

CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES

Séance plénière du 28 février 2007 à 9 h 30

« Egalité entre hommes et femmes : activité féminine, comportements démographiques, évolution des droits familiaux et conjugaux »

Document N°06

<i>Document de travail, n'engage pas le Conseil</i>

Le travail à temps partiel féminin et ses déterminants

Economie et statistique N° 349-350, 2001-9/10

Cécile Bourreau-Dubois, Olivier Guillot et Eliane Jankeliowitch-Laval

Le travail à temps partiel féminin et ses déterminants

Cécile Bourreau-Dubois, Olivier Guillot
et Éliane Jankeliowitch-Laval*

Les actives à temps partiel ne constituent pas une population homogène. Les unes ont fait le choix de ne pas travailler à temps plein ; les autres, au contraire, ont dû accepter un temps de travail inférieur au temps complet. En outre, pour celles qui ont choisi le temps partiel, les motivations peuvent être diverses : garder de jeunes enfants, prendre en charge un parent ou un conjoint dépendant, sortir progressivement du marché du travail, suivre une formation, etc. D'après les chiffres de la partie française du *Panel européen de ménages*, dans plus de la moitié des cas, c'est pour des raisons d'ordre familial que les actives optent pour le temps partiel.

Dans le choix du temps partiel, et, plus particulièrement, lorsque celui-ci s'inscrit dans une logique de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle, le niveau de rémunération du conjoint et le nombre d'enfants à charge sont deux éléments déterminants. La probabilité de choisir le temps partiel plutôt que le temps plein, que ce soit pour des raisons d'ordre familial ou pour d'autres raisons, est également plus forte pour les actives âgées de 55 ans ou plus et pour celles qui souffrent d'un handicap.

À l'inverse, toutes choses égales par ailleurs, plus le taux de salaire de la femme est élevé, moins le choix de travailler à temps partiel pour des raisons familiales, plutôt qu'à temps complet, est probable. En revanche, lorsque la décision relative au nombre d'heures de travail renvoie à une logique autre que familiale, le niveau du salaire horaire ne semble pas jouer.

* Cécile Bourreau-Dubois, Olivier Guillot et Éliane Jankeliowitch-Laval appartiennent à l'ADEPS-EPS (CNRS et Université Nancy 2).
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

En France, les femmes sont de plus en plus nombreuses à travailler à temps partiel. Ainsi, entre 1982 et 1999, d'après les chiffres des enquêtes *Emploi* de l'Insee, la proportion d'actives occupées concernées est passée de 19 % à 32 % (1).

Le temps partiel peut résulter ou non d'un choix. On peut considérer que le temps partiel est « choisi » lorsque le nombre d'heures travaillées correspond au volume horaire qu'une femme souhaite offrir, compte tenu de son taux de salaire, des revenus de son conjoint éventuel, de ses charges familiales, etc. (Mourre, 1999). En revanche, le temps partiel peut être qualifié de « subi » si la durée hebdomadaire de travail est inférieure au volume désiré. C'est le cas lorsqu'il existe, sur le marché du travail, un rationnement des emplois à temps plein et/ou des emplois à temps partiel « long » (d'une durée de trente heures ou plus par semaine, par exemple). Ainsi, en 1999, toujours d'après les données de l'enquête *Emploi*, ce sont plus d'un tiers des femmes travaillant à temps partiel qui déclaraient souhaiter travailler davantage (les trois quarts d'entre elles désirant occuper un emploi à temps plein).

L'intérêt d'introduire une distinction entre temps partiel choisi et temps partiel subi a été récemment souligné (Galtier, 1999a, 1999b et 1999c). En effet, les femmes souhaitant travailler davantage présentent des caractéristiques différentes de celles qui sont satisfaites de leur durée de travail. Leur position sur le marché du travail est, en moyenne, moins favorable : salaire mensuel plus faible, moindre ancienneté dans l'établissement, emploi temporaire plus fréquent.

Le choix de travailler à temps partiel plutôt qu'à temps plein peut renvoyer à différentes logiques de comportement : logique de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle, de sortie progressive d'activité en fin de carrière, de retrait partiel du marché du travail lorsque l'état de santé s'est dégradé, d'investissement en capital humain pour des actives suivant une formation, etc. Ceci invite, au-delà de la distinction entre temps partiel subi et temps partiel choisi, à ne pas considérer la population des actives ayant fait le choix du temps partiel comme un ensemble homogène.

C'est en cherchant à tenir compte de ces différentes logiques que l'on aborde ici la question des déterminants individuels du travail à temps

partiel. Avant d'en venir à l'approche économétrique, on présente les résultats d'une analyse descriptive portant sur les caractéristiques des actives occupées à temps partiel et sur leurs trajectoires d'activité. Cette étude s'appuie sur les données françaises des trois premières vagues (1994-1996) du *Panel européen de ménages* (cf. encadré 1).

Un portrait des actives à temps partiel

Lors de la première vague d'enquête (automne 1994), 28 % des actives occupées travaillaient à temps partiel. Avant d'opérer une distinction entre temps partiel choisi et temps partiel subi, il peut être intéressant de comparer les caractéristiques de ces femmes, dans leur ensemble, avec celles des actives ayant un emploi à temps plein.

Les femmes travaillant à temps partiel sont plus nombreuses à vivre en couple avec au moins deux enfants (30 % contre 18 %). En revanche, ni le statut d'activité du conjoint, ni les gains mensuels de ce dernier ne semblent être des critères de différenciation (cf. tableau A en annexe).

Plus souvent employées des services aux particuliers (20 % des cas contre 7 %), les actives à temps partiel ont, en moyenne, moins d'ancienneté que les autres actives occupées (8 ans contre 11 ans) alors qu'elles ont, en moyenne, le même âge (39 ans). Notamment, une sur cinq était présente depuis moins d'un an dans l'établissement les employant à la date de l'enquête, contre 10 % des actives à temps complet.

Ces femmes ont davantage connu le chômage et/ou l'inactivité depuis la fin de leurs études : plus de 7 ans en moyenne, contre 4 ans pour les autres actives (pour une durée potentielle d'activité à peu près identique). Au cours des deux années précédant l'enquête, elles sont aussi trois fois plus nombreuses à s'être trouvées au chômage durant au moins six mois (11 % des cas contre 4 %). Cette précarité se manifeste également par une proportion bien plus forte de contrats à durée déterminée (20 % contre 8 %).

