

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2005 / 15

**La modélisation des comportements
démographiques dans le modèle
de microsimulation DESTINIE**

Michel DUÉE

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2005 / 15

La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE

Michel DUÉE *

DÉCEMBRE 2005

L'auteur remercie Isabelle Robert-Bobée, Sophie Pennec, Laurent Toulemon, Didier Blanchet et Cédric Afsa pour leurs remarques et suggestions. Il reste toutefois seul responsable des éventuelles erreurs ou omissions qui pourraient subsister dans le texte.

* Département des Études Économiques d'Ensemble - Division « »
Timbre G2 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF

La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE

Résumé

Nous présentons ici une nouvelle modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destine : mises en couple, ruptures, naissances. La modélisation précédente était basée sur l'enquête Jeunes et Carrières de 1997, dont l'échantillon était de taille limitée (20 000 personnes de 18 à 45 ans). Cette nouvelle version est basée sur l'Enquête Histoire Familiale de 1999 dont l'échantillon est suffisamment important (280 000 personnes de 18 ans et plus) pour prendre en compte plus de variables explicatives que précédemment. On introduit notamment l'âge de façon systématique ; l'âge de fin des études, seul indicateur d'hétérogénéité sociale retenu dans le modèle Destinie, intervient également plus fréquemment qu'auparavant.

Les équations sont estimées à l'aide de régressions logistiques à partir des comportements observés entre 1995 et 1999. Comme cette période ne correspond pas forcément à un état d'équilibre de long terme, il est nécessaire d'introduire des cales (ajoutées à la constante dans le modèle) afin de rester cohérent avec certaines grandeurs agrégées. Les simulations respectent notamment un indice conjoncturel de fécondité de 1,9 conformément à ce qui est observé depuis 2000, et un âge moyen à la maternité de 30 ans.

Pour les femmes, les simulations aboutissent à des résultats satisfaisants, en termes de répartition selon le nombre final d'enfants, de profil de fécondité par âge et de situation familiale à chaque âge. Ainsi, la situation familiale des femmes pourra être utilisée ultérieurement comme variable explicative, notamment dans la détermination des probabilités de transition sur le marché du travail. En revanche, pour les hommes les résultats sont un peu moins bons, du moins sur certains événements.

Mots-clés : microsimulation, comportements démographiques, fécondité

Modelling Demographic Events in the Microsimulation Model DESTINIE

Abstract

This paper presents a new modelling of demographic events in the microsimulation model Destinie: union formations, union disruptions and births. The previous modelling was based on the 1997 Insee Survey on Young People and Job Histories, whose sample was of limited size (20 000 persons aged 19 to 45). This new version is based on the 1999 Family History Survey whose sample is large enough (280 000 persons aged at least 18) to take into account more covariates than before. In particular we systematically introduce age as a covariate; the age at leaving school, the only variable that represents social heterogeneity in the model Destinie, is also used more systematically than in the previous version.

The probabilities are estimated between 1995 and 1999 using logistic regressions. As this period does not necessary correspond to a steady state, we have to adjust the intercepts in the equations so that simulations are consistent with some aggregates. In particular, simulations are consistent with a fertility of 1.9 children per woman, which corresponds to the observed fertility since 2000, and an average age at birth of 30 years.

For women, simulations lead to satisfactory results for completed fertility, fertility rate by age and marital status at each age. Thus, the marital status appears to be a valid covariate for modelling transitions on the labour market. Results for men remain less satisfactory.

Keywords: microsimulation, demographic trends, fertility

Classification JEL : C15, J12, J13

Introduction	5
I - Généralités	7
<i>I.1 Respect de la structure actuelle du modèle</i>	7
<i>I.2 Quelques modifications apportées</i>	9
I.2.1 Age de fin des études	9
I.2.2 L'indicateur conjoncturel de fécondité et l'âge moyen à la maternité	9
<i>I.3 La source de données utilisée : l'enquête Histoire Familiale</i>	10
II - Histoire des couples	13
<i>II.1 Première union</i>	13
<i>II.2 Remise en couple</i>	15
<i>II.3 Appariement des « candidats couples »</i>	15
<i>II.4 Ruptures</i>	16
III - Naissances	19
<i>III.1 Rappel de la version antérieure</i>	19
<i>III.2 Généralités</i>	20
<i>III.3 Naissance du premier enfant</i>	20
<i>III.4 Naissances de rang supérieur à 1, enfant précédent né pendant l'union en cours</i>	21
<i>III.5 Naissances de rang supérieur à 1, enfant précédent né pendant une union antérieure</i>	22
IV - Migration	23
<i>IV.1 Répartition par âge</i>	25
<i>IV.2 Age de fin des études</i>	26
<i>IV.3 Situation familiale</i>	26
V - Validation par des grandeurs agrégées	29
<i>V.1 Comparaison avec les projections de population Insee</i>	29
V.1.1 Nombre annuel de naissances	29
V.1.2 Population totale	29
V.1.3 Structure par âge	30
<i>V.2 Naissances et fécondité</i>	30
V.2.1 Répartition selon le nombre final d'enfants	30
V.2.2 Indicateur conjoncturel de fécondité	32
V.2.3 Age moyen des mères par rang de naissance	33
<i>V.3 Age moyen de fin des études</i>	33
<i>V.4 Histoire des couples</i>	33
V.4.1 Proportion de personnes sans union	33
V.4.2 Proportion de couples se terminant par une rupture	34
V.4.3 Proportion de personnes se remettant en couple après une rupture	34
<i>V.5 Relation entre histoire des couples et fécondité</i>	34
V.5.1 Effet des ruptures sur la descendance finale	35
V.5.2 Situation familiale	35

Conclusion	37
Bibliographie	38
ANNEXE 1 : Adéquation des modèles aux données.....	39
<i>Histoire des couples</i>	<i>39</i>
<i>Naissances</i>	<i>40</i>
ANNEXE 2 : Comparaison des situations familiales à chaque âge dans Destinie et EHF.....	46

Introduction

Le modèle de microsimulation Destinie (modèle démographique, économique et social de trajectoires individuelles simulées) a été initié au milieu des années 1990 pour simuler des changements dans les systèmes de retraite (Blanchet et Chanut, 1998), puis développé par la division « Redistribution et Politiques Sociales » (Division RPS, 1999). Initialement restreint aux seuls salariés du secteur privé, il a ensuite été étendu au secteur public et a été utilisé pour étudier l'impact des réformes récentes de ces systèmes de retraite (Bardaji, Sédillot et Walraët, 2002 et 2004). Le modèle permet également d'analyser les inégalités de retraite, notamment selon l'âge de fin des études (Buffeteau et Godefroy 2005). Le champ d'application possible de ce modèle est cependant plus large que les retraites : ainsi, il a été utilisé récemment pour simuler l'évolution du nombre de personnes dépendantes (Duée et Rebillard 2004).

Ce modèle fonctionne à un niveau individuel : chaque année, les individus connaissent des changements de leur situation démographique (mise en couple, rupture, naissance, décès...) ou économique (changement de situation sur le marché du travail, du salaire, départ en retraite...). La modélisation des comportements démographiques est importante pour elle-même mais aussi parce que les comportements économiques individuels sont influencés par la situation familiale, notamment pour les femmes (choix d'activité, avantages retraite liés au nombre d'enfants...). Par ailleurs, de façon plus agrégée, le niveau de la fécondité influence l'équilibre général des systèmes de retraite à long terme, puisqu'elle détermine le nombre de personnes entrant sur le marché du travail dans 20 ans et plus.

Dans cet esprit, nous avons cherché à améliorer la modélisation des comportements démographiques. Trois aspects ont été privilégiés :

- une meilleure description des comportements aux âges élevés : les équations actuellement utilisées dans Destinie ont été estimées à partir de l'enquête Jeunes et Carrières (EJC), essentiellement sur les moins de 45 ans. Une meilleure description après 45 ans n'a pas d'impact sur la fécondité, mais aura notamment des conséquences sur l'étude de la situation familiale des personnes âgées dépendantes.
- l'utilisation d'un plus grand nombre de variables explicatives pour mieux décrire les comportements : l'enquête Histoire familiale (EHF) permet de disposer d'un échantillon suffisant pour ajouter plusieurs variables explicatives pour les différents comportements étudiés.
- l'amélioration du calage sur certaines grandeurs, comme la répartition des femmes selon le nombre final d'enfants.

En revanche, d'autres aspects, notamment les migrations, ont fait l'objet d'améliorations plus marginales par rapport à la version précédente et mériteraient d'être approfondis. Ils sont cependant présentés ici afin de donner une vue complète des hypothèses démographiques du modèle. Le reste du document est organisé comme suit : la première partie présente des généralités sur l'organisation de Destinie et la méthode d'estimation des équations ; les parties suivantes décrivent les résultats des estimations (successivement histoire des couples, naissances et migration) et la dernière partie décrit les résultats obtenus à partir de simulations de Destinie intégrant les nouvelles équations.

I - Généralités

1.1 Respect de la structure actuelle du modèle

On a conservé l'essentiel de la structure existante de la démographie dans Destinie, et notamment les caractéristiques suivantes :

- Indépendance de la démographie par rapport aux autres événements

La situation économique d'un individu n'a pas d'influence sur sa situation démographique (sauf par l'intermédiaire de l'âge de fin d'études). On suppose par exemple que le chômage dans un couple n'aura pas d'impact sur la probabilité de rupture ni sur la probabilité d'avoir des enfants.

On ne remet pas en cause cette indépendance pour des raisons de robustesse (faire des variantes avec différents taux de chômage de long terme pourra se faire sans modifier les grandeurs démographiques) mais aussi parce qu'il n'est pas aisé de connaître le sens de la causalité entre événements démographiques et événements « économiques ».

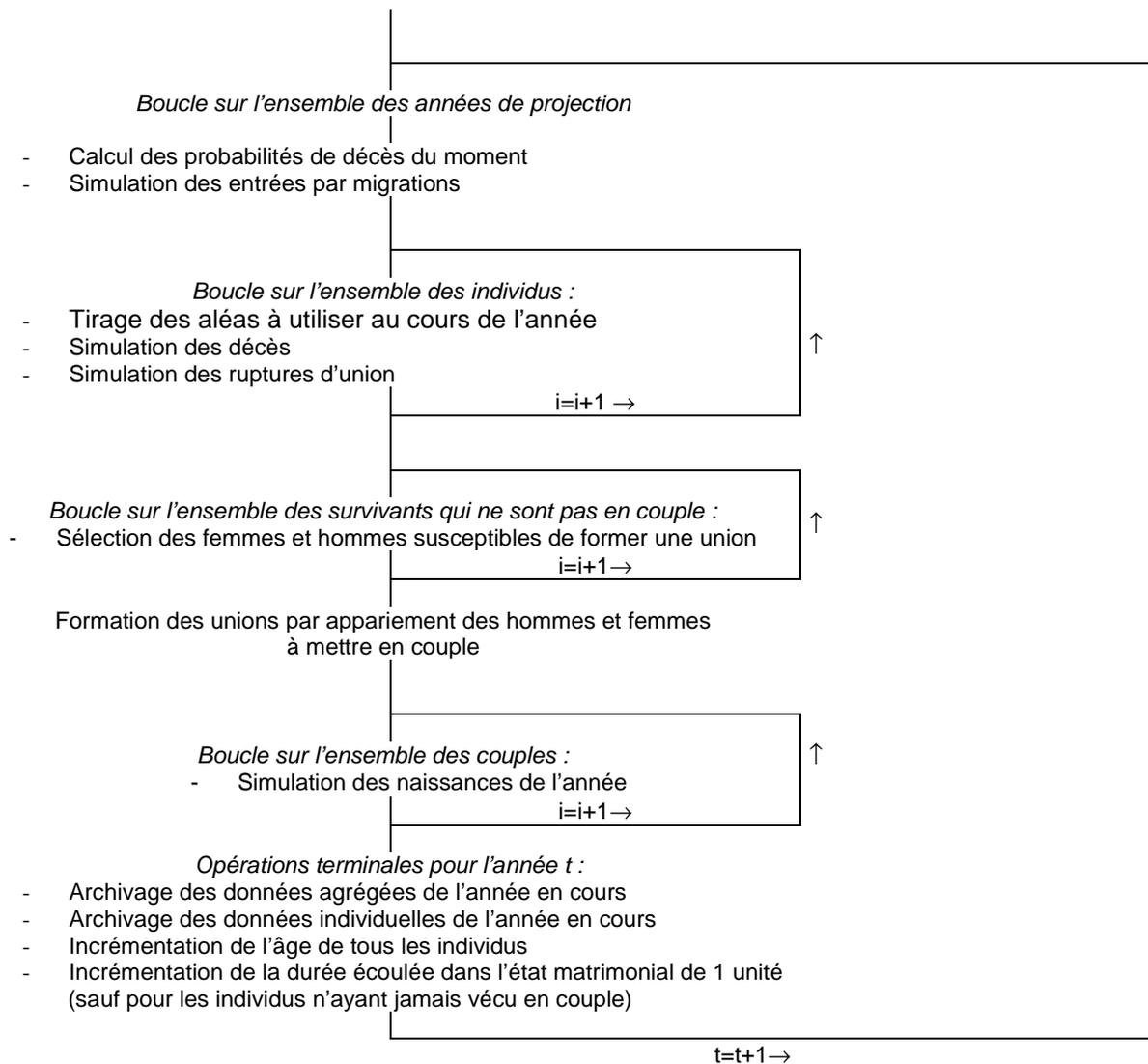
- Modélisation de la mortalité : chaque année, tout individu a une probabilité de décéder dépendant de son âge, son sexe et son âge de fin des études. En particulier, on ne cherchera pas ici à affecter des probabilités de décès différentes selon la situation familiale.
- L'ordre d'enchaînement des différents événements (cf. graphique ci-dessous)

Afin d'alléger la programmation, on décide d'exclure que certains événements se produisent la même année dans la simulation. Ces exclusions sont en partie arbitraires, mais elles portent sur des conjonctions d'événements qui sont rares et ne devraient donc générer que peu de biais. C'est par l'ordre d'enchaînement des différents modules que l'on autorise ou interdit certains événements simultanés. On conserve l'ordre retenu en 2002, qui a les caractéristiques suivantes :

- un couple peut avoir un enfant l'année de mise en couple, mais pas l'année de rupture
- il ne peut y avoir rupture l'année de mise en couple
- il peut y avoir remise en couple l'année de la rupture.
- on ne peut pas avoir 2 enfants la même année.

Par ailleurs, comme dans la version précédente, les simulations commencent en 1998, avec une population initiale issue de l'enquête Patrimoine 1998. Une nouvelle base initiale était en cours de construction au moment de la réalisation du présent document, en utilisant l'enquête Patrimoine 2003-2004. Pour ce qui concerne les caractéristiques démographiques, le changement de base initiale ne devrait pas avoir d'impact sur les résultats à moyen et long terme.

Figure 1 : Enchaînement des événements démographiques dans Destinie



1.2 Quelques modifications apportées

Les modifications ont avant tout concerné l'âge de fin d'études, variable importante de Destinie car c'est le seul indicateur d'hétérogénéité sociale du modèle, l'indicateur conjoncturel de fécondité (ICF) et l'âge moyen à la maternité.

1.2.1 Age de fin des études

Rappelons que dans Destinie, afin de prendre en compte l'allongement de la durée des études, on utilise l'âge de fin des études relatif, défini comme la différence entre l'âge de fin des études de l'individu et la moyenne observée dans sa génération (hommes et femmes confondus).

Jusqu'à présent, certains comportements démographiques (première mise en couple, première naissance) étaient modélisés séparément pour deux groupes :

- les « plus diplômés » (âge de fin des études supérieur ou égal à 21 ans)
- les « moins diplômés » (âge de fin des études inférieur ou égal à 20 ans)

l'âge moyen de fin des études étant de 21 ans pour les jeunes générations.

