higher social origin representation in this cohort. 55% of the women in the cluster live Montevideo and only 4% live in poor households at time of the survey.

The paths to adulthood in *Cluster C (1979-1983)* involve prolonged schooling combined with a first labour market experience and independent household formation without childbearing.

Cluster D: Early school leaving, short spell without formal activity, with independent household formation (Figure 6.10).

Most of the trajectories in this cluster involve leaving school around the ages of 17-18. Most women have between 9 and 12 years of education. Women enter the labour market around age 18. Trajectories do not include childbearing until ages 21-22, where some first births occur. However, only one in five women had a child by age 25. A tendency to form independent households can be observed at the end of the period under study, between ages 24 and 25, after having spent most of the trajectory in the parental home. Most of the women forming an independent household do so to establish a conjugal union.

Half of the women in this cluster live in the capital. 6% live in poor households at the time of survey. They have low and intermediate social origins.

The paths in *cluster D (1979-1983)* can be summarised as an early transition to adulthood with a short spell of no formal activity, labour market entry and a tendency to form independent households at the end of the period, mostly without childbearing.

Figure 6.9. Sequence cluster C, 1979-1983 cohort (17%)

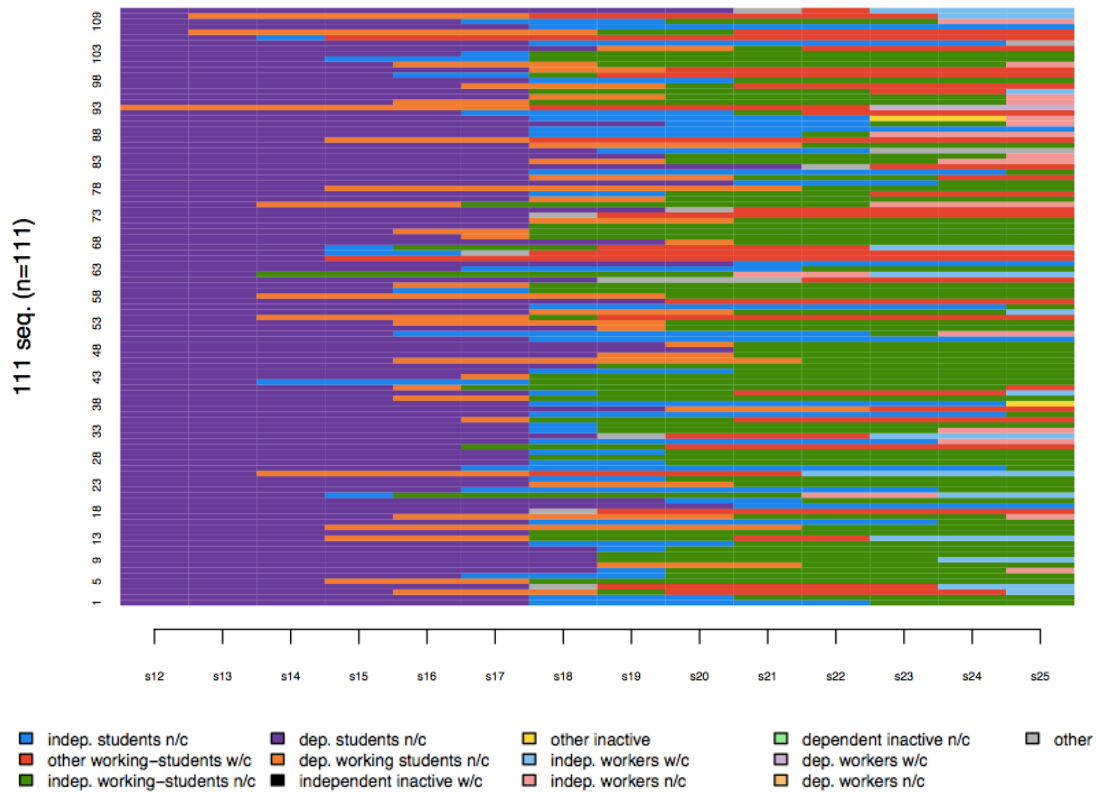
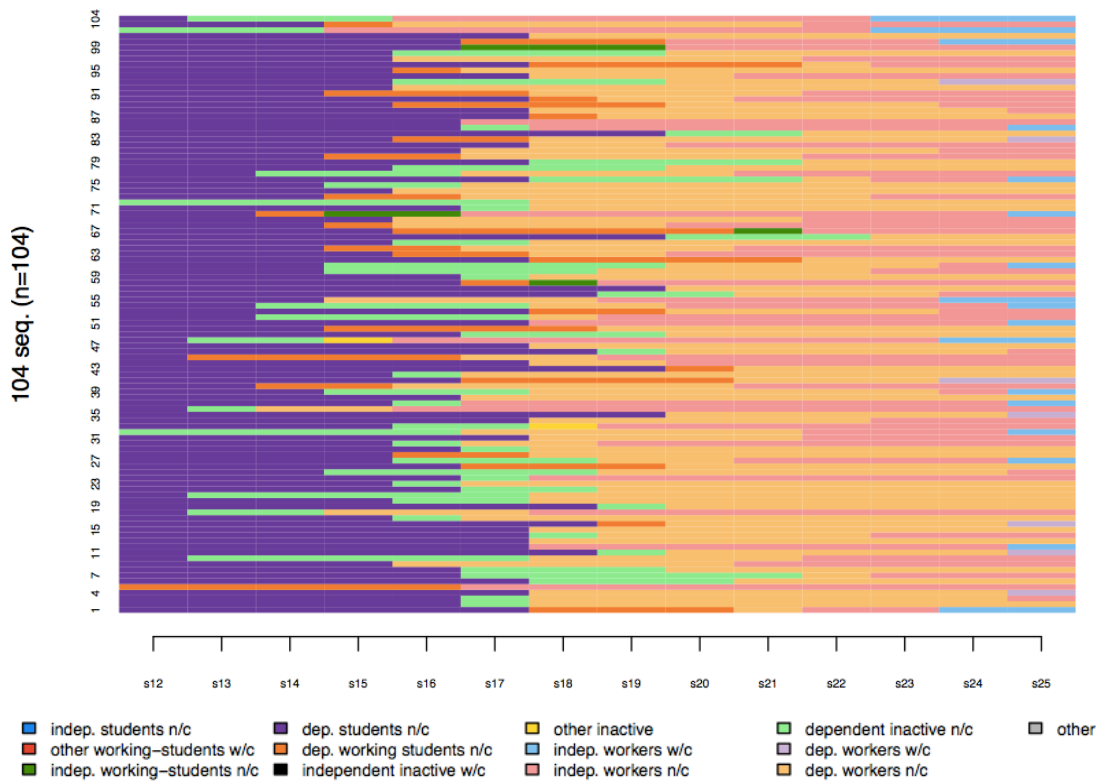


Figure 6.10. Sequence cluster D, 1979-1983 cohort (16%)



Source: NYS 2008. Weighted estimation. (Figures 3.9 and 3.10)

Cluster E: Early school leaving, prolonged period without formal activity, with independent household formation and children (Figure 6.11).

This cluster concentrates 11% of this cohort sequences. These trajectories involve early school leaving with low educational attainment and long periods without formal activity. The trajectories usually include childbearing and independent household formation. By age 25, most women still do not have any formal activity in either the education system or the labour market. Hence, this cluster groups together trajectories where women are mostly housewives with children.

Women in this cluster show the lowest educational attainment of the cohort: 70% have less than the mandatory education. 66% live in urban regions other than the capital, which makes it the cluster with the highest proportion of women from other areas of the country. Also, 70% have a low social origin and almost half live in poor households at the time of survey, the cluster with the highest proportion of women in poverty conditions in this cohort.

The paths to adulthood in *cluster E (1979-1983)* can be summarised as trajectories with a long period of no formal activity, in independent households with a spouse or partner and children.

Cluster F: Early school leaving, spell without formal activity, then first job and children in extended households (Figure 6.12).

This cluster, that only concentrates 5% of the sequences, entails early school leaving around age 15, and intermediate educational attainment, between nine and 12 years of schooling. Around age 18, the first labour market experience occurs. These trajectories include childbearing without independent household formation.

The cluster concentrates mostly women who live outside of the capital.

The experience of *cluster F (1979-1983)* can be described as trajectories with a period of no formal activity followed by labour market entry in extended households with children.

Figure 6.11. Sequence cluster E, 1979-1983 cohort (11%)

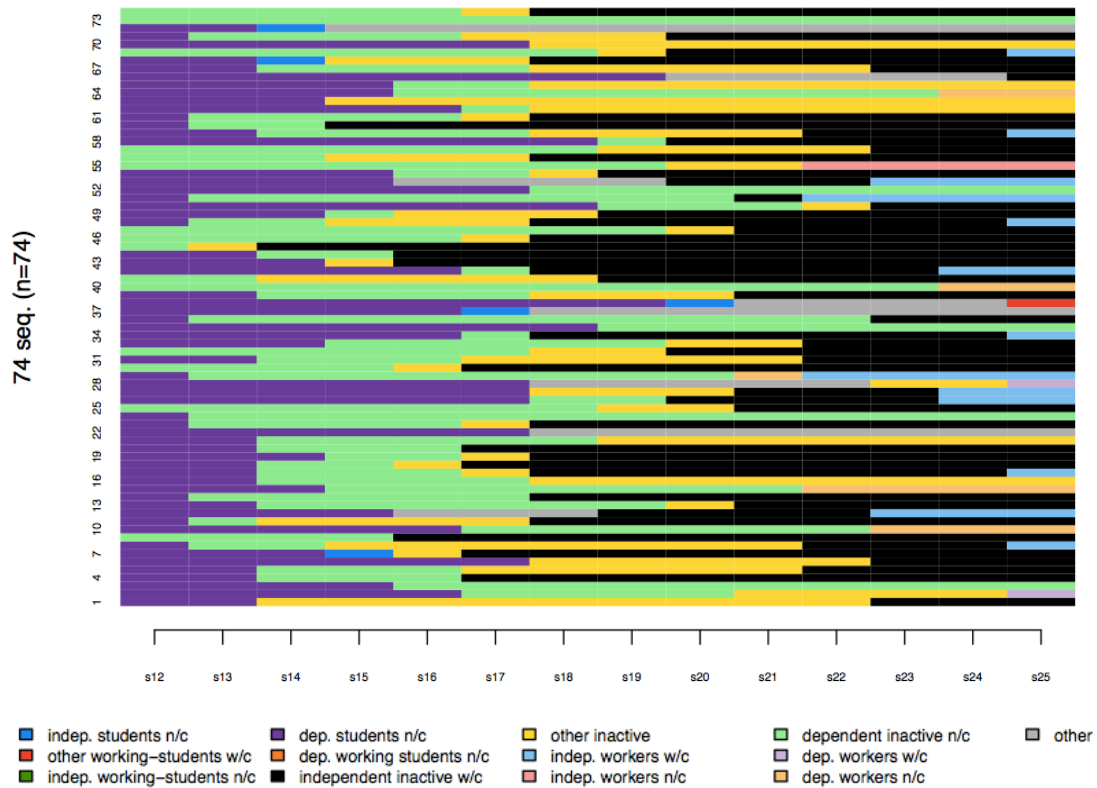
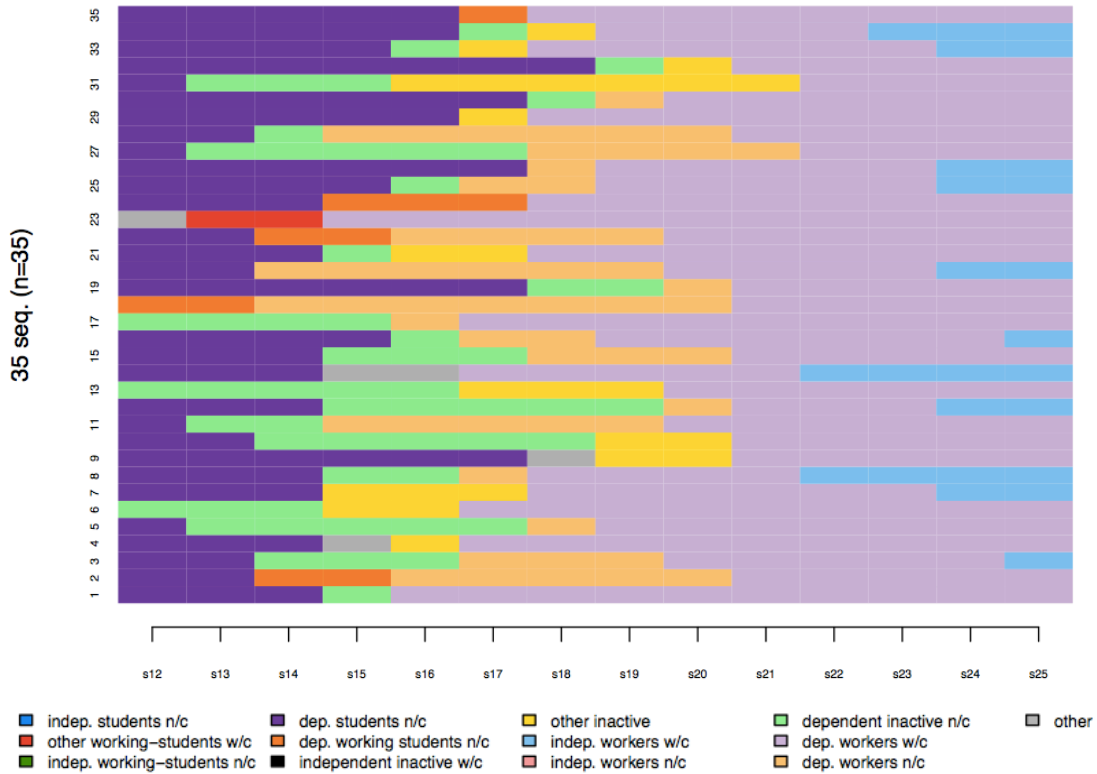


Figure 6.12. Sequence cluster F, 1979-1983 cohort (5%)



Source: NYS 2008. Weighted estimation. (Figures 3.11 and 3.12)

Table 6.5. Socio-economic profile of women in each sequence cluster. 1979-1983 cohort. Percentages.

	A	B	C	D	E	F	Total
Educational attainment							
Less than 9 years	44	3*	8*	18*	69	40*	26
9 to 12 years	53	18*	26*	69	24*	57*	39
13 and more years	4*	80	66	13*	7*	3*	35
Total	100	100	100	100	100	100	100
Poverty of the household							
Household above poverty threshold	68	98	96	94	54	74	83
Household below poverty threshold	32	3*	4*	6*	46	26*	17
Total	100	100	100	100	100	100	100
Social origins							
Low status	61	28	30	55	68	60	47*
Middle status	35	45	48	39	31	34*	40*
High status	4*	28	23*	6*	1*	6*	13*
Unknown	0	0	0	0	0	0	0
Total	100	100	100	100	100	100	100
Region of residence							
Capital	44	65	55	53	34*	34*	51
Other urban centers	56	35	45	47	66	66*	49
Total	100	100	100	100	100	100	100

Source: NYS 2008, own elaboration. Weighted estimation.

Note: Cells marked * contain less than 30 cases.

6.5.3 A comparison of the pathways to adulthood across cohorts

Sequence analysis depicted high heterogeneity in the pathways to adulthood in the two birth cohorts. While every cluster includes at least 5% of the total trajectories, none of them includes more than a third of the population under analysis. Table 6.6 displays a synthetic description of each sequence cluster and their relative weight in both cohorts. Five clusters are very similar in the 1961-1965 and the 1979-1983 birth cohorts and there is also one specific cluster to each cohort.

Despite the similarities of sequence clusters in both cohorts, there are some important transformations. First, paths that include long periods without formal activity (in the school system and the labour market) are more present in the first cohort. For instance, the specific cluster to the 1961-1965 cohort contains the trajectories with the longest periods of no formal activity (*cluster D 1961-1965*).

Secondly, we observe that from one cohort to the next there is an increase in the presence of paths that combine labour market entry with prolonged studies before childbearing. In the most recent cohort, two sequence clusters include this type of trajectories, one that does not involve leaving the parental household (*cluster B 1979-1983*) and one that does—the specific cluster to the second cohort (*cluster C 1979-1983*). In the previous cohort, these trajectories were represented in only one cluster, without independent household formation (*cluster B 1961-1965*).

We also observe an increase in educational attainment and in age at school leaving between similar clusters in both cohorts.

All of these results can be expected in the context of increasing educational enrolment and labour market participation among women in the Southern Cone in recent decades (Espino and Azar 2006).

Sequence analysis also showed that the paths to adulthood reflect the social position of individuals. At the same time, the type of trajectory correlates with the current social position (as measured by poverty of the household at the time of survey).

The clusters that indicate a complete transition by age 25 (*cluster C 1961-1965* and *cluster A 1979-1983*) both have the second highest proportion of women currently living in a poor household. Even though we cannot establish a causal relationship, we do observe a correlation between early transitions to adulthood and current deprivation. Not only women living in poor households at the time of survey tend to be concentrated in these clusters, but also they have a low social origin, in both cohorts.

The same happens with trajectories that include long periods without formal activity, early school leaving and no labour market entry (*clusters D and E 1961-1975*, *cluster E 1979-1983*). These clusters have the highest concentrations of women currently living in poor households and from a low social origin. In this type of trajectories, women start their transition to adulthood in vulnerable conditions and the characteristics of their pathways to adult life only reinforce their vulnerability.

On the other hand, the type of trajectories with prolonged schooling (*cluster B 1961-1975*, *clusters B and C 1979-1983*) mostly include events like labour market entry and to a much lesser degree events from the family domain such as independent household formation, and particularly childbearing. Women from higher social origin are more represented in these clusters, which also

show the lowest proportion of women currently living in poor households and high concentrations residing in the capital of the country. In these cases, events from the family domain, already scarce in the first cohort, become even less frequent in the second one. This is observed in the reduced presence of trajectories that include leaving the parental home and in the increase of trajectories that do not include childbearing up to age 25.

In general, sequence analysis points to a reduction in the pathways to adulthood that lead women to the role of housewives taking care of children and an increase in the paths that comprise events in the public domain, both the labour market and the school system.

Table 6.6. Trajectory types and changes in their relative weight between the 1961-1965 and 1979-1983 cohorts. Percentages.

Trajectory type	1961-1965	1979-1983
Early school leaving, prolonged period without formal activity, with independent household formation	D (14%)	---
Early school leaving, short spell without formal activity, with independent household formation	A (30%)	D (16%)
Early school leaving, prolonged period without formal activity, with independent household formation and children	E (10%)	E (11%)
Early school leaving, spell without formal activity, then first job and children in extended households	F (8%)	F (5%)
Early and complete transition	C (17%)	A (26%)
Postponement of family events, extended schooling-work	B (21%)	B (25%)
Extended schooling-work in independent households without children	---	C (17%)

Source: NYS 1990 and 2008, own elaboration. Weighted estimation.

6.6 THE STATE SPACE AND THE FIRST BIRTH

Before turning to the results of equations estimated with the Cox hazard model, we present the age patterns of the transition to the first birth during the early youth in both cohorts. Figure 6.13 shows the baseline smoothed hazard function of the first birth for women in the 1961-1975 and 1979-1993 birth cohorts. The hazards are very similar in both cohorts up to age 18. Since then, the hazard of the first birth is lower in the most recent cohort at all ages. These differences are statistically significant. When estimating the hazard function adjusted for a series of control variables (social origin, region of residence and year of birth) depicted in Figure 6.14, the hazard of the first birth is slightly higher among women born in the most recent cohort up to age 20. After that age, the hazard is higher among women from the 1961-1975 birth cohort.