1. Le temps partiel est nettement moins répandu chez les hommes (5,5 % des actifs ayant un emploi en 1999).

Les gains horaires nets, pour celles d'entre elles qui sont salariées, sont, en moyenne, plus faibles (de 16 %), ce qui n'est pas surprenant au regard des caractéristiques précédentes. À niveau égal de diplôme et d'expérience professionnelle, en revanche, l'écart entre les taux de salaire n'est pas significatif.

Une précarité plus marquée pour les actives en temps partiel subi

On peut parler de temps partiel subi lorsque la personne a déclaré, à la date de l'enquête, « *souhaiter travailler davantage* ». Selon cette définition, retenue dans les travaux qui

Encadré 1

LA SOURCE STATISTIQUE : LE PANEL EUROPÉEN DE MÉNAGES

Le Panel européen de ménages (*European Community Household Panel – ECHP*) est une enquête communautaire harmonisée, coordonnée par Eurostat, qui vise à fournir des données transversales et longitudinales comparables sur les conditions de vie des individus et des ménages dans les différents pays membres de l'Union européenne. Il s'agit d'une enquête à passages répétés : les mêmes ménages sont réinterrogés chaque année.

La présente étude a été menée à partir des données françaises du Panel européen. En France, la gestion de l'enquête (collecte et mise en forme des données) est assurée par l'Insee. La première vague, conduite à l'automne 1994, a porté sur 7 344 ménages (près de 19 000 individus). Ce sont les données de cette première vague d'enquête qui ont principalement été exploitées ici. Pour l'analyse des trajectoires individuelles d'activité, on a utilisé les trois premières vagues (1994-1996), les seules qui étaient disponibles au moment de la réalisation de cette étude (sur les données françaises du Panel européen (vagues 1, 2 et 3), voir Cases (1997), Chambaz *et al.* (1997) et Legendre (2000)).

Le questionnaire individuel de ce panel apporte de nombreux éléments d'information sur l'activité des individus âgés de 17 ans et plus. La position sur le marché du travail est observée non seulement à la date de l'enquête (c'est-à-dire, selon le cas, en octobre, novembre ou décembre de l'année t), mais également mois par mois, grâce à un calendrier rétrospectif (débutant en octobre de l'année $t - 1$) (1). Lorsque la personne est active occupée au moment de l'enquête, ses conditions de travail sont décrites. Entre autres informations, on sait si l'activité est exercée à temps partiel ou à temps complet (2).

Deux définitions du temps partiel « subi »

L'enquête renseigne, d'une part, sur les souhaits en matière de durée de travail des actifs à temps partiel, et, d'autre part, sur les raisons pour lesquelles ceux-ci ne travaillent pas à temps complet. Chaque année, les deux questions suivantes ont été posées :

- « *Actuellement, souhaitez-vous travailler davantage et êtes-vous disponible pour cela ?*
 1. *Oui, à temps plein*
 2. *Oui, sans aller jusqu'au temps plein*
 3. *Non* »
- « *Quelle est la principale raison qui vous amène à travailler à temps partiel ?*

- *Je souhaite travailler à temps partiel :*
 - ... 1. *pour poursuivre une formation, des études*
 - ... 2. *pour exercer une autre activité professionnelle*
 - ... 3. *pour faire des travaux ménagers, garder un enfant ou d'autres personnes*
 - ... 4. *pour raison de santé (maladie, handicap)*
 - ... 5. *pour d'autres raisons*
 - 6. *Je n'ai pas trouvé d'emploi à temps plein*
 - 7. *Autres cas (préciser) »*

Deux estimations de la part du temps partiel « subi » peuvent dès lors être fournies. On peut soit considérer que les actifs en temps partiel contraint sont ceux qui ont déclaré, à la date de l'enquête, « *souhaiter travailler davantage* », soit se fonder sur la réponse à la seconde question et estimer que sont concernés par le temps partiel subi ceux qui ont mis en avant, comme raison principale de leur activité à temps partiel, le fait de « *n'avoir pas trouvé d'emploi à temps plein* ». Les chiffres qui peuvent être obtenus sur la base de ces deux définitions ne sont pas directement comparables. En effet, outre qu'une partie des actifs à temps partiel qui aimeraient travailler davantage ne désirent pas aller jusqu'au temps plein, les souhaits en matière de temps de travail ont pu évoluer entre le moment où la personne est entrée dans l'emploi, période à laquelle fait référence la seconde définition, et la date de l'enquête. Toutefois, les deux sous-populations ainsi délimitées se recoupent assez largement (3).

La première définition du temps partiel subi (c'est-à-dire le fait de souhaiter travailler davantage) est celle qui est généralement utilisée dans les travaux menés à partir des données de l'enquête *Emploi* (4). C'est cette



1. *Le calendrier d'activité de la première vague porte sur une période plus longue, allant de janvier 1993 à octobre 1994.*
2. *Les individus ayant un emploi se sont vu demander explicitement s'ils travaillaient à temps partiel ou à temps complet. La distinction entre temps partiel et temps plein a également été introduite dans le calendrier d'activité.*
3. *Lors de la première vague, plus de 80 % des actifs à temps partiel ayant déclaré n'avoir pas trouvé d'emploi à temps complet ont également indiqué, à la date de l'enquête, qu'ils souhaitaient travailler davantage.*
4. *Dans l'enquête Emploi, les actifs à temps partiel sont invités à répondre successivement aux deux questions suivantes : « Actuellement, M... souhaite-t-il travailler davantage ? – 1. Oui, à temps complet, 2. Oui, sans aller jusqu'au temps complet, 3. Non », puis « Est-il actuellement disponible pour travailler davantage ? ». Dans le Panel européen, ces deux questions ont été réunies en une seule. En revanche, l'enquête Emploi ne permet pas de savoir quelle est la raison principale de l'activité à temps partiel.*

s'appuient sur l'enquête *Emploi*, 42 % des actives à temps partiel étaient concernées (pour une comparaison avec les résultats de l'enquête *Emploi* de 1994, cf. encadré 2) (2).