Suivant l'exemple de Robert-Bobée (2003), on détaille plus finement et on distingue 3 groupes d'âge de fin des études relatif :

- les études courtes : inférieures de plus d'un an à la moyenne de la génération
- les études longues : supérieures de plus d'un an à la moyenne de la génération
- les études moyennes : au plus un an d'écart avec la moyenne de la génération

1.2.2 L'indicateur conjoncturel de fécondité et l'âge moyen à la maternité

Les projections faites avec le modèle Destinie doivent être cohérentes avec certaines données agrégées obtenues dans d'autres études. En termes de fécondité, on s'est basé notamment sur les observations récentes. Durant la décennie 1990, l'indicateur conjoncturel de fécondité (ICF) était faible (inférieur à 1,8 et atteignant même 1,65 en 1993-1994). Depuis 2000, la fécondité est plus forte, proche de 1,9. L'âge moyen à la maternité, quant à lui, augmente, mais sa croissance s'est ralentie depuis 1998, passant de 1,5 mois par an de 1990 à 1998 à seulement 0,5 mois par an de 1998 à 2004.

Dans Destinie, on fait le choix de retenir un âge moyen à la maternité qui soit constant sur toute la période de simulation. D'une part, la croissance de cet âge moyen semblant ralentir sur les dernières années, on peut en envisager une stabilisation prochaine ; d'autre part, le fonctionnement de Destinie ne permet pas d'introduire de manière simple une dérive de l'âge moyen à la maternité¹. Notre hypothèse de

¹ Si l'on ne veut pas modifier l'âge moyen de fin des études, il faudrait introduire une cale dépendant de l'âge et de l'année dans l'équation de mise en couple

stabilité de l'âge moyen des mères implique notamment que, dans la mesure où il est constant, l'ICF sera égal à la descendance finale des femmes (nombre moyen d'enfants que les femmes ont au cours de leur vie) dans nos simulations.

Pour résumer, on a cherché à respecter les cibles suivantes :

- indicateur conjoncturel de fécondité (ICF) : 1,9. On s'écarte ici de l'hypothèse faite dans le scénario central des projections de population de l'Insee, qui postule un ICF stable à 1,8 ce qui était cohérent avec ce qu'on a observé durant la décennie 1990.
- âge moyen des mères à la naissance, tous rangs confondus : 30 ans. On suppose donc que cette augmentation s'arrêtera, ce qui correspond à l'hypothèse faite dans les projections de population de l'Insee.
- part des femmes ne connaissant jamais d'union : 8 à 9 %, croissant avec l'âge de fin des études.
- répartition des femmes selon le nombre final d'enfants : on s'appuiera notamment sur l'étude de Toulemon et Mazuy (2001). On s'attache plus à cette répartition pour les femmes que pour les hommes. En effet, le nombre d'enfants a plus d'impact sur les comportements des femmes sur le marché du travail et les avantages retraite liés aux enfants concernent surtout les femmes.

Notons que les équations de comportement estimées sur les années 1995-1998 à partir des données de l'enquête Histoire Familiale, source de données qui a été privilégiée pour les estimations (voir *infra*) ne respectent pas forcément ces contraintes. En effet :

- il est possible que des effets de rattrapage fassent que ces années ne soient pas représentatives d'un équilibre de long terme. Par exemple, la période d'estimation fait suite à l'extension de l'allocation parentale d'éducation (APE) au deuxième enfant en juillet 1994, ce qui semble avoir augmenté la fécondité des femmes mais sans que l'on puisse savoir a priori si cela sera transitoire ou pérenne.
- la situation observée dans les années 1995-1998 n'était sans doute pas stable puisque l'ICF est passé de 1,65 en 1994 à 1,76 en 1998. Par ailleurs, dès 2000, on a vu une forte remontée de l'ICF (passant de 1,79 en 1999 à près de 1,88 en 2000).
- dans les simulations, l'âge moyen de mères de 30 ans qu'on retient est supérieur à ce qui était observé de 1995 à 1998 (entre 29 et 29,5 ans).

Pour respecter les grandeurs agrégées que l'on se fixe, il est donc nécessaire d'introduire des cales dans différentes équations du modèle ; ces cales seront le plus souvent des constantes (ou, dans le cas des naissances de rang 1, un polynôme de degré 1 en l'âge).

1.3 La source de données utilisée : l'enquête Histoire Familiale

Les équations du modèle Destinie avaient été estimées à partir de l'enquête Jeunes et Carrières de 1997, qui portait sur 10 900 femmes et 9 900 hommes âgés de 19 à 45 ans. Cette enquête permet de reconstituer l'histoire familiale des individus. Cependant, la limite d'âge supérieur implique que le comportement des individus des plus de 45 ans dans Destinie résulte de l'extrapolation des comportements observés

avant cet âge. Par ailleurs, la petite taille de l'échantillon limite le nombre de variables explicatives que l'on peut utiliser.

Les données utilisées dans cette étude proviennent de l'enquête Histoire familiale de 1999. Parallèlement au recensement général de la population, un échantillon de 235 000 femmes et 145 000 hommes de 18 ans et plus a été enquêté via un questionnaire auto-administré. La taille importante de cet échantillon permet d'utiliser un grand nombre de variables explicatives.

Nous avons utilisé essentiellement deux parties de l'enquête :

- les dates de naissance des enfants
- les principales dates de la vie en couple : pour les individus ayant vécu en couple, on demande les dates de mise en couple et de rupture pour la première et la dernière union. Cette limitation à deux unions ne semble pas poser de problème particulier ; lorsque l'on étudiera la remise en couple, on exclura cependant les (rares) individus ayant vécu 3 mariages ou plus, et les individus ayant eu des enfants entre les deux unions déclarées.

D'une façon générale, on utilise la même approche que celle de Robert-Bobée (2002) : on estime les probabilités annuelles de transition (union, rupture, naissance) d'après les données concernant les années 1995-1998. Cette méthode d'estimation a l'avantage d'être cohérente avec le déroulement de Destinie, qui fonctionne avec un pas annuel. On vérifie graphiquement la bonne adéquation de notre modélisation aux données (cf. annexe 1).

Pour les naissances et les ruptures, on se restreint aux couples qui ne connaissent pas de rupture suite à un décès du conjoint (puisque la mortalité dans Destinie est modélisée par une procédure spécifique, effectuée en début de boucle, et que l'on ne remet pas en cause). On raisonne donc conditionnellement au non-décès d'un des conjoints.

II - Histoire des couples

Rappelons tout d'abord que, dans Destinie, on ne fait pas de distinction entre les couples mariés et non-mariés ; on s'intéresse donc à l'état matrimonial « de fait ». Chaque année, la situation des couples évolue de la façon suivante :

- procédure *rupture* : les couples existants se séparent avec une certaine probabilité
- procédure *candidats_couple* : parmi les individus ne vivant pas en couple, on tire séparément des hommes et des femmes qui vont former un couple, avec des équations séparées pour :
 - o la première union
 - o les remises en couple après une rupture (ou veuvage)
- procédure *appariements* : on apparie les hommes et femmes sélectionnés

II.1 Première union

Dans la version précédente de Destinie, on supposait que les individus ne se mettaient pas en couple avant la fin de leurs études. Ensuite, les individus se mettaient en couple selon une probabilité dépendant de la durée depuis la fin des études (équations séparées pour les plus diplômés et les moins diplômés, et par sexe).

Coefficients utilisés pour la probabilité de première mise en couple dans la version précédente de Destinie

	1ère mise en couple par durée depuis la fin des études			
	femmes		Hommes	
	Fin des études avant 21 ans	Fin des études à 21 ans ou après	Fin des études avant 21 ans	Fin des études à 21 ans ou après
Constante	-1,786 (0,169)	-1,444 (0,089)	-2,896 (0,248)	-2,427 (0,241)
Durée*	0,148 (0,063)		0,319 (0,070)	0,287 (0,104)
Durée au carré*	-0,016 (0,005)	-0,010 (0,003)	-0,021 (0,004)	-0,026 (0,003)
Calage (ajouté à la constante)	0,18	0,21	0,2	0,21

Source : Robert-Bobée (2002)

Lecture : Ce tableau et l'ensemble des tableaux suivants de même type donnent les coefficients d'une modélisation logit de l'événement considéré. Les écarts-type sont fournis entre parenthèses. Le facteur de calage est le facteur qui est rajouté à la constante estimée pour respecter la cible de fréquence globale de l'événement qui est utilisée en projection.

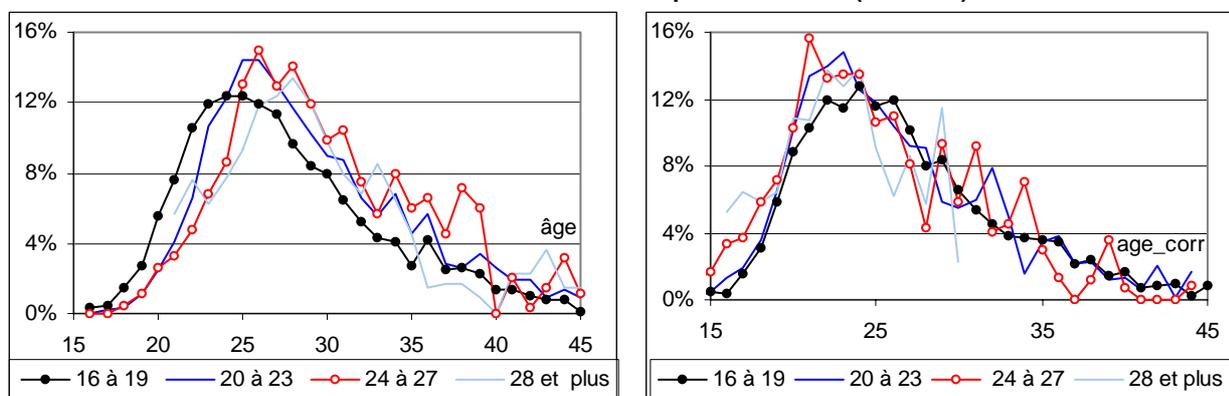
Cependant, avec l'allongement de la durée des études, la part des personnes formant leur première union avant la fin des études est de plus en plus importante : elle atteint 15 % pour les femmes de la génération 1970-1974 et 7 % pour les hommes de la même génération (cf. Robert-Bobée, 2003). Par ailleurs, les unions avant la fin des études sont devenues fréquentes parmi les personnes faisant des études longues (plus d'un an en plus de la durée moyenne dans la génération) : 28,7 % chez les femmes et 17,6 % chez les hommes. Il nous a donc semblé nécessaire que la modélisation dans Destinie permette les unions avant la fin des études.

Les courbes ci-dessous décrivent, pour les hommes, la probabilité par âge de se mettre en couple, estimée à partir de l'enquête Histoire familiale. Elles montrent que plus les études sont longues, plus cette probabilité se « décale » vers les âges plus élevés, et ce à un rythme d'environ 1/2 année par année d'études supplémentaire. Le phénomène est analogue pour les femmes. Pour modéliser la probabilité de première union, on utilise donc un « âge corrigé » de l'âge de fin des études qui prend en compte ce décalage :

$$\text{age_corr} = \text{age} - ((\text{adfel} - 16) / 2).$$

Les courbes en fonction de cet « âge corrigé » pour les différents âges de fin des études atteignent leur maximum pratiquement pour le même âge (23 ans). On peut donc modéliser la probabilité de mise en couple en fonction de l'« âge corrigé » par la même forme fonctionnelle (polynôme de degré 4), quel que soit l'âge de fin des études². On ajoute également d'autres variables explicatives : études courtes et études longues (les hommes se mettent d'autant plus en couple qu'ils ont fait des études longues et c'est l'inverse pour les femmes).

Probabilités de former une première union (hommes)



Source : Insee, enquête histoire familiale 1999

Coefficients estimés pour la probabilité de première mise en couple

	Hommes		Femmes	
	Coefficient	(Erreur)	Coefficient	(Erreur)
Constante	-73,10	(3,58)	-68,49	(3,58)
age_corr	8,96	(0,51)	9,06	(0,51)
age_corr ²	-4,08 10 ⁻¹	(0,27 10 ⁻¹)	-4,41 10 ⁻¹	(0,27 10 ⁻¹)
age_corr ³	7,96 10 ⁻³	(0,61 10 ⁻³)	9,14 10 ⁻³	(0,61 10 ⁻³)
age_corr ⁴	-5,72 10 ⁻⁵	(0,50 10 ⁻⁵)	-6,91 10 ⁻⁵	(0,50 10 ⁻⁵)
études courtes	-0,13	(0,03)	—	
études longues	0,04	(0,03)	-0,06	(0,03)
cale : constante	0,264		0,133	

Source : Insee, enquête histoire familiale 1999

² A noter que cette stratégie est possible car, par convention, l'âge de fin des études d'un individu dans Destinie est imputé à sa naissance.

II.2 Remise en couple

Les précédentes équations simulant les remises en couple dépendaient uniquement de la durée depuis la séparation, et ne faisaient pas de distinction selon que les unions précédentes s'étaient terminées par une rupture ou par le décès du conjoint.

Pour déterminer la probabilité de remise en couple, on s'est inspiré essentiellement de Cassan, Mazuy et Clanché (2001). On fait intervenir :

- la durée depuis la fin de l'union précédente : on introduit notamment une indicatrice pour l'année de séparation, puisque les personnes séparées ont une forte probabilité de se remettre en couple dès l'année de séparation. En revanche, on interdit les remises en couple l'année de rupture lorsque celle-ci est due au décès du conjoint (dans EHF, les individus ne se remettent pas en couple l'année de décès de leur précédent conjoint).
- l'âge à la séparation : comme le montrent les auteurs, « plus une rupture a lieu tôt dans la vie, plus les chances de refaire sa vie sont grandes. [...] Cette influence de l'âge est nettement plus forte pour les femmes que pour les hommes. »
- l'existence d'enfants : les individus ayant déjà des enfants se remettent en couple moins vite. Dans nos estimations, ce phénomène a lieu pour les hommes comme pour les femmes, alors que chez Cassan, Mazuy et Clanché (2001), la présence d'enfants est favorable pour les hommes.
- l'âge de fin des études pour les hommes : ceux qui ont fait des études courtes ont plus de difficultés à se remettre en couple (cela est cohérent avec leur plus grande difficulté à former une première union)
- la raison de la fin de l'union pour les femmes : le fait d'être veuves plutôt que séparées diminue les chances de refonder un foyer.

Coefficients estimés pour la probabilité de remise en couple

	Hommes	Femmes
Constante	-0,25 (0,11)	0,33 (0,33)
durée depuis la séparation	-0,09 (0,01)	-0,10 (0,01)
année de la séparation (durée=0)	0,19 (0,05)	0,14 (0,05)
âge à la séparation	-0,05 (0,01)	-0,08 (0,01)
pas d'enfant	0,41 (0,05)	0,41 (0,04)
études courtes	-0,19 (0,05)	=
Veuvage	=	-0,57 (0,08)
cale : constante	-0,20	+0,01

Source : Insee, enquête histoire familiale 1999

II.3 Appariement des « candidats couples »

Une fois sélectionnés les hommes et les femmes susceptibles de se mettre en couple une année donnée (on les appellera « candidats couples »), il reste à former les couples en choisissant successivement un homme et une femme parmi les candidats. Par construction, lorsqu'il y a plus d'hommes que de femmes parmi les « candidats couples » une année donnée, certains hommes ne formeront finalement pas d'union cette année-là (et réciproquement si les femmes sont plus nombreuses que les hommes).