Figure 6.13. Baseline hazard of the first birth. 1961-1975 and 1979-1983 cohorts.

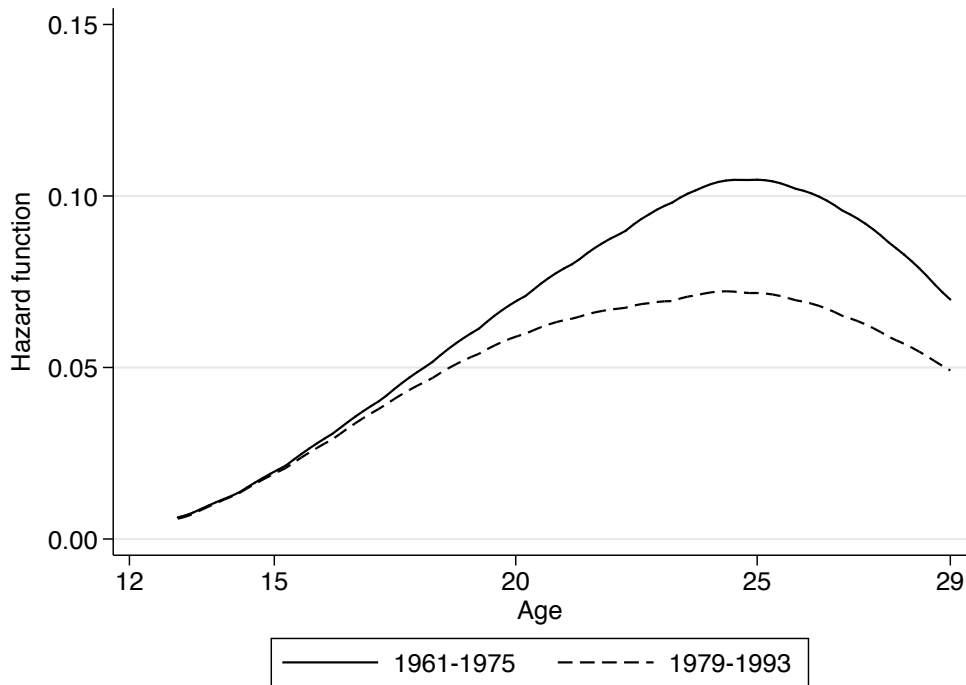
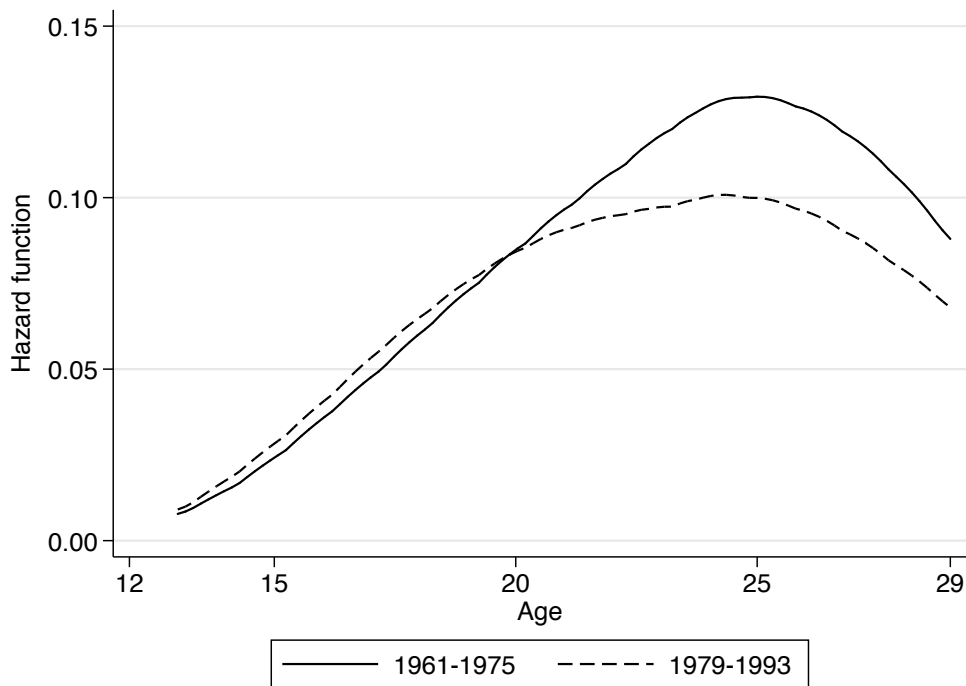


Figure 6.14. Hazard of the first birth, controlling for social origin, region of residence and year of birth. 1961-1975 and 1979-1983 cohorts.



Source: NYS 1990 and 2008, own elaboration. Smoothed hazard estimates using Epanechnikov kernel function. Weighted estimation. (Figures 3.13 and 3.14)

Table 6.7 reports the result of equations for the first birth estimated with the Cox hazard model⁴⁶. The central variable of interest is a time varying-covariate indicating the state women are in at each point in time.

The reference category for the main independent variable is having left the school system without other transitions (in the parental home, not in the labour market). Using this reference category permits to better observe nuances and differences amongst the states than using the no transition category (0), given the very strong effect of school leaving on the first birth.

First, we observe that the magnitude of the coefficients of the state variable is in general weaker in the second cohort, which points to fading links between the other stages of the transition to adulthood and the first birth.

The initial state, which indicates not having experienced any event, entails a lesser hazard of the first birth compared to the reference category—having left the school system.

If we focus on the states that indicate school leaving as the first event experienced in the path to adulthood (first letter “E”), two elements need to be highlighted. First, all of these states entail an increased risk of childbearing in both cohorts—with one exception—regardless of the order of the events that happen after school leaving and of which other events occur. Second, the effect of having left school followed by entering the labour market reverses (“EW”) across cohorts, which constitutes the only exception to the very positive effect of the states that indicate school leaving as the first transition. Already in the first cohort, this coefficient has a smaller effect than the rest of the states that begin by school leaving. In the second cohort, the coefficient becomes negative, reducing by 0.30 the risk of childbearing, albeit with weak statistical significance (0.10). This means that, although school retention appears as a key factor in delaying the first birth, when school leaving happens in a sequence where events in the public domain (labour market insertion) happen before family events (home leaving), there is also a reduced risk of childbearing. In this case, school leaving does not necessarily accelerate the timing of childbearing.

⁴⁶ Table C5 in Annex C depicts the proportion of time at risk that women spend in each state.

Table 6.7. The transition to the first birth. Coefficients reported as hazard ratios.

		1961-1975	1979-1993
	State [E] [Out of school (no other events)]		
0	In parental home, in school, without first job	0,14***	0,09***
EW	First job, after school leaving	1,32*	0,73 [†]
EH	Independent household, after school leaving	9,15***	3,66***
EHW	First job, after school leaving followed by independent household formation	5,90***	2,62***
EWH	Independent household, after school leaving followed by first job	7,51***	2,92***
H	Independent household (no other events)	2,59**	0,60*
HE	Out of school, after independent household	5,04***	3,41***
HW	First job, after independent household	5,50***	0,71
HEW	First job, after independent household formation followed by school leaving	5,38***	2,65**
HWE	Out of school, after independent household formation followed by first job	6,63***	1,86 [†]
W	First job (no other events)	0,24***	0,18***
WE	Out of school, after first job	1,57*	0,8
WH	Independent household, after first job	3,20***	0,76
WEH	Independent household, after first job followed by school leaving	6,90***	2,60***
WHE	Out of school, after first job followed by independent household formation	7,42***	2,42***
	Social origins [Low status]		
	Middle status	0,76**	0,91
	High status	0,47***	0,50***
	Region of residence [other urban centers]		
	Capital	0,78***	0,78**
	Sub cohort [1961-1965]		
	1966-1970	1,08	
	1971-1975	1,16	
	Sub cohort [1979-1983]		
	1984-1988		0,85 [†]
	1989-1993		0,91
	<i>N</i>	7648	5141
	Log-likelihood	-7589	-4357

Source: NYS 1990 and 2008, own elaboration. Weighted estimation.

[†]: p<0.10; *: p<0.05; **: p<0.01; ***: p<0.001. Reference categories are placed within brackets.

If we focus on the paths to adulthood where the first event is independent household formation (first letter “H”), we observe that in the first cohort these states always increase the risk of childbearing compared with only having left school. In the second cohort, however, two states that start by home leaving entail a decreased risk of childbirth: having formed an independent household without other events (“H”) decreases the hazard by about 0.40; having started a first job after home leaving (“HW”) also has a negative though non-statistically significant coefficient. This means that, as long as women are still in school, independent household formation as the

first event in the sequence is no longer favourable for childbearing in the second cohort, particularly when it is the only event. To the contrary, states with independent household formation as the first event and posterior school leaving entail an increased risk of childbearing.

This change in the effect of household formation on the first birth can be partially explained by the transformations in the reasons behind home leaving across cohorts. Preliminary analyses showed that 79% of women born between 1961 and 1975 that left the parental home did so to establish a conjugal union, while this percentage decreases to 53% in the following cohort⁴⁷. The timing of union formation and childbearing could also be less linked than in the past, but this should be the focus of new research.

We focus now on the states that indicate labour market insertion as the first event in the path to adulthood (first letter “W”). Firstly, when this is the only event in the trajectory, the hazard of childbearing is reduced, in both cohorts. Having left school after entering the labour market (“WE”) is associated to an increased risk of childbearing in the first cohort and becomes not statistically significant in the second one. The same can be observed when the state indicates having formed an independent household after starting the first job (“WH”). On the other hand, when individuals have experienced all the events of the path to adulthood starting with labour market entry, there is an increased hazard of the first birth with similar coefficients regardless of the temporal order of the other two transitions. The magnitude of these coefficients decreases between cohorts, but they remain positive.

The control variables show clear differences in the transition to the first birth by social origin and region of residence. The effect of social origin changes over birth cohorts: in the last cohort, only respondents from the highest social origin have a significantly reduced risk compared to those from lower social origin. Living in the capital of the country entails a hazard reduction of about 0.20 in both cohorts compared to living in other urban areas.

The birth year within the cohort (or sub-cohort) does not have significant effects, except for the 1984-1988 sub-cohort (at the 0.10 significance level).

⁴⁷ See Table C6 in Annex C.

6.7 DISCUSSION

Besides trying to overcome partial approaches of the transition to adulthood, in this article we attempted to highlight the most salient changes in this process across generations of Uruguayan women.

Sequence analysis revealed a high degree of heterogeneity in the trajectories of transition to adulthood until age 25 in both cohorts. We find a somewhat surprising “stability in heterogeneity” in two cohorts that grew up in markedly different contexts: one during the military dictatorship, the other during the “lost decade” of the 1990’s. Albeit different, both contexts imply a high degree of uncertainty and social risks that are not distributed evenly in society. This heterogeneity in the pathways to adulthood is therefore rooted in the unequal social structure.

We observe trajectories with a predominance of events from the public domain such as work or education in women from high and middle sectors, while paths with no formal activity in the public domain are found among youngsters from lower social origins. As we described in the literature review, the coexistence of pathways that are marked by social exclusion with others characterised by a high investment in human capital is typical of societies with high risks and great levels of uncertainty. In the Uruguayan case, an element that probably influences these trajectories of social exclusion is the fact that unemployment affects particularly women and the young (Allen, Casoni and Labadie 1992; Espino and Azar 2006). Nevertheless, the presence of periods of exclusion from the public domain over the life course diminished across cohorts instead of increasing as we had hypothesised in line with the literature review. This is probably due to the increased female labour market participation in a highly segmented labour market. Women who leave the school system early may find it easier to find unskilled jobs with low wages nowadays than they did in the past.

There is a diversification of trajectories between cohorts, that can be observed for instance in the apparition of a type of path that combines prolonged schooling with a first labour market experience, which is observed in social sectors with no deprivation. In this case, the labour market insertion probably responds to a strategy of investment in labour market skills readily available for future careers.

In line with Videgain (2012), these two types of trajectories (prolonged schooling with labour market insertion and no formal activities) seem to have become part of the possible pathways to adulthood in the country. However, our results suggest that while the time spent in the life course without formal activity after very early school leaving seems to be decreasing over historic time, the time spent combining prolonged schooling and labour market entry is increasing.

As can be expected according to the literature, in this context of segmentation in the transition to adulthood, some youngsters delay all the events whilst others experience very early all of them, in both cohorts. Women with less educational attainment and from lower social origins experience the “shortest routes” to adulthood, while women who are most likely to receive support from their families of origin experience “longer routes” delaying even the “take off” of the transition. The presence of “short routes” and complete transitions is all the more remarkable since we are analysing trajectories only until age 25. In the most recent cohort, new intermediate pathways to adulthood could emerge: for instance, trajectories that include independent household formation without childbearing in the context of prolonged schooling were observed in the last cohort.

The analysis of the hazard of the first birth depicted some important transformations over historic time in the type of states that favour or deter the arrival of the first child. In general, there is a tendency towards a disconnection between the markers of the transition to adulthood, where each transition has less of an effect on the next one in the most recent cohort.

These analyses verified something suggested by sequence analysis: the trajectories with long periods of schooling very rarely include a first birth during the early youth, even when women already entered the labour market or formed an independent household. This has the potential for an increase in the ages at first birth in future cohorts, if we continue to observe a tendency towards increased universalization of post-secondary education.

Also, these analyses showed that the order of the events that are experienced in the pathways to adulthood has an impact on childbearing behaviour. An example of this is the different impact on childbearing of states that include school leaving, depending on the order of this event in the trajectory. When school leaving is the first event in the path to adulthood, and especially when it happens early in the life course, the possibilities for young women are narrowed. Trajectories of very early school leaving usually entail long periods in the role of caretaker and housewife with

no labour market insertion. However, even though school insertion discourages the first birth, a normatively ordered sequence of school leaving and labour market entry also does, in the most recent cohort. In this case, the possibilities offered by an insertion in the public domain of society means that childbearing is not necessarily the next step in the path to adulthood.

In addition, leaving the parental home does not always favour the first birth, unlike what we had anticipated. When home leaving happens before other events or when individuals enter the labour market after forming an independent household but do not leave the school system, there is either a negative effect on the first birth or no effect at all. We also found that starting a first job does not entail an increased risk of childbearing when it is not accompanied by other events, particularly when school leaving has yet to happen. These findings confirm, with control variables, a larger sample and a different method, the results of sequence analysis. While we knew that school insertion is a key factor in explaining childbearing behaviour, our results shed light on the not so obvious relations between this event and other events in the pathway to adulthood.

6.8 CONCLUDING REMARKS

Our approach allowed us to identify the sequence of events in the pathways to adulthood such as they happen in the life course of individuals, account for their timing, their order and their correlation to individual characteristics. In spite of the short time span covered by our data, we were able to observe important heterogeneity rooted in the structures of inequality and in social processes that involve increasing risks. While the literature suggested heterogeneity in the combination of states individuals might occupy at a given age in a cross-sectional perspective (Videgain 2012), we were able to take a step forward by identifying a typology of pathways to adulthood in the country. Our findings show that the entire experience of the transition to adulthood varies according to social origin, region of residence and educational attainment.

Our results suggest that the pathways to adulthood are very differentiated and extremely rooted in the unequal social structure. Given this diversified paths, we could interpret that both the tendencies of “exploration and drift” (Settersten 2007) during the transition to adulthood, specifically in the early youth, are present in the Uruguayan case. Some emergent paths to

adulthood include independence from the parental home and labour market insertion while pursuing postsecondary education: these are paths are likely to include some exploration of the preferred path to adulthood, away from the parental home and long periods of the early life course spent as a student. To the contrary, paths of early school leaving and independent household formation with no labour market insertion, and early family events such as childbearing and union formation probably do not leave much room for exploration of possible paths to adulthood other than the role of housewife and caretaker, at least in this early part of the life course.

Nevertheless, we found a reduction over historic time of pathways to adulthood where women leave school early to occupy the role of housewives caring for children, without labour market experience. Given the importance of labour market and school insertion for delayed childbearing in this stage of the life course, this finding suggests that as more women spend less time in the household and more time in the public domain in their pathways to adulthood, childbearing could be increasingly postponed.

The combination of two complementary methodological approaches proved fruitful and allowed to overcome some of the limitations of each method. While sequence analysis permitted to portray the different paths to adulthood experienced by Uruguayan youngsters of two cohorts, some limitations arise from the small sample size available for such analyses and hence the limited applicability of regression analysis or other multivariate method of estimation. Such analysis would allow controlling for some of the non-observed heterogeneity and therefore obtaining more robust results. However, survival analysis permitted to overcome at least partially this limitation. By including the sequence concept as a time-varying variable in the equations, we could verify with greater samples and life course time spans some of the tendencies suggested by the more descriptive approach of sequence analysis.

CONCLUSION GÉNÉRALE

Dans ce chapitre, nous présentons d'abord une synthèse des résultats de chacun des trois articles. Ensuite, nous examinons les liens qui unissent ces résultats pour mieux comprendre ce qu'ils nous apprennent sur la transition à la vie adulte des femmes uruguayennes. Nous signalons les contributions originales de notre thèse à la recherche démographique sur l'Uruguay, puis nous terminons par un aperçu des limites de notre travail et quelques pistes pour la recherche future.

Synthèse des résultats du premier chapitre

Dans le premier chapitre, nous analysons les liens qui existent entre le passage à la vie active et la naissance du premier enfant. Nous analysons également l'impact des conditions socioéconomiques sur les processus qui régissent ces deux événements. Le changement au fil des générations ainsi que les différences liées à l'origine sociale sont au centre de ce chapitre.

Le calendrier de ces deux événements-clés du passage à la vie adulte varie selon l'origine sociale : le premier enfant et le premier emploi surviennent plus tard dans la vie des femmes d'origine sociale élevée. Le changement au fil des générations dans le calendrier de ces processus varie lui aussi selon l'origine sociale. Alors que le calendrier de ces deux événements demeure le même au fil des cohortes chez les femmes d'origine sociale élevée, les femmes d'origine plus modeste devancent la première naissance au fil des générations.

On retrouve en Uruguay les relations mutuelles entre les comportements de la sphère productive et de la sphère reproductive identifiés dans d'autres contextes. Cependant, les liens entre le début de la vie active et la première naissance sont plus forts chez les femmes d'origine sociale plus élevée. Chez ces femmes, le risque de la naissance du premier enfant augmente pendant les quatre premières années qui suivent le début du premier emploi, puis diminue. Ces résultats suggèrent que pour les femmes d'origine sociale élevée, le passage à la vie active est une étape préalable à la formation de famille. Ils suggèrent également que le coût d'opportunité des enfants devient plus grand après quelques années de vie active, ou encore que les femmes d'origine sociale élevée qui n'ont pas d'enfants quelques années après le début de leur vie active

choisissent l'infécondité. L'effet du début de la vie active sur la première naissance et celui de la formation de la première union sont liés : le premier disparaît lorsqu'on tient compte du second. Tout se passe comme si la formation de la première union jouait le rôle de variable intermédiaire et donc que dans l'ordre normal des choses qui conduisent à la première naissance, le premier emploi précède la première union. Par contre, toujours chez les femmes d'origine sociale élevée, la naissance du premier enfant réduit considérablement le risque de commencer le premier emploi. Ceci suggère soit que, pour ces femmes, la conciliation du travail et de la famille est très difficile, soit que les femmes d'origine sociale élevée qui ont le premier enfant avant de commencer à travailler choisissent le rôle de mère au foyer.

