



Économie publique/Public economics

13 | 2003/2
Varia

Fiscalité et mariage

Sophie Buffeteau et Damien Echevin



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/286>
ISSN : 1778-7440

Éditeur

IDEP - Institut d'économie publique

Édition imprimée

Date de publication : 15 juillet 2004
ISSN : 1373-8496

Référence électronique

Sophie Buffeteau et Damien Echevin, « Fiscalité et mariage », *Économie publique/Public economics* [En ligne], 13 | 2003/2, mis en ligne le 04 janvier 2006, consulté le 01 mai 2019. URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/286>

économie publique

études et recherches

Revue de l'Institut d'Économie Publique

Deux numéros par an

n° 13 - 2003/2



économiepublique sur internet : www.idep-fr.org > Publications

© Institut d'économie publique – IDEP

Centre de la Vieille-Charité

2, rue de la Charité – F-13002 Marseille

Tous droits réservés pour tous pays.

Il est interdit, sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, de reproduire (notamment par photocopie) partiellement ou totalement le présent ouvrage, de le stocker dans une banque de données ou de le communiquer au public, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit.

Imprimé en France.

La revue **économie**publique bénéficie du soutien du Conseil régional Provence-Alpes-Côte d'Azur

ISSN 1373-8496

Dépôt légal en cours

Fiscalité et mariage

Sophie Buffeteau *

Damien Echevin **

Résumé

Cet article utilise la réforme du quotient familial de 1995 pour analyser l'impact de la taxation des revenus sur le mariage. Une caractéristique importante de cette réforme est l'annulation des allègements fiscaux en direction des couples de concubins avec enfants. Avant 1995, le système de quotient familial attribuait une demi-part supplémentaire à chaque parent célibataire avec enfants. La réforme de 1995 supprime cet avantage fiscal en introduisant la notion de parent isolé avec enfants. Ainsi, cette mesure compense les pénalités au mariage pour les couples avec enfants sans rien changer pour ceux sans enfant. Afin d'étudier les effets de cette réforme, nous mettons en œuvre l'estimateur en double différence à partir des enquêtes Emploi (1990-2000) de l'INSEE. Nous observons ainsi que la probabilité de mariage des couples stables s'est accrue d'environ 4 points du fait de la réforme. Nos résultats ne permettent cependant pas de conclure à une moindre participation des femmes au marché du travail induite par une modification des taux marginaux d'imposition.

Mots clés : Mariage, offre de travail, fiscalité, expérience naturelle.

*. INSEE. 15, boulevard Gabriel Peri, BP 100, 92244 Malakoff Cedex. sophie.buffeteau@insee.fr.

**.. Direction de la prévision et de l'analyse économique, ministère de l'économie, des finances et de l'industrie. Télédéc 671, 139 rue de Bercy, 75572 Paris Cedex 12. damien.echevin@dp.finances.gouv.fr

Summary

This paper uses the French family quotient reform of 1995 to analyse the impact of the individual income tax on marriage behavior. An important feature of this reform was the cancellation of fiscal subsidies aimed at cohabitant couples with children. Before 1995, the system of the family quotient granted one extra half unit to each single parent with children as defined for tax purposes. The 1995 family quotient reform cancels the benefit for cohabitants with children by introducing the notion of isolated parents with children in the tax declaration. This measure thus compensates the marriage penalty for couples with children but does not change anything for couples without children. To assess the impact of the reform, we use the difference-in-difference estimation approach. Using the panel structure of the French employment survey (1990-2000) we find that the probability of marriage has increased for stable couples by about 4 points because of the reform. Nevertheless, our results are inconclusive as to female participation to labor market response.

Keywords: Marriage, labor supply, taxation, natural experiment.

J.E.L. : J12, J13, D13.

Introduction

Un enjeu important de la fiscalité concerne les effets de la progressivité de l'impôt sur les comportements individuels. L'impact des taux d'imposition sur l'offre de travail est un thème classique, largement abordé dans la littérature économique (cf. Fortin et Lacroix, 2002). En revanche, l'étude de l'impact de la fiscalité sur le mariage est moins développée.

Lorsque l'impôt est familialisé et progressif, la décision de se marier pour un couple n'est pas neutre. Il a, en principe, pour effet de réduire l'impôt sur le revenu si l'écart de salaire entre conjoints s'avère suffisamment élevé. En France, Echevin (2004) évalue à près de 46 % la proportion de couples mariés bénéficiant d'un gain moyen annuel au mariage de +1 080 €, et à 22 % la proportion de couples mariés pénalisés par le mariage pour un montant de -185 € en moyenne par ménage (du fait non seulement de l'existence de la décote, mais aussi en raison

du minimum de perception, d'abattements spécifiques. . .). La pénalité moyenne au mariage apparaît ainsi en valeur absolue six fois plus faible que le gain moyen au mariage en France, alors qu'aux États-Unis, à la fin des années 1980, la taxe au mariage est près de deux fois plus élevée en valeur absolue que le gain au mariage puis devient du même ordre de grandeur dans les années 1990 (cf. Rosen, 1987, Feenberg et Rosen, 1994).

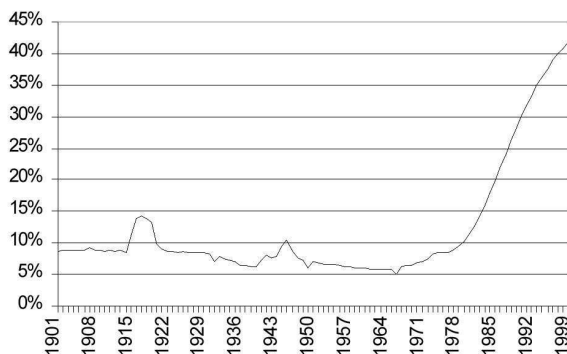
Selon la théorie économique, les gains ou pénalités financières au mariage influencent la décision de se marier (Becker, 1991, Alm et Whittington, 1996, 1999). Les gains ou pénalités au mariage ont aussi des effets sur les décisions d'offre de travail des personnes mariées. En effet, l'imposition commune modifie les taux marginaux d'imposition des revenus, à la baisse pour le porteur de ressources le plus important du couple et à la hausse pour l'autre. En encourageant le mariage, l'imposition jointe favorise donc de fait une certaine forme de répartition du travail.

Évidemment, l'approche économique des phénomènes démographiques n'est qu'un point de vue parmi d'autres. Parmi les facteurs explicatifs des mariages, figure également la modification des normes sociales. Par exemple, un indicateur pertinent de l'intensité de la pression sociale au mariage est le taux annuel de naissances hors mariage (cf. figure 1). En France, ce taux est plutôt stable (entre 10 % et 6 % des naissances) dans les deux premiers tiers du vingtième siècle (avec des pics pendant les deux guerres). À la fin des années 1960 (probablement autour de 1968), le taux annuel des naissances hors mariage commence à augmenter rapidement pour atteindre plus de 40 % à la fin du siècle. Ainsi, alors que dans la plus grande partie du vingtième siècle, être marié pour avoir des enfants semble être une norme, voire une obligation, ce n'est plus le cas à la fin du siècle. Le nombre élevé d'enfants nés hors mariage atteste ainsi de l'effritement de la relation entre fécondité et mariage.

Compte tenu de ces modifications profondes de la pression sociale au mariage, même en présence d'enfants, notre intuition est qu'une réforme fiscale qui traite différemment les couples sans enfant avant le mariage et les couples avec enfants avant le mariage pourrait constituer une bonne « expérience naturelle » afin d'évaluer l'impact de la fiscalité et des incitations financières sur le mariage.