Lorsqu'on fait la distinction entre le cas des femmes en temps partiel subi et celui des autres actives à temps partiel, il apparaît que ce sont principalement les premières qui se différencient des actives à temps plein.

Ainsi, la précarité de l'emploi, observée pour l'ensemble des actives à temps partiel, concerne essentiellement celles qui aimeraient accroître leur durée de travail. Plus de 20 % d'entre elles ont connu au moins six mois de chômage au cours des deux dernières années, alors que cette proportion n'est que de 4 % chez les actives qui ne souhaitent pas travailler davantage et parmi celles qui sont à temps plein. De même, elles sont nettement plus nombreuses à travailler en CDD (32 % contre, respectivement, 10 % et 8 % dans les deux autres sous-populations).

Plus jeunes, plus souvent sans diplôme et sans ancienneté, les femmes souhaitant travailler davantage perçoivent, lorsqu'elles occupent un emploi salarié, un salaire horaire moyen inférieur de 20 % à celui des autres actives à temps partiel et de plus de 25 % à celui des actives à temps plein.

Les gains du conjoint (3), pour celles qui vivent en couple, sont également plus faibles en moyenne (inférieurs, respectivement, de 36 %

et de 24 %), ce qui peut s'expliquer, en partie, par le fait que plus de 40 % d'entre elles ont un conjoint ouvrier, contre seulement un quart des autres actives.

Une femme sur deux choisit le temps partiel pour des raisons familiales

Près de six actives à temps partiel sur dix ont déclaré « *souhaiter travailler à temps partiel* ». On peut considérer que, pour ces femmes, le temps partiel a été choisi (cf. tableau 1) (4). Leurs motivations peuvent être très diverses : suivre une formation ou continuer des études, exercer une autre activité professionnelle, garder un enfant, ou encore ménager un état de santé précaire (maladie ou handicap), pour reprendre les items prévus par l'enquête.

Les raisons d'ordre familial (« *faire des travaux ménagers, garder un enfant ou d'autres personnes* ») ont été invoquées par plus de la moitié des actives en temps partiel choisi. Vient ensuite les raisons de santé, qui concernent 10 % de ces femmes. Toutefois, une fois sur quatre, ce sont d'autres raisons, non explicitées dans l'enquête (et qui restent donc indétermi-

2. Interrogées sur les raisons pour lesquelles elles travaillent à temps partiel, 37 % des actives ont invoqué le fait de « n'avoir pas trouvé d'emploi à temps plein ». Il s'agit là d'une autre estimation de la part du temps partiel subi (cf. encadré 1).

3. Il s'agit des gains mensuels moyens calculés sur l'année 1993.

4. Aux 37 % d'actives n'ayant pas trouvé d'emploi à temps plein (temps partiel subi) et aux 58 % en temps partiel choisi s'ajoutent 5 % « d'autres cas ».

Encadré 1 (suite)

définition que l'on a retenue ici pour la partie descriptive de l'étude (les statistiques s'appuyant sur l'autre définition, également présentées dans certains tableaux à titre de comparaison, n'étant pas commentées). Pour l'approche économétrique, en revanche, on a utilisé la seconde définition (cf. encadré 2).

Le champ de l'étude

L'analyse porte sur les femmes (âgées d'au moins 17 ans) qui avaient un emploi à la date de la première enquête annuelle, c'est-à-dire à l'automne 1994. L'échantillon comprend 3 178 actives, dont 912 ayant déclaré travailler à temps partiel et 2 266 à temps complet (5). C'est uniquement sur la base de cette indication fournie directement par la personne elle-même que la distinction entre temps partiel et temps plein a été faite ici (la durée hebdomadaire de travail effective n'entrant pas en ligne de compte). La description des caractéristiques des actives en 1994 s'appuie sur

l'ensemble de l'échantillon ; l'analyse des trajectoires individuelles d'activité sur les deux sous-échantillons suivants : d'une part, les femmes ayant un emploi en 1994 qui ont répondu à l'enquête de 1995 et dont la situation d'activité en 1995 est connue (2 838 femmes soit 89,3 % de l'échantillon initial) ; d'autre part, celles qui ont pu être réinterrogées à la fois en 1995 et en 1996 et dont on a observé la situation d'activité en 1996 (2 710 femmes soit 85,3 % de l'échantillon initial). Enfin, pour l'analyse économétrique, menée à partir des données de la première vague, seules les actives occupées âgées de 17 à 59 ans, personnes de référence de leur ménage ou conjointes de la personne de référence, ont été prises en compte (sous-échantillon comportant, après exclusion de 54 cas de valeurs manquantes, 2 869 femmes).

5. 43 actives pour lesquelles cette information est manquante ont dû être écartées.

Tableau 1
Raison principale du travail à temps partiel

	En %
Souhaite travailler à temps partiel...	
... pour poursuivre une formation, des études	3,7
... pour exercer une autre activité professionnelle	1,6
... pour faire des travaux ménagers, garder un enfant ou d'autres personnes	30,9
... pour raison de santé (maladie, handicap)	5,9
... pour d'autres raisons	15,7
N'a pas trouvé d'emploi à temps plein	37,3
Autres cas	4,9
Total	100,0

Champ : actives occupées à temps partiel.
Source : Panel européen de ménages (vague 1), 1994, Insee.

nées), qui ont été avancées. Il pourrait s'agir, par exemple, de femmes dont le conjoint a des gains suffisants mais qui souhaitent rester présentes sur le marché du travail, ou de femmes ayant réduit leur activité parce que leur conjoint plus âgé est déjà retraité.

Si l'on compare les caractéristiques des femmes qui travaillent à temps partiel pour des raisons familiales à celles des actives qui ont choisi le temps partiel pour un autre motif (cf. tableau A en annexe) (5), on constate que les premières

5. L'échantillon étant de taille restreinte, il n'a pas été possible de faire la distinction entre les différentes motivations autres que familiales.

Encadré 2

COMPARAISON DES CHIFFRES DU PANEL EUROPÉEN DE MÉNAGES AVEC CEUX DES ENQUÊTES EMPLOI

Parmi les actives à temps partiel qui ont été interrogées à l'automne 1994, lors de la première vague du Panel, 42,3 % ont déclaré souhaiter travailler davantage. La part du temps partiel subi observée dans l'enquête *Emploi* de mars 1994 (comme dans celle de mars 1995) est sensiblement plus faible (cf. tableau A). Cet écart est quelque peu surprenant. En effet, compte tenu de la manière dont la question relative aux souhaits en matière de temps de travail a été formulée dans le Panel (cf. encadré 1), on se serait plutôt

attendu à ce que la proportion soit, au contraire, un peu moins élevée dans cette source.