Chez les femmes d'origine sociale plus modeste, l'effet du début de la vie active sur la première naissance est moins clair, alors que l'effet de la première naissance sur le passage à la vie active est plus faible qu'il ne l'est chez les femmes d'origine sociale plus élevée. Ce résultat va à l'encontre de notre hypothèse. Nous supposons que le faible développement des services de garde publics affecterait plus fortement les femmes défavorisées en rendant plus difficile pour elles la conciliation du travail et de la famille.

Nous examinons également l'impact du contexte socioéconomique sur ces deux événements-clés du passage à la vie adulte. Nos résultats suggèrent que la fécondité est procyclique chez les femmes d'origine sociale élevée. Les variables macroéconomiques n'influencent pas le comportement procréateur des femmes d'origine plus modeste. Les conditions économiques défavorables accélèrent le passage à la vie active chez les femmes d'origine modeste, tout en le décourageant chez les femmes d'origine plus élevée. Nos résultats sont semblables à ceux d'Adsera et Menendez (2009), qui constataient que dans les sociétés inégales, l'effet du contexte économique sur le comportement démographiques n'est pas homogène. Dans le cas de l'Uruguay, les femmes des milieux plus favorisés tendent à réaliser leurs projets de fécondité lorsque le contexte économique est favorable. En plus, elles peuvent se permettre de retarder le début de leur vie active lorsque les conditions économiques sont moins favorables. Au contraire, les femmes d'origine plus modeste devancent le début de la vie active lorsqu'elles font face à des conditions économiques difficiles.

Finalement, contrairement à ce que nous supposons, le taux de chômage n'a pas d'effet sur la naissance du premier enfant.

Synthèse des résultats du deuxième chapitre

Dans le deuxième chapitre, nous examinons les liens qui existent entre le rythme de la première naissance et la situation conjugale. Nous analysons la variation de la fécondité selon la situation conjugale des femmes en tenant compte du fait que celle-ci change au long de la trajectoire qui conduit à la première naissance.

À première vue, la fécondité est plus élevée chez les femmes qui vivent en union libre que chez les femmes mariées jusque vers 23 ans. Le portrait est différent lorsqu'on tient compte de l'âge à la formation de l'union. Lorsqu'on tient compte de ce facteur et de quelques autres, on voit plutôt que le risque de la première naissance est plus faible chez les femmes en union libre que chez les femmes mariées. La naissance du premier enfant arrive plus vite chez les femmes mariées, et surtout chez les femmes qui se sont mariées après une période de vie en union libre. Que le risque soit plus grand d'avoir le premier enfant pendant le mariage ne surprend pas : il s'agit du comportement le plus traditionnel. Le fait que ce risque soit encore plus grand après une période de cohabitation suggère que l'union libre est encore une étape d'une trajectoire qui mène au mariage. Pour une partie des femmes, la conversion de l'union libre en mariage doit se faire avant la naissance des enfants.

Cela dit, les choses changent d'une génération à l'autre. Bien que le mariage, et surtout le mariage qui suit l'union libre, demeure l'état dans lequel le risque de la première naissance est le plus élevé, les écarts entre états sont plus faibles chez les femmes de la cohorte la plus récente, surtout après le début de la première union. Dans ce contexte, le rythme lent de la survenue de la première naissance au sein de l'union libre chez la plus récente génération peut être interprété comme une trajectoire innovatrice, dans laquelle la formation de l'union conjugale et la naissance du premier enfant sont des événements de plus en plus séparés dans le temps.

Les différences selon l'origine sociale et le niveau d'éducation dans le comportement procréateur au sein de chaque situation conjugale sont moins marquées que celles que nous avons observées dans les autres chapitres de la thèse. Bien que ces différences existent — l'association entre le mariage et la première naissance est un peu plus forte chez les femmes plus scolarisées et d'origine sociale plus élevée —, elles sont de peu d'ampleur et il semble plus approprié d'y voir des nuances plutôt que des comportements vraiment différents.

Synthèse des résultats du troisième chapitre

Dans le troisième chapitre, nous abordons la transition à la vie adulte de façon globale en créant tout d'abord une typologie de trajectoires. Nous estimons ensuite l'effet de certaines suites d'états sur le risque de la première naissance de manière à identifier les suites qui semblent plus favorables à la survenue de cet événement.

Notre résultat le plus marquant est la grande hétérogénéité des parcours qui mènent à la vie adulte. Nous trouvons six types de trajectoire dans chacune des deux cohortes que nous étudions. La plupart de ces types se retrouvent autant dans la cohorte la plus ancienne que dans la plus récente, même si chacun ne regroupe pas la même proportion des trajectoires dans les deux cohortes. Autre trace d'hétérogénéité : chacune des deux cohortes, en plus des types communs, possède un type qui lui est propre.

Dans certains types de trajectoires, les femmes ont une forte tendance à vivre le passage à la vie adulte en franchissant d'abord les étapes-clés de la sphère publique, d'abord la fin des études, puis le premier emploi. Ces trajectoires ne comprennent pas les événements-clés de la sphère familiale comme le début de la vie dans un ménage indépendant ou la naissance du premier enfant. À l'autre but du spectre, certains types de trajectoires se caractérisent par la sortie très précoce du système d'éducation, sans insertion sur le marché du travail. Dans ces trajectoires, les événements-clés de la sphère familiale surviennent tôt.

Nous trouvons aussi bien des « chemins courts » vers la vie adulte que des « chemins longs » : à 25 ans, certaines femmes auront vécu tous les événements-clés du passage à la vie adulte, alors que d'autres n'en auront vécu aucun, étant toujours aux études et vivant encore chez leurs parents.

Sans surprise, les types de trajectoires sont liés à la hiérarchie sociale. Les trajectoires qui conduisent tôt à la formation de famille, souvent sans passer par le début de la vie active mais souvent en passant par une période sans études ni travail, sont très fréquentes chez les femmes d'origine sociale modeste. Les types de trajectoires où la transition à la vie adulte se fait lentement et avec un fort investissement dans l'éducation sont très fréquentes chez les femmes d'origine sociale élevée.

Les trajectoires qui comportent des longues périodes sans activité formelle ainsi que celles qui mènent les jeunes femmes vers les rôles domestiques sont moins fréquentes dans la seconde cohorte que dans la première. Dans la cohorte la plus récente, on trouve un type de trajectoire « intermédiaire » inconnu dans la cohorte la plus ancienne. Ce type de trajectoire comprend la formation d'un ménage indépendant tout en poursuivant les études et sans événement de la sphère familiale.

L'analyse des effets des suites d'états sur la naissance du premier enfant confirme les résultats de l'analyse de séquences. En particulier, elle fait apparaître de manière encore plus claire le fait que l'ordre temporel dans lequel les événements sont vécus est essentiel pour comprendre le passage à la vie adulte des femmes uruguayennes. Même lorsque la trajectoire contient des événements qui sont associés à l'augmentation du risque de la première naissance, l'ordre dans lequel ces événements sont vécus modifie l'effet. Dans la dernière cohorte, la fin des études n'augmente pas le risque de la première naissance quand celle-ci est suivie de l'entrée sur le marché du travail. De la même façon, la vie indépendante n'augmente pas le risque de la première naissance tant qu'on demeure aux études. L'effet négatif du début de la vie active sur la première naissance est plus notable lorsqu'il survient avant la fin des études.

En bref, nos deux analyses montrent que, chez les femmes uruguayennes, toute la trajectoire qui constitue le passage à la vie adulte varie selon l'origine sociale et que l'ordre dans lequel surviennent les événements-clés du passage à la vie adulte est déterminant pour comprendre le comportement procréateur de ces femmes pendant leur jeunesse.

Réflexions sur la transition à la vie adulte

L'ensemble de nos résultats suggère que la transition à la vie adulte se fait par étapes ordonnées chez les femmes d'origine sociale élevée. Le passage à la vie active se produit avant la première union, qui survient à son tour avant la première naissance. Chez ces femmes, on trouve une séquence normative du passage à la vie adulte : les événements-clés de la sphère publique se produisent en premier, la fin des études survenant après un séjour prolongé dans le système d'éducation et un fort investissement en capital humain; les événements de la sphère familiale une fois franchies les étapes-clés de la sphère publique. Chez les femmes d'origine sociale plus

modeste, les événements surviennent plus tôt. La fin des études, précoce, est souvent le premier événement-clé de leur passage à la vie adulte, mais celui-ci n'est pas nécessairement suivi du début de la vie active. Souvent, les événements-clés de la sphère familiale, comme le début de la vie indépendante et la naissance du premier enfant, surviennent de manière presque simultanée et durant des périodes d'absence d'activité formelle. Chez ces femmes, le passage à la vie adulte ne suit pas une séquence normative comme il le fait chez les femmes d'origine sociale moins modeste.

La formation de la première union est une étape préalable à la naissance du premier enfant autant chez les femmes d'origine sociale modeste que chez les femmes d'origine élevée : le risque d'avoir un enfant hors union est très faible dans les deux groupes.

Comme l'ont déjà observé d'autres auteurs (Settersten 2007; Côté et Bynner 2008; Furstenberg 2010), nos résultats suggèrent que les jeunes femmes des milieux favorisés peuvent affronter la transition à la vie adulte avec plus de flexibilité que les femmes d'origine plus modeste : leur trajectoire suit une séquence normative dont l'ordre est respecté justement parce qu'elles peuvent accélérer ou reporter le franchissement d'une étape selon que le contexte économique lui soit favorable ou non; leur trajectoire n'est pas déterminée principalement par l'âge. Elles avancent la naissance du premier enfant lorsque l'économie croît. Elles reportent le début de la vie active lorsque les conditions économiques sont mauvaises, que les salaires sont faibles et que les risques sociaux élevés. Elles peuvent attendre que les conditions s'améliorent. Au contraire, le contexte économique ne semble pas influencer le moment de la première naissance chez les femmes d'origine modeste, alors que les mauvaises conditions économiques les amène à devancer le passage à la vie active.

En Uruguay, devancer ou reporter un des événements-clé du passage à la vie adulte prend un sens différent selon la position sociale que l'on occupe. Chez les jeunes femmes issues des milieux favorisés, la flexibilisation de la trajectoire du passage à la vie adulte est vraisemblablement associée au désir et à la capacité de soigner son développement personnel. Au contraire, chez les jeunes d'origine modeste, le moment du début de la vie active semble contraint par le contexte : on le devance lorsque les conditions économiques sont mauvaises. Dans la perspective de van de Velde (2008), la société uruguayenne ressemble plus aux sociétés de l'Europe du Sud qu'à celles de l'Europe du Nord. En Europe du Nord, les jeunes de toutes les couches de la société allongent

le passage à la vie adulte et profitent de cette période de leur vie pour accumuler les expériences — ou « explorer » au sens que Settersten (2007) donne à ce mot. En Europe du Sud, seuls les jeunes des couches privilégiées bénéficient de ce luxe; la trajectoire du passage à la vie adulte des jeunes d'origine modeste est plutôt affaire de contraintes déterminées par les conditions économiques. Comme le suggèrent ces auteurs, la source de cette différence se trouve vraisemblablement dans le degré d'inégalité des sociétés et dans le niveau de développement de leur État-providence

Les contributions de la thèse

Nous nous concentrons maintenant sur les principales contributions de cette thèse à la recherche sur le passage à la vie adulte et la fécondité en Uruguay.

Nos résultats suggèrent qu'en Uruguay, la stabilité, d'une génération à l'autre, de l'âge à la première naissance cache des différences entre couches sociales. L'âge à la première naissance se maintient d'une génération à l'autre chez les femmes d'origine sociale élevée, mais la première naissance survient plus tôt, d'une génération à l'autre, chez les femmes d'origine modeste. Le calendrier de la première naissance varie donc selon l'origine sociale, et en plus l'écart entre les couches sociales augmente au fil des générations. Les études transversales que nous avons recensées suggéraient qu'il pouvait en être ainsi. Nos analyses longitudinales montrent que c'est bien le cas.

Notre travail permet d'améliorer les connaissances sur les relations entre les événements-clés du passage à la vie adulte et le comportement procréateur, sur le rôle du contexte socioéconomique dans les processus qui régissent les événements du passage à la vie adulte et sur l'importance de l'ordre des autres événements du passage à la vie adulte sur la survenue de la première naissance. Aussi, cette thèse fait une contribution aux connaissances sur les relations qui existent entre la transformation de la formation de la première union — essentiellement la diffusion de l'union libre — et la naissance du premier enfant en Uruguay.

En plus de retrouver la variation du calendrier de la première naissance selon l'origine sociale déjà observée par d'autres auteurs, nous travail montre que les relations entre les différents événements du passage à la vie adulte et la première naissance varient elles aussi selon l'origine

sociale et le niveau d'éducation des femmes. Les liens entre les événements des sphères productive et reproductive sont plus forts chez les femmes d'origine sociale élevée que chez les femmes d'origine modeste. Nous trouvons que le début de la vie active est une condition préalable à la première naissance chez les femmes d'origine élevée, et la formation de la première union joue le rôle de variable intermédiaire entre le début de la vie active et la première naissance. La structure de la relation entre les trois variables souligne l'importance du caractère ordonné de la trajectoire des femmes d'origine sociale élevée. Par contre, la naissance du premier enfant, si elle précède le début de la vie active, réduit considérablement le risque de survenue cet événement. Les relations entre l'effet du début de la vie active et la naissance du premier enfant ne sont pas aussi claires chez les femmes d'origine sociale modeste.

Notre travail montre que l'effet du contexte socioéconomique sur le passage à la vie adulte varie lui aussi selon la position sociale des femmes : nos résultats suggèrent que les femmes de position sociale élevée ont un comportement procréateur procyclique. De plus, nous montrons que ces femmes reportent le début de leur vie active lorsque les conditions économiques sont défavorables. Nous trouvons le contraire chez les femmes d'origine sociale modeste, qui devancent le début de la vie active lorsque les conditions économiques sont défavorables.

Les résultats que nous venons de résumer montrent que le calendrier de chacun des événements-clés du passage à la vie adulte varie selon l'origine sociale. Nos résultats montrent en plus que l'ordre de ces événements dans la trajectoire du passage à la vie adulte varie lui aussi selon l'origine sociale. Les types de trajectoires que nous avons identifiés ne se distinguent pas seulement par le calendrier plus précoce ou plus tardif de chacun des événements, mais aussi par l'ordre dans lequel ils se succèdent. Ces différences ont, à leur tour, un effet sur la naissance du premier enfant. Certaines séquences d'événements — certaines suites d'états —, plus que la simple survenue des événements qui les composent, devancent ou retardent la première naissance.

Nous montrons ainsi — et il s'agit peut-être d'un résultat jamais observé jusqu'ici — que certaines suites d'états qui comprennent la fin des études ont un effet négatif sur la première naissance. La fin des études est un événement qui, par lui-même, a un fort effet positif sur le rythme de la première naissance. Cependant, lorsqu'il est suivi par le début de la vie active, l'effet de cet événement est négatif dans la cohorte la plus récente. En d'autres termes, dans ce

cas-ci suivre l'ordre « normal » des événements retarde la première naissance. De manière similaire, alors que le début de la vie indépendante ait, en général, un effet positif sur la première naissance, on constate que, dans la cohorte la plus récente, certaines suites d'états qui comprennent cet événement contribuent au contraire à la retarder. C'est le cas lorsque le début de la vie indépendante est le premier événement-clé à survenir et qu'il n'est suivi d'aucun autre événement, et également lorsque le début de la vie indépendante n'est suivi que du début de la vie active. Commencer le passage à la vie adulte par le début de la vie active a un effet négatif sur la première naissance tant qu'on n'a pas franchi au moins une autre étape-clé ; une fois franchies les autres étapes-clés, la suite d'états qui comprend le début de la vie active a un effet positif sur la première naissance. En bref, ces résultats montrent que l'ordre dans lequel surviennent les autres événements-clés du passage à la vie adulte a une influence déterminante sur le calendrier de la première naissance.

L'étude des relations qui existent entre la situation conjugale et la première naissance pendant le passage à la vie adulte est également une contribution originale de notre travail. Cette étude ne peut se faire qu'au moyen de l'analyse biographique qui seule permet de tenir compte du changement de la situation conjugale des individus au fil du temps.

Le calendrier de formation de l'union libre, plus précoce que celui du mariage, fait en sorte que la fécondité est un peu plus élevée aux jeunes âges dans cette situation conjugale. Par contre, chez les femmes un peu plus âgées, la fécondité est plus élevée au sein du mariage. Lorsqu'on analyse le rythme des naissances à partir du début de la de la première union plutôt qu'en fonction de l'âge, il devient clair que la fécondité au sein du mariage, et particulièrement au sein mariage précédé de l'union libre, est plus élevée qu'au sein de l'union libre. Ce résultat est robuste et on le retrouve chez les femmes de toutes les générations, de toutes les origines sociales et de tous les niveaux d'éducation. Cet aspect du passage à la vie adulte varie moins selon le niveau d'éducation et l'origine sociale que les autres éléments que nous en avons analysés.

Le comportement procréateur varie moins selon la situation conjugale chez les femmes de la cohorte la plus récente que chez celles de la cohorte la plus ancienne, même si la fécondité est plus faible au sein de l'union libre dans les deux cohortes. On constate donc un changement d'une cohorte à la suivante, changement qu'on peut voir comme l'apparition d'un comportement innovateur du type qu'on associe généralement à la deuxième transition démographique.

Limites de la thèse

Notre travail profite d'une des rares sources qui contiennent des données biographiques sur la population de l'Uruguay. Notre source et nos données ont des limites qui imposent des limites aux analyses que nous avons menées.

Nos données biographiques sont rétrospectives. Il est entendu qu'on pourrait mieux comprendre les liens entre la fécondité des femmes et le début de leur vie active en utilisant des données biographiques prospectives qui permettraient de reconstituer au complet les trajectoires productive et reproductive plutôt que le début de l'une et de l'autre. En plus de connaître de manière précise les épisodes de la biographie professionnelle, disposer de cette information permettrait de tenir compte du régime de travail — emploi à temps plein ou à temps partiel —, de la catégorie de travailleur — salarié ou autonome — et du secteur de l'emploi — privé ou public —, éléments importants pour comprendre les comportements procréateurs selon l'état actuel des connaissances. Notre source de données contient des informations sur certaines des caractéristiques de l'emploi du répondant, mais seulement pour l'emploi occupé au moment de l'enquête, ce qui est de peu d'utilité pour notre propos.

Disposer de données biographiques prospectives permettrait également de tenir compte de la réversibilité de certaines des étapes du passage à la vie adulte. Les données que nous utilisons nous imposent de nous limiter à la survenue de chaque événement-clé. Pour étudier l'allongement du passage à la vie adulte, il serait nécessaire d'analyser des trajectoires plus longues. Pousser l'analyse des séquences au-delà de la description exigerait un échantillon d'une taille plus grande. Toutes ces analyses exigent des données qui n'existent pas en Uruguay.

Nous avons trouvé d'importantes différences dans le comportement démographique des femmes selon leur origine sociale, phénomène commun dans les sociétés latino-américaines dont l'Uruguay fait partie. Nous avons mesuré l'origine sociale par le niveau d'éducation des parents de la répondante, faute d'une meilleure variable. Il serait utile de réfléchir aux concepts d'« origine sociale » et de « position sociale actuelle », de définir la classe sociale d'un point de vue plus théorique que simplement empirique et d'utiliser des manières moins approximatives de mesurer ces réalités. Rien de ceci n'est possible sans réaliser de nouvelles enquêtes, ce qui était évidemment au-delà de nos possibilités.