Nous avons ici conservé la structure de la procédure qui existait précédemment, en améliorant seulement certains points (notamment l'écart d'âge entre conjoints) ; cette procédure mériterait d'être encore approfondie. A chaque itération, on réalise les étapes suivantes :

- on choisit au hasard un homme³ parmi les candidats couples. Il est préférable de choisir l'homme candidat au hasard plutôt que de faire une boucle sur l'identifiant des hommes candidats. En effet, par leur identifiant, les individus sont classés par date de naissance croissante (hors base initiale et immigrés). Si on a plus d'hommes que de femmes parmi les candidats-couples, faire une boucle conduira à mettre en couple les individus les plus âgés, les hommes les plus jeunes en surnombre restant seuls (jusqu'à l'année suivante où ils pourront éventuellement se mettre en couple).
- on tire ensuite au hasard 20 femmes candidates. Parmi celles-ci, on sélectionne la femme qui est la plus proche de l'homme en termes d'âge et d'âge de fin des études. Plus précisément, on minimise la distance :

$$D=(\text{âge de la femme} + \text{écart} - \text{âge de l'homme})^2$$

$$+(\text{âge de fin des études de la femme} - \text{âge de fin des études de l'homme})^2$$

où *écart* est une fonction croissante de l'âge de l'homme, valant 0 à 20 ans et 5 à partir de 40 ans, conformément à l'écart d'âge entre conjoints observé dans EHF.

- si l'écart d'âge est inférieur à 20 ans, ils forment un couple.

II.4 Ruptures

On calcule la probabilité de rupture uniquement à partir des caractéristiques de la femme (âge à l'union, durée des études) ou du couple (durée de vie en couple, enfants du couple), mais pas des caractéristiques propres de l'homme. Ce choix est tout d'abord dicté par les données : dans EHF, on dispose de peu d'informations sur le conjoint (essentiellement l'âge et la profession, mais pas l'âge de fin des études) et ces informations sont disponibles uniquement pour le dernier conjoint : si un individu a connu deux unions, on ne peut donc utiliser les caractéristiques du premier conjoint pour modéliser la première rupture. Une solution, peu satisfaisante, aurait été de modéliser séparément les probabilités de ruptures pour les hommes et les femmes, et dans le déroulement de Destinie considérer que la probabilité de rupture d'un couple est égale à la moyenne des probabilités de rupture individuelles de chacun des conjoints.

Ne pas utiliser les caractéristiques de l'homme se justifie également pour des raisons de robustesse (indépendance vis-à-vis de la procédure Appariements). En effet, dans sa version actuelle, on n'est pas certain que la procédure Appariements forme convenablement les couples ; utiliser les caractéristiques propres de l'homme risquerait donc de fausser le rythme des ruptures. Par ailleurs, si on procède ultérieurement à des changements dans la procédure Appariements, il est plus prudent de ne pas utiliser les caractéristiques propres de l'homme pour que ces

³ Il faut noter que, dans la version précédente de Destinie, on sélectionnait d'abord une femme, puis on choisissait parmi plusieurs hommes celui qui était le plus proche de la femme considérée. Cependant, cette méthode conduit à ce que les hommes ayant des âges de fin d'études élevés (28 ans et plus) restent souvent sans conjoint, alors que, dans EHF, la proportion d'hommes ne vivant jamais d'union est décroissante avec l'âge de fin des études. Sélectionner d'abord l'homme, puis une femme qui lui est proche, semble faire disparaître ce problème.

changements ne modifient pas les probabilités de rupture pour les femmes, et n'aient donc pas de conséquences sur la fécondité.

Dans la version précédente, seule la durée depuis la mise en couple intervenait, négativement, dans l'équation de rupture. On introduit les facteurs suivants :

- la présence d'enfants : « pour les couples cohabitants comme pour les couples mariés, la présence d'un enfant correspond à un risque de rupture moindre » (Toulemon 1994). On fait également intervenir le nombre d'enfants.
- les premières unions apparaissent plus solides que les unions suivantes. Dans Destinie, on ne peut pas faire de différence selon le rang de l'union. On introduit donc comme variable explicative la présence d'enfants nés avant le début de l'union.
- les unions formées quand les conjoints étaient jeunes sont plus fragiles.
- l'âge de fin des études : les femmes ayant fait des études courtes rompent plus que les autres.

Dans son étude, Toulemon précise que « la décision d'avoir un enfant [...] n'est associée à une forte baisse du risque de rupture que pendant 5 ans ». On a cependant décidé de ne pas faire intervenir ici l'âge du dernier enfant dans la probabilité de rupture. En effet, les hypothèses faites dans Destinie (naissance uniquement lors des périodes de vie en couple, pas de naissance l'année de rupture) tendent à sous-estimer le nombre de familles monoparentales. Ajouter un « effet protecteur » lié à l'âge des enfants aurait encore accentué cette sous-estimation (on vérifiera dans la partie V que la modélisation retenue aboutit à une proportion de familles monoparentales convenable).

Coefficients estimés pour la probabilité de rupture des couples

Cste	-2,47 (0,07)
durée depuis la mise en couple	-0,06 (0,01)
âge à l'union	-0,04 (0,01)
pas d'enfant dans l'union en cours	0,58 (0,03)
1 enfant dans l'union en cours	0,21 (0,03)
2 ou 3 enfants dans l'union en cours	réf
4 enfants ou plus dans l'union en cours	0,13 (0,07)
existence d'un enfant d'une union précédente	0,41 (0,05)
études courtes	0,09 (0,02)
cale : constante	-0,45

Source : Insee, enquête histoire familiale 1999

III - Naissances

III.1 Rappel de la version antérieure

Dans la version précédente de Destinie, les femmes peuvent avoir des enfants quand elles vivent en couple et qu'elles ont entre 16 et 45 ans. Du fait des limitations imposées par les données de l'enquête Jeunes et Carrières, les probabilités de naissance dépendaient uniquement de la durée depuis l'événement précédent (mise en couple ou naissance de l'enfant précédent) qui intervenait sous la forme d'un polynôme. Ces probabilités étaient calculées seulement à partir des équations suivantes :

- naissances de rang 1 : la probabilité dépend uniquement de la durée depuis la mise en couple. On introduit deux équations différentes, selon l'âge de fin des études de la mère, pour prendre en compte le fait que « l'arrivée du premier enfant demeure toujours plus tardive chez les plus diplômés » (Robert-Bobée, 2002).
- naissances de rang supérieur ou égal 2 : une seule équation regroupant tous les rangs (2 à 6) et traitant à la fois les cas où l'enfant précédent est né dans l'union en cours et les cas où il est né dans une autre union ; ces différents cas sont uniquement différenciés par une indicatrice. Outre ces indicatrices, la probabilité dépend uniquement de la durée depuis la naissance précédente. On n'introduit pas de distinction selon l'âge de fin des études.

Précédentes probabilités de naissance des enfants, pour les femmes en couple (écart-type en italique)

	1er enfant de la femme par durée de vie en couple		Enfants suivants Par âge du dernier-né
	Fin des études avant 21 ans	Fin des études à 21 ans ou après	
	EJC 95-96	EJC 95-96	EJC 95-96
Constante	-1,606 (0,234)	-1,981 (0,285)	-2,857 (0,155)
Durée*	0,289 (0,124)	0,351 (0,149)	0,816 (0,076)
Durée au carré*	-0,040 (0,014)	-0,036 (0,016)	-0,087 (0,008)
Calage (ajouté à la constante)	0,1	0,07	
Nombre d'enfants déjà nés :			
1			0 (référence)
2			-1,221 (0,096)
3			-1,523 (0,155)
4 ou plus			-1,074 (0,242)
L'enfant précédent est né :			
Avant l'union actuelle			0,477 (0,192)
Dans l'union actuelle			0 (référence)

* unité : nombre d'années

Source : Robert-Bobée 2002.

III.2 Généralités

Dans la nouvelle version, les probabilités de naissance continuent à dépendre essentiellement de la durée depuis l'événement précédent qui apparaît cependant sous forme linéaire qui semble mieux correspondre aux données (sauf pour les durées courtes où des indicatrices ont été introduites). Grâce à l'enquête Histoire familiale, on peut introduire l'âge de la mère comme variable explicative supplémentaire dans chacune des équations⁴. On peut également estimer des équations en distinguant mieux les différentes situations :

- naissances de rang 1 : comme dans la version précédente, on estime des équations séparées selon l'âge de fin des études de la mère, mais en distinguant études courtes d'une part, études moyennes et longues d'autre part.
- naissances de rang supérieur à 1, lorsque l'enfant précédent est né dans l'union en cours : on estime une équation pour chaque rang ; on introduit également une distinction pour les naissances de rang 2 selon l'âge de fin des études de la mère.
- naissances de rang supérieur à 1, lorsque l'enfant précédent n'est pas né dans l'union en cours : on utilise comme durée pertinente le nombre d'années depuis la mise en couple (et non l'âge du benjamin)

On conserve la convention selon laquelle les femmes ont des enfants entre 16 et 45 ans. En effet, en 2001, les naissances avant 16 ans (resp. après 45 ans) ne représentaient que 0,03 % (resp. 0,07 %) des naissances de l'année. La modélisation retenue décrit cependant mal les comportements de fécondité aux âges extrêmes :

- pour les femmes de plus de 40 ans, les équations retenues aboutissent à une fécondité trop importante. On a donc décidé de diminuer les probabilités estimées par des coefficients ad-hoc afin d'obtenir des taux de fécondité qui diminuent rapidement après 40 ans, conformément à ce qu'on observe dans les données d'état civil.
- avant 20 ans, les équations estimées aboutissent à des niveaux de fécondité trop bas par rapport à ce que l'on observe dans les données de l'état civil. En effet, les hypothèses que l'on fait sur le comportement des individus (fin des études au plus tôt à 16 ans, naissances uniquement pour les femmes vivant en couple et ayant terminé leurs études) ne sont pas adaptées à la description de la fécondité chez les plus jeunes. Pour corriger ce phénomène, on a attribué aux femmes de 16 à 19 ans vivant en couple des probabilités ad-hoc d'avoir un enfant afin d'obtenir pour ces âges des taux de fécondité proches de ceux observés.

III.3 Naissance du premier enfant

Robert-Bobée signale que « les naissances d'enfants pendant les études restent rares. Les femmes et les hommes qui ont commencé leur première vie de couple lorsqu'ils étaient étudiants ont ainsi des durées moyennes entre la formation de l'union et l'arrivée du premier enfant plus longues, comme si la durée à prendre en compte en termes de fécondité débutait alors plutôt à la fin des études qu'à la date de formation

⁴ Comme pour les probabilités de rupture, on n'utilisera pas les informations concernant le père, notamment son âge.

du couple » (Robert-Bobée, 2002). Pour Destinie, nous avons donc pris les conventions suivantes :

- les naissances ne peuvent avoir lieu qu'après la fin des études de la mère
- la durée prise en compte est :
 - o la durée depuis la mise en couple si le couple s'est formé après la fin des études
 - o la durée depuis la fin des études si le couple s'est formé avant la fin des études

On estime également des équations séparées selon l'âge de fin des études relatif : études courtes d'une part, études moyennes et longues d'autre part.

On introduit dans l'équation de naissance du premier enfant des cales, afin que les projections réalisées avec Destinie respectent :

- la proportion de femmes sans enfant à 45 ans : 13,5 %
- l'âge moyen des femmes à la naissance (tous rangs confondus) tel qu'il est fixé dans les projections de population standard : environ 30 ans

Pour ce faire, on introduit un polynôme de degré 1 en l'âge dans chaque équation. Les deux coefficients de ce polynôme sont obtenus par tâtonnement.

Coefficients estimés pour les naissances de rang 1

	Études courtes		Études moyennes ou longues	
Cste	14,12	(2,09)	-9,86	(0,66)
durée	-0,11	(0,10)	-0,12	(0,12)
Durée=0	-1,72	(0,09)	-2,20	(0,09)
Durée=1	-0,62	(0,07)	-1,28	(0,07)
Durée=2	-0,22	(0,07)	-0,68	(0,06)
Durée=3	-0,13	(0,06)	-0,30	(0,06)
age	-1,72	(2,24)	0,62	(0,04)
age ²	6,60 10 ⁻²	(0,79 10 ⁻²)	-1,02 10 ⁻²	(0,72 10 ⁻²)
age ³	-8,30 10 ⁻⁴	(0,91 10 ⁻⁴)	—	—
cale : age	—	—	0,12	—
cale : cste	-0,15	—	-4,20	—

Source : Insee, enquête histoire familiale 1999

III.4 Naissances de rang supérieur à 1, enfant précédent né pendant l'union en cours

La durée pertinente pour déterminer la probabilité de naissance est ici la durée depuis la naissance précédente. L'âge intervient sous la forme d'un polynôme de degré 2 pour le 2^e enfant, puis de degré 1 pour les naissances suivantes.

Pour l'enfant de rang 2, on estime des équations séparées selon l'âge de fin des études relatif : études courtes d'une part, études moyennes et longues d'autre part. Pour les rangs suivants, des équations séparées ne se sont pas avérées nécessaires.

Coefficients estimés pour les naissances de rang 2

	Études courtes		Études moyennes ou longues	
cste	-3,70	(0,78)	-8,19	(0,99)
durée	-0,24	(0,14)	-0,31	(0,02)
durée=1	-2,56	(0,10)	-3,14	(0,10)
durée=2	-1,08	(0,07)	-1,13	(0,07)
durée=3	-0,19	(0,06)	-0,28	(0,06)
age	0,33	(0,05)	0,61	(0,06)
age ²	-0,70 10 ⁻²	(0,09 10 ⁻²)	-1,05 10 ⁻²	(0,10 10 ⁻²)
cale : cste	0,01		0,39	

Source : Insee, enquête histoire familiale 1999

Coefficients estimés pour les naissances de rang supérieur à 2

	rang 3		rang 4		rang 5		rang 6	
cste	3,44	(0,18)	3,06	(0,36)	3,22	(0,69)	0,75	(1,14)
durée	-0,16	(0,01)	-0,12	(0,02)	-0,13	(0,04)	–	
durée=1	-2,05	(0,08)	-1,54	(0,17)	-1,64	(0,03)	–	
durée=2	-0,91	(0,06)	-0,36	(0,13)	–		1,15	(0,31)
durée=3	–		–		–		1,05	(0,33)
age	-0,17	(0,01)	-0,17	(0,01)	-0,17	(0,02)	-0,12	(0,03)
études longues	0,49	(0,04)	–		–		–	
cale : cste	0,37		0,20		0,40		0,35	

Source : Insee, enquête histoire familiale 1999

III.5 Naissances de rang supérieur à 1, enfant précédent né pendant une union antérieure

La durée pertinente pour déterminer la probabilité de naissance est ici la durée depuis la remise en couple, plutôt que la durée depuis la naissance précédente. L'âge intervient sous la forme d'un polynôme de degré 2 pour le 2^e enfant, puis de degré 1 pour les naissances suivantes. L'âge de fin des études n'est pas apparu discriminant.

On estime des équations séparées selon le nombre d'enfants déjà nés lorsque les effectifs sont suffisants ; on regroupe cependant les naissances de rang supérieur à 3.