Notre stratégie empirique consiste donc à utiliser la réforme du quotient familial de 1995 afin d'analyser l'impact de la fiscalité sur le mariage. Une caractéristique importante de cette réforme est l'annulation des allègements fiscaux en direction des couples de concubins avec enfants. Avant 1995, le système de quotient familial attribuait une demi-part supplémentaire à chaque parent célibataire avec enfants. La réforme de 1995 supprime cet avantage fiscal en introduisant la notion de parent isolé avec enfants à charge. Ainsi, cette mesure compense les pénalités au mariage pour les couples avec enfants sans rien changer pour ceux

Figure 1 : Naissances hors mariage – Source : Insee.



sans enfant. Par exemple, l'impôt sur le revenu d'un couple de concubins avec deux enfants, pour un revenu annuel de l'ordre de 40 000 €, augmente de près de 1 000 € du fait de la réforme.

Ainsi, dans la première partie, sont présentées quelques données de cadrage concernant la fiscalité et le mariage en France. La deuxième partie retrace, à partir des enquêtes Emploi, les évolutions récentes de la proportion de couples mariés et des écarts de salaires au sein du couple. La troisième partie décrit le modèle. La dernière partie présente les résultats des estimations avant la conclusion de l'article.

1. Données de cadrage

1.1. Le système du quotient familial et la réforme de 1995

En France, le système du quotient familial a été mis en place en 1945. Il consiste à diviser le revenu imposable de la famille par un certain nombre de parts représentatif de la situation et des charges de famille du contribuable, puis à appliquer au résultat le barème progressif de l'impôt et enfin à multiplier la somme ainsi obtenue par le nombre de parts afin de déterminer le montant de l'impôt. Dans un foyer, chacun des époux bénéficie d'une part de quotient familial et les enfants d'une demi-part (une part à partir du troisième enfant). Enfin,

le quotient familial est plafonné, c'est-à-dire que les avantages qu'il accorde ne peuvent dépasser un certain montant. Il existe de plus des spécificités, telles que l'octroi d'une demi-part supplémentaire en cas de handicap, de veuvage...

Le quotient familial répond à plusieurs objectifs différents. Il vise tout d'abord à assurer l'équité horizontale, c'est-à-dire une certaine neutralité fiscale entre ménages disposant d'un revenu global identique mais de composition différente. Il répond ensuite à des objectifs de politique familiale, en donnant des incitations fiscales au mariage ou à la natalité. En fait, deux problématiques différentes coexistent dans le quotient familial : le traitement des enfants et le traitement du couple. C'est ce second aspect qui nous intéresse ici et qui relève donc plus de la notion de quotient conjugal.

encadré 1

Exemple de calcul de l'impôt sur le revenu à l'aide du quotient familial (barème 2003) :

Soit un couple sans enfant. Le revenu annuel déclaré par l'homme est de 30 000 € et celui de la femme est de 10 000 €.

QF = revenu imposable/nombre d'unités fiscales	Taux d'imposition
Entre 4 191 € et 8 242 €	7,05 %
Entre 8 242 € et 14 506 €	19,74 %
Entre 14 506 € et 23 489 €	29,14 %

Si le couple n'est pas marié, alors l'homme est situé dans la troisième tranche d'imposition. Son impôt sur le revenu est égal à 3 589 €. La femme ne payant pas d'impôts du fait de la décote, l'impôt sur le revenu du couple s'élève alors à 3 589 €.

Si le couple est marié, alors $QF = (30\,000\ € + 10\,000\ €) \times \frac{0,8 \times 0,9}{2} = 14\,400\ €$. Ils se trouvent donc dans la deuxième tranche d'imposition et paient 3 002 €. Ainsi, le gain au mariage s'élève à 587 €.

Le système de quotient conjugal donne un avantage aux couples mariés, d'autant plus important que les revenus au sein du couple sont inégaux (cf. tableau 1). Par exemple, pour un couple sans enfant, le gain au mariage est maximal lorsque l'un des deux conjoints ne travaille pas, il est nul lorsque les deux conjoints ont le même revenu. Néanmoins, la présence d'enfants modifie le calcul de l'impôt. Dans le cas d'un couple avec un enfant, le quotient familial ne favorise plus la parité des ressources homme-femme puisque le gain au mariage est nul lorsque le revenu du premier porteur de ressources est de 50 % supérieur au revenu du

second. Lorsque le couple a deux enfants, le gain au mariage est nul lorsque le revenu du premier porteur est deux fois supérieur à celui du second, etc.¹

Ces résultats théoriques, attestés lorsque le barème de l'impôt sur le revenu est progressif par tranches, sont légèrement modifiés en présence du mécanisme de la décote². Ainsi, par exemple, un couple marié avec deux enfants dont le revenu annuel est de 30 000 € bénéficie de la décote lorsque le premier porteur de ressources gagne deux fois plus que le second. Le gain au mariage est donc négatif (de l'ordre de -1,9 % du revenu total).

La réforme de 1995 a modifié la définition du quotient familial. Avant 1995, le système de quotient familial accorde une demi part supplémentaire aux parents célibataires avec enfants à charge. Un couple de concubins avec 2 enfants pouvait ainsi bénéficier de 4 parts de quotient familial contre seulement 3 s'ils avaient été mariés (cf. tableau 2). Sachant que l'avantage fiscal lié au quotient familial est croissant avec le nombre de parts, la situation avant réforme pouvait donc engendrer des pénalités substantielles au mariage pour les couples avec enfants. La réforme de 1995 annule le bénéfice de la demi-part supplémentaire pour les couples de concubins avec enfants en introduisant dans la déclaration fiscale la notion de parents isolés. Cette mesure renforce le gain au mariage pour les couples avec enfants mais ne change rien pour les couples sans enfant.

Quelque soit le nombre d'enfants, il résulte de la réforme une augmentation de l'impôt sur le revenu pour les couples de concubins et une augmentation du gain au mariage (cf. tableau 3). Par exemple, les pénalités au mariage pour un couple bi-actif avec deux enfants dont le revenu annuel est égal à 40 000 € (estimé à -2,6 % du revenu total avant la réforme) sont annulés après la réforme. L'impôt sur le revenu augmente d'environ 1 000 € si ce couple n'est pas marié, soit un accroissement d'environ 50 %.

1. Supposons que le barème de l'IR soit un simple barème progressif par tranches, autrement dit une fonction croissante et convexe T du revenu par part : $IR = N.T(\frac{Y}{N})$ où N est le nombre de parts et Y est le revenu du ménage. Notons E le nombre de parts liées aux enfants du couple. L'impôt actuel du couple est $I^C = (2 + E).T\left\{\frac{(Y_h + Y_f)}{(2 + E)}\right\}$ où Y_h est le revenu de l'homme et Y_f est le revenu de la femme. En choisissant une imposition séparée et en affectant les enfants à charge à l'homme, le couple paierait $I^S = (1 + E).T\{Y_h/(1 + E)\} + T(Y_f)$. Par ailleurs, le terme $\{(Y_h + Y_f)/(2 + E)\}$ est la combinaison linéaire des deux termes $\{Y_h/(1 + E)\}$ et Y_f , pondérée par les poids $1 - \mu$ et μ , avec $\mu = \frac{1}{(2 + E)}$. La convexité de T entraîne donc que $T\left\{\frac{(Y_h + Y_f)}{(2 + E)}\right\} \leq (1 - \mu).T\left\{\frac{Y_h}{(1 + E)}\right\} + \mu T(Y_f)$. D'où $I^C \leq I^S$ dans tous les cas. Le ménage gagne toujours à se marier. Le gain est nul ($I^C = I^S$) lorsque $Y_h = (1 + E).Y_f$, ou, symétriquement, lorsque $Y_f = (1 + E).Y_h$.