Finalement, notre travail s'est limité à analyser la fécondité du seul point de vue des femmes. Il serait évidemment souhaitable d'aborder la fécondité en tenant compte des conjoints et du point de vue du couple. Ceci ne peut se faire sans disposer d'informations sur les conjoints, mais nos données ne contenaient pas suffisamment d'information utiles sur ceux-ci pour qu'il ait été possible d'adopter une perspective de ce genre.

Nos résultats et les politiques

Les femmes d'origine sociale plus élevée ou plus instruites ajustent le rythme auquel elles franchissent les étapes-clés du passage à la vie adulte aux conditions sociales et économiques. Entre autres, elles reportent la première naissance si les conditions externes ne sont pas favorables. On peut supposer que pour ces femmes, dont le comportement procréateur est moins déterminé par l'âge que celui des femmes d'origine plus modeste ou moins instruites, la décision d'avoir le premier enfant dépend en bonne partie des moyens qui permettent de concilier le travail et la famille. Par ailleurs, on constate que chez ces femmes, l'âge à la première naissance augmente de la cohorte la plus ancienne à la cohorte la plus récente.

À l'heure actuelle, le congé de maternité est la seule mesure de politique familiale importante d'aide à la conciliation du travail et de la famille qu'on trouve en Uruguay. Les services de garde publics universels sont peu développés et l'école commence à quatre ans. La jeune mère ou sa famille élargie doivent s'occuper de l'enfant ou payer quelqu'un d'autre pour le faire de la fin de son congé de maternité jusqu'au moment où l'enfant entre à l'école.

Dans un tel contexte, pour une femme instruite dotée d'un certain capital humain, le coût d'opportunité de l'enfant est élevé. De la plus ancienne à la plus récente des cohortes que nous avons étudiées, le niveau d'éducation des femmes a augmenté. Si le niveau d'éducation des femmes uruguayennes continue à augmenter, la proportion des femmes uruguayennes pour lesquelles le coût d'opportunité de l'enfant est élevé va également augmenter. Dans ce contexte manifestement défavorable, il est à craindre que ces femmes reportent, de plus en plus et peut-être définitivement, la naissance du premier enfant.

D'autres sociétés sont aux prises avec ce problème et ont adopté des mesures qui semblent avoir eu des résultats positifs. La plus importante de ces mesures est la création de services de garde

gratuites ou abordables qui permettent aux femmes de reprendre leur emploi dès la fin du congé de maternité. D'autres mesures, pensées en fonction des couples, semblent également favoriser la conciliation du travail et de la famille. Finalement, la création de services de garde gratuites ou abordables, même si elle paraît ici motivée principalement par la dynamique qui conduit au report de la première naissance chez les femmes instruites, profiterait également aux femmes moins instruites qui, règle générale, donnent naissance à leur premier enfant plus tôt et demeurent souvent inactives par la suite, en leur offrant un moyen de commencer à travailler.

ANNEXE A

Table A1. Age distribution of the first birth, by social origin. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

Age	Lower social origin	Higher social origin
14	0,9	0
15	0,3	0,4
16	1,0	1,4
17	2,2	3,3
18	6,1	2,6
19	8,0	3,6
20	6,3	4,7
21	6,3	3,6
22	6,8	4,2
23	6,3	4,9
24	6,5	5,9
25	6,1	8,3
26	4,9	6,9
27	6,6	4,3
28	5,1	5,4
29	3,2	4,3
30	2,2	3,1
31	2,2	4,0
32	3,1	2,4
33	1,5	2,1
34	1,5	1,6
35	1,0	1,9
36	1,2	0,9
37	0,3	0,5
38	0,3	0,4
39	0,7	0,4
40	0	0,2
41	0,2	0
42	0	0,2
43	0	0
44	0	0
45	0	0,2
Has not had first birth	9,2	18,5
Total n	589	577
Total %	100	100

Source: ESF 2007, own elaboration. Unweighted estimation.

Table A2. Age distribution of the first job, by social origin. Uruguayan women born between 1940 and 1983.

Age	Lower social origin	Higher social origin
10	0,4	0,9
11	0,2	0,4
12	1,6	0,9
13	4,9	2,3
14	4,7	3,7
15	10,0	7,0
16	8,6	7,2
17	7,5	7,2
18	12,6	11,6
19	10,8	10,4
20	5,6	8,6
21	4,5	7,2
22	3,1	6,2
23	4,2	3,5
24	1,9	3,2
25	2,1	2,8
26	1,9	3,0
27	1,2	1,4
28	0,7	0,7
29	0,4	1,1
30	1,4	0,5
31	0,4	0,7
32	0,9	0,2
33	0,2	0,2
34	0,2	0,2
35	0,5	0,4
36	0,0	0,0
37	0,2	0,0
38	0,0	0,2
39	0,4	0,2
40	0,7	0,0
41	0,5	0,0
42	0,4	0,4
43	0,2	0,4
44	0,0	0,2
45	0,4	0,0
46	0,0	0,0
47	0,2	0,2
48	0,2	0,0
49	0,2	0,0
50	0,0	0,0
51	0,4	0,0
Has not started first job	6,3	7,4
Total n	573	569
Total %	100	100,0

Source: ESF 2007, own elaboration. Unweighted estimation.

Table A3. Gross National Product (GPN) growth and women unemployment rates by year, 1961-2011.

	GPN growth	Women unemployment
1961	2,5	
1962	-1,6	
1963	0,2	
1964	2,4	
1965	1,0	
1966	3,1	
1967	-3,7	
1968	1,9	7,9
1969	5,9	9,1
1970	2,3	7,8
1971	-0,3	7,2
1972	-1,3	8,8
1973	0,3	9,9
1974	2,9	8,4
1975	6,1	15,9
1976	3,9	16,3
1977	1,5	16,0
1978	5,4	14,3
1979	6,2	11,3
1980	5,8	7,1
1981	1,6	9,5
1982	-9,8	16,4
1983	-10,3	21,6
1984	-1,1	18,4
1985	1,5	16,0
1986	8,8	13,3
1987	8,0	12,6
1988	1,5	11,9
1989	1,1	10,7
1990	0,3	10,9
1991	3,5	11,5
1992	7,9	11,9
1993	2,7	10,9
1994	7,3	12,1
1995	-1,4	13,3
1996	5,6	14,6
1997	8,5	14,7
1998	4,5	13,0
1999	-1,9	14,6
2000	-1,9	17,0
2001	-3,8	19,7
2002	-7,7	21,2
2003	0,8	20,8
2004	5,0	16,5
2005	7,5	15,3
2006	4,1	14,4
2007	6,5	12,6
2008	7,2	10,3
2009	2,4	10,0
2010	8,9	9,0
2011	5,7	7,7

Source: World Bank (GNP). Data on unemployment rates, BDHE (1968-1985 CLAEH, 1986-2002 INE) and INE (2003-2010), own elaboration.

Table A4. Social origin of the respondent by birth cohort, Uruguayan women born 1940 to 1983.

	Lower social origin	Higher social origin	Total
1940	68,6	31,4	100
1950	62,5	37,5	100
1960	51,9	48,1	100
1970	32,5	67,6	100
Total n	569	597	1166
Total %	48,8	51,2	100

Source: ESF 2007, own elaboration. Unweighted estimation.

Table A5. The transition to the first birth between ages 12 and 34. Uruguayan women born between 1950 and 1983. Educational attainment and first job combined in a single variable (“interaction”). Lower and higher social origin. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios.

Variable	Lower social origin				Higher social origin			
	A	B	C	D	E	F	G	H
Birth cohort [1950]								
1960	1.21 [†]	1.20	1.19	1.19	1.13	1.13	1.13	1.13
1970	1.66 ^{***}	1.64 ^{***}	1.63 ^{***}	1.63 ^{***}	1.24 [†]	1.23	1.20	1.20
Educational attainment and first job [Secondary - No]								
Primary - No	1.67 [*]	1.68 [*]	1.70 [*]	1.70 [*]	1.98 [*]	1.95 [*]	2.03 [*]	1.98 [*]
Primary - Yes	1.49 [*]	1.48 [*]	1.47 [*]	1.47 [*]	1.31	1.32	1.31	1.33
Secondary - Yes	0.99	0.99	0.98	0.98	0.72 [†]	0.72	0.72	0.73
Post-secondary - No	0.54	0.54	0.54	0.53	0.45 [*]	0.45 [*]	0.44 [*]	0.45 [*]
Post-secondary - Yes	0.82	0.82	0.81	0.81	0.48 ^{***}	0.48 ^{***}	0.48 ^{***}	0.48 ^{***}
Still in school - No	0.56 [†]	0.56 [†]	0.53 [*]	0.53 [*]	0.24 ^{***}	0.24 ^{***}	0.24 ^{***}	0.24 ^{***}
Still in school - Yes	0.53 [*]	0.54 [*]	0.53 [*]	0.53 [*]	0.41 ^{***}	0.42 ^{***}	0.41 ^{***}	0.42 ^{***}
Conjugal union [Yes]								
No	0.17 ^{***}	0.17 ^{***}	0.17 ^{***}	0.17 ^{***}	0.11 ^{***}	0.11 ^{***}	0.11 ^{***}	0.11 ^{***}
Macro-level variables								
Unemployment rate	0.99				0.98			
UR year before		1.00				0.99		
Growth rate			1.00				1.02 [†]	
GR year before				1.00				1.01
Constant	0.97	0.97	0.98	0.98	1.00	1.00	1.00	1.00
Restricted cubic spline 1	0.25 ^{***}	0.25 ^{***}	0.25 ^{***}	0.25 ^{***}	0.65	0.64	0.49 ^{**}	0.51 ^{**}
Restricted cubic spline 2	12.89 ^{***}	12.41 ^{***}	11.77 ^{***}	11.80 ^{***}	6.70 ^{***}	6.58 ^{***}	6.90 ^{***}	6.86 ^{***}
Restricted cubic spline 3	1.60 ^{***}	1.58 ^{***}	1.55 ^{***}	1.55 ^{***}	1.15 [*]	1.15 [*]	1.17 [*]	1.17 [*]
N	6001	5870	6365	6365	7590	7509	7809	7809
Log-likelihood	-206.99	-205.80	-218.06	-217.97	-176.85	-176.37	-176.47	-177.82

Source: ESF 2007, own elaboration. [†]: p<0.10; ^{*}: p<0.05; ^{**}: p<0.01; ^{***}: p<0.001. Reference categories are placed within brackets. The “unknown” category of the educational attainment variable is controlled for, but not shown in the table.

Table A6. The transition to the first birth between ages 12 and 34. Uruguayan women born between 1950 and 1983. Time elapsed since beginning of first job. Lower and higher social origin. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios.

Variable	Lower social origin				Higher social origin			
	A	B	C	D	E	F	G	H
Birth cohort [1950]								
1960	1.21 [†]	1.20	1.20 [†]	1.20 [†]	1.15	1.14	1.14	1.15
1970	1.67 ^{***}	1.65 ^{***}	1.64 ^{***}	1.64 ^{***}	1.31 [*]	1.29 [*]	1.26 [†]	1.27 [†]
Educational attainment [Secondary]								
Primary	1.55 ^{***}	1.55 ^{***}	1.55 ^{***}	1.55 ^{***}	2.03 ^{***}	2.03 ^{***}	2.03 ^{***}	2.04 ^{***}
Post-secondary	0.80	0.80	0.80	0.80	0.59 ^{***}	0.59 ^{***}	0.59 ^{***}	0.59 ^{***}
Still in school	0.54 ^{**}	0.54 ^{**}	0.53 ^{**}	0.53 ^{**}	0.43 ^{***}	0.43 ^{***}	0.43 ^{***}	0.43 ^{***}
Time elapsed since beginning of first job [Before first job]								
1 year or less	1.00	1.00	0.98	0.98	1.10	1.11	1.10	1.12
2 years	0.79	0.79	0.78	0.78	1.14	1.14	1.15	1.14
3 years	0.96	0.96	0.96	0.95	0.95	0.95	0.94	0.95
4 to 5 years	1.10	1.09	1.08	1.08	1.01	1.01	1.01	1.02
6 years or more	0.92	0.92	0.91	0.91	0.66 [*]	0.67 [*]	0.66 [*]	0.67 [*]
Conjugal union [Yes]								
No	0.17 ^{***}	0.17 ^{***}	0.17 ^{***}	0.17 ^{***}	0.11 ^{***}	0.11 ^{***}	0.11 ^{***}	0.11 ^{***}
Macro-level variables								
Unemployment rate		1.00				0.99		
UR year before			1.00				1.02	
Growth rate				1.00				1.01
Constant	0.27 ^{***}	0.27 ^{***}	0.27 ^{***}	0.27 ^{***}	0.50 ^{**}	0.49 ^{**}	0.38 ^{***}	0.39 ^{***}
Restricted cubic spline 1	12.02 ^{***}	11.58 ^{***}	11.08 ^{***}	11.12 ^{***}	6.99 ^{***}	6.89 ^{***}	7.14 ^{***}	7.15 ^{***}
Restricted cubic spline 2	1.56 ^{***}	1.55 ^{***}	1.52 ^{***}	1.52 ^{***}	1.11	1.11	1.13	1.13
Restricted cubic spline 3	0.97	0.97	0.98	0.98	1.00	1.00	1.00	1.00
N	6001	5870	6365	6365	7590	7509	7809	7809

Source: ESF 2007, own elaboration. [†]: p<0.10; ^{*}: p<0.05; ^{**}: p<0.01; ^{***}: p<0.001. Reference categories are placed within brackets. The “unknown” category of the educational attainment variable is controlled for, but not shown in the table.

Table A7. The transition to the first job between ages 12 and 34. Uruguayan women born between 1950 and 1983. Educational attainment and first birth combined in a single variable (“interaction”). Lower and higher social origin. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios.

Variable	Lower social origin				Higher social origin			
	A	B	C	D	E	F	G	H
Birth cohort [1950]								
1960	1.42**	1.31*	1.36**	1.35**	1.24	1.20	1.16	1.14
1970	1.02	0.95	0.96	0.96	1.00	0.97	0.92	0.93
Educational attainment and first birth [Secondary - o]								
Primary - No	1.21	1.22	1.22	1.22	1.03	0.97	1.02	1.01
Primary - Yes	0.72	0.67	0.74	0.74	0.22***	0.22***	0.22***	0.22***
Secondary level-yes	0.71	0.65 [†]	0.71	0.71	0.32***	0.31***	0.31***	0.31***
Post-secondary - No	1.91*	1.82*	1.90*	1.91*	1.02	1.01	1.01	1.01
Post-secondary - Yes	1.55	1.52	1.60	1.57	0.88	0.90	0.93	0.93
Still in school - No	0.78 [†]	0.80	0.77*	0.77*	0.69**	0.69**	0.68**	0.68**
Still in school - Yes	0.90	0.85	0.93	0.93	0.88	0.88	0.89	0.89
Conjugal union [Yes]								
No	1.65**	1.59*	1.66**	1.66**	1.09	1.10	1.10	1.11
Macro-level variables								
Unemployment rate	1.01				0.97 [†]			
UR year before		1.03*				0.99		
Growth rate			1.01				1.01	
GR year before				1.01				1.00
Constant	3711	3610	4030	4030	4254	4184	4460	4460
Restricted cubic spline 1	0.16***	0.14***	0.20***	0.20***	0.37***	0.32***	0.28***	0.28***
Restricted cubic spline 2	4.47***	4.37***	4.36***	4.36***	5.59***	5.58***	5.52***	5.53***
Restricted cubic spline 3	1.13**	1.13**	1.14***	1.14***	1.10	1.11	1.11*	1.11*
N	1.09***	1.09***	1.09***	1.09***	1.08***	1.08***	1.08***	1.08***
Log-likelihood	-505.76	-493.10	-576.19	-576.41	-489.64	-481.44	-515.57	-516.33

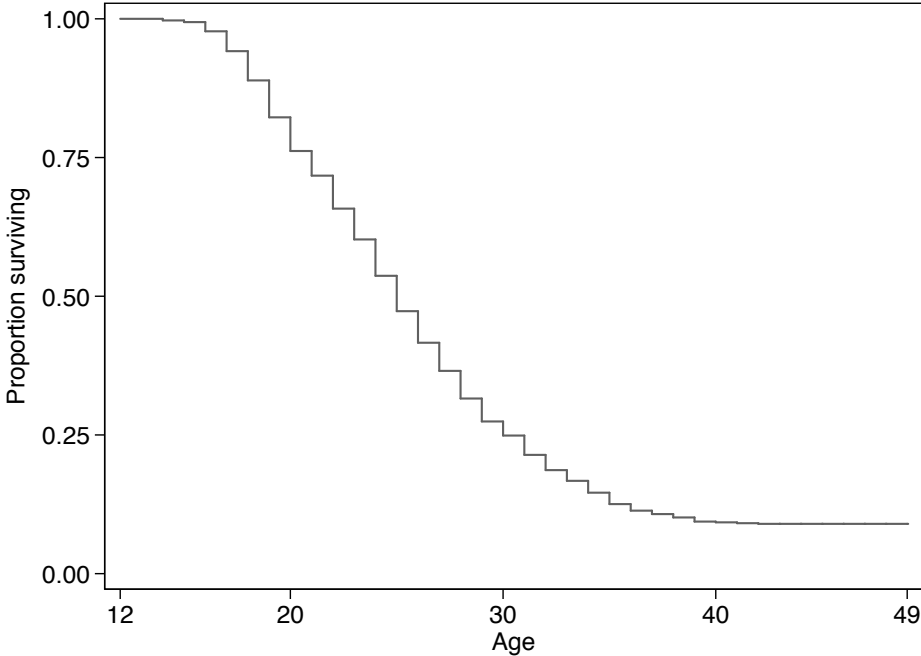
Source: ESF 2007, own elaboration. [†]: p<0.10; *: p<0.05; **: p<0.01; ***: p<0.001. Reference categories are placed within brackets. The “unknown” category of the educational attainment variable is controlled for, but not shown in the table.

Table A8. The transition to the first job between ages 12 and 34. Uruguayan women born between 1950 and 1983. Time elapsed since first birth. Lower and higher social origin. Flexible parametric hazard model. Coefficients reported as hazard ratios.