S'agissant des trajectoires professionnelles des actives en temps partiel subi, les résultats présentés ici sont assez proches de ceux qui ont été obtenus par Galtier (1999c), pour les seules salariées du secteur privé, à partir des données des enquêtes *Emploi* de 1994, 1995 et 1996 (cf. tableau B).

Tableau A
Proportion d'actives occupées à temps partiel et part du temps partiel subi

	Panel européen de ménages (vague 1)	Enquête <i>Emploi</i> de mars 1994 (1)	Enquête <i>Emploi</i> de mars 1995 (1)
Proportion d'actives occupées travaillant à temps partiel	28,0	27,8	28,9
Proportion d'actives à temps partiel souhaitant travailler davantage	42,3	37,1	36,4
1. Source : Bisault <i>et al.</i> (1996).			

Tableau B
Situation d'activité en 1996 des actives en temps partiel subi en 1994

	Panel européen de ménages (vagues 1, 2 et 3)	Enquêtes <i>Emploi</i> 1994-1996 (1)
Emploi à temps complet	21,3	23,0
Emploi à temps partiel	59,4	62,0
dont :		
<i>Temps partiel subi</i>	44,2	39,0
Chômage	14,5	9,0
Inactivité	4,8	6,0
Total	100,0	100,0
1. Source : Galtier (1999c), champ restreint aux salariées du secteur privé.		

sont bien évidemment celles qui ont les plus lourdes charges de famille (58 % d'entre elles vivant en couple avec au moins deux enfants à charge, contre 21 % des autres actives en temps partiel choisi). Leur dernier-né est plus fréquemment âgé de moins de 6 ans (50 % des cas contre 24 %). Ce sont également celles dont le conjoint a les gains mensuels les plus élevés (1 895 euros, en moyenne, contre 1 584 euros).

Parmi les actives ayant choisi le temps partiel pour des raisons autres que familiales, on trouve davantage de femmes âgées de 55 ans et plus, déclarant souffrir d'un handicap (ou d'une maladie chronique) ou dont le conjoint est inactif. Ceci n'est pas surprenant puisque des raisons de santé peuvent notamment avoir été avancées.

Chez les femmes ayant choisi le temps partiel pour des raisons familiales, la durée hebdomadaire de travail est plus souvent supérieure ou égale à 30 heures (dans 37 % des cas contre 27 %), ce qui correspond sans doute (mais l'enquête ne renseigne pas sur ce point) à un temps partiel « scolaire », pour reprendre l'expression de Galtier (1999b), certaines d'entre elles se réservant le mercredi pour s'occuper de leurs enfants. Ces femmes ont aussi deux fois moins souvent un emploi sous contrat à durée déterminée (8 % contre 15 %). En revanche, elles ne se distinguent guère de celles qui ont choisi le temps partiel pour d'autres raisons pour ce qui est du salaire horaire, de la profession exercée ou de la durée cumulée de chômage au cours des deux dernières années.

Les trajectoires individuelles d'activité

En se fondant sur les situations d'activité observées aux dates des trois enquêtes annuelles successives, on a étudié les transitions intervenues entre 1994 et 1995, puis entre 1994 et 1996. Le commentaire sera centré sur les trajectoires d'activité entre 1994 et 1996, davantage de femmes ayant connu un changement de situation au bout de deux ans.

Le temps partiel choisi pour raisons familiales est une situation plus stable

Les sorties du temps partiel ont été beaucoup plus fréquentes que les transitions à partir du temps plein. Ainsi, parmi les femmes qui travaillaient à temps partiel en 1994, seulement trois sur quatre occupaient encore un emploi à temps partiel en 1995 et elles n'étaient plus que deux sur trois dans ce cas en 1996 (cf. tableau 2). En revanche, chez les actives à temps plein, ce sont plus de huit femmes sur dix qui se trouvaient toujours dans la même situation deux ans plus tard.

Les femmes ayant quitté le temps partiel entre 1994 et 1996 se répartissent pour moitié entre celles qui ont accédé à un emploi à temps plein et celles qui sont devenues chômeuses ou inactives.

Les actives qui sont passées, au bout de deux ans, du temps partiel au temps plein sont, en

Tableau 2
Devenir des actives travaillant à temps partiel ou à temps plein en 1994

	En %	
	Ensemble des actives occupées à temps partiel en 1994	Ensemble des actives occupées à temps plein en 1994
Situation en 1995		
Emploi à temps plein	12,6	88,3
Emploi à temps partiel	76,9	6,3
Chômage	5,8	3,3
Inactivité	4,7	2,1
Total	100,0	100,0
Situation en 1996		
Emploi à temps plein	16,0	84,0
Emploi à temps partiel	66,6	7,8
Chômage	8,2	3,8
Inactivité	9,2	4,4
Total	100,0	100,0

Lecture : parmi les actives qui travaillaient à temps partiel en 1994, 16 % occupaient un emploi à temps plein deux ans plus tard (12,6 % en 1995).

Source : Panel européen de ménages (vagues 1, 2 et 3), 1994-1996, Insee.

proportion, deux fois plus nombreuses que celles qui ont effectué la transition inverse (16 % contre 8 %). La proportion de sorties vers le chômage ou l'inactivité est également deux fois plus élevée chez les actives qui travaillaient à temps partiel (17 % contre 8 %).