Coefficients estimés pour les naissances de rang supérieur à 1

	rang 2		rang 3		rang 4 à 6	
cste	-3,79	(2,09)	3,97	(0,54)	4,30	(0,90)
durée	-0,16	(0,03)	-0,30	(0,06)	-0,09	(0,06)
durée=0	-2,11	(0,25)	-2,05	(0,30)	-0,68	(0,33)
durée=1	-0,29	(0,15)	-0,67	(0,21)	–	
age	0,30	(0,13)	-0,14	(0,02)	-0,17	(0,02)
age^2	-0,06	(0,02)	–		–	
rang=5	–		–		-0,35	(0,37)
rang=6	–		–		0,20	(0,63)
cale : cste	0,52		0,42		–	

Source : Insee, enquête histoire familiale 1999

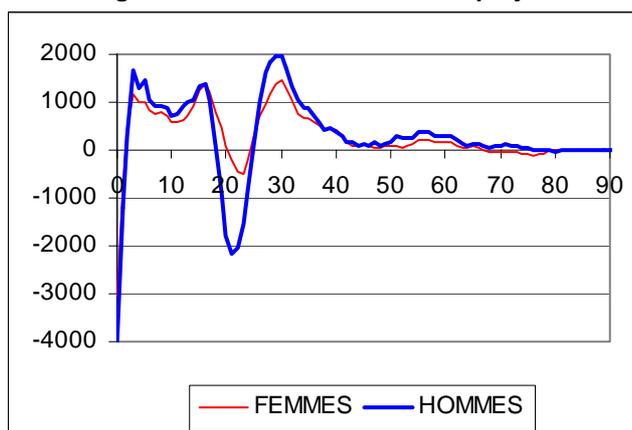
IV - Migration

Afin de prendre en compte les migrations dans l'évolution de la population, le principe de la procédure Migration est un peu schématique : il consiste à créer chaque année de nouveaux enregistrements pour un nombre correspondant au solde migratoire choisi. On ne simule donc pas séparément les entrées et les sorties, notamment à cause du manque d'information. Si on dispose de données sur les personnes entrant en France, on sait très peu de choses sur ceux qui en partent ; de même, on mesure mal les migrations multiples d'un individu (Français partant étudier quelques années à l'étranger et rentrant ensuite en France, étranger venant étudier quelques années en France, Français expatriés...). En revanche, cette procédure présente l'avantage d'être très modulable : on peut facilement changer la valeur du solde migratoire, ainsi que la répartition par sexe et âge si les hypothèses faites pour les projections de population sont modifiées.

IV.1 Répartition par âge

Les projections de population de l'Insee (scénario standard) sont basées sur un solde migratoire positif de 50 000 personnes par an, avec autant d'hommes que de femmes, selon la répartition par âge suivante :

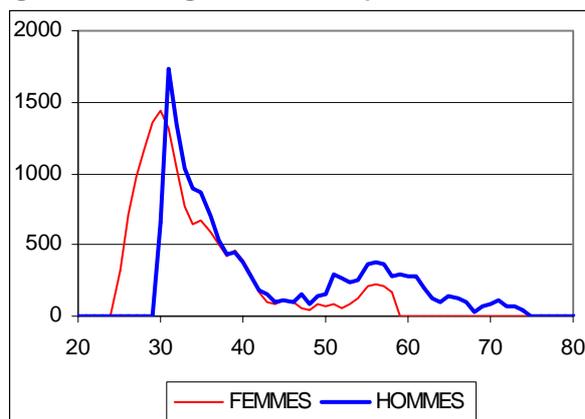
Profil par âge du solde migratoire annuel utilisé dans les projections de population Insee



Cette répartition prévoit des soldes migratoires négatifs à certains âges (jeunes adultes, nouveau-nés et, dans une moindre mesure, personnes âgées) et s'annulant à partir de 90 ans. Comme la procédure Migration ne permet pas de simuler les sorties, on décide, pour les adultes, de répartir le déficit à certains âges sur les âges proches. Cela conduit à un solde migratoire de 30 000 adultes, avec autant d'hommes que de femmes. Le profil par âge est le suivant : solde migratoire positif entre 25 et 60 ans pour les femmes, et entre 30 et 75 ans pour les hommes.

Pour les enfants, il nous a semblé délicat de choisir une façon de répartir le solde migratoire très négatif chez les nouveau-nés. On ne se fixe donc pas d'objectif particulier pour le profil par âge ; on respectera uniquement la contrainte d'un effectif annuel de 10 000 garçons et 10 000 filles.

Profil par âge du solde migratoire annuel pour les adultes dans Destinie



IV.2 Age de fin des études

Par convention, on affecte aux immigrants un âge de fin des études qui est, en moyenne, égal à celui des personnes de leur génération nées en France. Ce choix s'explique par le manque d'information disponible sur les migrants, notamment les sortants.

IV.3 Situation familiale

Là encore, on ne dispose pas de données permettant de savoir quelle situation familiale attribuer aux immigrants de Destinie. En effet, il existe des études sur la situation des personnes arrivant en France (par exemple Borrel et Tavan, 2003), mais on ne sait rien de la situation des émigrants. On décide donc de définir une situation familiale a priori, en fonction de l'âge.

Au final, la procédure Migration est une boucle qui crée chaque année 30 000 adultes et 20 000 enfants (avec autant d'hommes que de femmes dans les deux cas) ; le nombre d'adultes est exact, mais le nombre d'enfants est aléatoire. Cette procédure suit une boucle et crée à chaque passage 1 enregistrement pour une femme adulte et 1 enregistrement pour un homme adulte ; on utilise le même aléa pour déterminer l'âge de l'homme et celui de la femme, et aussi pour déterminer la situation familiale (cette convention est un moyen simple d'obtenir une différence d'âge entre époux qui soit plausible). On distingue 4 cas :

- la femme et l'homme sont célibataires, sans enfant et sans lien entre eux (1 cas sur 15, femmes de 25 ou 26 ans).
- la femme et l'homme vivent en couple et ont 1 enfant (5 cas sur 15, femmes entre 26 et 31 ans)
- la femme et l'homme vivent en couple et ont 2 enfants (7,5 cas sur 15, femmes entre 31 et 45 ans)
- la femme et l'homme vivent en couple, sans enfant (1,5 cas sur 15, femmes de 45 à 59 ans)

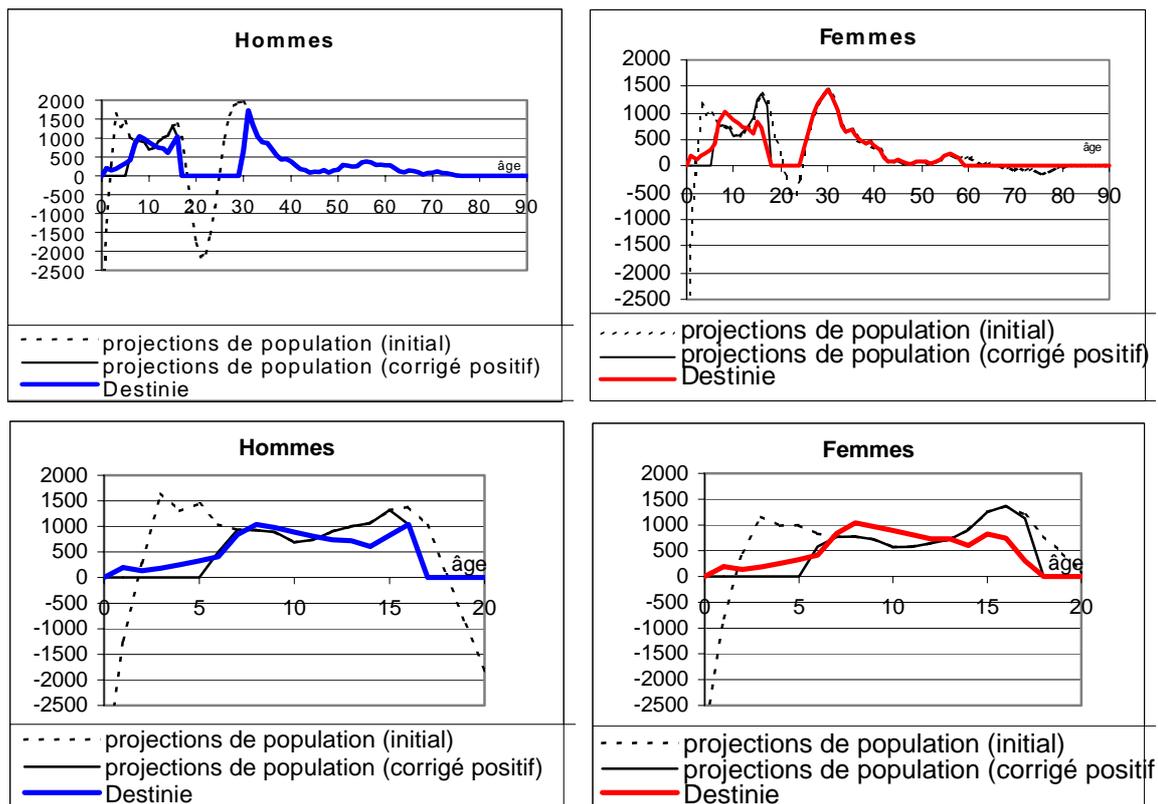
Pour les couples, on considère que l'union a débuté à la fin des études de la femme (si elle a fini ses études, sinon on considère que l'union a eu lieu l'année en cours).

L'âge des enfants est choisi de façon que :

- les enfants soient nés pendant l'union en cours
- le premier enfant soit né avant le second enfant.

La répartition par âge des migrants pour les enfants est la suivante :

Profil par âge du solde migratoire annuel pour les moins de 20 ans dans Destinie



Source : Insee, Destinie

V - Validation par des grandeurs agrégées

Les équations présentées précédemment ont été implémentées dans Destinie. Afin de tester la vraisemblance des résultats issus de la nouvelle modélisation, on présente ici les grandeurs agrégées moyennes issues de 50 simulations avec un fichier initial de 48 639 individus.

V.1 Comparaison avec les projections de population Insee

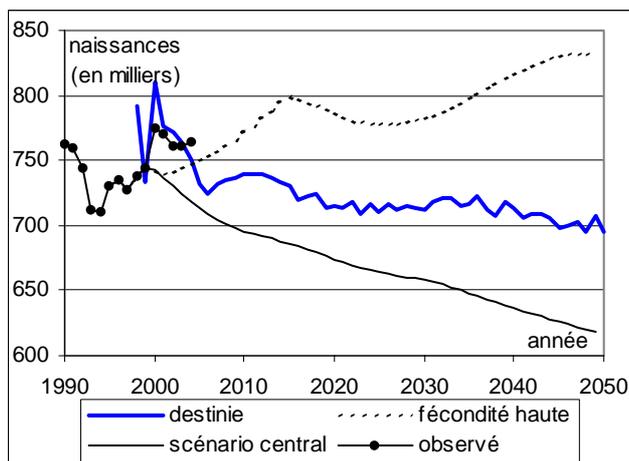
V.1.1 Nombre annuel de naissances

On compare les résultats obtenus par simulations avec les projections de population de l'Insee, plus précisément :

- le scénario central : l'indice conjoncturel de fécondité constant à 1,8 ; l'âge moyen à la maternité augmente et se stabilise à 30 ans dès 2005.
- le scénario « fécondité haute » : indice conjoncturel de fécondité augmente et se stabilise à 2,1 à partir de 2015 ; l'âge moyen à la maternité augmente et se stabilise à 30 ans dès 2005.

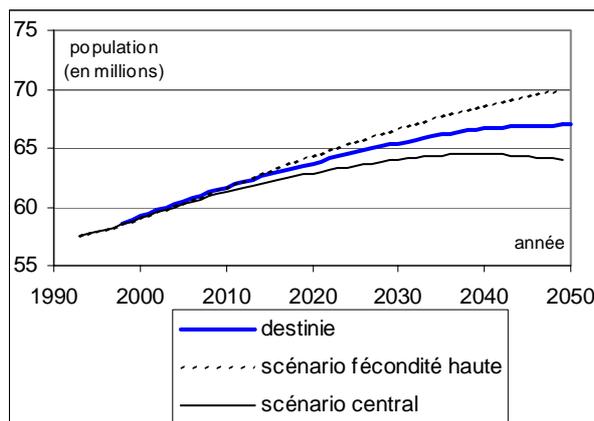
Jusqu'en 2004 (à l'exception de l'année 1998, année de début de simulation), le nombre de naissances simulées est proche de ce qu'on observe dans l'état civil. En particulier, on simule plus de naissances que ce qui était prévu dans les projections de population qui postulent une fécondité proche de 1,8 en début de projection (quel que soit le scénario).

Par la suite, le nombre de naissances simulées est logiquement intermédiaire entre les projections du scénario central et celles du scénario fécondité haute.



V.1.2 Population totale

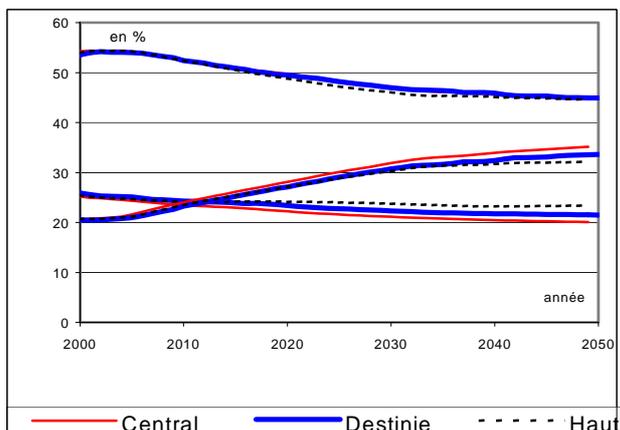
Comme les hypothèses de mortalité et d'immigration sont identiques dans Destinie et dans les scénarios de projection de population, l'évolution de la population totale se déduit naturellement de l'évolution du nombre de naissances. Jusqu'en 2010, la population simulée par Destinie est proche de celle de la projection avec fécondité haute, et ensuite elle est intermédiaire entre les deux scénarios de projection de population.



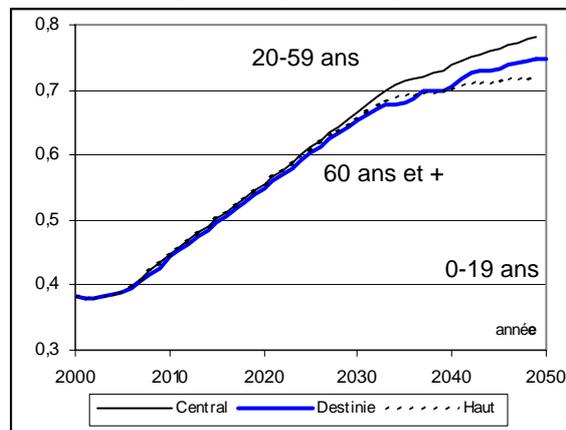
V.1.3 Structure par âge

Comme pour la population totale, l'évolution de la structure par âge de la population est une conséquence de l'évolution du nombre de naissances. En particulier, le rapport du nombre de personnes en âge d'être retraité (par convention ici, on a pris 60 ans et plus) au nombre de personnes d'âge actif (20-59 ans) évolue de la même façon jusqu'en 2020, date à laquelle les premières naissances simulées atteignent 20 ans. C'est seulement après 2030 que les écarts deviennent significatifs. A l'horizon 2050, il y aurait environ 0,75 personne en âge d'être retraité par personne d'âge actif pour les simulations Destinie, contre 0,79 dans le scénario central de projection et 0,72 dans le scénario « fécondité haute ».