Variable	Lower social origin				Higher social origin			
	A	B	C	D	E	F	G	H
Birth cohort [Cohort]								
1960	1.41**	1.30*	1.35**	1.35**	1.26 [†]	1.22	1.16	1.15
1970	1.01	0.94	0.96	0.96	1.01	0.97	0.92	0.92
Educational attainment [Secondary]								
Primary	1.16	1.17	1.18	1.18	0.92	0.87	0.92	0.91
Post-secondary	1.96**	1.90*	1.95**	1.96**	1.10	1.10	1.11	1.11
Still in school	0.78 [†]	0.81	0.78*	0.78*	0.70**	0.70**	0.69**	0.69**
Time elapsed since first birth [Before first birth]								
Two years or less	0.65	0.58*	0.67	0.67	0.48**	0.48**	0.48**	0.48**
3 to 4 years	0.60	0.57	0.60	0.60	0.18**	0.18**	0.18**	0.18**
5 years or more	0.81	0.78	0.78	0.78	0.36**	0.37**	0.37**	0.37**
Conjugal union [Yes]								
No	1.63**	1.56*	1.65**	1.64**	1.16	1.16	1.17	1.18
Macro-level variables								
Unemployment rate	1.01				0.97*			
UR year before		1.03*				0.98		
Growth rate			1.01				1.01	
GR year before				1.01				1.00
Constant	0.35***	0.31***	0.26***	0.26***	0.35***	0.31***	0.26***	0.26***
Restricted cubic spline 1	5.60***	5.59***	5.52***	5.52***	5.60***	5.59***	5.52***	5.52***
Restricted cubic spline 2	1.10	1.11	1.11*	1.11*	1.10	1.11	1.11*	1.11*
Restricted cubic spline 3	1.08***	1.08***	1.08***	1.08***	1.08***	1.08***	1.08***	1.08***
N	4254	4184	4460	4460	4254	4184	4460	4460
Log-likelihood	-491.69	-483.49	-517.89	-518.69	-491.69	-483.49	-517.89	-518.69

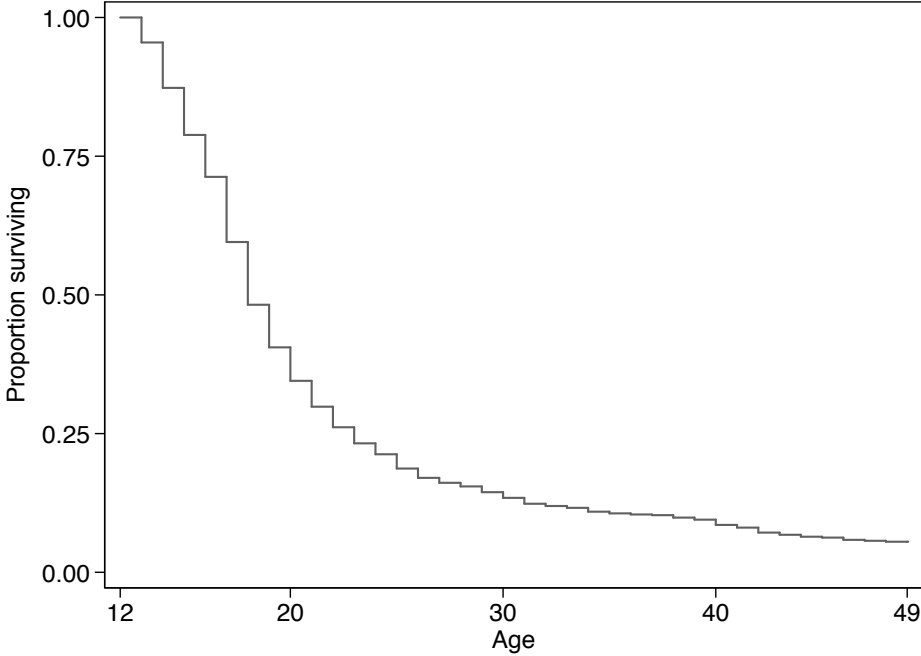
Source: ESF 2007, own elaboration. [†]: p<0.10; *: p<0.05; **: p<0.01; ***: p<0.001. Reference categories are placed within brackets. The “unknown” category of the educational attainment variable is controlled for, but not shown in the table.

Figure A1. Survivor function of the transition to first birth, Uruguayan women born between 1950 and 1983



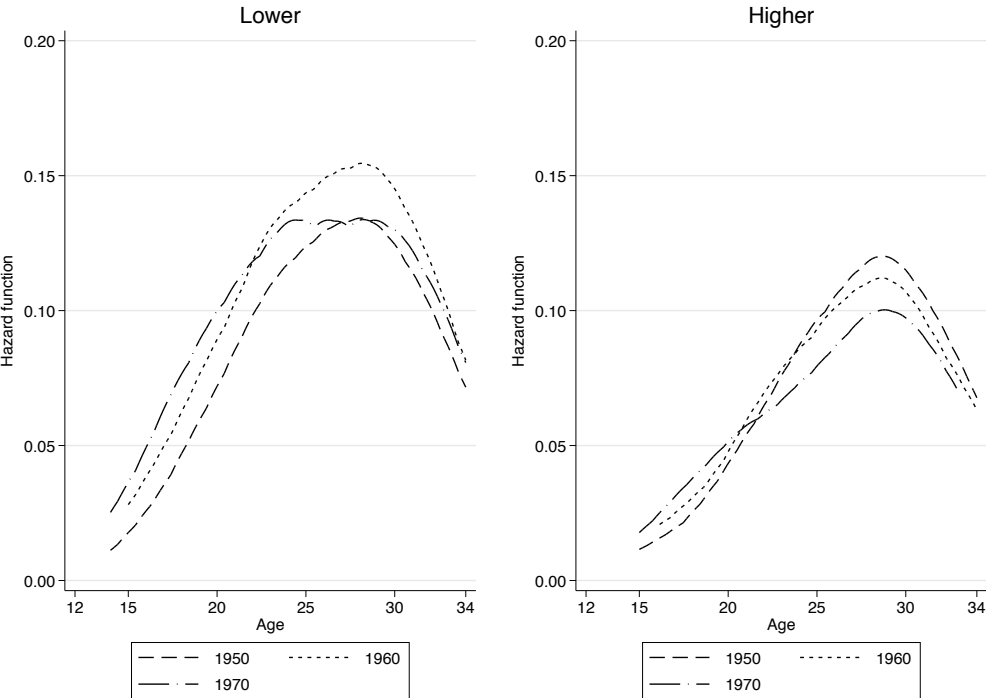
Source: ESF 2007. Kaplan-Meier estimate of the survivor function.

Figure A2 Survivor function of the transition to first job, Uruguayan women born between 1950 and 1983.



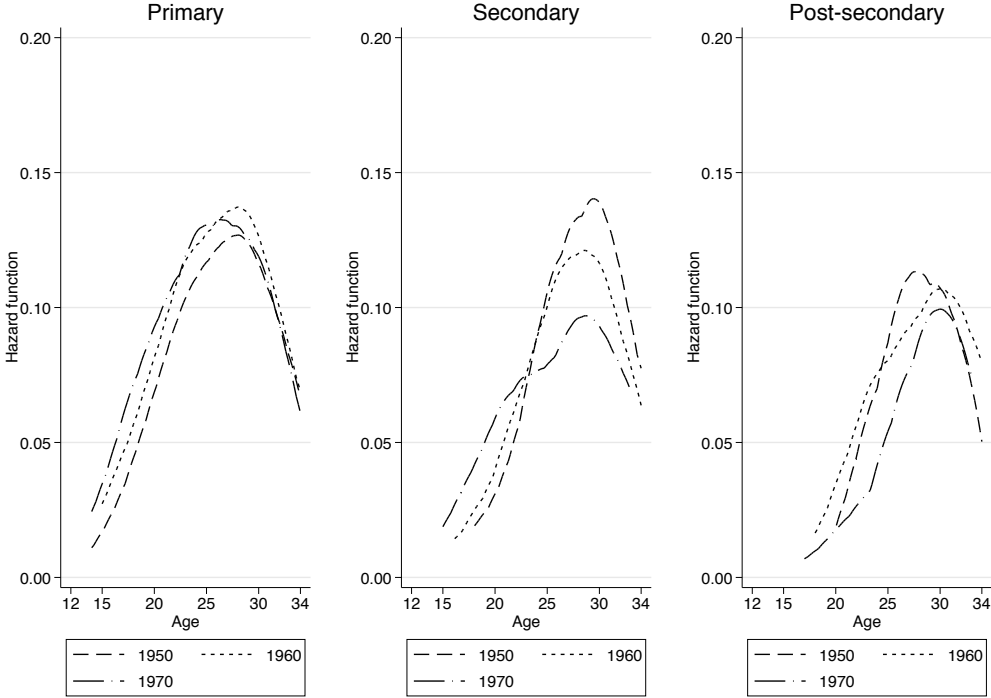
Source: ESF 2007. Kaplan-Meier estimate of the survivor function.

Figure A3. Hazard function of the transition to the first birth, by birth cohort, from ages 12 to 34. For each social origin group, Uruguayan women born between 1950 and 1983.



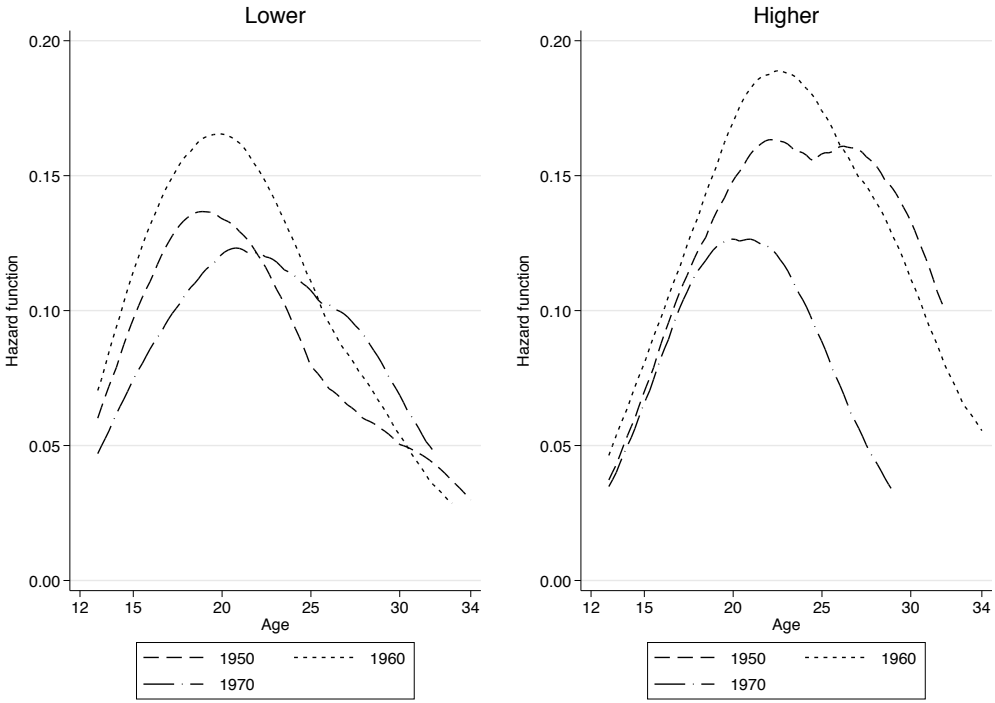
Source: ESF 2007. Smoothed hazard estimates using Epanechnikov kernel function.

Figure A4. Hazard function of the transition to the first birth, by birth cohort, from ages 12 to 34. For each educational attainment group, Uruguayan women born between 1950 and 1983.



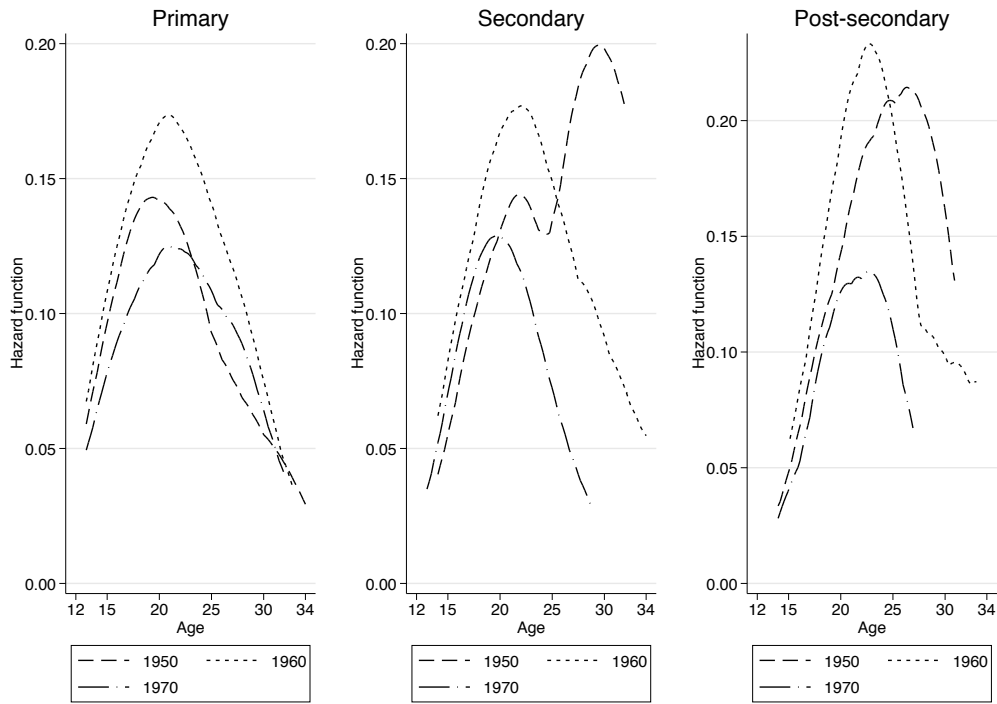
Source: ESF 2007. Smoothed hazard estimates using Epanechnikov kernel function

Figure A5. Hazard function of the transition to the first job, by birth cohort, from ages 12 to 34. For each social origin group, Uruguayan women born between 1950 and 1983.



Source: ESF 2007. Smoothed hazard estimates using Epanechnikov kernel function.

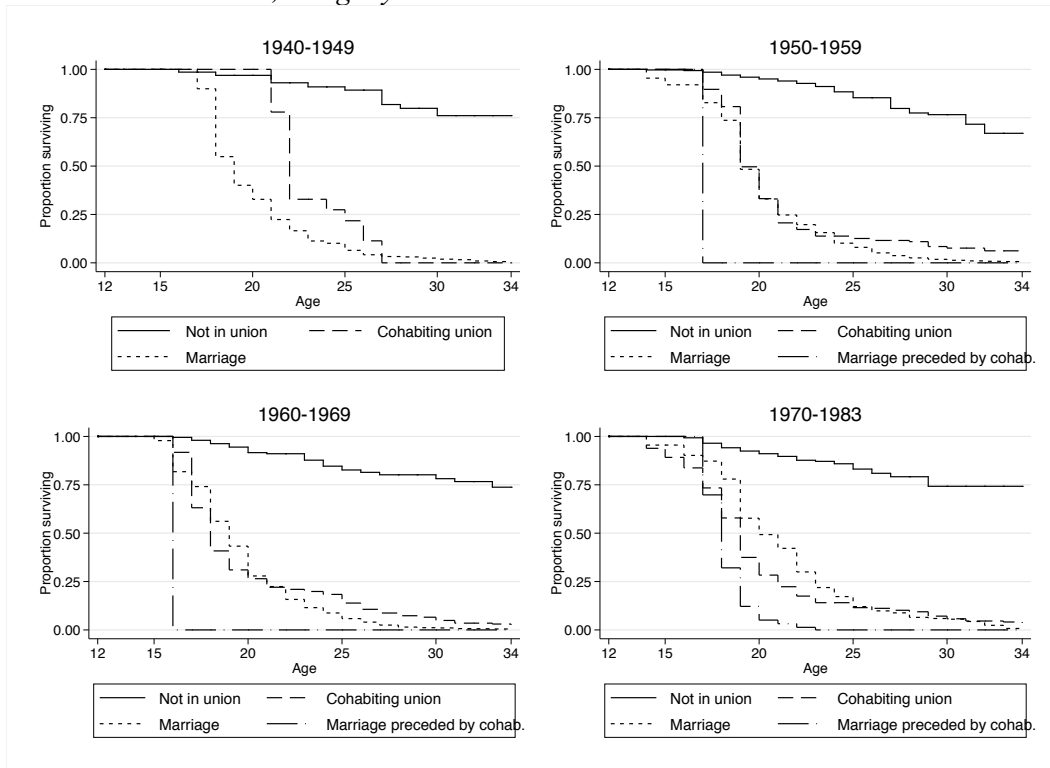
Figure A6. Hazard function of the transition to the first job, by birth cohort, from ages 12 to 34. For each educational attainment group, Uruguayan women born between 1950 and 1983.



Source: ESF 2007. Smoothed hazard estimates using Epanechnikov kernel function

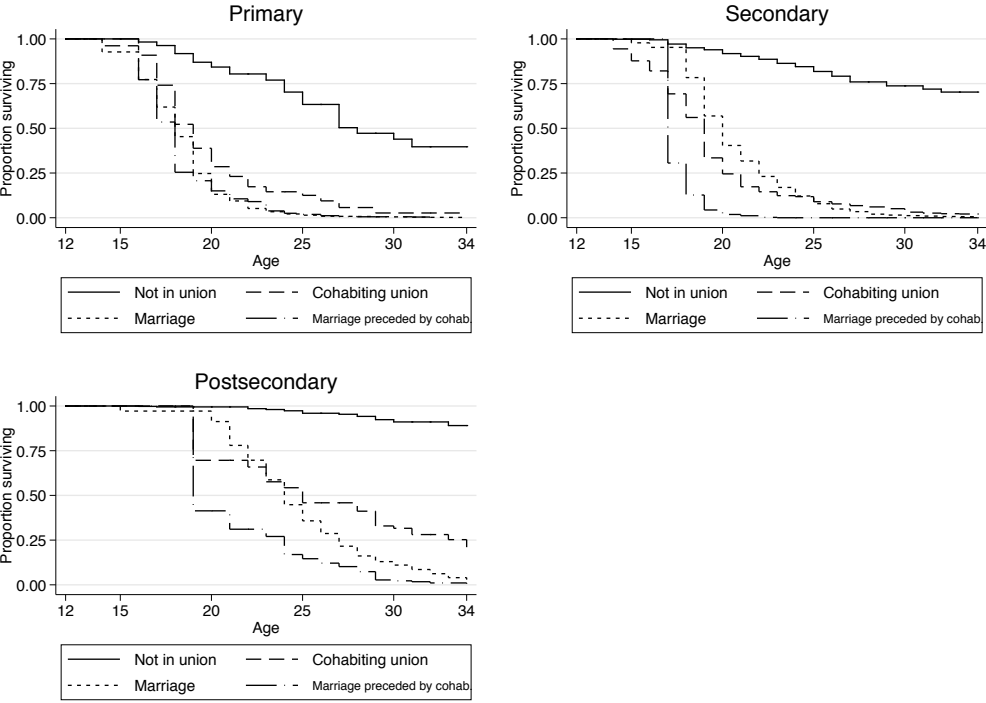
ANNEXE B

Figure B1. Survivor function of the transition to the first birth by union status, from ages 12 to 34. For each birth cohort, Uruguayan women born between 1940 and 1983



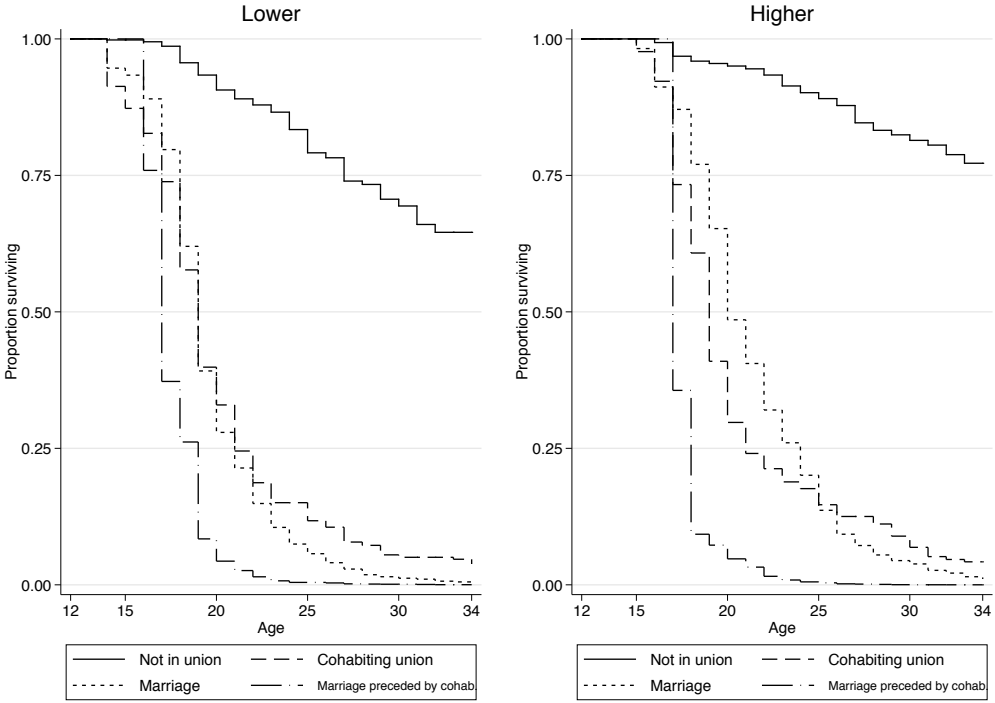
Source: ESF 2007. Kaplan-Meier estimate of the survivor function. Note: differences between survival curves statistically significant for all birth cohorts (0.100).