Lorsqu'on introduit une distinction entre temps partiel subi et temps partiel choisi en adoptant la définition habituellement utilisée (cf. tableau 3) (6), on constate que les femmes qui souhaitent travailler davantage ont plus souvent quitté le temps partiel, entre 1994 et 1996, que celles qui ne désiraient pas accroître leur durée de travail (41 % contre 29 %). Parmi ces actives en temps partiel subi, une sur cinq occupait un emploi à temps plein en 1996, alors que seules 12 % des autres actives à temps partiel ont connu une transition similaire. Les premières sont proportionnellement plus nombreuses à être sorties vers le chômage (près de 15 % contre 4 %). En revanche, celles qui ne souhaitent pas travailler davantage sont plus souvent passées du temps partiel à l'inactivité (12 % contre 5 %). Quant aux transitions du temps partiel subi vers le temps partiel choisi, elles ont été un peu plus fréquentes que les transitions inverses (respectivement 15 % et 12 % des cas). Au total, plus de la moitié des actives qui souhaitent travailler davantage ont changé de situation au bout de

deux ans, contre 41 % des actives en temps partiel choisi (s'agissant des transitions à partir du temps partiel subi, voir la comparaison avec les chiffres des enquêtes *Emploi* dans l'encadré 2).

Les trajectoires d'activité des femmes ayant fait le choix du temps partiel ne sont cependant pas homogènes (cf. tableau 4). Ainsi, les sorties vers le temps plein entre 1994 et 1996 ont été deux fois moins fréquentes chez les actives qui ont déclaré travailler à temps partiel pour des motifs familiaux que parmi celles qui ont avancé d'autres raisons (10 % contre 22 %). Il en va de même pour les transitions vers l'inactivité (7 % contre 15 %). Bien qu'elles soient un peu plus souvent passées du temps partiel au chômage (7 % contre 4 %), les premières sont donc plus nombreuses à occuper encore un emploi à temps partiel deux ans plus tard (trois sur quatre contre six sur dix).

Si l'on tient compte de la nature du temps partiel en 1996, on constate que les transitions du temps partiel choisi pour raisons familiales vers le temps partiel choisi pour d'autres raisons ont

6. Sur la base de la seconde définition (c'est-à-dire le fait de n'avoir pas trouvé d'emploi à temps plein), on obtient des résultats peu différents (cf. tableau 4).

Tableau 3
Devenir des actives travaillant à temps partiel en 1994 selon le souhait en matière de durée du travail

	Actives occupées à temps partiel en 1994, ayant déclaré...		
	... souhaiter travailler davantage (et être disponibles)	... ne pas souhaiter travailler davantage	Ensemble
Situation en 1995			
Emploi à temps plein	16,9	9,6	12,6
Emploi à temps partiel	70,5	81,7	76,9
dont :			
<i>Ayant déclaré, en 1995, souhaiter travailler davantage (et être disponibles)</i>	54,5	13,8	30,8
Chômage	9,6	3,0	5,8
Inactivité	3,0	5,7	4,7
Total	100,0	100,0	100,0
Situation en 1996			
Emploi à temps plein	21,3	12,4	16,0
Emploi à temps partiel	59,4	71,4	66,6
dont :			
<i>Ayant déclaré, en 1996, souhaiter travailler davantage (et être disponibles)</i>	44,2	12,3	25,8
Chômage	14,5	3,9	8,2
Inactivité	4,8	12,3	9,2
Total	100,0	100,0	100,0

Lecture : parmi les actives qui étaient à temps partiel en 1994 et qui souhaitent travailler davantage, 21,3 % occupaient un emploi à temps plein deux ans plus tard (16,9 % en 1995).

Source : Panel européen de ménages (vagues 1, 2 et 3), 1994-1996, Insee.

été aussi fréquentes que les transitions inverses (12 % contre 14 %). Mais les femmes qui avançaient des raisons familiales sont plus souvent passées du temps non contraint au temps subi que les autres (10 % contre 6 %). Finalement, parmi les actives qui travaillaient à temps partiel pour des raisons familiales en 1994, la moitié étaient toujours dans la même situation deux ans plus tard, alors que la proportion de femmes qui sont demeurées dans le temps partiel choisi pour d'autres raisons n'est que d'un tiers.

Les temps partiels « longs » plus fréquents chez les actives restées à temps partiel pour raisons familiales

On a cherché à comparer les caractéristiques des femmes qui travaillaient à temps partiel en 1994 selon la trajectoire d'activité qu'elles ont connue entre 1994 et 1996 (7).

Les actives qui sont passées du temps partiel au temps complet sont, en moyenne, plus jeunes que celles qui sont restées à temps partiel et elles sont plus souvent titulaires du baccalauréat ou d'un diplôme supérieur (cf. tableau B en annexe). Elles étaient proportionnellement plus nombreuses à occuper un emploi sous contrat à durée déterminée (33 % contre 12 %) et à travailler au moins 30 heures par semaine (36 % contre 28 %). Les gains mensuels moyens du conjoint, pour celles qui vivaient en couple, étaient sensiblement plus faibles, ce qui pourrait avoir motivé le passage au temps plein.

Les femmes qui sont sorties vers l'inactivité ou le chômage occupaient, en 1994, une position en moyenne moins favorable sur le marché du

7. Les caractéristiques prises en compte sont celles observées en 1994.

Tableau 4
Devenir des actives travaillant à temps partiel en 1994 selon la raison principale du temps partiel

	Actives occupées à temps partiel en 1994, ayant déclaré ...			
	... avoir fait le choix du temps partiel...		... travailler à temps partiel faute d'avoir trouvé un emploi à temps plein	Ensemble
	... pour des raisons d'ordre familial	... pour d'autres raisons		
Situation en 1995				
Emploi à temps plein	8,9	16,1	14,5	12,6
Emploi à temps partiel	85,6	72,5	71,9	76,9
dont :				
Ayant déclaré en 1995 ...				
... avoir fait le choix du temps partiel pour des raisons d'ordre familial	60,6	16,6	10,0	27,7
... avoir fait le choix du temps partiel pour d'autres raisons	13,8	43,1	11,4	21,6
... travailler à temps partiel faute d'avoir trouvé un emploi à temps plein	8,9	9,2	47,3	24,0
Chômage	1,7	4,9	10,3	5,8
Inactivité	3,8	6,5	3,3	4,7
Total	100,0	100,0	100,0	100,0
Situation en 1996				
Emploi à temps plein	9,7	22,5	18,3	16,0
Emploi à temps partiel	76,5	59,1	63,6	66,6
dont :				
Ayant déclaré en 1996...				
... avoir fait le choix du temps partiel pour des raisons d'ordre familial	51,8	13,7	7,4	23,3
... avoir fait le choix du temps partiel pour d'autres raisons	12,2	36,5	7,1	17,4
... travaillé à temps partiel faute d'avoir trouvé un emploi à temps plein	10,4	5,6	46,2	22,5
Chômage	6,6	3,7	12,9	8,2
Inactivité	7,2	14,7	5,2	9,2
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Lecture : parmi les actives qui étaient à temps partiel pour des raisons d'ordre familial en 1994, 9,7 % occupaient un emploi à temps plein deux ans plus tard (8,9 % en 1995).