Proportion de trois grandes classes âge



Nombre de retraités (60 ans et +)
par actif (20-59 ans)



V.2 Naissances et fécondité

V.2.1 Répartition selon le nombre final d'enfants

On mesure la répartition selon le nombre final d'enfants à 45 ans pour les femmes, c'est-à-dire à la fin de leur vie féconde pour le modèle ; pour les hommes, on la mesure à 50 ans, pour tenir compte de l'écart d'âge de 5 ans entre conjoints se mettant en couple après 40 ans. Pour les individus dont toute la vie est simulée dans Destinie (générations nées en France à partir de 1990), la répartition est la suivante :

Répartition des individus selon le nombre final d'enfants (en %)

Nombre final d'enfants	Destinie [*]	Femmes	Hommes
		Toulemon, Mazuy (2001)	Destinie [*]
0	13,4	12 à 15	18,9
1	16,6	15 à 16	15,5
2	42,9	40 à 42	37,9
3	21,7	21 à 23	20,9
4	4,0	8 à 10 ^{**}	5,0
5	1,0		1,3
6	0,4		0,5
Ensemble	100,0		100,0

^{*} individus nés en France

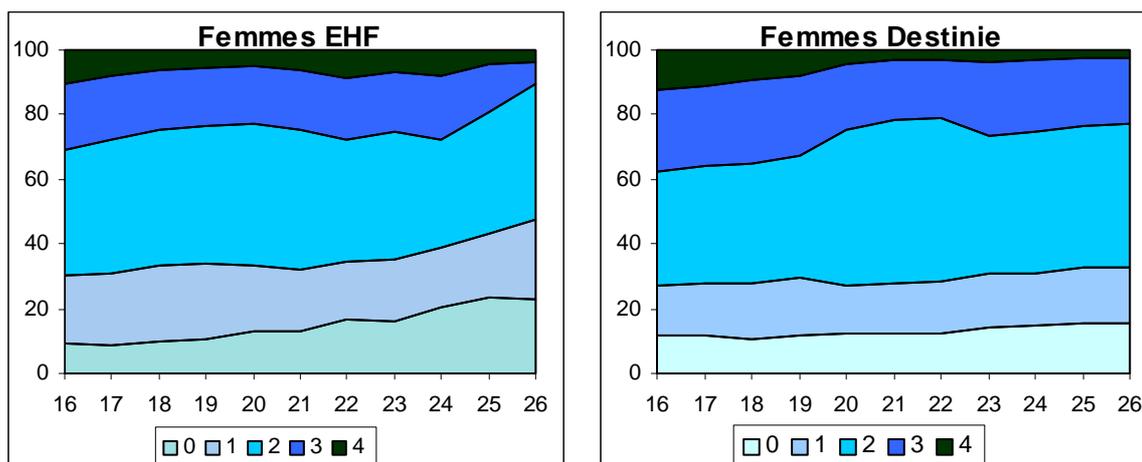
^{**} : 4 enfants et plus

Nos résultats sont proches de ceux de Toulemon et Mazuy (2001), avec cependant un peu plus de femmes avec 1 ou 2 enfants, et un peu moins de femmes avec 4 enfants et plus. Les scénarios envisagés par Toulemon et Mazuy (2001) conduisent cependant à une descendance finale variant entre 2,0 et 2,1 enfants par femmes, donc supérieure à la valeur de 1,9 que l'on s'est ici fixée comme objectif.

La part des hommes sans enfant est plus élevée que pour les femmes : 18,9 au lieu de 13,4. Cela est cohérent avec ce qu'observe Robert-Bobée (2003), même si l'écart est ici un peu plus élevé (6,5 points au lieu de 4)

Dans nos simulations, les femmes avec un niveau d'études élevé ont moins d'enfants que les autres : elles sont plus souvent sans enfant ou avec 1 ou 2 enfants ; à l'inverse, elles ont plus rarement 3 ou 4 enfants. Cela est cohérent avec ce que l'on observe dans l'enquête histoire familiale, même si les différences entre niveau d'études semblent moins fortes dans nos simulations.

Répartition des femmes selon le nombre final d'enfants, par âge de fin des études (en %)



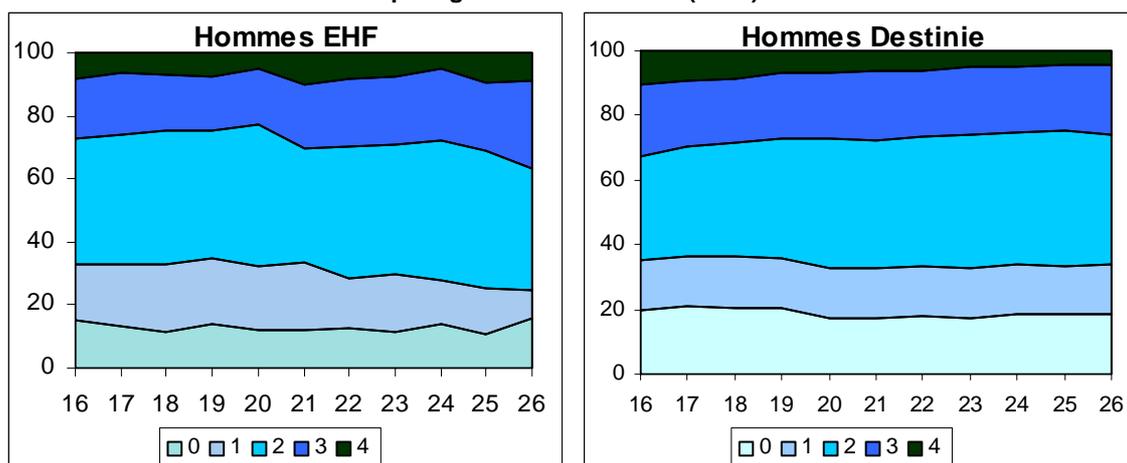
Champ Destinie : femmes nées en France, des générations 1995 à 2005

Champ EHF : femmes ayant 50 à 54 ans au moment de l'enquête (générations 1945-1949)

Pour les hommes, les résultats par âge de fin des études semblent assez différents dans EHF et dans Destinie. Ainsi, dans EHF, la part des hommes avec 3 enfants ou plus augmente légèrement avec le niveau d'études (elle passe de 27 % chez ceux qui ont fini leurs études à 16 ans, à plus de 30 % chez ceux qui ont fini leurs études à 26

ans). A l'inverse, dans nos simulations, cette part diminue avec le niveau d'études (passant de 30 % à 25 %). La divergence entre EHD et Destinie s'explique sans doute par le fait que, dans Destinie, les probabilités de naissance ne dépendent pas des caractéristiques propres du père (notamment de son niveau d'études). Rappelons que les caractéristiques du père n'ont pas été prises en compte parce qu'il était difficile d'utiliser conjointement les informations sur le père et sur la mère : on a privilégié les informations de la mère afin d'obtenir une bonne répartition selon le nombre d'enfants pour les femmes.

Répartition des hommes selon le nombre final d'enfants, par âge de fin des études (en %)

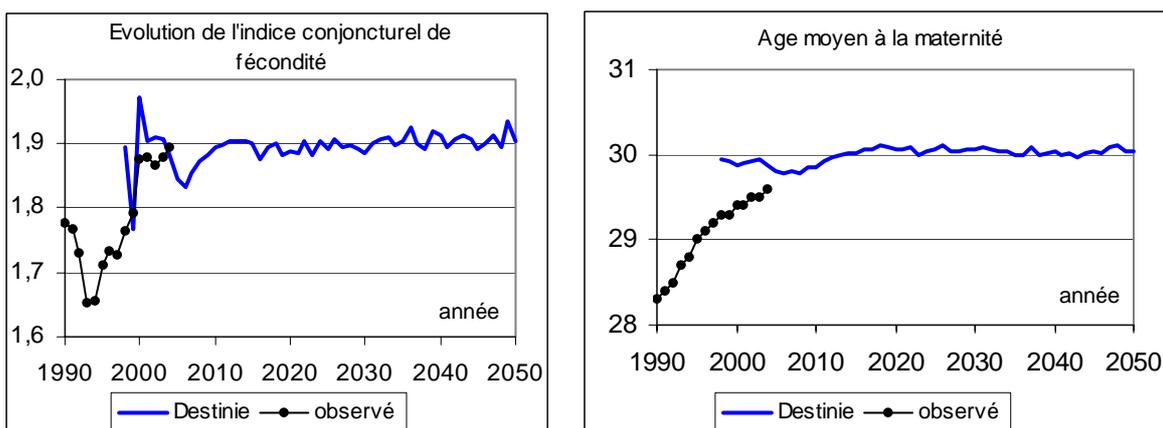


Champ Destinie : hommes nés en France, des générations 1995 à 2000

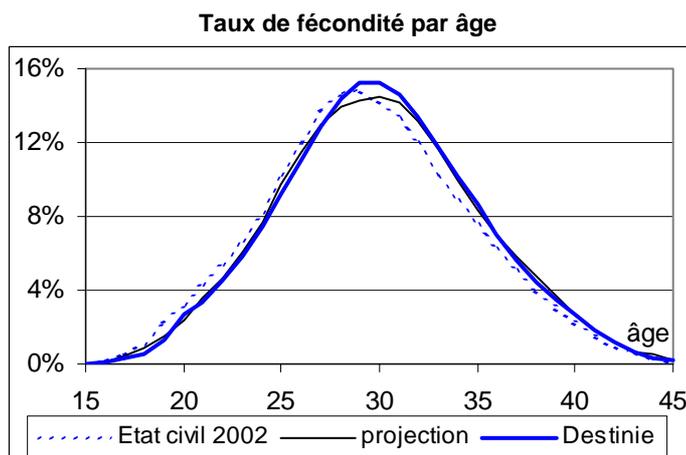
Champ EHF : hommes ayant 50 à 54 ans au moment de l'enquête (générations 1945-1949)

V.2.2 Indicateur conjoncturel de fécondité

L'ICF oscille un peu puis se stabilise à 1,9 dès 2010. L'âge moyen des mères à la naissance se stabilise vers 30 ans dès 2015.



Le profil par âge obtenu dans Destinie est très proche du profil des projections de population et de celui observé en 2002 ; la courbe des taux de fécondité par âge est cependant un peu plus resserrée vers les âges moyens (30 ans).



Remarque : la courbe « projection » correspond aux taux de fécondité par âge du scénario standard des projections Insee, multipliés par 1,9/1,8 pour avoir un ICF à 1,9.

V.2.3 Age moyen des mères par rang de naissance

Bien que l'on ne se soit pas fixé comme objectif de respecter un âge moyen de la mère pour chaque rang de naissance, le tableau ci-dessous montre que les résultats des simulations de Destinie sont cohérents avec ce qu'on a observé en 2001.

Rang de naissance	Destinie	État civil 2001
1	28,3	28,0
2	30,9	30,2
3	32,9	32,1
4	33,7	33,5
5	34,3	34,8
6	35,5	35,9
Ensemble	30,0	29,4

V.3 Age moyen de fin des études

Les simulations présentées reposent sur l'hypothèse que l'âge moyen de fin des études dans une génération se stabilise à 21 ans à partir de la génération 1985. Dans nos simulations, l'âge moyen de fin des études effectif varie entre 20,9 et 21 ans pour toutes les générations entre 2000 et 2050.

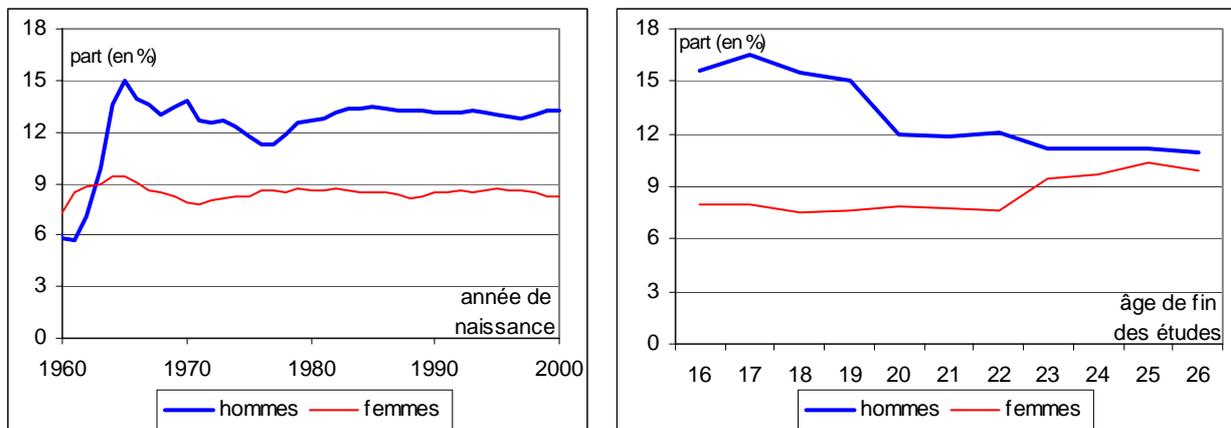
V.4 Histoire des couples

V.4.1 Proportion de personnes sans union

La part des personnes n'ayant jamais vécu en couple se stabilise à 8,5 % pour les femmes et 13,2 % pour les hommes. Il est conforme à la réalité que les hommes soient plus souvent sans union que les femmes, mais l'écart est peut-être trop élevé (seulement 1 point d'écart chez Robert-Bobée, 2003).

Parmi les générations 1990-2005, la part des personnes sans union varie avec l'âge de fin des études de façon croissante pour les femmes, et décroissante pour les hommes. Cela est conforme à ce qu'on attend (cf. par exemple Robert-Bobée, 2003).

Proportion de personnes n'ayant jamais vécu en couple (mesurée à 50 ans)



V.4.2 Proportion de couples se terminant par une rupture

Si l'on excepte les veuvages, les simulations aboutissent à ce que 38 % des couples se terminent par une rupture avant 50 ans. C'est nettement plus que ce qui est observé dans les générations précédentes : 25 % selon Robert-Bobée (2003), mais cette proportion augmente fortement pour les dernières générations. Par ailleurs, la valeur de 38 % est proche de la proportion actuelle de mariages se terminant par un divorce (environ 1 sur 3). Comme on peut considérer que les unions hors mariage sont plus fragiles que les mariages, la valeur de 38 % paraît acceptable.

V.4.3 Proportion de personnes se remettant en couple après une rupture

Dans nos simulations, 55 % des hommes et 53 % des femmes se remettent en couple après une rupture. On retrouve le fait que les hommes reforment une union plus souvent que les femmes (Cassan, Mazuy et Clanché, 2001), notamment parce que les enfants vivent le plus souvent avec leur mère après la rupture. L'écart simulé ici (2 points) est cependant inférieur à ce que mesure Robert-Bobée (2003) sur les générations passées (50 % de remise en couple pour les femmes, contre 60 % pour les hommes).

V.5 Relation entre histoire des couples et fécondité

Jusqu'à présent, on a regardé séparément la vie des couples (ruptures etc.) et la fécondité (nombre final d'enfants). Dans cette dernière partie, on croise ces deux informations, tout d'abord en se focalisant sur la descendance finale (mesurée à 50 ans) puis en étudiant la situation familiale des individus à chaque âge, en longitudinal.

V.5.1 Effet des ruptures sur la descendance finale

Pour les hommes, l'impact des ruptures et des remises en couple est très proche dans nos simulations et dans EHF. En particulier, les hommes qui ont vécu au moins 2 unions ont en moyenne plus d'enfants que ceux dont la première union est intacte (2,3 contre 2,2).

Le phénomène est inverse pour les femmes : « les ruptures des premières unions sont donc associées à une fécondité un peu plus basse, la fécondité dans une éventuelle deuxième union ne compensant pas les enfants qui ne sont pas nés au sein de la première union rompue » (Mazuy et Toulemon 2001). Dans nos simulations, l'impact des ruptures sur la descendance finale des femmes apparaît cependant un peu plus fort que dans EHF.