2. Mécanisme mis en place pour éviter que le smicard célibataire soit redevable de l'impôt sur le revenu. La décote avantage les couples concubins dans la mesure où elle est calculée à partir du revenu global du foyer : ainsi, un smicard célibataire peut en bénéficier, mais pas un couple marié de deux smicards.

Tableau 1 : *Gain fiscal au mariage en 2003 (en % du revenu total) – (Écart entre l'impôt payé par un couple de concubins et un couple marié)*

Revenu total (en €)	Part du revenu le plus bas dans le revenu total	Couple sans enfant	Couple avec un enfant	Couple avec deux enfants
10000	0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %
	20 %			
	40 %			
	50 %			
20000	0 %	7,5 %	4,2 %	0,0 %
	20 %	4,7 %	0,0 %	
	40 %	0,0 %		
	50 %			
30000	0 %	6,7 %	4,5 %	3,4 %
	20 %	2,5 %	1,6 %	-0,8 %
	40 %	-1,2 %	-2,9 %	-1,9 %
	50 %	0,0 %	-0,4 %	-1,9 %
40000	0 %	8,0 %	5,0 %	3,4 %
	20 %	2,5 %	0,8 %	0,5 %
	40 %	0,7 %	0,0 %	-1,0 %
	50 %	0,0 %	0,0 %	-0,4 %
50000	0 %	7,8 %	6,3 %	4,0 %
	20 %	2,2 %	1,2 %	-0,2 %
	40 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %
	50 %	0,0 %	0,7 %	0,0 %

Lecture : le gain fiscal au mariage pour un couple sans enfant où l'homme travaille et reçoit 30 000 € par an et la femme ne travaille pas représente 6,7 % du revenu total du couple ; ce gain s'annule lorsque les deux membres du couple sans enfant ont les mêmes revenus ; pour un couple avec deux enfants dont le revenu total est de 30 000 € et où l'homme a un revenu qui représente 40 % des ressources du couple, le gain fiscal au mariage est négatif (-1,9 %), du fait du mécanisme de la décote (qui avantage le couple de concubins, dont l'un des deux conjoints est rémunéré à près d'un SMIC, mais pas le couple marié).

Note : on suppose pour les calculs que les couples de concubins affectent les enfants à l'un ou à l'autre des deux adultes de manière à minimiser l'impôt total du ménage.

Tableau 2 : *Effets de la réforme de 1995 sur le calcul des parts fiscales*

Nombre d'enfants à charge	Couple marié	Célibataire, divorcé		
		n'élevant pas seul ses enfants		élevant seul ses enfants
		avant réforme	après réforme	
0 enfant	2	1	1	1
1 enfant	2,5	2	1,5	2
2 enfants	3	2,5	2	2,5
3 enfants	4	3,5	3	3,5
4 enfants	5	4,5	4	4,5

Tableau 3 : *Variation du gain fiscal au mariage suite à la réforme de 1995 (barème loi de finances pour 1996 sur les revenus de 1995).*

Revenu total en €	Part du revenu le plus bas dans le revenu total	Couple avec un enfant		Couple avec deux enfants	
		avant réforme	après réforme	avant réforme	après réforme
10000	0 % 50 %	0,0 %			
20000	0 %	1,0 %	4,2 %	1,4 %	2,4 %
	50 %	-3,4 %	-3,4 %	-2,2 %	-2,2 %
30000	0 %	2,3 %	5,2 %	2,0 %	4,3 %
	50 %	-1,9 %	0,1 %	-2,0 %	0,0 %
40000	0 %	3,6 %	5,7 %	1,7 %	4,1 %
	50 %	-1,2 %	0,3 %	-2,6 %	0,0 %
50000	0 %	5,3 %	6,4 %	2,6 %	4,7 %
	50 %	-1,1 %	0,3 %	-2,7 %	0,0 %

Lecture : en appliquant le barème de la loi de finances pour 1996, le gain fiscal au mariage pour un couple avec un enfant où l'homme travaille pour 30 000 € par an et la femme ne travaille pas représente 2,3 % du revenu total du couple avant réforme et 5,2 % après réforme ; pour un couple avec deux enfants dont le revenu total est de 50 000 € et où l'homme et la femme gagnent le même salaire, le gain fiscal au mariage est négatif avant réforme (-2,7 %) et s'annule après réforme. Note : nous supposons pour les calculs que les couples de concubins affectent les enfants à l'un ou à l'autre des deux adultes de manière à minimiser l'impôt total du ménage.

1.2. Mariage

Les données démographiques publiées par l'INSEE et par Eurostat offrent un panorama des évolutions de la nuptialité et de la fécondité au cours des dernières décennies. Afin de rendre compte du rôle des incitations fiscales sur le mariage, nous présentons tout d'abord les évolutions du taux de mariage (ou indicateur de nuptialité³) en comparaison internationale (figure 2).

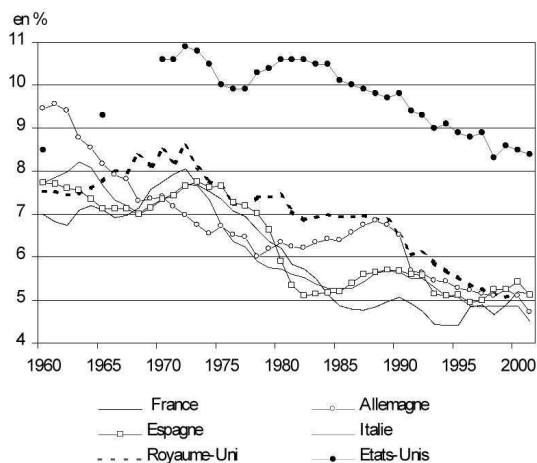
Le taux de mariage a diminué rapidement depuis près de trois décennies en France, en Europe et aux États-Unis. En 1999, 4,88 % des couples non mariés se marient en France (sur près de 6 millions), 5,25 % en Espagne et 5,06 % au Royaume-Uni, contre 8,38 % aux États-Unis.

La diminution du taux de mariage apparaît particulièrement forte en France. Le revirement de tendance semble aussi plus marqué en France en 1996 que dans tous les autres pays européens (y compris l'Espagne dont le taux augmente également à partir de la seconde moitié des années 1990).

Par ailleurs, il est intéressant de noter que le taux de mariage en France est particulièrement faible et ce, malgré un système fiscal plutôt avantageux pour les

3. L'étude des indicateurs de nuptialité renvoie à une approche en termes de flux, se basant sur le nombre de nouveaux mariages dans l'année, à ne pas confondre avec une approche en termes de stocks de mariages (cf. infra section 2)

Figure 2 : Taux de mariage pour différents pays (indicateurs de nuptialité) –
Source : Eurostat.



couples mariés. De 1970 à 1995, le nombre de mariages a davantage décliné en France que dans tous les autres pays européens. Le changement de tendance après 1995 apparaît donc particulièrement étonnant et mérite donc d'être commenté.

Mariage et concubinage

Le nombre de couples est relativement stable en France, la forte baisse de la nuptialité ayant été compensée par une augmentation du concubinage. Par conséquent, la diminution du taux de mariage provient principalement de la décroissance du nombre de mariages (près de 400 000 en 1970 contre 300 000 en 2000).