Figure B2. Survivor function of the transition to the first birth by union status, from ages 12 to 34. For each educational attainment group, Uruguayan women born between 1940 and 1983.



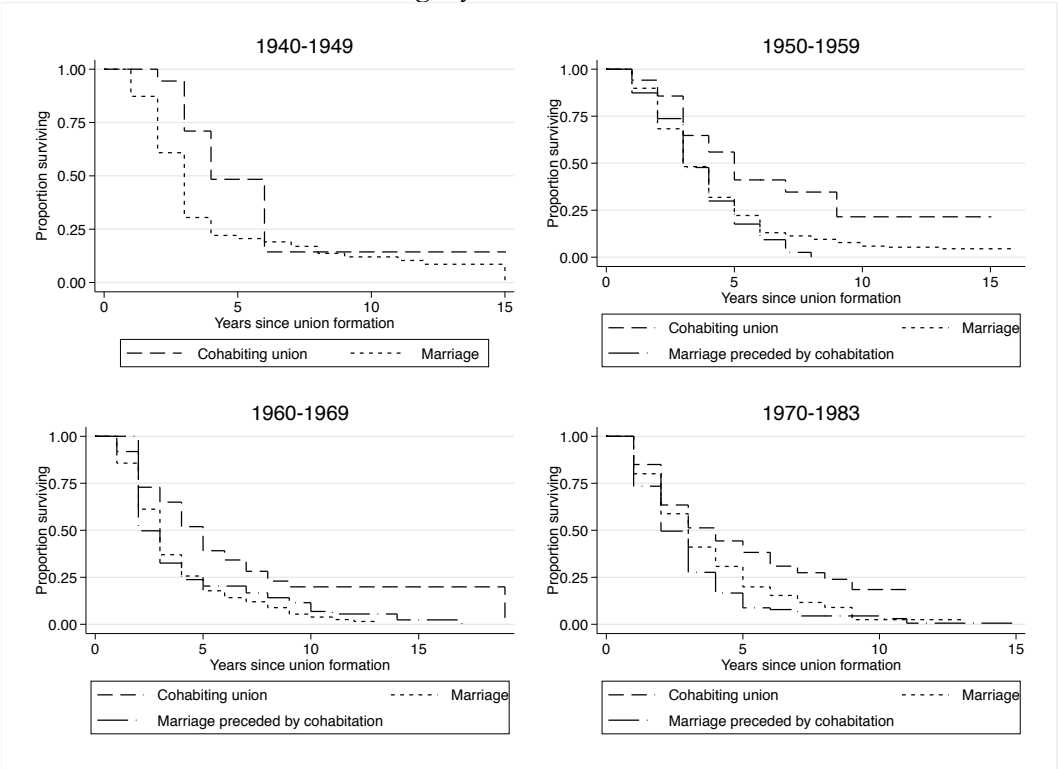
Source: ESF 2007. Kaplan-Meier estimate of the survivor function. Note: differences between survival curves significant for all educational groups (0.001).

Figure B3. Survivor function of the transition to the first birth by union status, ages 12 to 34. For each social origin group, Uruguayan women born between 1940 and 1983.



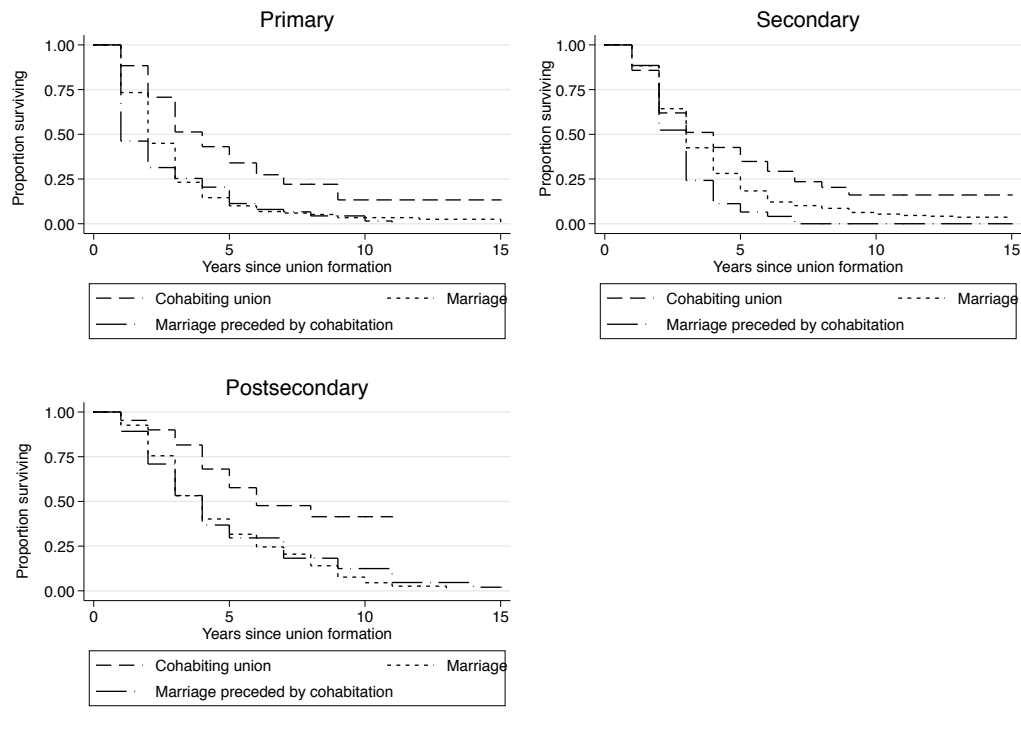
Source: ESF 2007. Kaplan-Meier estimate of the survivor function. Note: differences between survival curves are statistically significant for both social origin groups (0.001).

Figure B4. Survivor function of the transition to the first birth by union status, since start of the first union. For each birth cohort, Uruguayan women born between 1940 and 1983.



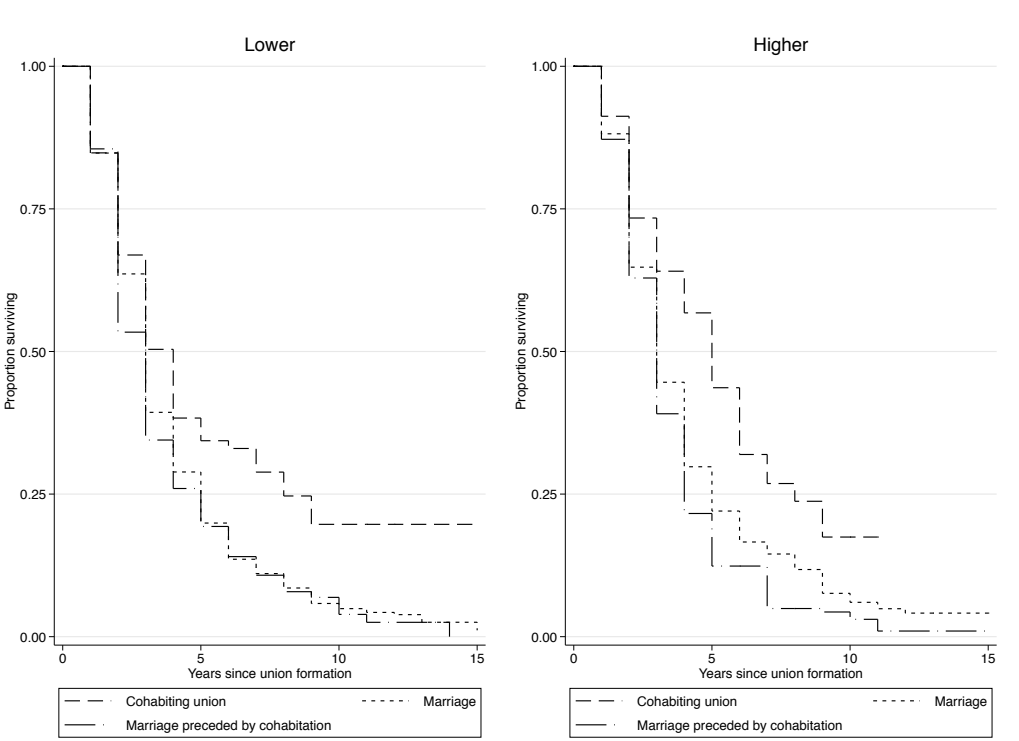
Source: ESF 2007. Kaplan-Meier estimate of the survivor function. Note: differences between survival curves statistically significant for the 1940-1949 (0.05), 1950-1959 1960-1969 and 1970-1983 birth cohorts (0.001).

Figure B5. Survivor function of the transition to the first birth by union status, since start of the first union. For each educational attainment group, Uruguayan women born between 1940 and 1983.



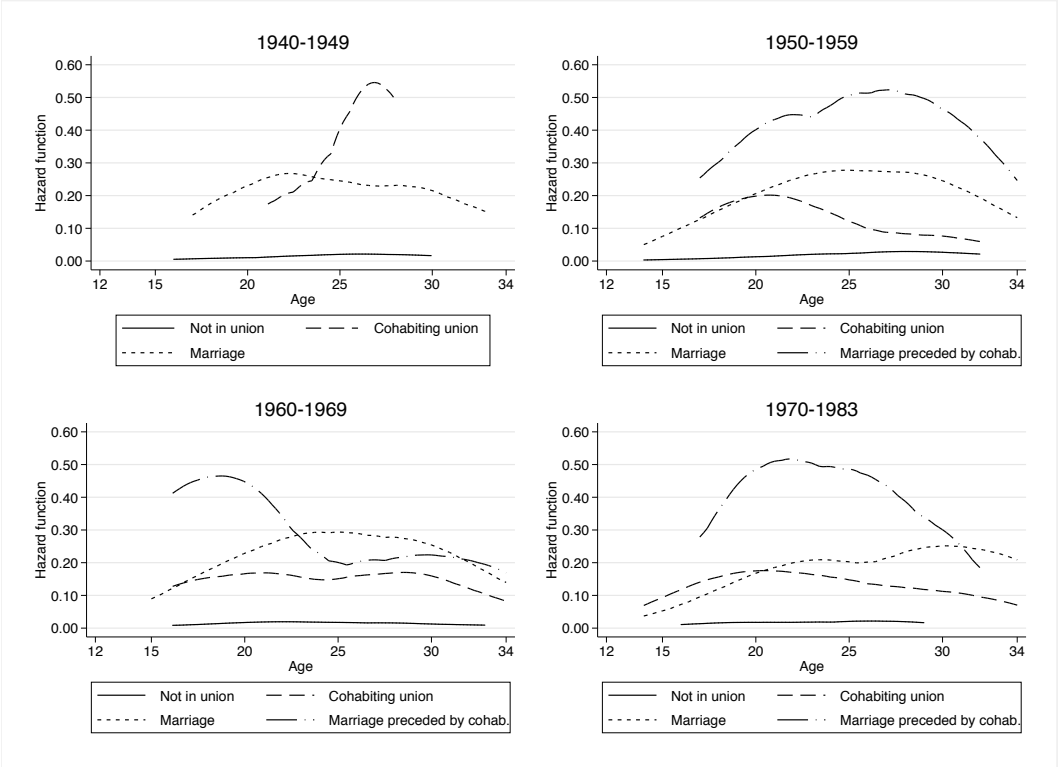
Source: ESF 2007. Kaplan-Meier estimate of the survivor function. Note: differences between survival curves significant for all educational groups (0.001).

Figure B6. Survivor function of the transition to the first birth by union status, since start of the first union. For each social origin group, Uruguayan women born between 1940 and 1983.



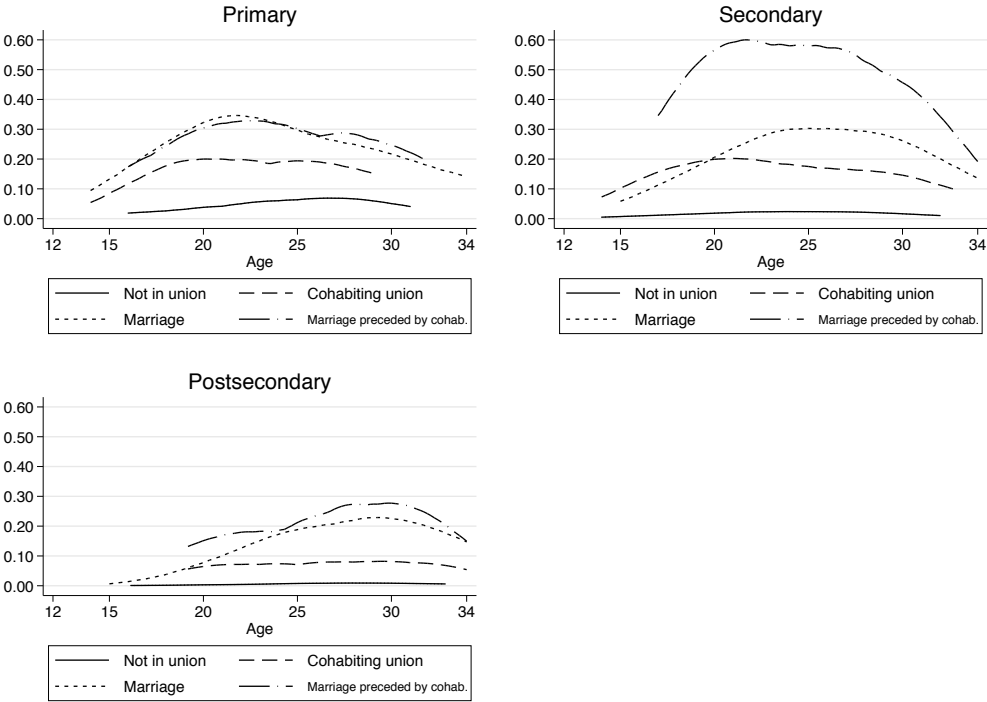
Source: ESF 2007. Kaplan-Meier estimate of the survivor function. Note: differences between survival curves are statistically significant for both social origin groups (0.001).

Figure B7. Hazard function of the transition to the first birth by union status, ages 12 to 34. For each birth cohort, Uruguayan women born between 1940 and 1983.



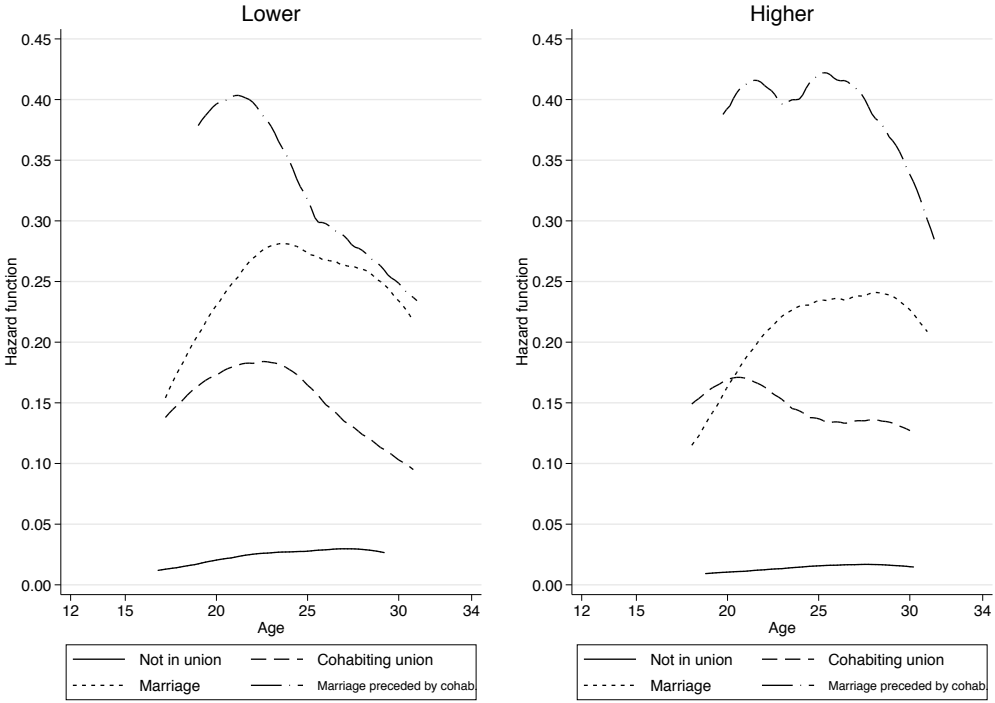
Source: ESF 2007. Smoothed hazard estimates.

Figure B8. Hazard function of the transition to the first birth by union status, from ages 12 to 34. For each educational attainment group, Uruguayan women born between 1940 and 1983.



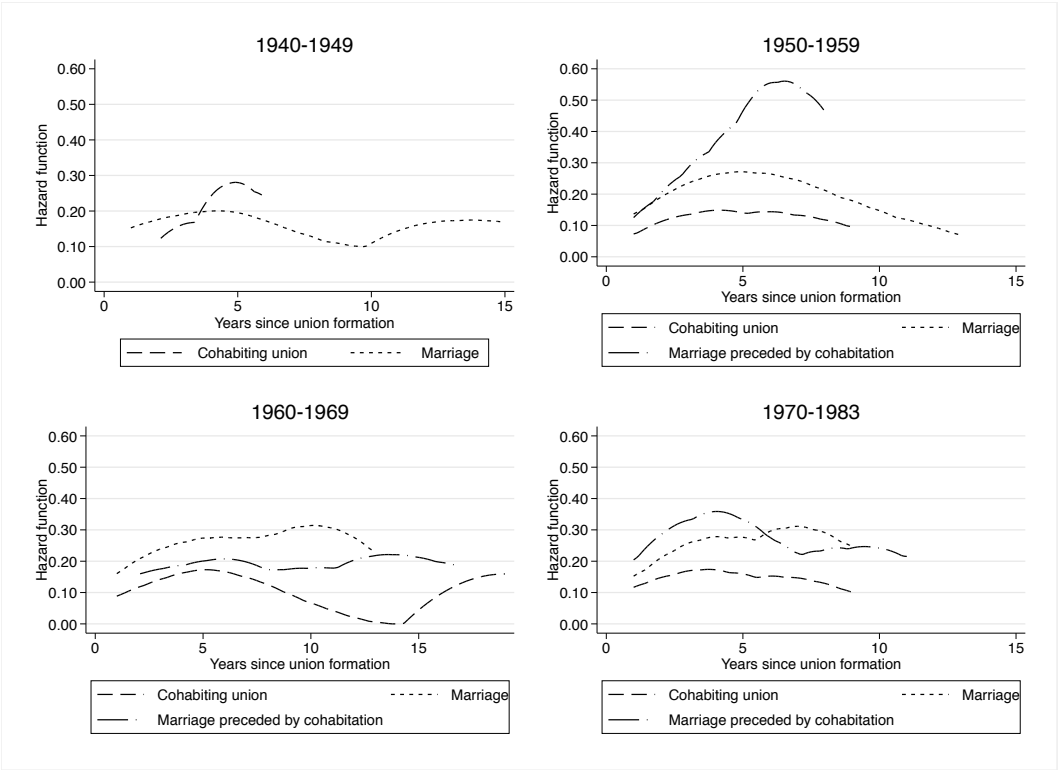
Source: ESF 2007. Smoothed hazard estimates. using Epanechnikov kernel function

Figure B9. Hazard function of the transition to the first birth by union status, ages 12 to 34. For each social origin group, Uruguayan women born between 1940 and 1983.