Nombre moyen d'enfants selon le nombre d'unions et la situation de couple

		Au moins une fois en couple	dont :		
			1° union intacte	1° union rompue	
				ensemble	dont au moins 2 unions
Hommes	EHF	2,14	2,18	2,01	2,32
	Destinie	2,12	2,20	1,96	2,34
Femmes	EHF	2,18	2,24	2,04	2,19
	Destinie	2,09	2,21	1,85	2,05

Source pour données EHF : Mazuy, Toulemon (2001)

V.5.2 Situation familiale

La situation familiale, définie par la présence d'un conjoint et d'enfant(s), est un déterminant important des comportements individuels sur le marché du travail, notamment pour les femmes. Il est donc important de savoir si cette situation à chaque âge est simulée de façon satisfaisante dans Destinie : si c'est le cas, on pourra utiliser cette variable dans la modélisation des comportements d'activité pour obtenir des trajectoires individuelles plus cohérentes. Dans le cas contraire, on ne pourra l'utiliser et on devra se contenter d'une modélisation plus frustrée.

On étudie donc la situation familiale des individus en croisant deux caractéristiques : la présence actuelle d'un conjoint et l'existence d'enfants. Parmi les individus actuellement sans conjoint, on ne fera pas de différence entre ceux qui n'ont jamais vécu en couple et ceux qui ont déjà vécu en couple mais sont séparés ou veufs. Par ailleurs, on ne distingue pas selon le nombre d'enfants, ni leur âge ; on étudie l'existence d'enfants, sans présager de leur cohabitation ou non avec les parents.

On raisonne en longitudinal : on suit les individus de Destinie nés entre 1990 et 1999 jusqu'à leur 50^e anniversaire et on étudie leur situation familiale. L'ensemble de la vie de ces individus est simulé dans le modèle ; les résultats sont sensiblement les mêmes pour toute génération qui aurait moins de 16 ans en début de simulation puisque les probabilités d'événements n'intègrent pas d'effet génération (sauf pour la mortalité, qui joue un rôle mineur avant 50 ans).

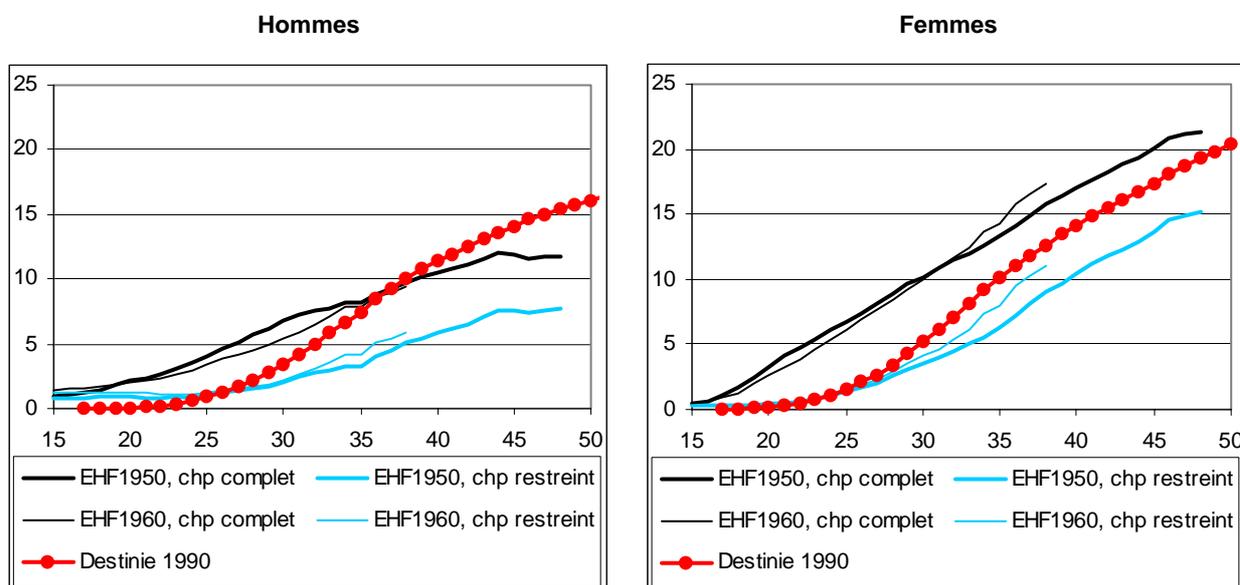
On compare le devenir de la génération 1990-1999 simulée dans Destinie à l'histoire vécue par 3 générations (1950-1959, 1960-1969 et 1970-1979) telle qu'on peut la reconstruire à travers les données de l'enquête histoire familiale. On utilise pour cela les informations sur les années de naissance des enfants et sur les dates de vie en couple. On est cependant confronté à une difficulté liée aux incohérences entre les dates de naissances des enfants et les dates de vie en couple, certaines naissances ayant lieu en dehors des périodes passées en couple. La façon de traiter ces

incohérences influence fortement le calcul de la proportion de personnes vivant sans conjoint et ayant eu des enfants, mais assez peu pour les autres situations.

On a donc calculé deux séries de chiffres : pour la première série (« champ restreint » dans les graphiques ci-dessous), on élimine tous les individus pour lesquels il y a une incohérence entre les deux calendriers ; dans la seconde série (« champ complet »), on conserve tous les individus. La première hypothèse revient à assimiler les incohérences à des erreurs de déclaration. Elle est sans doute trop restrictive vis-à-vis de la proportion de personnes avec enfant et sans conjoint : en effet, elle élimine notamment les situations réelles des personnes ayant eu des enfants hors union et ceux qui ont connu trois unions et ont eu des enfants dans la deuxième union (rappelons que dans ce cas, l'individu déclare dans EHF uniquement les dates concernant la première et la dernière union). A l'inverse, la seconde série conserve sans doute beaucoup d'erreurs de déclaration et surestime donc la proportion de personne avec enfant et sans conjoint.

Dans les graphiques ci-dessous, on présente la proportion de personnes avec enfant et sans conjoint pour les générations 1950-1959 et 1960-1969 à partir de EHF (en distinguant les deux séries) et pour la génération 1990-1999 simulée dans Destinie. L'écart entre les deux séries issues de EHF est nul à 15 ans et augmente rapidement pour se stabiliser vers 30 ans à 3 points pour les hommes et 6 points pour les femmes. Pour les femmes, la situation de la génération simulée dans Destinie est intermédiaire entre les deux séries tirées de EHF, ce qui est donc satisfaisant. A l'inverse, pour les hommes à partir de 35 ans, la génération simulée dans Destinie se retrouve trop souvent avec enfant et sans conjoint.

Part des individus avec enfant et sans conjoint, par âge



Les graphiques correspondant aux autres situations, reproduits en annexe 2, ne montrent pas de problème majeur. En particulier, jusqu'à 25 ans, la courbe correspondant à la génération Destinie est proche de celle de la génération 1970 dans EHF.

Conclusion

Nous avons présenté ici une nouvelle version de la modélisation de la démographie dans le modèle Destinie. Cette nouvelle version est basée sur l'Enquête Histoire Familiale de 1999, qui permet de prendre en compte plus de variables explicatives que ce que permettait l'enquête Jeunes et Carrières.

La prise en compte de l'âge permet notamment d'améliorer la modélisation des remises en couples, comme l'avait déjà montré Robert-Bobée (2002), mais aussi le profil de fécondité par âge.

Pour les femmes, les simulations aboutissent à des résultats satisfaisants, tant en termes de répartition selon le nombre final d'enfants que pour la situation familiale à chaque âge. Ainsi, la situation familiale des femmes pourra être utilisée ultérieurement comme variable explicative dans la détermination des probabilités de transition sur le marché du travail. En revanche, les résultats pour les hommes restent plus éloignés de ce qu'on pourrait attendre. Cela tient à ce qu'on n'a pas utilisé les caractéristiques de l'homme dans les événements que vivent les couples (rupture et naissances).

Parmi les améliorations souhaitables qui ne figurent pas dans le présent document, on peut citer la modélisation de la mortalité. En effet, les probabilités de décès dépendent seulement du sexe, de l'âge et de l'âge de fin des études. Il conviendrait de prendre en compte explicitement le contexte familial. Mejer et Robert-Bobée (2003) ont montré par exemple qu'après 45 ans, « la mortalité est toujours plus forte pour les femmes n'ayant jamais vécu en couple et celles n'ayant pas eu d'enfants ».

Une autre amélioration consisterait à prendre en compte à la fois les caractéristiques de l'homme et de la femme (outre les caractéristiques communes telles que la durée depuis la mise en couple) dans les événements que vivent les couples (rupture et naissances). En effet, on a pris en compte ici uniquement les caractéristiques de la femme ; c'est ce qui explique que la répartition des hommes selon le nombre final d'enfant est peu satisfaisant, de même que le profil selon l'âge de fin des études de l'homme.

Une modification, plus marginale, pourrait consister à obtenir, pour chaque rang de naissance, un âge moyen des femmes à la maternité qui soit conforme à ce qu'on observe actuellement (alors que dans ce document, on vérifie uniquement l'âge moyen à la maternité tous rangs confondus).

Enfin, la modélisation actuelle des migrations reste schématique et pourrait sans doute être améliorée ; elle a cependant l'avantage d'être modulable et donc de pouvoir être facilement modifiée en cas de changement des hypothèses dans les projections de population Insee.

Bibliographie

Bardaji, J., Sédillot, B. et Walraët, E. (2002), « Évaluation de trois réformes du régime général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation Destinie », *Document de travail DESE n° G2002/07*, INSEE.

Bardaji, J., Sédillot, B. et Walraët, E. (2004) « Les retraites du secteur public: projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation Destinie », *Document de travail DESE n° G2004/14*, INSEE.

Blanchet, D. et Chanut, J.M. (1998) « Les retraites individuelles à long terme : une projection par microsimulation », *Économie et Statistique*, n° 315.

Borrel, C. et Tavan, C. (2003) « La vie familiale des immigrés », *France Portrait social 2003/2004*, Insee.

Buffeteau, S. et Godefroy, P. (2005) « Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974 », *Document de travail DESE n° G2005/01*, INSEE.

Brutel, C. (2002) « La population de la France métropolitaine en 2050 : un vieillissement inéluctable », *Economie et Statistique* n°355-356.

Cassan, F., Mazuy, M. et Clanché, F. (2001) « Refaire sa vie de couple est plus fréquent chez les hommes », *Insee Première*, n° 797.

Delbes, C. et Gaymu, J. (2003) « Passé 60 ans : de plus en plus souvent en couple ? », *Population et sociétés* n° 389.

Division RPS (1999) « Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE », *Document de travail de la DESE n°9913*, INSEE.

Duée, Rebillard (2004) - « La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme », *Document de travail DESE n° G2004/02*, INSEE.

Insee (2003a) « La situation démographique en 2001 », *Insee Résultat* n° 18.

Insee (2003b) « Projections de ménages, pour la France métropolitaine, ses régions et ses départements », *Insee Résultat* n° 19.

Mazuy, M. et Toulemon, L. (2001) « Étude de l'histoire familiale : premiers résultats de l'enquête en ménages », *Dossiers et Recherches* n° 93 , INED.

Mejer L., Robert-Bobée I. (2003) « Mortalité des femmes et environnement familial : rôle protecteur de la vie de famille », *Insee Première* n° 892.

Robert-Bobée, I. (2001) « Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie : an analysis of future change in complete fertility », *Document de travail de la DESE n° G2001/14*, INSEE.

Robert-Bobée, I. (2002) « Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie, Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire familiale 1999 », *Document de travail de la DESE n°G2002/10*, INSEE.

Robert-Bobée, I. (2003) « Calendriers de constitution des familles et âge de fin des études », *Document de travail de la DSDS n°F0308*, INSEE (avec la participation de M. Mazuy, à paraître dans « Histoires de familles, histoires familiales », Ined-Insee).

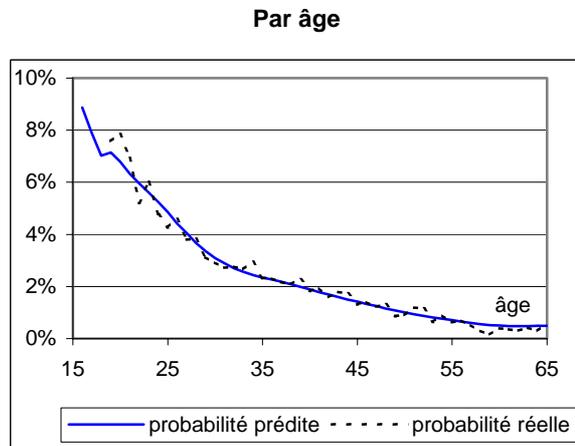
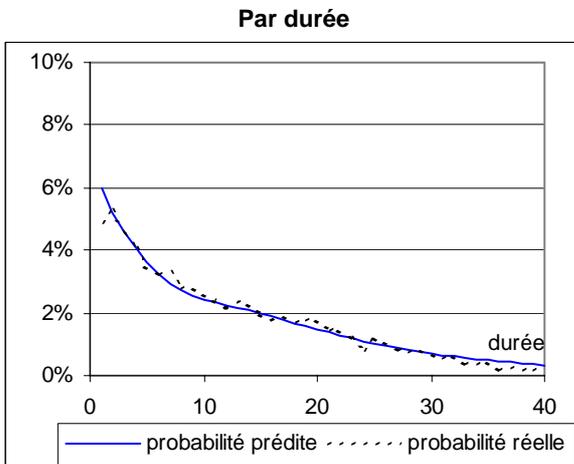
Toulemon, L. (1994) « La place des enfants dans l'histoire des couples », *Population*, vol 49, n° 6.

Toulemon, L. et Mazuy, M. (2001) « Les naissances sont retardées mais la fécondité est stable », *Population*, vol. 56, n° 4.

ANNEXE 1 : Adéquation des modèles aux données

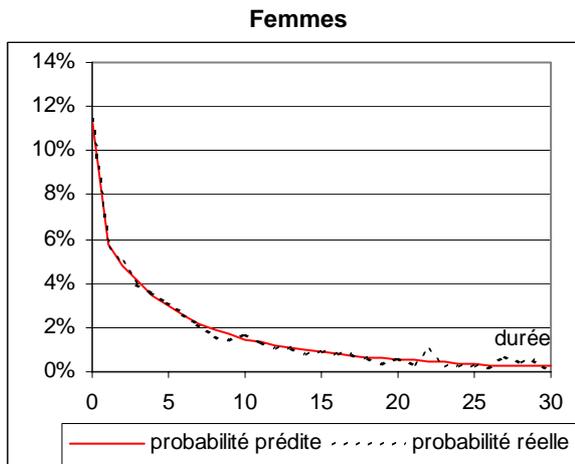
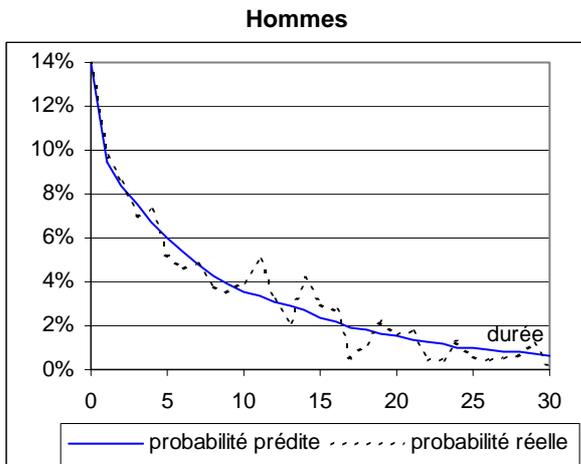
Histoire des couples