La formation du couple peut ainsi se produire aujourd'hui bien avant le mariage. Un quart seulement des formations de couple se font par le mariage. D'après les données de l'enquête Emploi, les couples de concubins sont donc plus jeunes que les couples mariés ; plus précisément, en 2000, les trois quarts d'entre eux ont entre 21 et 30 ans, un tiers ont entre 26 et 30 ans et ils représentent moins de 5 % des couples après 40 ans.

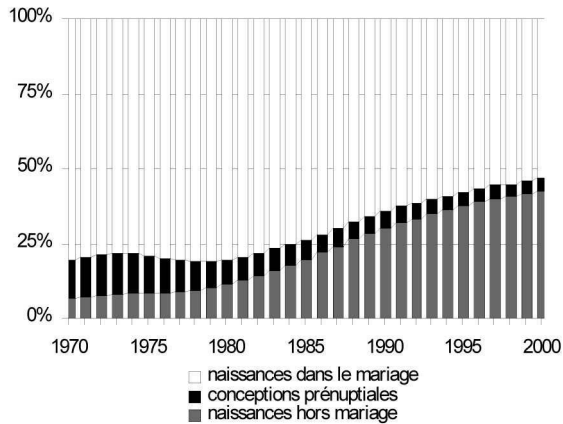
En outre, comme nous l'indiquons en introduction, une des conséquences remarquables de la modification des comportements de mariage est l'augmentation rapide des naissances hors mariage au cours des trois dernières décennies (graphique 3).

Tableau 4 : *Taux de mariage en 1999*

Allemagne	5,25 %
Espagne	5,25 %
France	4,88 %
Italie	4,86 %
<i>Zone Euro</i>	<i>5,14 %</i>
Suède	4,03 %
Royaume-Uni	5,06 %
États-Unis	8,38 %

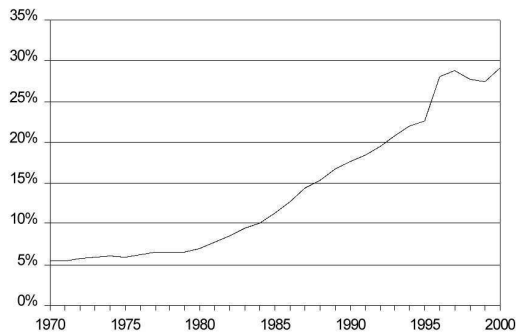
Source : Eurostat

Figure 3 : *Mariage et fécondité* – Source : Insee.



Une hypothèse centrale dans notre travail est qu'une moindre pression sociale au mariage renforce le rôle des incitations financières dans la décision de mariage. Ainsi, l'impact de la réforme du quotient familial de 1995 sur le taux de mariage légitimant les enfants devrait permettre d'illustrer le lien entre fiscalité et mariage (cf. figure 4).

Figure 4 : *Taux de mariage légitimant des enfants* – Source : Insee.



L'évaluation fondée sur l'évolution du taux de mariage légitimant des enfants dans le mariage semble ici corroborer les premiers résultats obtenus à partir de l'évolution des taux de mariage par pays.

Néanmoins, plusieurs questions subsistent. Notamment, comment expliquer la baisse soudaine du taux de mariage légitimant des enfants à partir de 1998 ? Cela traduit-il un simple effet de calendrier ? Ou les effets de la réforme se sont-ils au contraire diffusés plus largement à l'ensemble de la population (comme le suggère la hausse générale du taux de mariage du graphique 1) ?

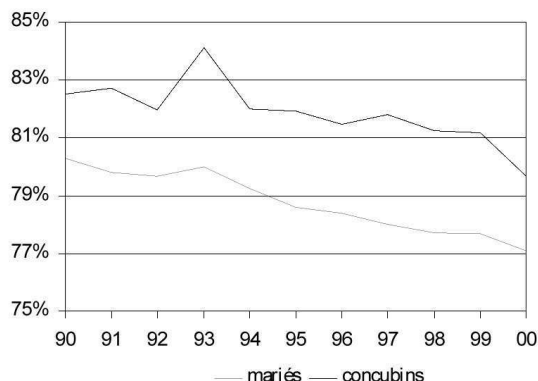
Dans ce qui suit, nous chercherons à adopter une approche méthodologique adaptée à l'analyse des expériences naturelles. Elle nous permettra d'estimer l'impact de la réforme du quotient familial de 1995 simultanément sur le mariage et l'emploi féminin.

2. Évolutions récentes de la proportion de couples mariés et des écarts de salaires au sein du couple

Les données issues des enquêtes Emploi permettent de disposer pour chaque année de 1990 à 2000 d'un échantillon représentatif d'environ 70 000 ménages par an, pour lesquels sont renseignés le statut matrimonial, l'âge, le nombre d'années d'études et la situation sur le marché du travail (participation, salaire, nombre d'heures travaillées. .). Ces ménages sont interrogés chaque année pendant trois années consécutives.

Théoriquement, le gain fiscal au mariage est d'autant plus élevé que l'écart de revenu au sein du couple est important. Pour comparer les inégalités de revenus au sein des couples mariés et concubins (cf. figure 5), on définit l'écart de salaire au sein d'un couple comme le rapport entre le salaire le moins élevé et le salaire le plus élevé. Plus ce rapport est proche de un, plus la distribution des revenus au sein du couple est égalitaire. On constate ainsi, qu'en moyenne, le revenu salarial le moins élevé est égal à 80 % du revenu le plus élevé au sein des couples mariés, contre 83 % au sein des couples concubins. Si l'inégalité au sein du couple s'est accentuée au cours des années quatre-vingt dix, on note toutefois que l'écart entre concubins et couples mariés est resté constant.

Figure 5 : *Évolution du rapport entre les revenus salariaux au sein du couple* – Source : enquête Emploi, Insee – Champ : couples de moins de 60 ans.

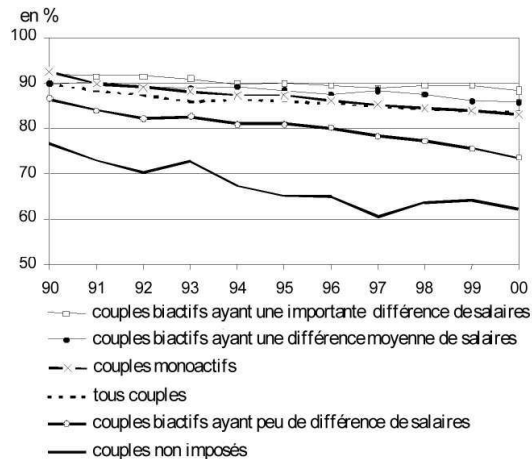


Une autre façon d'aborder le même phénomène est de comparer la proportion de couples mariés parmi l'ensemble des couples, selon la différence de salaire

intra-couple (cf. figure 6). Globalement, la proportion de couples mariés diminue sur la période 1990-2000. Ces résultats contrastent avec les statistiques démographiques présentées dans le graphique 2 qui montrent une augmentation du flux des nouveaux mariages après 1995. Ce paradoxe apparent s'explique néanmoins par d'autres facteurs, tels que l'évolution des divorces et le développement du concubinage... Ainsi, proportionnellement au nombre de couples formés, les sorties du mariage demeurent, sur la période étudiée, plus fréquentes que les entrées.

Si l'on regroupe les couples en différentes catégories tenant compte de leur situation professionnelle (salarié ou inactif) et de la différence de salaire au sein du couple, on constate que la proportion de couples mariés est bien supérieure chez les couples à salaires inégaux que chez les autres. Il est possible de lire, en particulier dans ce résultat, les effets de la fiscalité sur l'incitation au mariage : les couples non imposables individuellement (et qui n'ont donc aucun gain fiscal au mariage) sont moins souvent mariés.