Source : Panel européen de ménages (vagues 1, 2 et 3), 1994-1996, Insee.

travail que celles qui sont restées à temps partiel. Ainsi, plus souvent en contrat à durée déterminée (dans 37 % des cas contre 12 %), plus souvent sans ancienneté (présentes dans l'établissement depuis moins d'un an dans 36 % des cas contre 12 %), ces femmes percevaient un salaire horaire moyen inférieur de 20 %. Elles sont également quatre fois plus nombreuses à s'être trouvées au chômage entre janvier 1993 et octobre 1994 (33 % contre 8 %). L'impossibilité de faire la distinction entre sorties vers le chômage et sorties vers l'inactivité (en raison de la faiblesse des effectifs) explique sans doute qu'il y ait, parmi ces femmes, surreprésentation à la fois des plus jeunes (moins de 25 ans) et des plus âgées (55 ans ou plus).

Les caractéristiques des femmes qui étaient en temps partiel subi en 1994 et qui s'y trouvaient toujours en 1996 sont assez proches de celles des actives qui sont passées du temps partiel à l'inactivité ou au chômage. Toutefois, l'emploi précaire était un peu moins fréquent chez les premières (une femme sur cinq était en CDD contre une sur trois parmi les secondes). De même, celles-ci sont deux fois moins nombreuses à avoir connu une durée cumulée de chômage d'au moins six mois entre janvier 1993 et octobre 1994.

Certains traits observés chez les femmes ayant choisi le temps partiel pour des raisons familiales, dans leur ensemble, s'avèrent renforcés lorsque l'on considère celles d'entre elles qui sont restées dans cette situation entre 1994 et 1996 (cf. tableaux A et B en annexe) : charges familiales plus lourdes (la proportion d'actives vivant en couple avec au moins deux enfants à charge étant de 69 % dans ce sous-groupe, contre 58 % parmi l'ensemble), temps partiel « long » (30 heures ou plus) plus fréquent (48 % des cas contre 37 %), gains mensuels du conjoint en moyenne plus importants (2 142 euros contre 1 895 euros).

Comparativement à l'ensemble des femmes qui étaient, en 1994, en temps partiel choisi pour d'autres raisons, celles qui s'y trouvaient encore deux ans plus tard présentaient des caractéristiques professionnelles nettement plus favorables. Ainsi, leur salaire horaire était, en moyenne, plus élevé, elles étaient deux fois moins nombreuses à être en CDD et elles avaient moins souvent connu le chômage depuis janvier 1993. L'hétérogénéité de cette sous-population rend toutefois difficile l'interprétation de ce constat.

Les déterminants individuels du travail à temps partiel

Pour tenter de mettre en évidence les déterminants individuels du travail à temps partiel, deux modèles *logit* ont été utilisés (cf. encadré 3). Le premier modèle permet d'opposer les trois situations suivantes : temps partiel choisi, temps partiel subi et temps plein. Dans le second modèle, la distinction entre temps partiel choisi pour des raisons d'ordre familial et temps partiel choisi pour d'autres raisons a été introduite.

Le champ a été restreint ici aux actives occupées (salariées ou non) (8), âgées de 17 à 59 ans, personnes de référence de leur ménage ou conjointes de la personne de référence. Les jeunes femmes n'ayant pas quitté le foyer parental ont donc notamment été écartées, et ce, en raison de la difficulté à appréhender les liens éventuels entre l'offre de travail de ces femmes et celle de leurs parents.

Dans le choix du temps partiel, les gains du conjoint et le nombre d'enfants à charge sont deux éléments déterminants

D'après les résultats du premier modèle (cf. tableau 5), par rapport à celles qui ne vivent pas en couple (catégorie de référence), les femmes dont le conjoint, actif occupé, a des gains mensuels moyens relativement élevés (c'est-à-dire deux fois le Smic ou davantage) ont une plus forte probabilité d'être en temps partiel choisi plutôt qu'à temps plein. Le choix du temps partiel est également plus probable lorsqu'il y a au moins deux enfants à charge. Ceci se vérifie aussi bien dans le cas où le plus jeune enfant a moins de trois ans que dans le cas où celui-ci est un peu plus âgé, du moins pour les mères de deux enfants. L'âge du dernier enfant a donc, semble-t-il, peu d'effet sur la probabilité de choisir le temps partiel plutôt que le temps plein. En revanche, la probabilité d'être en temps partiel choisi plutôt que subi est significativement plus élevée lorsque le plus jeune enfant a moins de trois ans. Il en va de même dans le cas des familles avec un enfant unique de moins de trois ans. On peut se demander si l'arrivée d'un enfant n'a pas pour effet de rendre plus acceptable une situation vécue jusqu'alors comme subie.

8. La prise en compte des chômeuses et des inactives (en excluant, toutefois, les étudiantes et les retraitées) ne change pas fondamentalement les conclusions de l'analyse.

DEUX MODÈLES LOGIT POLYTOMIQUES NON ORDONNÉS

La décision de travailler à temps partiel plutôt qu'à temps complet a été analysée à l'aide de deux modèles *logit* polytomiques non ordonnés (1).

La variable dépendante du premier modèle est une variable discrète à trois modalités :

- 1 si la femme occupe un emploi à temps plein,
- 2 si celle-ci a choisi de travailler à temps partiel,
- 3 si le temps partiel est subi.

La variable dépendante du second modèle comporte quatre modalités :

- 1 si l'emploi occupé est un emploi à temps plein,
- 2 si la femme a choisi de travailler à temps partiel pour des raisons d'ordre familial,
- 3 si celle-ci a choisi le temps partiel pour d'autres raisons,
- 4 si le temps partiel est subi.

On parle ici de temps partiel « subi » lorsque la raison principale du travail à temps partiel, avancée à la date de l'enquête par les personnes concernées, est le fait de « n'avoir pas trouvé d'emploi à temps plein ». Dans tous les autres cas, on considère que le temps partiel est « choisi » (2).