Ruptures

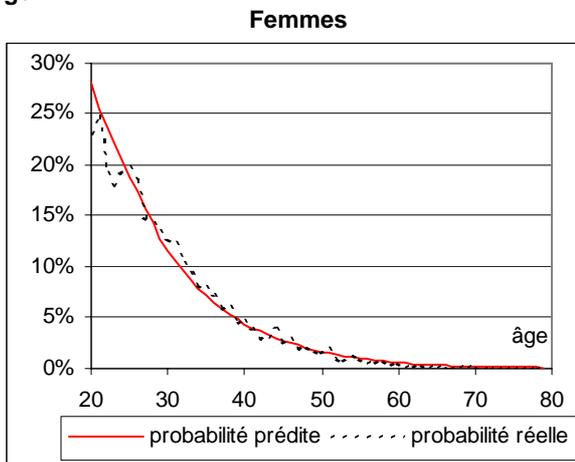
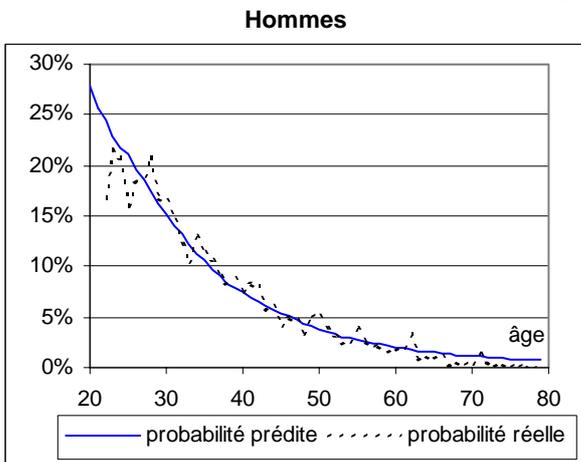


Remise en couple

Par durée



Par âge

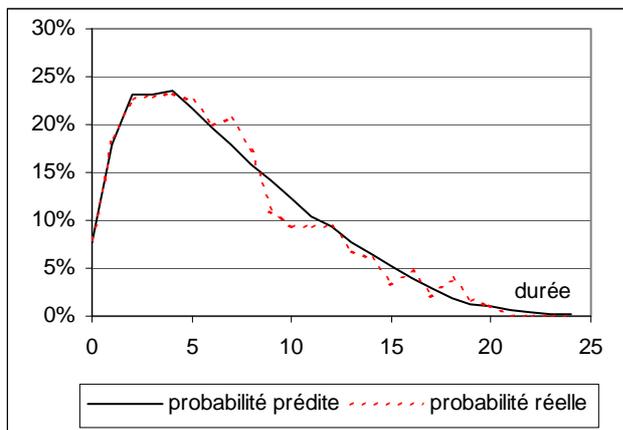


Naissances

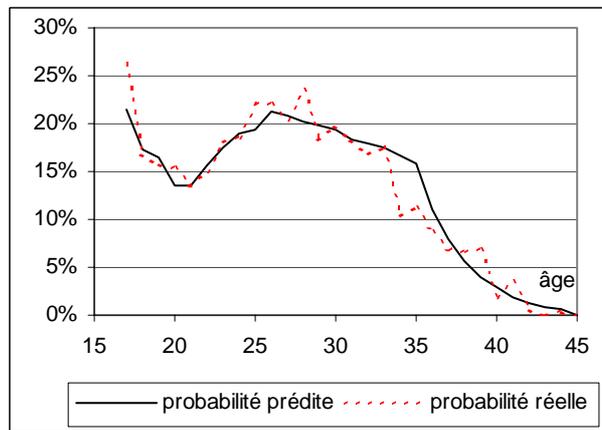
Naissance de rang 1

Études courtes

Par durée

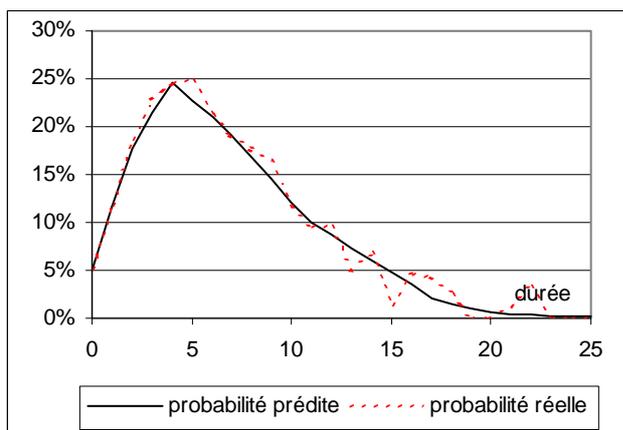


Par âge

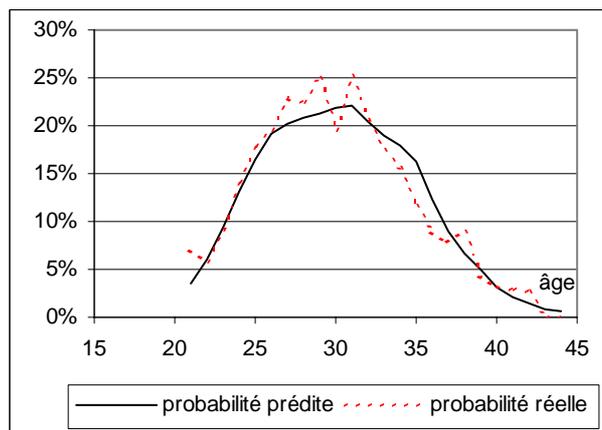


Études moyennes

Par durée

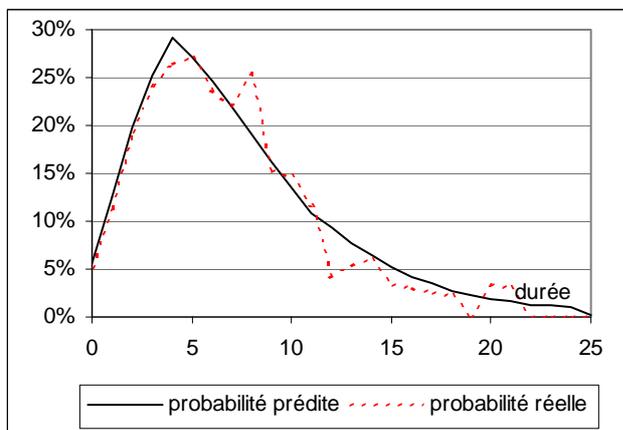


Par âge

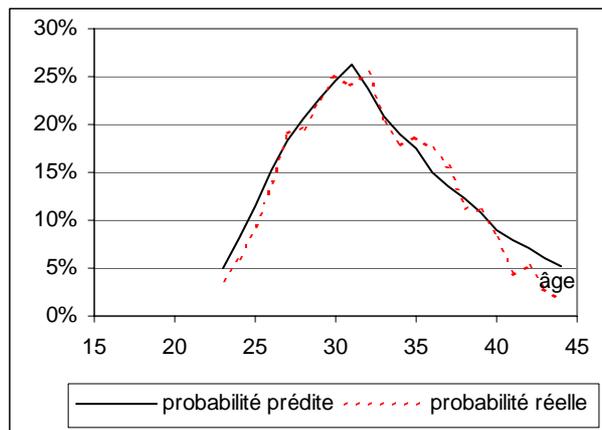


Études longues

Par durée



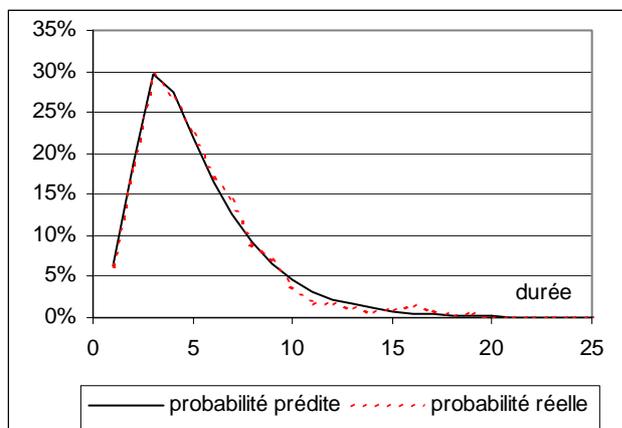
Par âge



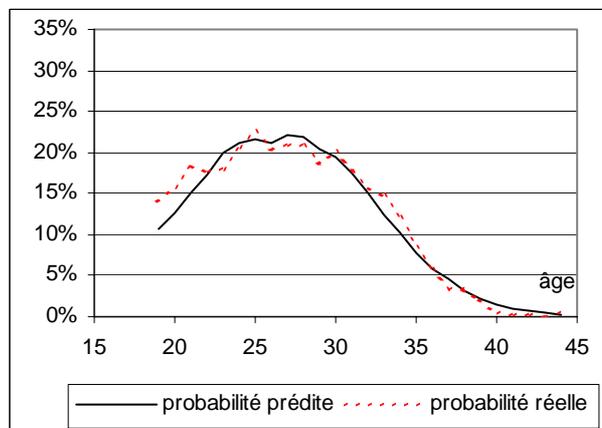
Naissances de rang 2, enfant précédent né pendant l'union en cours

Études courtes

Par durée

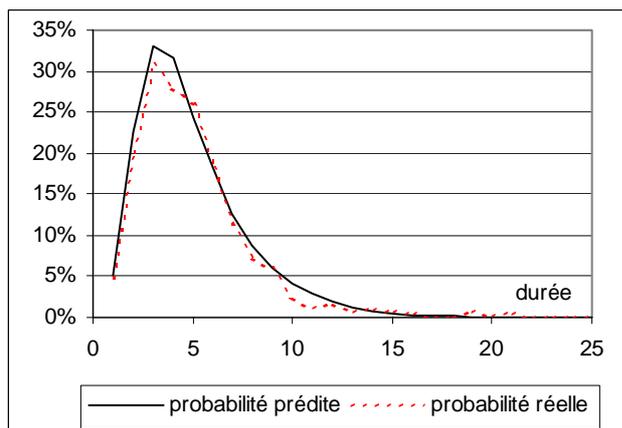


Par âge

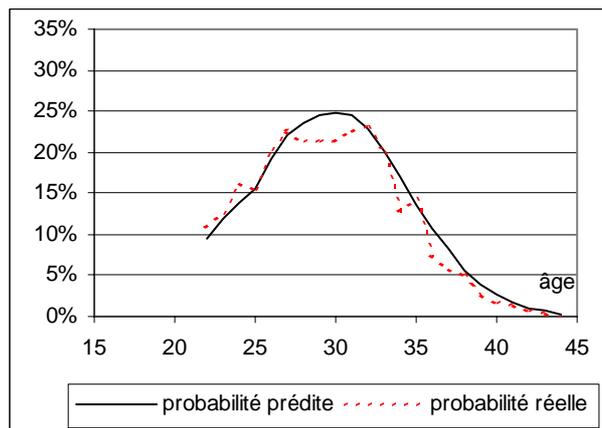


Études moyennes

Par durée

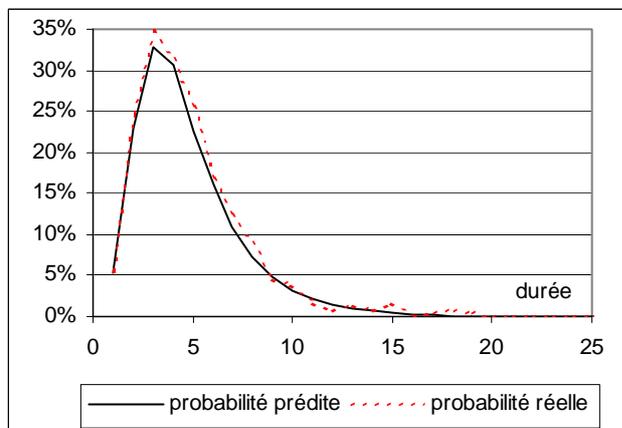


Par âge

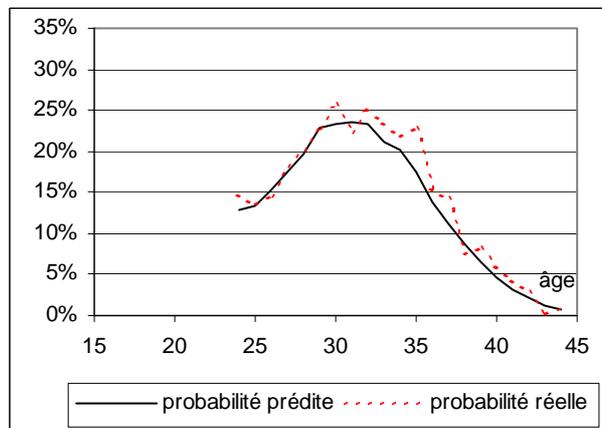


Études longues

Par durée



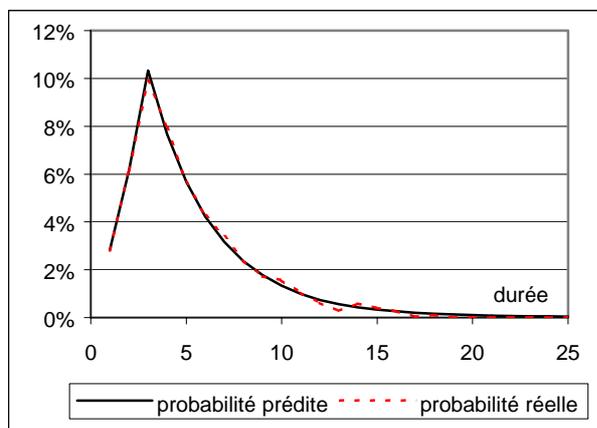
Par âge



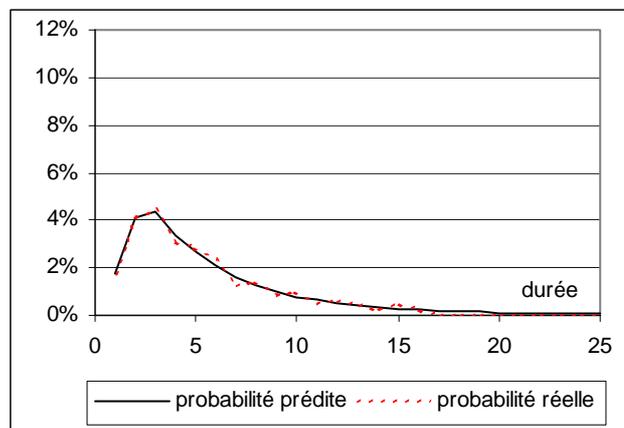
Naissances de rang supérieur à 2, enfant précédent né pendant l'union en cours :