Figure 6 : Évolution de la proportion de couples mariés dans l'ensemble des couples – Source : enquête Emploi, Insee – Champ : couples de moins de 60 ans.



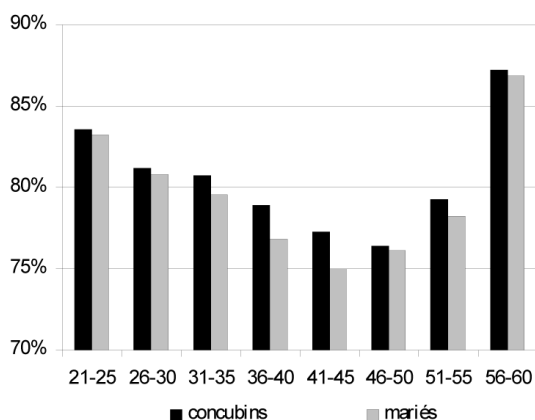
Nous constatons effectivement un lien entre les inégalités de revenu au sein du couple et son statut matrimonial. Toutefois, la fiscalité n'est évidemment pas la seule source d'interaction entre le mariage et la répartition de l'offre de travail au sein du couple.

Notons tout d'abord que le mariage ne joue pas de façon symétrique sur les revenus masculins et féminins. Si les salaires des hommes mariés sont en moyenne

sensiblement supérieurs à ceux des hommes concubins, cette différence ne se retrouve pas chez les femmes. Les revenus salariaux des hommes mariés sont en moyenne sur la période 1990-2000 22 % plus élevés que ceux des hommes concubins, alors que le gain n'est que de 2 % pour les femmes mariées. L'accroissement de la différence de salaire au sein du couple marié serait donc lié avant tout à un effet mariage sur le salaire de l'homme.

Une première explication est que les hommes mariés sont en moyenne sensiblement plus âgés que les hommes concubins (l'âge moyen des hommes mariés est de 43 ans, contre 33 ans pour les hommes concubins⁴). Les hommes mariés seraient donc, du fait de l'expérience accumulée et de certains modes de rémunération à l'ancienneté, mieux rémunérés que les concubins⁵.

Figure 7 : Rapport de salaire selon le statut matrimonial et par groupe d'âge – Source : enquête Emploi, Insee – Champ : couples de moins de 60 ans.



Toutefois, même en tenant compte de l'âge, les inégalités de revenu apparaissent toujours supérieures au sein des couples mariés (cf. figure 3). Il existe donc d'autres facteurs expliquant la plus grande inégalité de revenu au sein des couples mariés.

En fait, l'écart entre la différence de revenu au sein des couples mariés et la différence de revenu au sein des couples concubins peut s'interpréter à la fois comme une cause et comme une conséquence du mariage.

4. On retrouve le même écart pour les femmes : l'âge moyen des femmes mariées est de 40 ans, contre 31 ans pour les femmes concubines.

5. La corrélation observée entre l'âge et le salaire chez les hommes en couple apparaît cependant relativement faible (environ 7 %).

La différence de salaire peut apparaître comme une cause du mariage dans les cas suivants.

- Effet de sélection des hommes candidats au mariage : les salaires supérieurs chez les hommes mariés peuvent s'expliquer par un biais de sélection ; les femmes choisissent de préférence d'épouser les hommes présentant les meilleures capacités productives. La sélection dans le mariage dépend, notamment, de facteurs inobservés qui seraient valorisés sur le marché du travail, ce qui expliquerait le différentiel de salaire entre les hommes mariés et les autres (cf. Nakosteen et Zimmer, 1987, 1997, 2001, Loh, 1996, Jacobsen et Rayack, 1996, Cornwell et Rupert, 1997, Hersh et Stratton, 2000). Ainsi, *ex-ante*, les hommes destinés à recevoir les salaires plus importants se marieraient plus facilement.
- Effet d'appariement : l'effet précédent s'inscrit dans un cas plus général où l'individu peut rechercher certaines complémentarités chez son partenaire. C'est le cas, par exemple, pour un individu disposant d'un salaire important qui souhaite se mettre en couple avec un conjoint peu productif et qui pourrait élever leurs enfants. De même, un individu peu qualifié peut souhaiter épouser un partenaire disposant d'un revenu élevé afin de subvenir aux besoins de la famille. Dans ce cas, la différence de salaire peut être un facteur explicatif de la formation du couple, de sa stabilité et par extension du mariage. Toutefois, nous constatons qu'un grand nombre de mariages sont homogames, ce qui peut s'expliquer soit par des préférences individuelles, qui consistent à rechercher une certaine ressemblance avec son partenaire, soit par des opportunités de rencontre plus nombreuses au sein de la même classe sociale. Dans ce cas, l'effet d'appariement irait à l'encontre de l'écart de salaire plus important entre époux qu'entre concubins.
- Effet d'« assurance » du mariage : lorsque les écarts de revenus entre conjoints sont importants, le mariage peut apparaître comme une assurance pour le conjoint qui dispose du revenu le plus faible. En effet, en cas de rupture du contrat de mariage, le divorce lui permet d'obtenir des avantages financiers plus conséquents que dans le cadre d'une simple rupture (partage du patrimoine acquis, pension alimentaire. . .). L'individu qui dispose d'un revenu faible par rapport à celui de son conjoint peut donc être demandeur de mariage. À l'inverse, le conjoint qui dispose du revenu le plus élevé peut y être hostile, pour les raisons inverses.
- Effet de la fiscalité : compte tenu du système de quotient familial, le gain fiscal au mariage est d'autant plus élevé que la différence de revenu entre les conjoints est forte. Le système fiscal incite donc plus fortement à se marier les couples au sein desquels la différence de salaire est importante.

La différence de salaire peut apparaître comme une conséquence du mariage dans les cas suivants.

- Effet de division du travail au sein des couples mariés : une autre explication de l'écart supérieur de salaire au sein des couples mariés réside dans une plus grande division des tâches. Au fur et à mesure de la vie de couple et en particulier de la naissance des enfants, les conjoints se répartissent les tâches, en particulier entre travail rémunéré et travail domestique. Cette répartition serait plus importante chez les couples mariés que chez les couples concubins pour différentes raisons : le nombre d'enfants est plus élevé, la durée moyenne de vie du couple est plus importante et, il est probable qu'un conjoint accepte plus facilement de sacrifier en partie sa vie professionnelle lorsqu'il a l'assurance, sinon que le couple est durable, du moins qu'en cas de séparation, il sera en partie dédommagé des sacrifices consentis. Ainsi, en accord avec Becker (1991), certaines études empiriques tendent à montrer que le différentiel de salaire au sein du couple est renforcé par la spécialisation au sein de la famille (Daniel, 1992, Gray, 1997, Chun et Lee, 2001). Un argument peut être mentionné à l'encontre de cet effet « inégalitaire » du mariage : le bénéfice de l'expérience professionnelle du conjoint qui dispose du salaire le plus élevé, avec éventuellement l'utilisation de son réseau professionnel et plus largement de ses conseils pourrait permettre à l'autre conjoint d'accroître son propre revenu. Ceci irait dans le sens d'une baisse des inégalités au sein du couple. Toutefois, il n'y a *a priori* aucune raison de penser que cet effet jouerait plus au sein des couples mariés qu'au sein des couples concubins.
- Effet de valorisation du mariage dans le monde du travail : la différence de salaire entre les hommes mariés et les concubins pourrait aussi être liée à la valorisation du mariage sur le marché du travail. Korenman et Neumark (1991) supposent, par exemple, que le mariage rend les hommes plus productifs, sans toutefois indiquer les mécanismes d'une telle causalité. Cet argument renvoie à l'idée que, dans un univers d'information imparfaite, un employeur pourrait considérer le fait pour un homme d'être marié comme révélateur d'un certain nombre de qualités tels que le sérieux, la fiabilité, le sens des responsabilités... Cet effet est très difficile à vérifier et à évaluer en pratique et reste donc discutable.