Dans le cadre d'un modèle *logit* polytomique non ordonné, lorsque la variable expliquée comprend J catégories j ($j = 1, \dots, J$; $J \geq 3$), on peut former, au total, $J(J-1)/2$ équations pour opposer deux à deux ces J catégories. Il existe seulement $J-1$ équations indépendantes (c'est-à-dire $J-1$ ensembles de paramètres non redondants à estimer) : l'une des catégories j étant prise comme référence, les équations indépendantes sont celles qui opposent séparément chacune des autres catégories à cette modalité de référence. Les coefficients des autres équations peuvent être obtenus par simple soustraction, à partir des paramètres estimés de ces $J-1$ équations indépendantes.

Le premier modèle utilisé ici comporte donc trois équations, dont deux équations indépendantes ; le second, six équations, dont trois indépendantes. En choisissant comme référence, dans l'un et l'autre modèle, la première situation d'emploi (c'est-à-dire le travail à temps plein), on a :

$$\text{Log} \left[\frac{\text{Pr}(Y=j)}{\text{Pr}(Y=1)} \right] = \alpha_j + \sum_{k=1}^K \beta_{jk} Z_k$$

$j = 2, 3$ (1^{er} modèle) ou $2, 3, 4$ (2^e modèle)

où Y désigne la variable dépendante, Z_k représente la k^{e} variable explicative, β_{jk} est le coefficient de Z_k dans l'équation j (à estimer), et α_j est la constante de l'équation j (à estimer).

Expliquer la probabilité de se trouver dans une situation plutôt que dans une autre

Ce que ces deux modèles (qui ont été estimés par la méthode du maximum de vraisemblance, à l'aide du logiciel LIMDEP) permettent d'expliquer, c'est la *probabilité*, pour une active, de se trouver dans telle situation plutôt que dans telle autre.

Les facteurs pris en compte dans cette analyse sont les suivants : le fait de ne pas avoir la nationalité française, l'âge, l'existence d'un handicap ou d'une maladie chronique, le salaire horaire (estimé par régression, cf. encadré 4), la profession, la durée cumulée de chômage au cours de la période janvier 1993-octobre 1994, le statut d'activité du conjoint éventuel, ses gains mensuels moyens (en 1993) lorsque celui-ci est actif occupé, le nombre d'enfants à charge (de moins de 18 ans), l'âge du plus jeune enfant, le statut d'occupation du logement, le fait, pour le ménage, d'avoir des crédits ou des emprunts à rembourser (autres que ceux liés à l'acquisition du logement), et le fait de résider en région Île-de-France. Les moyennes des variables explicatives sont fournies en annexe dans le tableau C en annexe.

Le modèle *logit* polytomique repose sur une hypothèse forte : l'hypothèse IIA (*Independence of Irrelevant Alternatives*). Cette hypothèse est vérifiée si pour tout couple de modalités (j, j') de la variable expliquée, le rapport des probabilités associées, $P_j/P_{j'}$, ne dépend pas des autres choix possibles.

On peut se demander si c'est bien le cas ici. Dans le second modèle, en effet, les modalités « *temps partiel choisi pour des raisons familiales* » et « *temps partiel choisi pour d'autres raisons* » semblent relativement proches l'une de l'autre. Toutefois, lorsqu'on réestime ce modèle en ne faisant plus figurer le temps partiel choisi pour d'autres raisons parmi les situations possibles (les actives de l'échantillon se trouvant effectivement dans cette situation étant écartées), on constate que les coefficients des variables exogènes, dans les équations opposant temps partiel choisi pour des raisons d'ordre familial, temps partiel subi et temps plein, ne varient guère (3). On en conclut que l'hypothèse IIA peut sans doute être acceptée (sur ce point, voir Greene, 1993).

1. Sur ce type de modèle, voir DeMaris (1992) et Liao (1994).
 2. Pour l'estimation du premier modèle, on pouvait se fonder aussi bien sur la première définition du temps partiel subi (c'est-à-dire souhaiter travailler davantage) que sur la seconde (travailler à temps partiel faute d'avoir trouvé un emploi à temps complet). C'est cette seconde définition que l'on a finalement retenue, et ce, afin que les résultats des deux modèles *logit* puissent être directement mis en parallèle. Toutefois, lorsqu'on s'appuie sur l'autre définition, les résultats du premier modèle sont très peu différents.
 3. Ces résultats sont disponibles auprès des auteurs.

Tableau 5

Paramètres estimés du modèle *logit* polytomique non ordonné opposant les trois situations suivantes : temps partiel choisi, temps partiel subi et temps plein