Graphiques par durée

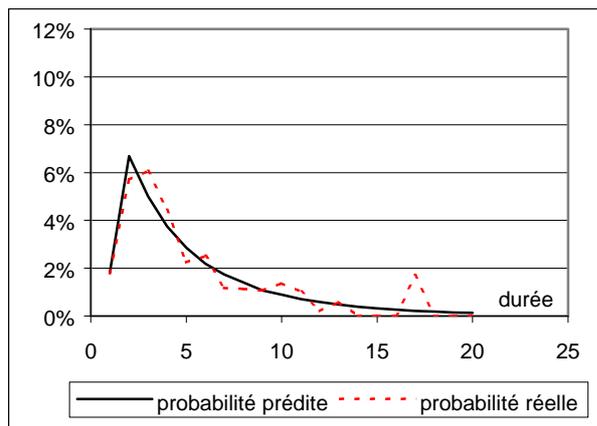
Rang 3



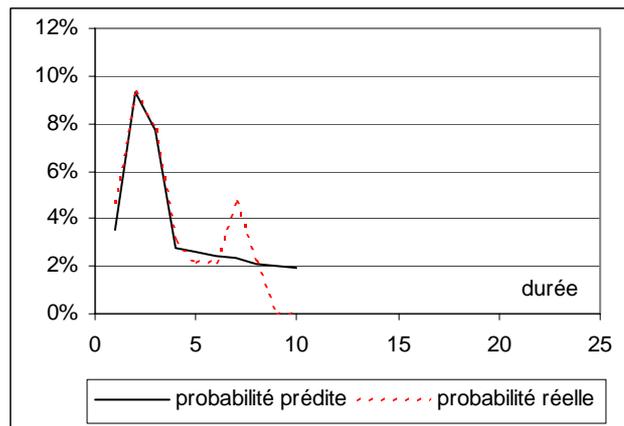
Rang 4



Rang 5

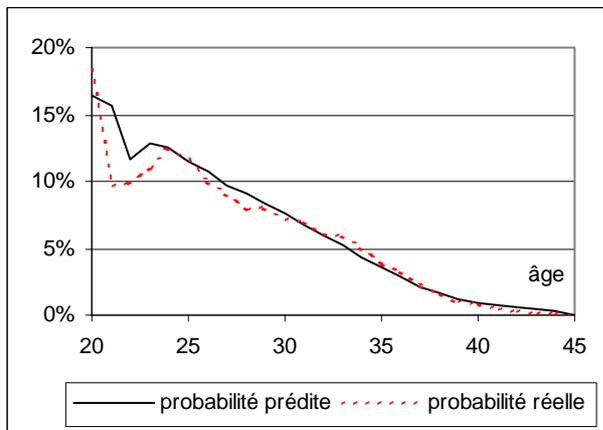


Rang 6

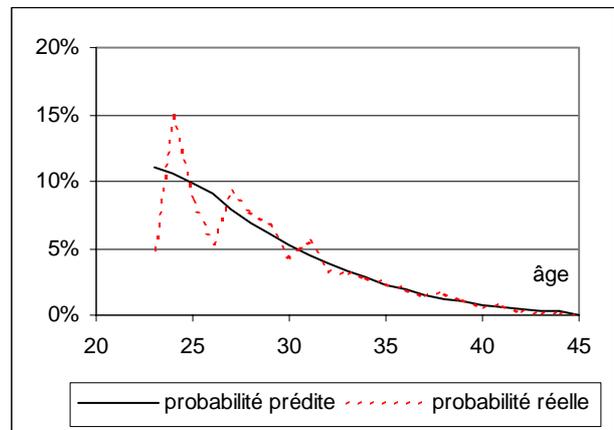


Graphiques par âge

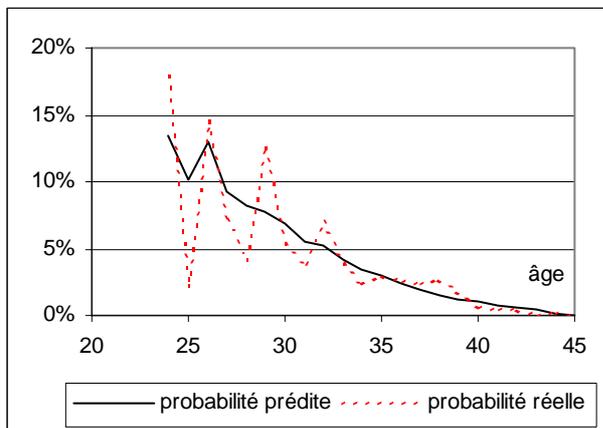
Rang 3



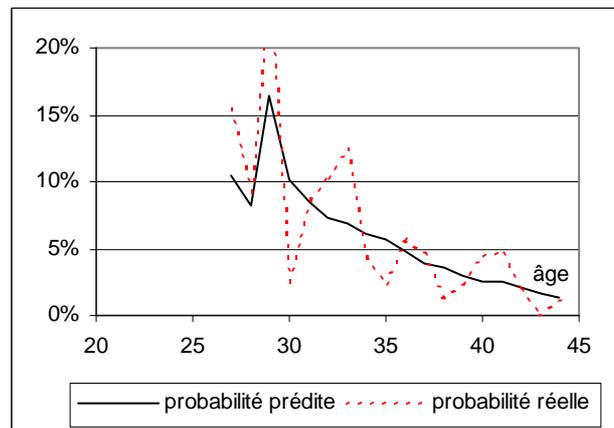
Rang 4



Rang 5



Rang 6

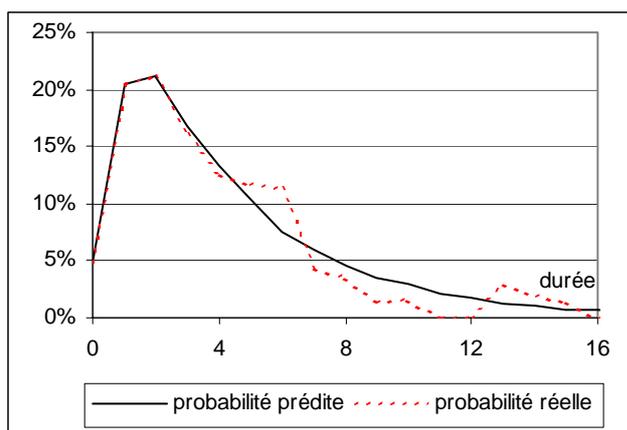


Naissances de rang supérieur à 1, enfant précédent né pendant une union antérieure

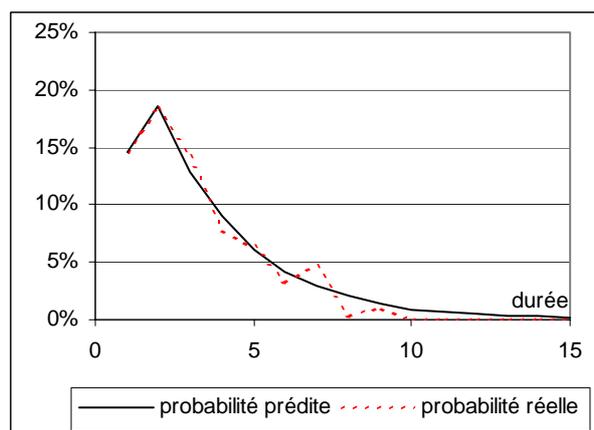
Remarque : pour les naissances de rang 6, les effectifs (42 femmes au total) sont trop faibles pour pouvoir réaliser les graphiques correspondants.

Graphiques par durée

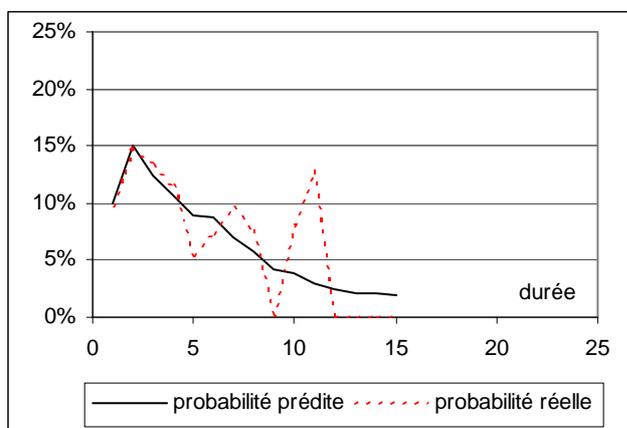
Rang 2



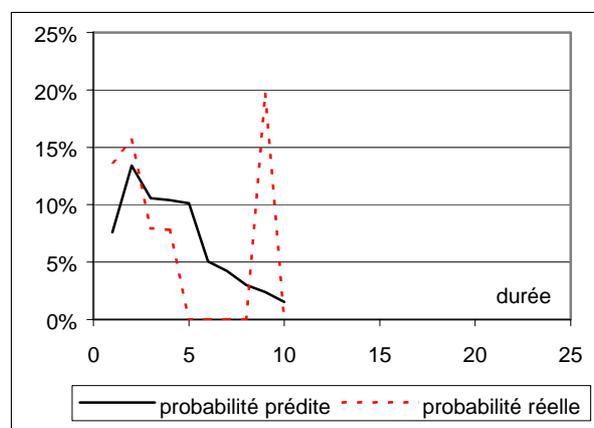
Rang 3



Rang 4

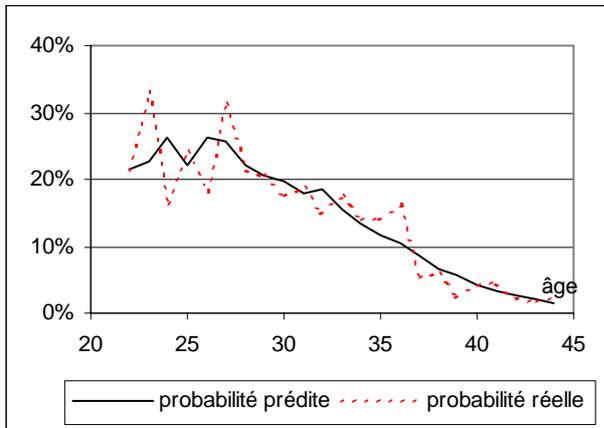


Rang 5

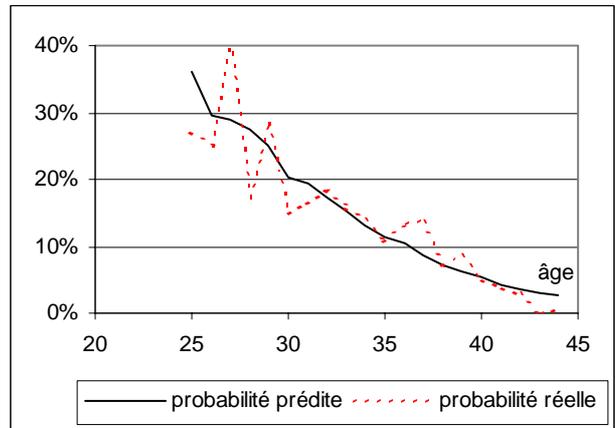


Graphiques par âge

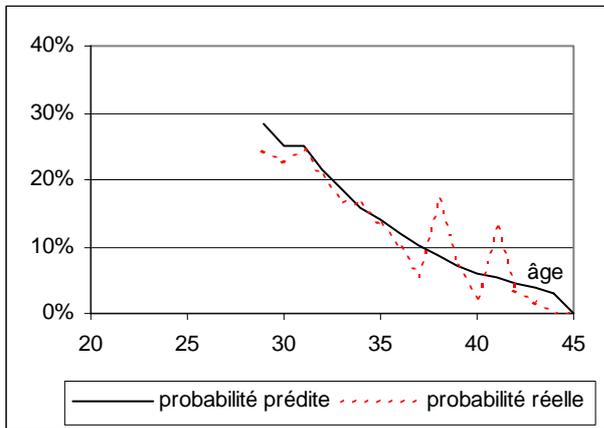
Rang 2



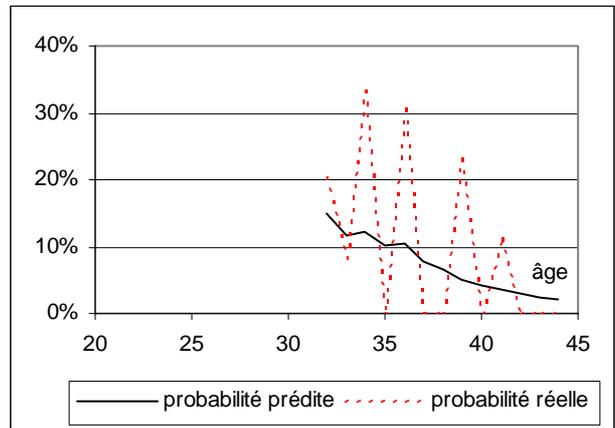
Rang 3



Rang 4

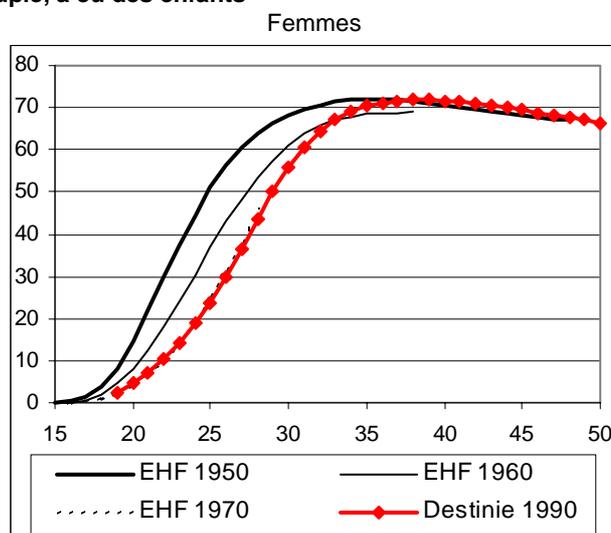
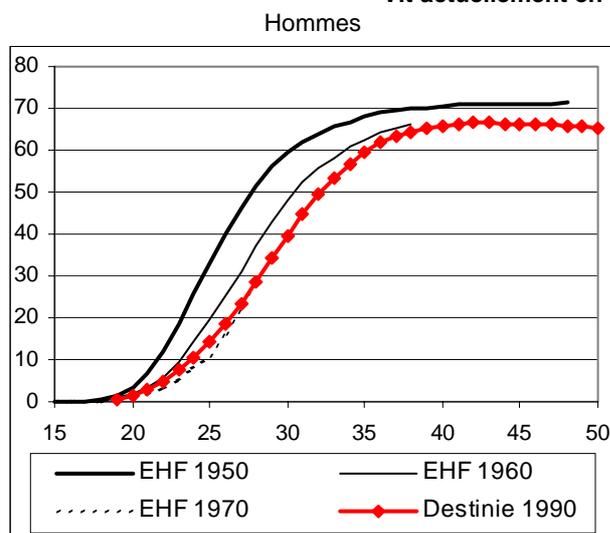


Rang 5

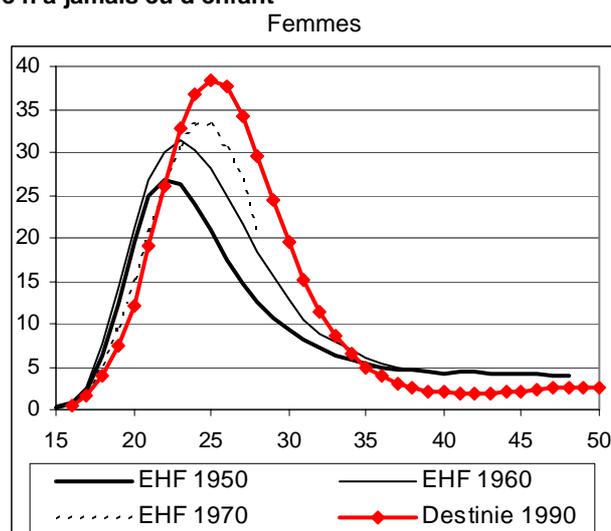
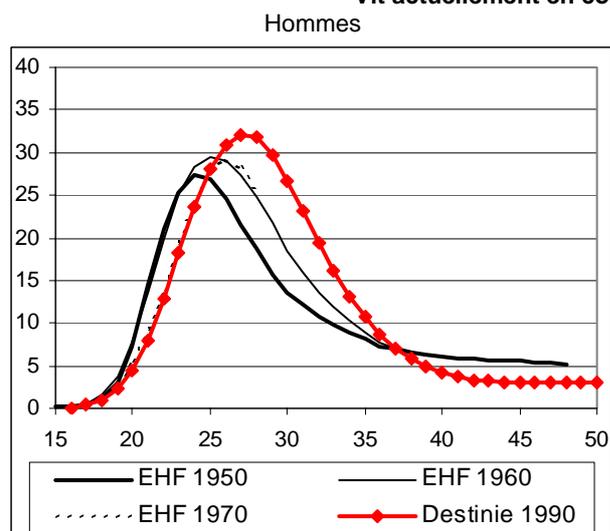


ANNEXE 2 : Comparaison des situations familiales à chaque âge dans Destinie et EHF

Vit actuellement en couple, a eu des enfants



Vit actuellement en couple n'a jamais eu d'enfant



Vit actuellement sans conjoint, n'a jamais eu d'enfant