Du fait des difficultés à identifier l'impact du mariage sur les revenus (et inversement), notre travail se concentre sur un échantillon de couples stables (i.e. ensemble pendant trois années consécutives), à l'origine concubins qui peuvent être, au cours des années suivantes, dans le même statut ou mariés⁶. Les couples

6. Dans la pratique, l'enquête Emploi ne donne pas directement toutes les informations nécessaires. Nous savons simplement, à chaque date, si l'individu est cohabitant ou non, ainsi que son statut matrimonial. Nous considérons alors comme stables les couples dont l'individu de référence déclare être cohabitant à toutes les dates de l'enquête et ne déclare pas être marié puis concubins. Nous négligeons donc les cas éventuels de couples cohabitant avec une même personne de référence mais

étant déjà constitués, on peut alors considérer que l'effet de sélection est neutralisé.

Notons que le fait de se concentrer sur des couples stables permet déjà de réduire en grande partie la différence d'écart de salaire intra couple entre les couples mariés et les couples concubins. En effet, de manière générale les couples qui vont se séparer l'année suivante possèdent des revenus moins inégaux que ceux qui vont rester ensemble. En moyenne, le salaire le moins élevé du couple représente 81,5 % du salaire le plus élevé dans les couples qui restent ensemble l'année suivante, contre 85,5 % dans les couples qui se séparent. Or les couples mariés se séparent moins que les concubins (13 % des couples concubins se séparent dans l'année, contre 3 % des couples mariés, d'après notre échantillon).

Par ailleurs, pour explorer les liens entre fiscalité et mariage, nous proposons de réduire le champ aux ménages constitués de couples cohabitants (avec ou sans enfants). Nous avons supprimé de l'échantillon les couples dans lesquels au moins un des individus est âgé de plus de 60 ans, poursuit encore des études ou travaille à son compte (cette dernière restriction est imposée par l'assimilation du revenu au salaire).

L'échantillon est finalement composé d'environ 7 000 couples interrogés chaque année pendant trois années consécutives sur la période 1990-2000. Environ 15 % de ces couples concubins une année donnée (en t) se marient l'année suivante (en $t+1$). Les caractéristiques de l'échantillon sont décrites dans le tableau 5 ci-dessous.

3. Estimations en double différence

Dans cette partie, nous cherchons à mesurer l'intensité de l'impact de la réforme de 1995 sur le mariage. Pour se faire, nous utilisons l'estimateur en double différence. Les écart-types des estimateurs sont dérivés des régressions opérées à partir des données issues des enquêtes Emploi, différenciées selon que l'individu appartient à un groupe traité (concerné par la réforme) ou à un groupe de contrôle (non concerné par la réforme) et ce, pour plusieurs années avant et après la réforme (période 1990-2000).

L'échantillon utilisé est composé de 7 000 couples stables (ensembles pendant les 3 années successives d'enquêtes), à l'origine concubins (en t), puis choisissant de se marier ou pas l'année suivante (en $t+1$) (cf. figure 8). Si un couple de concubins a des enfants en $t+1$ et non en t , cela ne modifie pas la sélection qui se fait

dont le (ou la) concubin(e) change aux différentes dates de l'enquête.

Tableau 5 : Description de l'échantillon sélectionné

Variable	Moyenne	Écart-type
Âge (femme)	33,6	8,2
Age (homme)	35,7	8,3
Années d'études (femme)	18,5	3,3
Années d'études (homme)	18,0	3,5
Enfants avant le mariage	0,526	0,499
Mariage l'année t+1	0,150	0,358
Taux d'emploi (femme)	0,662	0,473
Taux d'emploi (homme)	0,844	0,363
Salaire mensuel (femme) ¹	1027	782
Salaire mensuel (homme) ¹	1313	1762
Ratio min sur max des salaires au sein du couple	0,809	0,232
Revenu salarial moyen du couple	1774	1939

1. personnes employées seulement (en euros)

en t. L'estimation des effets de la réforme repose donc sur l'hypothèse d'absence d'impact, au moins à court terme, de la réforme sur la fécondité.

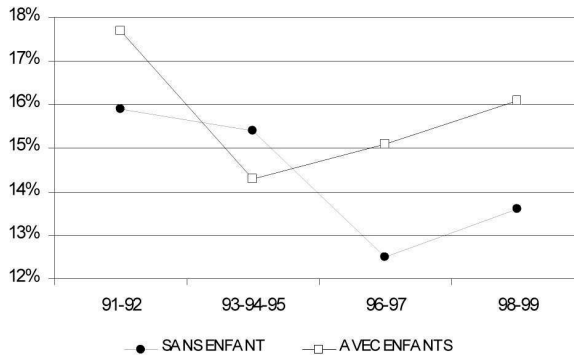
Ainsi, pour les estimations en double différence, la population a été partagée en deux groupes : le groupe C (groupe de contrôle) qui comprend les couples de concubins sans enfant et le groupe T (groupe traité) qui comprend les couples de concubins avec enfants, qu'ils choisissent de se marier ou pas.

L'individu i choisit de se marier si

$$m_i(t) = \alpha + \alpha_T 1_{iT} + \alpha_R 1_{iR} + \alpha_{TR} 1_{iTR} + z_i(t)\beta + 1_{iT}z_i(t)\beta_T + \varepsilon_{mi}(t) > 0 \quad (1)$$

Dans cette équation, 1_{iT} est une variable indicatrice valant un si l'individu appartient au groupe de traitement et zéro sinon, 1_{iR} est une variable indicatrice pour la période après réforme. Les paramètres α et α_T mesurent les effets spécifiques invariant pour le groupe de contrôle et le groupe traité. Le coefficient α_R permet une tendance commune du mariage pour les groupes de contrôle et traité après la réforme. Enfin, l'impact de la réforme sur le mariage est représenté par α_{TR} , paramètre associé à l'interaction entre la variable indicatrice après réforme et la variable indicatrice du groupe traité, $1_{iT}1_{iR}$. Nous supposons par conséquent que la réforme n'a pas d'effet sur le groupe de contrôle. Ce paramètre d'intérêt peut donc être interprété comme un changement après la réforme dans la décision de se marier pour les couples du groupe traité. Le vecteur $z_i(t)$ permet de tenir compte d'éventuels effets de structure.

Figure 8 : *Évolution du taux de mariage des concubins avec ou sans enfants*
 – Source : enquêtes Emploi (1990-2000) – Champ : couples de moins de 60 ans, à l'origine concubins, puis mariés ou concubins (ensemble pendant 3 années consécutives).



En effet, dans la mesure où la structure par âge ou par niveau d'éducation du groupe traité peut différer de celle du groupe de contrôle, $z_i(t)$ comprend l'âge et l'âge au carré, le nombre d'années d'études et le nombre d'années d'études au carré. Les paramètres β et β_T permettent ainsi de rendre compte d'effets spécifiques aux groupes de contrôle et traité.

Les autres facteurs non considérés dans l'analyse sont supposés affecter de la même manière le groupe traité et le groupe de contrôle. Par ailleurs, les $\varepsilon_{mi}(t)$ sont des variables aléatoires supposées i.i.d. et de moyenne nulle reflétant l'hétérogénéité individuelle inobservée.