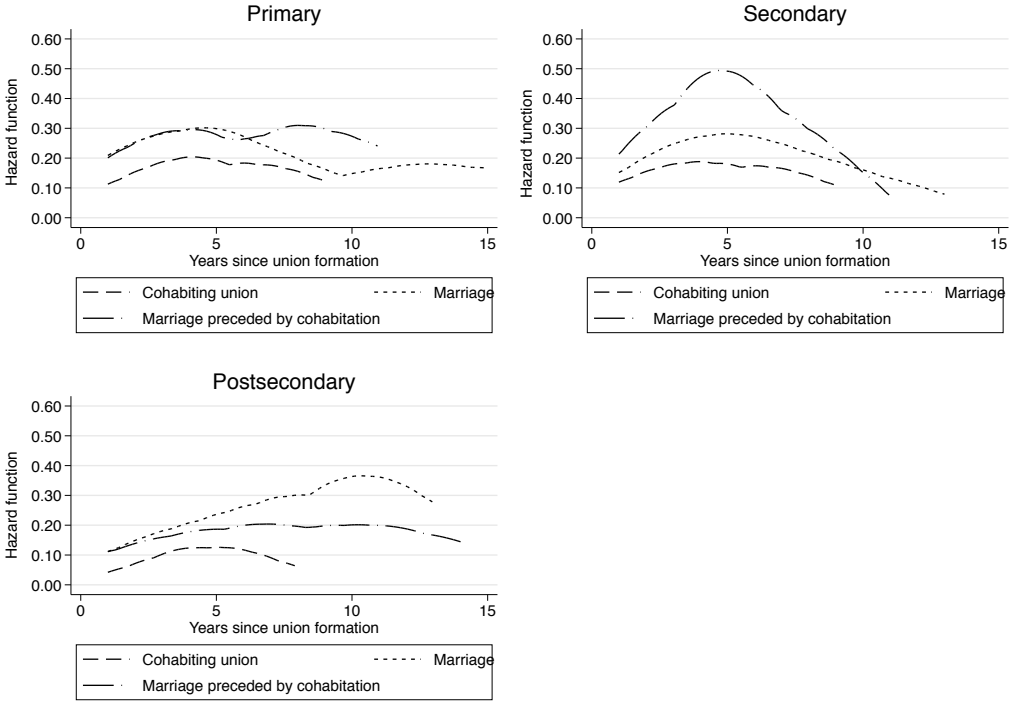
Source: ESF 2007. Smoothed hazard estimates using Epanechnikov kernel function.

Figure B10. Hazard function of the transition to the first birth by union status, since start of the first union. For each birth cohort, Uruguayan women born between 1940 and 1983.



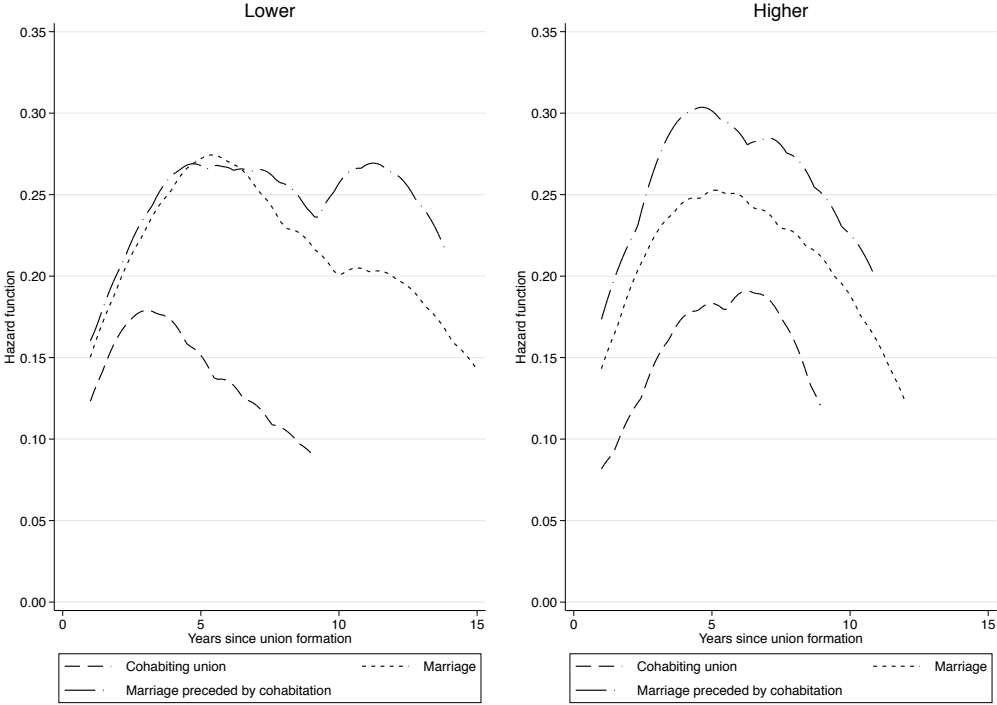
Source: ESF 2007. Smoothed hazard estimates using Epanechnikov kernel function.

Figure B11. Survivor function of the transition to the first birth by union status, since start of the first union. For each educational attainment group, Uruguayan women born between 1940 and 1983.



Source: ESF 2007. Smoothed hazard estimates using Epanechnikov kernel function.

Figure B12. Hazard function of the transition to the first birth by union status, since start of the first union. For each social origin group, Uruguayan women born between 1940 and 1983.



Source: ESF 2007. Smoothed hazard estimates. using Epanechnikov kernel function

ANNEXE C

Table C1. Proportion of women in each state at age 25, by sequence cluster. 1961-1965 cohort.

State	Label	A	B	C	D	E	F	Total
Students in parental home, without children	dep students n/c	0,0	9,8	0,0	0,0	0,0	0,0	2,0
Independent students, without children	indep. students n/c	0,0	3,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8
Students with a first job, in parental home, without children	dep. working-students n/c	0,0	19,2	0,0	0,0	0,0	0,0	4,0
Independent students with a first job, without children	indep. working-students n/c	0,0	9,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,9
Other students with first job and children	other working-students w/c	0,0	6,1	0,0	0,0	0,0	0,0	1,3
Workers in parental home, with children.	dep. workers w/c	9,3	1,6	0,0	3,7	0,0	94,4	10,8
Workers in parental home, without children	dep. workers n/c	38,4	16,7	0,0	22,0	0,0	0,0	18,0
Independent workers, without children	indep. workers n/c	22,6	12,2	0,0	9,2	0,0	0,0	10,6
Independent workers, with children	indep. workers w/c	29,7	9,8	100,0	14,6	16,1	5,6	32,4
Inactive at the parental home, without children	dependent inactive n/c	0,0	1,6	0,0	17,1	0,0	0,0	2,7
Independent inactive with children	independent inactive w/c	0,0	4,1	0,0	9,2	83,9	0,0	10,9
Other inactive with one family event	other inactive	0,0	2,5	0,0	24,4	0,0	0,0	3,9
Other		0,0	3,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8
Total		100	100	100	100	100	100	100

Source: NYS 1990 and 2008, own elaboration. Weighted estimation.

Table C2. Proportion of women in each state at age 25, by sequence cluster. 1979-1983 cohort.

State	Label	A	B	C	D	E	F	Total
Students in parental home, without children	dep students n/c	0,0	5,6	0,0	0,0	0,0	0,0	1,4
Independent students, without children	indep. students n/c	0,0	0,0	4,5	0,0	0,0	0,0	0,8
Students with a first job, in parental home, without children	dep. working-students n/c	0,0	43,8	0,0	0,0	0,0	0,0	10,8
Independent students with a first job, without children	indep. working-students n/c	0,0	15,6	45,1	0,0	0,0	0,0	11,5
Other students with first job and children	other working-students w/c	0,0	0,6	20,7	0,0	1,4	0,0	3,8
Workers in parental home, with children.	dep. workers w/c	0,0	1,3	0,9	6,7	2,7	68,6	5,5
Workers in parental home, without children	dep. workers n/c	0,0	10,0	0,0	35,6	5,4	0,0	8,8
Independent workers, without children	indep. workers n/c	0,0	11,3	13,5	41,4	1,4	0,0	11,8
Independent workers, with children	indep. workers w/c	100,0	6,9	12,6	16,4	17,6	31,4	35,8
Inactive at the parental home, without children	dependent inactive n/c	0,0	4,4	0,0	0,0	6,8	0,0	1,8
Independent inactive with children	independent inactive w/c	0,0	0,6	0,0	0,0	52,7	0,0	6,1
Other inactive with one family event	other inactive	0,0	0,0	0,9	0,0	8,1	0,0	1,1
Other		0,0	0,0	1,8	0,0	4,1	0,0	0,8
Total		100	100	100	100	100	100	100

Source: NYS 1990 and 2008, own elaboration. Weighted estimation.

Table C3. Reasons for first home leaving by sequence cluster. Women born in the 1961-1965 birth cohort. Percentage

	A	B	C	D	E	F	Total
Conjugal union	78	75	82	72	87	50	79
Study	2	15	2	2	1	10	4
Work	8	4	6	12	3	0	6
Personal decision	4	2	5	2	3	0	4
Other	7	4	6	11	6	40	7
Total %	100	100	100	100	100	100	100
Total N	213	142	211	81	127	10	784

Source: NYS 1990 and 2008, own elaboration. Weighted estimation

Table C4. Reasons for first home leaving by sequence cluster. Women born in the 1979-1983 birth cohort. Percentage

	A	B	C	D	E	F	Total
Conjugal union	65	61	28	61	70	53	56
Study	2	11	46	4	0	0	13
Work	6	7	5	9	2	0	6
Personal decision	6	17	7	14	8	12	10
Other	21	4	13	11	20	35	15
Total %	100	100	100	100	100	100	100
Total N	171	92	110	70	64	17	525

Source: NYS 1990 and 2008, own elaboration. Weighted estimation

Table C5. Proportion of time at risk in each state. 1961-1975 and 1979-1983 cohorts. Percentages.

		1961-1975	1979-1993
0	In parental home, in school, without first job	39,3	39,9
E	Out of school, (no other events)	22,5	12,2
EW	First job, after school leaving	13,3	6,3
EH	Independent household, after school leaving	4,9	3,2
EHW	First job, after school leaving followed by independent household formation	1,4	1,2
EWH	Independent household, after school leaving followed by first job	5,1	3,2
H	Independent household (no other events)	1,4	4,7
HE	Out of school, after independent household	0,4	0,9
HW	First job, after independent household	0,3	2,2
HEW	First job, after independent household formation followed by school leaving	0,2	0,4
HWE	Out of school, after independent household followed by first job	0,1	0,7
W	First job (no other events)	6,6	13,7
WE	Out of school, after first job	2,5	4,3
WH	Independent household, after first job	0,7	3,8
WEH	Independent household, after first job followed by school leaving	1,1	2,3
WHE	Out of school, after first job followed by independent household formation	0,1	1,1
	Total (n)	8447	5094
	Total (%)	100	100

Source: NYS 1990 and 2008, own elaboration. Weighted estimation

Table C6. Reasons for first home leaving in each birth cohort. Percentage.

	1961-1975	1979-1993
Conjugal union	79	53
Study	6	16
Work	6	4
Personal decision	3	9
Other	7	19
Total %	100	100
Total N	1189	994

Source: NYS 1990 and 2008, own elaboration. Weighted estimation

BIBLIOGRAPHIE

- Abbott, Andrew. 1990. « A Primer on Sequence Methods. » *Organization Science* 1 (4): 375-392. doi: 10.2307/2634970.
- . 1995. « Sequence Analysis: New Methods for Old Ideas. » *Annual Review of Sociology* 21: 93-113. doi: 10.2307/2083405.
- Abbott, Andrew et Angela Tsay. 2000. « Sequence analysis and optimal matching methods in sociology: Review and prospect. » *Sociological Methods and Research* 29 (1): 3-33.
- Adsera, Alicia. 2004. « Changing Fertility Rates in Developed Countries. The Impact of Labor Market Institutions. » *Journal of Population Economics* 17: 17-43.
- . 2005a. « Vanishing Children: From High Unemployment to Low Fertility in Developed Countries. » *The American Economic Review* 95 (2): 189-193.
- . 2005b. « Where are the babies? Labour Market Conditions and Fertility in Europe. Discussion Paper No. 1576. » *Institute for the Study of Labor*.
- Adsera, Alicia et Alicia Menendez. 2009. « Fertility changes in Latin America in the context of economic uncertainty. Discussion Paper No. 4019. » *Institute for the Study of Labor*.
- Aisenbrey, Silke et Anette E. Fasang. 2009. « New life for old ideas: The "second wave" of sequence analysis bringing the "course" back into the life course. » *Sociological Methods and Research* 38 (3): 420-462.
- Allen, Steven G., Adriana Cassoni et Gaston J. Labadie. 1992. « Labor Market Flexibility and Unemployment in Chile and Uruguay. » *Estudios de Economía, Universidad de Chile* 21: 127-146.
- Alves, Guillermo, Verónica Amarante, Gonzalo Salas et Andrea Vigorito. 2012. *La desigualdad del ingreso en Uruguay entre 1986 y 2009*. Montevideo: Instituto de Economía, Serie Documentos de Trabajo, DT03/12.
- Arriagada, Irma. 2001. « Chile y Uruguay en los Noventa: Cambios en el Mercado Laboral Urbano por Género. » In *Trabajo, Género y Ciudadanía en los Países del Cono Sur* sous la dir. de Rosario Aguirre et Karina Batthyány. Montevideo: Cinterfor-OIT.
- . 2004. « Transformaciones sociales y demográficas de las familias latinoamericanas. » *Papeles de Poblacion* 40: 71-95.
- Beck, Ulrich. 1986. *La société du risque. Sur la voie d'une autre modernité*. Paris: Flammarion.
- Beck, Ulrich et Elizabeth Beck. 1995. *The normal chaos of love*. Cambridge: Polity Press.
- Becker, Gary S. 1993. *A treatise on the family*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Beguy, Donatien. 2009. « The impact of female employment on fertility in Dakar (Senegal) and Lomé (Togo). » *Demographic Research* 20 (Article 7): 97-128.

- Binstock, Georgina et Wanda Cabella. 2011. « La nupcialidad en el Cono Sur: evolución reciente en la formación de uniones en Argentina, Chile y Uruguay. » In *Nupcialidad y familia en la América Latina actual*, sous la dir. de Georgina Binstock et Joice Melo Vieira. ALAP.
- Brewster, Karin L. et Ronald R. Rindfuss. 2000. « Fertility and Women's Employment in Industrialized Nations. » *Annual Review of Sociology* 26: 271-296.
- Brückner, Hannah et Karl Ulrich Mayer. 2005. « De-Standardization of the Life Course: What it Might Mean? And if it Means Anything, Whether it Actually Took Place? » *Advances in life course research* 9: 27-53.
- Cabella, Wanda. 1998. « La cohabitación prenupcial en Montevideo. » *Documentos de Trabajo. Universidad de la República, Uruguay. Facultad de Ciencias Sociales. Unidad Multidisciplinaria*.
- . 2006. *El cambio familiar en Uruguay: una breve reseña de las tendencias recientes*. Montevideo: Fondo de Población de las Naciones Unidas-Ediciones Trilce.
- . 2009. « Dos décadas de transformaciones de la nupcialidad uruguaya. La convergencia hacia la segunda transición demográfica. » *Estudios Demográficos y Urbanos* 24 (2): 389-427.
- Cabella, Wanda, Andrés Peri et Constanza Street. 2004. ¿Dos orillas y una transición? La segunda transición demográfica en Montevideo y Buenos Aires en perspectiva biográfica Primer congreso de la Asociación Latinoamericana de Población-ALAP, Caxambú, Brasil, 10-20 September 2004.
- Caldwell, John C. et Thomas Schindlmayr. 2003. « Explanations of the Fertility Crisis in Modern Societies: A Search for Commonalities. » *Population Studies* 57 (3): 241-263.
- Cardozo, Santiago et Alejandra Iervolino. 2009. « Adiós juventud: tendencias en las transiciones a la vida adulta en Uruguay. » *Revista de Ciencias Sociales* XXIII (25): 60-81.
- Chackiel, Juan. 2004. « La transición de la fecundidad en América Latina: 1950-2000. » *Papeles de Poblacion* 041: 9-58.
- Chesnais, Jean-Claude. 1996. « Fertility, Family, and Social Policy in Contemporary Western Europe. » *Population and Development Review* 22 (4): 729-739. doi: 10.2307/2137807.
- Ciganda, Daniel. 2008. « Jóvenes en transición hacia la vida adulta: el orden de los factores ¿no altera el resultado? . » In *Demografía de una sociedad en transición: la población uruguaya a inicios del siglo XXI*, sous la dir. de Carmen Varela. Ediciones Trilce.
- Ciganda, Daniel et Alain Gagnon. 2010. « You can't go home again. Independent living in Uruguay in the context of delayed transitions to adulthood. » *Revista Latinoamericana de Población* 3 (6).
- Côté, James et John M. Bynner. 2008. « Changes in the transition to adulthood in the UK and Canada: the role of structure and agency in emerging adulthood. » *Journal of Youth Studies* 11 (3): 251-268. doi: 10.1080/13676260801946464.
- Covre-Sussai, Maira, Bart Meuleman, Sarah Botterman et Koen Matthijs. 2014. Traditional and modern cohabitation in Latin America: a comparative typology VI Congreso de ALAP, Lima, Perú, 12-15 août.