L'équation (1) peut être estimée à l'aide d'un modèle Probit simple. Notre stratégie d'estimation diffère toutefois de cette première approche. Une limite de l'estimation par un Probit simple réside, en effet, dans le fait que l'impact de la réforme sur les taux de mariage des couples de concubins avec enfants doit tenir compte de l'endogénéité de l'offre de travail : la modification des taux d'imposition induite par la réforme pourrait inciter le second porteur de ressources du ménage soit à se retirer du marché du travail (effet de substitution), soit à travailler davantage (effet revenu). Or, du fait de l'ajustement de l'offre de travail, la décision de mariage pourrait se trouver modifiée.

Le modèle est donc estimé en prenant explicitement en compte la corrélation entre la décision de mariage et l'emploi féminin. Le modèle est complété de la manière suivante.

Nous supposons que l'individu i est en emploi si

$$e_i(t) = x_{ei}(t)\beta_e + \varepsilon_{ei}(t) > 0 \quad (2)$$

Dans cette équation, le vecteur $x_{ei}(t)$ comprend les variables explicatives telles que l'âge et le niveau d'études, la variable indicatrice après réforme et celle décrivant l'appartenance au groupe traité, ainsi que leur interaction. Par ailleurs, dans le système français, les pénalités au mariage sont, en principe, croissantes avec les écarts de revenu individuels. Le ratio rapportant le plus bas salaire au le salaire le plus élevé est donc introduit dans l'équation (1) mais pas dans l'équation (2).

Finalement, les équations (1) et (2) sont estimées simultanément à l'aide d'un modèle Probit bivarié. Les résultats sont présentés dans la partie suivante.

4. Résultats

Le tableau 7 présente les résultats des estimations de l'impact de la réforme du quotient familial de 1995 à partir d'un modèle Probit bivarié. Les principaux résultats sont les suivants.

1. Le modèle 1 (deux premières colonnes) correspond à des estimations simples en double différence, sans prise en compte des effets de structure. Nous observons ainsi que la présence d'enfants dans le ménage réduit significativement l'emploi féminin. L'impact de la réforme apparaît par ailleurs non significatif sur l'emploi des femmes. Enfin, la réforme a un effet positif et significatif sur le mariage.
2. Le modèle 2 présente les résultats obtenus à partir d'un échantillon réduit où l'on a supprimé les ménages éligibles à l'APE (Allocation Parentale d'Éducation). En 1994, l'APE a été étendue aux familles avec deux enfants dont au moins un en dessous de trois ans. Afin de corriger nos estimations des effets importants de l'APE, notamment sur l'emploi féminin, 672 couples sur 7 037 sont supprimés de l'échantillon, c'est-à-dire ceux qui remplissent les conditions pour l'obtention de l'APE. Les estimations sont très légèrement modifiées : l'impact de la réforme sur l'emploi devient nul et reste non significatif ; l'impact de la réforme sur le mariage reste positif et significatif.
3. Le modèle 3 ajoute des variables explicatives à l'analyse. L'âge et l'éducation ont un effet positif sur l'emploi. Comme on pouvait s'y attendre, l'écart de salaires entre les deux conjoints a un impact positif, quoique non significatif, sur le mariage. De plus, l'introduction de nouvelles variables ne modifie par les résultats en termes d'impact sur l'emploi féminin. L'impact

Tableau 6 : *Effets marginaux de la réforme sur le mariage et l'emploi féminin*

Variabes	Moyenne de X	Effet marginal sur le mariage	Effet marginal sur l'emploi féminin
Après 1995	0,49	-0,037	n.s.
Enfant avant mariage	0,47	n.s.	-0,61
Après 1995 x Enfant avant mariage	0,25	0,044	n.s.
Ratio de revenu (min/max)	0,44	n.s.	-
Enfant avant mariage x ratio	0,19	1,06	-
Âge	33,6	n.s.	0,044
Éducation	17,7	n.s.	0,057

Source : Enquêtes Emploi (1990-2000).

Note : la deuxième colonne présente les moyennes des variables figurant dans la première colonne ; dans la troisième colonne, figure l'effet marginal de la variable sur le mariage, sachant que la femme est employée ; la dernière colonne présente l'effet marginal de la variable sur l'emploi féminin, conditionnellement au mariage.

sur le mariage n'est pas non plus modifié : l'effet marginal de la réforme sur le mariage est de +0,044 (cf. tableau 6).

4. Les estimations univariées du Probit sont présentées dans les deux dernières colonnes du tableau 7. On ne remarque pas de différence importante entre ces estimations et celles obtenues à l'aide d'un modèle bivarié. En effet, bien que la corrélation estimée entre les termes d'erreur soit significative, elle apparaît relativement faible (-0,1).

Notons que l'impact de la réforme sur l'emploi masculin n'apparaît pas non plus significatif et ce, quelle que soit la spécification retenue. L'estimation des effets sur les heures travaillées reste plus délicate à estimer, compte tenu notamment de la taille de l'échantillon ; ainsi, des premières évaluations montrent que les heures travaillées des femmes mariées auraient pu décroître après la réforme, même si ces effets demeurent faiblement significatifs (cf. Buffeteau et Echevin, 2003) ; en revanche, les heures travaillées des femmes non mariées et des hommes apparaissent plutôt inélastiques à la réforme.

Au total, l'effet de la réforme sur l'offre de travail n'apparaît pas d'une ampleur telle qu'elle pourrait remettre en cause les effets sur le mariage.

5. Conclusion

La réforme de 1995 a eu des effets importants sur le taux de mariage des couples de concubins avec enfants. Pour cette population spécifique, nous évaluons à près de 4 points l'accroissement du taux de mariage après la réforme. Ce

résultat correspond aux ordres de grandeur de l'évolution des mariages légitimant des enfants, enregistrées sur la population générale.

Cependant, l'évolution du taux des mariages légitimant semble montrer une baisse soudaine des effets de la réforme sur le mariage en 1998. Une première interprétation possible est que l'offre de travail des couples s'est adaptée à cette nouvelle situation : la diminution du revenu disponible des couples de concubins avec enfants a pu être compensée par un accroissement de l'offre de travail et, partant, se serait traduite par une diminution des gains au mariage. De même, en renforçant les gains au mariage, la réforme a pu diminuer l'offre de travail des couples mariés. Mais nos estimations tendent à montrer au contraire que l'impact de la réforme sur l'emploi n'apparaît pas significatif et ce, malgré la corrélation négative entre emploi et mariage.

Une deuxième interprétation possible réside dans l'analyse des effets de calendrier : la réforme a pu avoir pour effet d'avancer la date du mariage, sans modifier *in fine* le nombre de mariages sur la période. Ces effets sont sans doute difficiles à évaluer, compte tenu du peu de recul dont nous disposons. Néanmoins, sur la période qui nous intéresse (1990-2000) les effets apparaissent importants et significatifs et, donc, non remis en cause par un probable effet de calendrier. De plus, le taux de mariage pour l'ensemble de la population continue à augmenter jusqu'en 2002. Un effet escompté de la réforme serait donc sa propagation à l'ensemble de la population (en particulier aux couples de concubins sans enfants, qui anticipent les naissances à venir). Un test de cette hypothèse apparaît néanmoins hors de portée de la présente étude, car, à plus long terme, d'autres effets pourraient intervenir, comme ceux sur la fécondité ou sur le concubinage ; or, nous n'avons pas pu déceler de tels phénomènes à partir des données disponibles.

Une troisième piste d'interprétation concerne les comportements de fraude fiscale, plus facilement repérables sur une période courte. L'appariement des enquêtes Emploi et des déclarations fiscales des revenus, effectuées par l'INSEE, constitue une source intéressante pour étudier ce type de comportement. On peut, par exemple, observer le nombre de concubins avec enfants, vivant en couple, mais se déclarant comme parent isolé après la réforme. Des premiers résultats suggèrent une relative stabilité des erreurs de déclaration au cours de la seconde moitié des années 1990. Par ailleurs, il existe un écart significatif entre les déclarations des personnes célibataires et des personnes divorcées vivant en couple, le taux de déclarations « erronées » étant plus élevé pour ces dernières ; ceci pourrait s'expliquer par le fait que les personnes divorcées sont moins enclines au mariage que les célibataires n'ayant jamais été mariés. Néanmoins, les données issues des enquêtes sur les revenus fiscaux établies par l'INSEE ne permettent pas de reconstituer la famille (souvent plus large que le ménage, notamment dans le cas des familles recomposées). Une limite importante des calculs effectués demeure donc que l'on

n'observe pas l'ensemble des enfants potentiellement « déclarables » par les adultes du ménage.

Enfin, dans le but de contourner le problème, une piste d'approfondissement serait d'établir, pour la période récente, les séries des taux de mariage et de célibat, selon la présence d'enfants, à partir des données issues des déclarations fiscales. Ce travail devrait permettre d'illustrer clairement la baisse du nombre de personnes célibataires (ou divorcés ou veufs) avec enfants après la réforme de 1995. L'écart entre les statistiques fiscales et les statistiques démographiques permettrait ainsi de compléter utilement les commentaires du lien entre fiscalité et mariage et des évolutions récentes de la nuptialité en France.

Tableau 7 : Estimation de l'impact de la réforme du quotient familial de 1995 à partir d'un modèle Probit bivarié.

Variable	Probit bivarié				Probit simple			
	1		2		3		4	
	Emploi	Mariage	Emploi (b)	Mariage	Emploi (c)	Mariage	Emploi (d)	Mariage
Constante	0,7107 (0,0323)**	-1,0040 (0,0489)**	0,7176 (0,0324)**	-1,0137 (0,0494)**	-3,5822 (0,4815)**	0,1722 (0,8629)	-3,5658 (0,5591)**	0,1021 (0,8198)
Après 1995	0,0461 (0,0478)	-0,1219 (0,0532)**	0,0508 (0,0481)	-0,1277 (0,0537)**	-0,0023 (0,0491)	-0,1661 (0,0891)*	-0,0027 (0,0492)	-0,1664 (0,0881)*
Enfants avant le mariage	-0,3519 (0,0447)**	-0,0393 (0,0658)	-0,2819 (0,0471)**	-0,0182 (0,0693)	-1,7287 (0,7213)**	-0,7701 (1,2637)	-1,7386 (0,8223)**	-0,8503 (1,1762)
Après 1995 x enfants avant le mariage	-0,4712 (0,6398)	0,1609 (0,0730)**	0,0409 (0,0677)	0,1554 (0,0768)**	-0,0143 (0,0699)	0,1972 (0,1223)*	-0,0144 (0,0699)	0,2000 (0,1205)*
Ratio min. sur max. des salaires	-	0,0472 (0,0728)	-	0,0497 (0,0738)	-	-2,8408 (1,9896)	-	-2,8524 (1,7585)
Enfants avant le mariage x ratio	-	0,0127 (0,0965)	-	0,0086 (0,1016)	-	4,7055 (2,6876)*	-	4,8792 (2,4484)**
Variables de contrôle								
Éducation, Âge	non		non		oui		oui	oui
Édu., Âge x Enfants avant le mariage	non		non		oui		oui	oui
Édu., Âge x Enf. avant le mariage x ratio	-	non	-	non	-	oui	-	oui
Corrélation des résidus	-0,0919 (0,0256)**		-0,0913 (0,0273)**		-0,0986 (0,0282)**		-	-
Log-Vraisemblance	-7241,857		-6398,770		-6197,488		-3489,228	-2714,446
Taille de l'échantillon	7037		6365		6365		6365	6365
(a) Écart-types entre parenthèses (b) Variable dépendante égale à 1 si employé, 0 sinon (c) Variable dépendante égale si mariée, 0 sinon (d) ** significatif à 5 %, * significatif à 10 %.								

Source : Enquête Emploi.

Note : l'échantillon est réduit aux couples stables (ensemble pendant au moins trois ans) vivant à l'origine en concubinage puis décidant de se marier ou pas. Le modèle d'emploi est estimé à partir de la situation dans l'emploi des femmes

Références

Alm S. et L. Whittington. 1996. "The rise and fall and rise... of the marriage tax", *National Tax Journal*, 49 : 4, pp. 571-590.

Alm J. et L. Whittington. 1999. "For love or money ? The impact of income taxes on marriage", *Economica*, 66 : 261, pp. 1-24.

Becker G. 1991. *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA. Harvard University Press.

Buffeteau S. et D. Echevin. 2003. "Taxation, marriage and labor supply: evidence from a natural experiment in France", cahier de recherche du CIRPEE n° 03-40.

Chun H. et I. Lee. 2001. "Why do married men earn more: productivity or marriage selection?", *Economic Inquiry*, 39 : 2, pp. 307-319.

Cornwell C. et P. Rupert. 1997. "Unobservable individual effect, marriage and the earning of young men", *Economic Inquiry*, 35 : 2, pp. 285-294.

Daniel K. 1992. "Does marriage make men more productive?", NORC Discussion paper n° 92-2, University of Chicago.

Echevin D. 2004. « L'individualisation de l'impôt sur le revenu : équitable ou pas ? », *Économie et Prévision*, 160-161 : 4-5. pp. 149-165.

Feenberg D.R. et H.S. Rosen. 1994. "Recent developments in the marriage tax", *National Tax Journal*, 68, pp. 91-101.

Fortin B. et G. Lacroix. 2002. "Assessing the impact of tax and transfer policies on labour supply: a survey", Project report Cirano.

Gray J.S. 1997. "The fall in men's return to marriage: declining productivity effects or changing selection?", *Journal of Human Resources*, 32 : 3, pp. 481-504.

Hersh J. et L.S. Stratton. 2000. "Household specialization and the male marriage wage premium", *Industrial and Labor Relations Review*, 54 : 1, pp. 78-94.

Jacobsen J.P. et W.L. Rayack. 1996. "Do men whose wives work really earn less", *American Economic Review*, 86 : 2, pp. 268-273.

Korenman S. et D. Neumark. 1991. "Does marriage really make men more productive?", *Journal of Human Resources*, 26 : 2, pp. 282-307.

Loh E.S. 1996. "Productivity differences and the marriage wage premium for white males", *Journal of Human Resources*, 31 : 3, pp. 566-589.

Nakosteen R.A. et M.A. Zimmer. 1987. "Marital status and earning of young men: a model of endogenous selection", *Journal of Human Resources*, 22 : 2, pp. 248-268.

Nakosteen R.A. et M.A. Zimmer. 1997. "Men, money, and marriage: are higher earners more prone than low earners to marry?", *Social Science Quarterly*, 78 : 1, pp. 66-82.

Nakosteen R.A. et M.A. Zimmer. 2001. "Spouse selection and earnings: evidence of marital sorting", *Economic Inquiry*, 39 : 2, pp. 201-213.

Rosen H.S. 1987. "The marriage tax is down but not out", NBER WP n° 2231.