- da Rocha, José María et Luisa Fuster. 2006. « Why Are Fertility Rates And Female Employment Ratios Positively Correlated Across O.E.C.D. Countries? » *Working paper, University of Toronto*.
- de Oliveira, Elzira Lúcia, Eduardo Gonçalves Rios-Neto et Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira. 2006. « Transições dos jovens para o mercado de trabalho, primeiro filho e saída da escola: o caso brasileiro. » *Revista Brasileira de Estudos de Populacao* 23 (1).
- de Oliveira, Orlandina et Minor Mora Salas. 2008. « Desigualdades sociales y transición a la adultez en México contemporáneo. » *Papeles de Poblacion* 57.
- Del Boca, Daniela, Silvia Pasqua et Chiara Pronzato. 2003. Analyzing Women's Employment and Fertility Rates in Europe: differences and similarities in Northern and Southern Europe. Centre for Household, Income, Labour and Demographic Economics, University of Torino, Italy.
- Del Boca, Daniela et Robert M. Sauer. 2006. « Life cycle employment and fertility across institutional environments. » *Centre for Household, Income, Labour and Demographic Economics*.
- Elzinga, Cees H. et Aart.C Liefbroer. 2007. « De-standardization of Family-Life Trajectories of Young Adults: A Cross-National Comparison Using Sequence Analysis. » *European Journal of Population* 23: 225-250.
- Engelhardt, Henriette, Tomas Kögel et Alexia Prskawetz. 2001. « Fertility and female employment reconsidered: A macro-level time series analysis. » *Max Planck Institute for Demographic Research Working Paper 2001-021*.
- Espino, Alma et Paola Azar. 2006. « Changes in Economic Policy Regimes in Uruguay from a Gender Perspective, 1930-2000. » *The International Working Group on Gender, Macroeconomics and International Economics (GEM-IWG). Working paper series*. 06-5.
- Espino, Alma, Martín Leites et Alina Machado. 2009. *Cambios en la conducta de la oferta laboral femenina: el incremento de la actividad de las mujeres casadas. Diagnóstico e implicancias. Uruguay: 1981 -2006*. . Montevideo: Instituto de Economía, Serie Documentos de Trabajo, DT03/09.
- Esteve, Albert, Ron Lesthaeghe et Antonio López-Gay. 2012. « The Latin American Cohabitation Boom, 1970-2007. » *Population & Development Review* 38 (1): 55-81. Article. doi: 10.1111/j.1728-4457.2012.00472.x.
- Fang, Hai, Karen N. Eggleston, John A. Rizzo et Richard J. Zeckhauser. 2010. Female Employment and Fertility in Rural China. In *NBER Working Paper, no. 15886*.
- Fernández Soto, Mariana. 2010. « Estudios sobre las trayectorias conyugales de las mujeres del Gran Montevideo. » *Revista Latinoamericana de Población* 4 (7): 79-104.
- Fernández Soto, Mariana, Ana Fostik et Carmen Varela Petito. 2012. Convergencia y divergencia en el pasaje a la vida adulta: la transición a la maternidad. V Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, Montevideo, 23-26 octubre, 2012.
- Filardo, Verónica. 2010. « Transiciones a la adultez y educación. » In *Jóvenes en tránsito: oportunidades y obstáculos en las trayectorias hacia la vida adulta*, sous la dir. de Fernando Filgueira et Pablo Mieres. Montevideo: UNFPA-Rumbos.

- Filgueira, Carlos H. 1996. *Sobre revoluciones ocultas: la familia en Uruguay*. Montevideo: CEPAL.
- . 2002. « Estructura de oportunidades, activos de los hogares y movilización de activos en Montevideo (1991-1998). » In *Trabajo y Ciudadanía. Los cambiantes rostros de la integración y exclusión social en cuatro áreas metropolitanas de América Latina.*, sous la dir. de Ruben Kaztman et Guillermo Wormald. Uruguay: Cebra.
- Fostik, Ana, Mariana Fernández Soto et Carmen Varela Petito. 2013. The role of the first birth in the transition to adulthood among male Uruguayan youngsters. XXVII Congreso de la International Union for the Scientific Study of Population (IUSSP) Busán, Corea del Sur, Agosto 2013.
- Fostik, Ana et Benoît Laplante. 2013. The transition to the first birth and labour market trajectories: the interrelation of micro and macro social factors. XXVII Congreso de la International Union for the Scientific Study of Population (IUSSP) Busan, Corea del Sur, Agosto 2013.
- Furstenberg Jr., Frank F. 2010. « On a New Schedule: Transitions to Adulthood and Family Change. » *Future of Children* 20 (1): 67-87.
- Gabadinho, Alexis, Gilbert Ritschard, Nicolas S. Muller et Matthias Studer. 2011. « Analyzing and Visualizing State Sequences in R with TraMineR. » *Journal of Statistical Software* 40 (4): 1-37.
- García Mendieta, Carmen. 2006. « El Código de la niñez y la adolescencia en Uruguay. » In *Panorama internacional de derecho de familia. Culturas y sistemas jurídicos comparados. Tomo II.*, sous la dir. de Rosa María Álvarez de Lara. México, D.F: Universidad Nacional Autónoma de México. Instituto de Investigaciones Jurídicas.
- Gauthier, Anne H. 2007. « Becoming a Young Adult: An International Perspective on the Transitions to Adulthood » *European Journal of Population* 23 (3-4): 217-223.
- Giorguli Saucedo, Silvia E. 2009. Divergent paths to adulthood in Mexico. Population Association of America 2010, Dallas, USA.
- Grant, Monica J. et Frank F. Furstenberg Jr. 2007. « Changes in the Transition to Adulthood in Less Developed Countries. » *European Journal of Population* 23 (3-4): 415-428.
- Haan, Peter et Katharina Wrohlich. 2009. Can child care policy encourage employment and fertility? Evidence from a structural model. In *Max Planck Institute for Demographic Research Working Paper 2009-025*.
- Heaton, Tim B., Renata Forste et Samuel M. Otterstrom. 2002. « Family transitions in Latin America : First Intercourse, first union and first birth. » *International Journal of Population Geography* 8: 1-15.
- Heuveline, Patrick et Jeffrey M. Timberlake. 2004. « The role of cohabitation in family formation: The United States in comparative perspective. » *Journal of Marriage and Family* 66 (5): 1214-1230. doi: 10.1111/j.0022-2445.2004.00088.x.
- Hoem, Jan M., Marika Jalovaara et Cornelia Mureşan. 2013. « Recent fertility patterns of Finnish women by union status: A descriptive account. » *Demographic Research* 28: 409-419. Article. doi: 10.4054/DemRes.2013.28.14.

- Hogan, Dennis P. et Nan Marie Astone. 1986. « The transition to adulthood. » *Annual Review of Sociology* 12 (1): 109.
- Hullen, Gert 2000. The effects of education and employment on marriage and first birth. Fertility and Family Surveys Flagship Conference Partnership and Fertility - A Revolution, Brussels, Belgium, 29-31 May 2000.
- Huttunen, Kristiina et Jenni Kellokumpu. 2010. Effect of Job Displacement on Couple's Fertility Decisions. In *Discussion Paper series, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, No. 6707*: Institute for the Study of Labor (IZA).
- Kaplan, E. L. et Paul Meier. 1958. « Nonparametric Estimation from Incomplete Observations. » *Journal of the American Statistical Association* 53 (282): 457-481. doi: 10.2307/2281868.
- Kaztman, Ruben. 2002. « Convergencias y divergencias: exploración sobre los efectos de las nuevas modalidades de crecimientos sobre la estructura social de cuatro áreas metropolitanas de América Latina. » In *Trabajo y Ciudadanía. Los cambiantes rostros de la integración y exclusión social en cuatro áreas metropolitanas de América Latina.*, sous la dir. de Ruben Kaztman et Guillermo Wormald. Uruguay: Cebra.
- Kaztman, Ruben et Federico Rodríguez. 2007. *Situación de la educación en Uruguay: análisis de los datos de la encuesta nacional de hogares ampliada de 2006*. Montevideo: INE - UNFPA - PNUD.
- Kögel, Tomas. 2003. « Did the Association Between Fertility and Female Employment Within OECD Countries Really Change its Sign? » *Max Planck Institute for Demographic Research*.
- Kravdal, Øystein. 2002. « The impact of individual and aggregate unemployment on fertility in Norway. » *Demographic Research* 6 (10): 263-294.
- Lambert, Paul C. et Patrick Royston. 2009. « Further development of flexible parametric models for survival analysis. » *Stata Journal* 9 (2): 265-290.
- Laplante, Benoît, Teresa Castro Martin, Clara Cortina, Ana Fostik et Teresa Martín García. 2014. The Contributions of Childbearing within Marriage and within Consensual Union to Fertility in Latin America, 1980-2010. In *Population Association of America Meeting*. Boston.
- Laplante, Benoît, Teresa Castro Martin, Clara Cortina et Teresa Martín García. 2013. Blurred Differences: Childbearing within marriage and consensual union in Latin America, 1980-2010. IUSSP International Conference, Busan, South Korea.
- Lean Lim, Lin. 2002. « Female labour-force participation. » In *Completing the fertility transition*. United Nations.
- Lesthaeghe, Ron et JJohan Surkyn. 2004. When History moves on: The Foundations and Diffusion of a Second Demographic Transition Seminar on ideational perspectives on international family change, Population Studies Center, Institute for Social Research (ISR), Michigan.
- Liefbroer, Aart C. et Laurent Toulemon. 2010. « Demographic perspectives on the transition to adulthood: An introduction. » *Advances in Life Course Research* 15 (2-3): 53-58.

- Martin, Peter, Ingrid Schoon et Andy Ross. 2008. « Beyond transitions: Applying optimal matching analysis to life course research. » *International Journal of Social Research Methodology* 11 (3): 179-199.
- McDonald, Peter. 2000. « Gender Equity in Theories of Fertility Transition. » *Population and Development Review* 26 (3): 427-439.
- . 2002. « Sustaining Fertility through Public Policy: The Range of Options. » *Population* 57 (3): 417-446.
- Melo Vieira, Joice. 2008. Transição para a vida adulta no Brasil: Análise comparada entre 1970 e 2000. Seminário População, Pobreza e Desigualdade, Belo Horizonte - MG - Brasil.
- Morgan, S. Philip. 2003. « Is Low Fertility a Twenty-First-Century Demographic Crisis? » *Demography* 40 (4): 589-603.
- Nathan, Mathias. 2013. « Inicio de la fecundidad en mujeres de Montevideo y área metropolitana: ¿postergación?, ¿polarización? » *RELAP* 7 (12): 33-58.
- Nathan, Mathias, Ignacio Pardo et Wanda Cabella. 2014. El descenso de la fecundidad en Uruguay según el orden de nacimiento (1996-2011) VI Congreso Latinoamericano de Población - ALAP, Perú, Lima.
- Notenstein, Frank W. 1945. « Population: the long view. » In *Food for the world*, sous la dir. de T Schultz. Chicago: University of Chicago Press.
- Pagano, Juan Pablo et Natalia Rijo. 2008. « Fecundidad y oferta laboral femenina en el Uruguay: un enfoque económico. » Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.
- Pardo, Ignacio et Wanda Cabella. 2014. El descenso de la fecundidad en Uruguay (1996 - 2011) y el efecto tempo en las medidas sintéticas VI Congreso Latinoamericano de Población - ALAP, Perú, Lima.
- Paredes, Mariana. 2003. « Los cambios en la familia en Uruguay: ¿hacia una segunda transición demográfica? » In *Familias en cambio en un mundo en cambio*, sous la dir. de Clara Fassler. Montevideo, Uruguay: Ediciones Trilce.
- Pellegrino, Adela et Martín Koolhaas. 2008. « Migración internacional: los hogares de los emigrantes. » In *La población uruguaya a inicios del siglo XXI*, sous la dir. de Carmen Varela Petito. Montevideo: Ediciones Trilce.
- Pellegrino, Adela et D Macadar. 2007. *Informe sobre migración internacional en base a los datos recogidos en el módulo migración. Encuesta nacional de hogares ampliada 2006*. Montevideo, Uruguay.
- Pellegrino, Adela, Mariana Paredes et Wanda Cabella. 1998. « La familia desde la perspectiva de la demografía. » *Documento de Trabajo N° 41. Facultad de Ciencias Sociales; Unidad Multidisciplinaria*.
- Pellegrino, Adela et Raquel Pollero. 1998. Fecundidad y situación conyugal en el Uruguay. Un análisis retrospectivo, 1889-1975 Paper presented at the Seminar on Changes and Continuity in American Demographic Behaviours: The Five Centuries' Experience, organised by the International Union for the Scientific Study of Population and the University of Cordoba., Córdoba, Argentina, 27-29 October.

- Peri, Andrés. 2004. « Dimensiones ideológicas del cambio familiar en Montevideo. » *Papeles de Poblacion* 40: 147-169.
- Poder Legislativo. 1987. Ley N° 15.855 Código Civil. <http://www.parlamento.gub.uy/leyes/ley15855.htm>.
- . 2004. Ley N° 17.823 Código de la niñez y la adolescencia. <http://www.parlamento.gub.uy/leyes/ley17823.htm>.
- . 2008. Ley N° 18.246 Union Concubinaria. Montevideo, Uruguay. <http://www.parlamento.gub.uy/leyes/ley18246.htm>.
- Pradere, Gabriela et Soledad Salvador. 2009. *Análisis de las trayectorias familiares y laborales desde una perspectiva de género y generaciones. Proyecto “Apoyo a las políticas públicas para la reducción de las inequidades de género y generaciones”*. Montevideo: INE/UNIFEM/UNFPA.
- Pribble, Jennifer. 2006. « Women and Welfare: The Politics of Coping with New Social Risks in Chile and Uruguay. » *Latin American Research Review* 41 (2): 84-111.
- Prieto, Victoria. 2009. Síntesis del trabajo realizado en CELADE y Propuesta de Proyecto de Tesis. . Universitat Autònoma de Barcelona.
- Prieto, Victoria et Martín Koolhaas. 2013. « Retorno reciente y empleo: los casos de Ecuador, México y Uruguay. » In *Población y trabajo en América Latina: abordajes teórico-metodológicos y tendencias empíricas recientes*, sous la dir. de ALAP. Río de Janeiro.
- Quilodrán, Julieta. 1999. « L'union libre en Amérique latine : aspects récents d'un phénomène séculaire. » *Cahiers québécois de démographie* 28 (1-2): 53-80.
- . 2000. « Atisbos de cambios en la formación de las parejas conyugales a fines del milenio. » *Papeles de Poblacion* 25 (julio-septiembre): 9-33.
- . 2008. « Los cambios en la familia vistos desde la demografía, una breve reflexión. » *Estudios Demográficos y Urbanos* 23 (1): 7-20.
- Ravanera, Z.R et F Rajulton. 2006. « Social Status Polarization in the Timing and Trajectories to Motherhood. » *Canadian Studies in Population* 33 (2): 179-207.
- Ravanera, Zenaida R., Fernando Rajulton et Thomas K. Burch. 1998. « Early Life Transitions of Canadian Women: A Cohort Analysis of Timing, Sequences, and Variations. » *European Journal of Population* 14 (2): 179-204.
- Rindfuss, Ronald R. 1991. « The Young Adult Years: Diversity, Structural Change, and Fertility. » *Demography* 28 (4): 493-512. doi: 10.2307/2061419.
- Robette, Nicolas. 2010. « The diversity of pathways to adulthood in France: Evidence from a holistic approach. » *Advances in Life Course Research* 15 (2-3): 89-96.
- Royston, Patrick. 2001. « Flexible parametric alternatives to the Cox model, and more. » *Stata Journal* 1 (1): 1-28.
- Royston, Patrick et Paul C. Lambert. 2011. *Flexible parametric survival analysis using Stata: beyond the Cox model*. Stata Press.

- Royston, Patrick et Mahesh K. B. Parmar. 2002. « Flexible parametric proportional-hazards and proportional-odds models for censored survival data, with application to prognostic modelling and estimation of treatment effects. » *Statistics in Medicine* 21 (15): 2175-2197. doi: 10.1002/sim.1203.
- Royston, Patrick et Willi Sauerbrei. 2007. « Multivariable modeling with cubic regression splines: A principled approach. » *Stata Journal* 7 (1): 45-70.
- Sarli, Elena. 2007. *Consideraciones sobre la evolución del derecho de familia Uruguayo posterior a 1868*. Montevideo: Ediciones Trilce.
- Schockaert, Ingrid. 2005. « Women's employment and fertility in Latin-america: a review of the question. » *Population* 60 (1-2): 149-168.
- Settersten Jr, Richard A. 2007. « Social relationships in the new demographic regime: potentials and risks, reconsidered. » *Advances in Life Course Research* 12: 3-28.
- Settersten Jr, Richard A. et Barbara Ray. 2010. « What's Going on with Young People Today? The Long and Twisting Path to Adulthood. » *Future of Children* 20 (1): 19-41. Article.
- Settersten, Richard A, Frank F. Furstenberg Jr. et Ruben Rumbaut. 2005. *On The Frontier of Adulthood: Theory, Research and Public Policy*. The University of Chicago Press.
- Shanahan, Michael J. 2000. « Pathways to Adulthood in Changing Societies: Variability and Mechanisms in Life Course Perspective. » *Annual Review of Sociology* 26: 667-692
- Sironi, Maria et Frank F. Furstenberg. 2012. Trends in economic independence in the United States: 1973-2007 European Population Conference, Stockholm, Sweden, 13-16 June
- Sobotka, Tomáš. 2008. « Overview Chapter 6: The diverse faces of the Second Demographic Transition in Europe. » *Demographic Research* 19: 171-224.
- Sobotka, Tomáš et Laurent Toulemon. 2008. « Overview Chapter 4: Changing family and partnership behaviour: Common trends and persistent diversity across Europe. . » *Demographic Research* 19: 85-138.
- Terra, María Inés, Marisa Bucheli et Carmen Estrades. 2008. Trade Openness and Gender in Uruguay: a CGE Analysis. In *Poverty and Economic Policy Research Network Working Paper, no. 2008-16*. Universidad de la Republica, Uruguay.
- Tortarolo, Darío. 2013. « Oferta Laboral de la Mujer y Fecundidad. Evidencia Causal para América Latina. » Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de la Plata.
- Van de Kaa, Dirk J. 1987. « Europe's second demographic transition. » *Population Bulletin* 12 (1).
- Van de Velde, Cécile. 2008. *Devenir adulte. Sociologie comparée de la jeunesse en Europe*. Paris: Presses universitaires de France.
- Varela, Carmen, Raquel Pollero et Ana Fostik. 2008. « La fecundidad : evolución y diferenciales en el comportamiento reproductivo. » In *Demografía de una sociedad en transición: la población uruguaya a inicios del siglo XXI.*, sous la dir. de Carmen Varela. Montevideo: Ediciones Trilce.
- Varela Petito, Carmen et Ana Fostik. 2011. « Maternidad adolescente en el Uruguay: ¿transición anticipada y precaria a la adultez? » *Revista Latinoamericana de Población* 5 (8).

- Varela Petito, Carmen, Ana Fostik et Mariana Fernández Soto. 2012. *Maternidad en la juventud y desigualdad social*. Montevideo: UNFPA.
- Varela Petito, Carmen, Ignacio Pardo, Cecilia Lara, Mathias Nathan et Mariana Tenenbaum. 2014. *Atlas sociodemográfico y de la desigualdad en el Uruguay. La Fecundidad en el Uruguay (1996-2011): desigualdad y diferencias en el comportamiento reproductivo*. . Montevideo: Editorial Trilce.
- Videgain, Ana Karina. 2006. « Análisis de los cambios en la transición a la adultez en mujeres de distintas cohortes en contexto de cambios sociales en el Uruguay contemporáneo. » Centro de Estudios Demográficos y Ambientales, El Colegio de México.
- . 2012. « Cambios en el patrón de estructuración por edad de los cursos de vida tempranos en Montevideo: una aproximación a los efectos de interacción entre historia, estructura de desigualdades y biografía (1985-2006). » Centro de Estudios Demográficos y Ambientales, El Colegio de México.
- Younger, Stephen D. 2006. « Labor market activities and fertility. » *African Economic Research Consortium*.
- Zhang, Junsen. 1994. « Socioeconomic Determinants of Fertility in Hebei Province, China: An Application of the Sequential Logit Model. » *Economic Development and Cultural Change* 43 (1): 67-90.