	Temps partiel choisi vs Temps plein	Temps partiel subi vs Temps plein	Temps partiel choisi vs Temps partiel subi
Constante	0,291	9,740 ***	- 9,449 ***
Nationalité : étrangère	0,489 *	0,912 ***	- 0,423
Âge	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<i>Moins de 30 ans</i>			
30 à 34 ans	0,463 **	- 0,261	0,724 **
35 à 39 ans	0,339	- 0,440	0,779 **
40 à 44 ans	0,146	0,148	- 0,002
45 à 49 ans	0,481 **	0,053	0,428
50 à 54 ans	0,386	- 0,127	0,513
55 ans ou plus	1,017 ***	- 0,132	1,149 ***
Handicap (ou maladie chronique)	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<i>Aucun</i>			
Léger	0,626 ***	0,240	0,386
Sévère	0,975 ***	- 0,094	1,069 ***
Log du salaire horaire (prédit)	- 0,869 ***	- 3,261 ***	2,392 ***
Profession			
Employée de la Fonction publique	0,170	0,595 ***	- 0,425 *
Employée administrative d'entreprise	0,330 **	0,385 *	- 0,055
Employée de commerce	0,928 ***	1,102 ***	- 0,174
Employée des services directs aux particuliers	1,133 ***	1,202 ***	- 0,069
<i>Autres cas</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Durée cumulée de chômage au cours de la période janvier 1993-octobre 1994	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<i>Aucun mois de chômage</i>			
1 à 5 mois	0,236	0,764 **	- 0,528
6 mois ou plus	0,314	1,573 ***	- 1,259 ***
Activité et revenus du travail du conjoint éventuel	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<i>Ne vit pas en couple</i>			
Conjoint actif occupé			
≤ 1 Smic	0,417	0,057	0,360
1 à 1,5 Smic	0,496 **	0,218	0,278
1,5 à 2 Smic	0,435 **	0,182	0,253
2 à 3 Smic	0,849 ***	- 0,229	1,078 ***
3 à 4 Smic	1,111 ***	- 0,407	1,518 ***
> 4 Smic	1,701 ***	0,221	1,480 ***
Conjoint chômeur	- 0,023	- 0,382	0,359
Conjoint inactif	0,394	- 0,040	0,434
Nombre d'enfants à charge (de moins de 18 ans) et âge du plus jeune	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<i>Aucun enfant</i>			
1 enfant, âgé de moins de 3 ans	0,087	- 1,509 ***	1,596 ***
1 enfant, âgé de 3 à 5 ans	0,213	- 0,275	0,488
1 enfant, âgé de 6 à 11 ans	0,187	- 0,038	0,225
1 enfant, âgé de 12 ans ou plus	- 0,057	- 0,132	0,075
2 enfants, âge du plus jeune : < 3 ans	0,966 ***	- 1,194 **	2,160 ***
2 enfants, âge du plus jeune : 3 à 5 ans	1,183 ***	- 0,139	1,322 ***
2 enfants, âge du plus jeune : 6 à 11 ans	0,993 ***	- 0,219	1,212 ***
2 enfants, âge du plus jeune : ≥ 12 ans	0,766 ***	0,406	0,360
3 enfants ou plus	1,152 ***	0,193	0,959 ***
Statut d'occupation du logement	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<i>Ménage locataire ou sous-locataire</i>			
Accédant à la propriété	- 0,083	- 0,232	0,149
Propriétaire	0,094	- 0,001	0,095
Logé à titre gratuit	0,521 **	0,220	0,301
Existence de crédits ou d'emprunts à rembourser	- 0,022	- 0,101	0,079
Région de résidence : Île-de-France	- 0,298 **	- 0,562 **	0,264
Logarithme de la vraisemblance :	- 1 878,0		
Nombre d'observations :	2 869		
Répartition de l'échantillon sous l'angle de la situation d'emploi :			
Temps partiel choisi	540		
Temps partiel subi	278		
Temps plein	2 051		
Pseudo-R ² de Mc Fadden :	0,15		

Lecture : ont été reportés ici les coefficients estimés des variables explicatives dans chacune des trois équations du modèle. Un coefficient de signe positif (resp. négatif), statistiquement significatif, indique que l'on est en présence d'un facteur qui accroît (resp. réduit) les chances, pour une active, de se trouver dans telle situation d'emploi plutôt que telle autre. Pour quantifier l'effet propre d'une variable discrète Z_{jk} à deux modalités (0-1), on peut calculer le « rapport des chances » (odds ratio), égal à $\exp(\beta_{jk})$, où β_{jk} est le coefficient estimé de la variable Z_{jk} dans l'équation j . Ainsi, par rapport aux actives de moins de 30 ans (catégorie de référence), celles qui sont âgées de 55 ans ou plus ont presque trois fois plus de chances d'être en temps partiel choisi plutôt qu'à temps plein, toutes choses égales par ailleurs (cf. équation 1 : $\exp(1,017) = 2,76$).

*** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; Réf. : catégorie de référence.

Champ : actives occupées, âgées de 17 à 59 ans, personnes de référence de leurs ménages ou conjointes des personnes de référence.

Source : Panel européen de ménages (vague 1), 1994, Insee.

Tableau 6

Paramètres estimés du modèle *logit* polytomique non ordonné opposant les quatre situations suivantes : temps partiel choisi pour des raisons d'ordre familial, temps partiel choisi pour d'autres raisons, temps partiel subi et temps plein

	Temps partiel choisi pour raisons familiales vs Temps plein	Temps partiel choisi pour d'autres raisons vs Temps plein	Temps partiel subi vs Temps plein	Temps partiel choisi pour raisons familiales vs Temps partiel subi	Temps partiel choisi pour d'autres raisons vs Temps partiel subi	Temps partiel choisi pour raisons familiales vs Temps partiel choisi pour d'autres raisons
Constante	0,135	- 1,221	9,810 ***	- 9,675 ***	- 11,031 ***	1,356
Nationalité : étrangère	0,054	0,856 ***	0,998 ***	- 0,944 **	- 0,142	- 0,802 *
Âge : ≥ 55 ans	1,274 ***	0,619 ***	- 0,062	1,336 ***	0,681 *	0,655
Existence d'un handicap (ou d'une maladie chronique)	0,490 **	0,974 ***	0,125	0,365	0,849 ***	- 0,484 *
Log du salaire horaire (prédit)	- 1,360 ***	- 0,382	- 3,286 ***	1,926 ***	2,904 ***	- 0,978 **
Profession						
Employée de la Fonction publique	0,331	- 0,043	0,580 ***	- 0,249	- 0,623 **	0,374
Employée administrative d'entreprise	0,447 **	0,141	0,357	0,090	- 0,216	0,306
Employée de commerce	1,075 ***	0,714 **	1,119 ***	- 0,044	- 0,405	0,361
Employée des services directs aux particuliers	0,905 ***	1,267 ***	1,250 ***	- 0,345	0,017	- 0,362
<i>Autres cas</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Durée cumulée de chômage au cours de la période janvier 1993-octobre 1994 : 6 mois ou plus	0,025	0,438	1,445 ***	- 1,420 ***	- 1,007 ***	- 0,413
Activité et revenus du travail du conjoint éventuel						
<i>Ne vit pas en couple</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Conjoint actif occupé						
≤ 1 Smic	1,170 ***	0,113	- 0,048	1,218 **	0,161	1,057 **
1 à 2 Smic	1,190 ***	0,132	0,088	1,102 ***	0,044	1,058 ***
2 à 4 Smic	1,697 ***	0,591 ***	- 0,330	2,027 ***	0,921 ***	1,106 ***
> 4 Smic	2,688 ***	1,124 ***	0,130	2,558 ***	0,994 **	1,564 ***
Conjoint chômeur ou inactif	0,244	0,257	- 0,298	0,542	0,555 *	- 0,013
Nombre d'enfants à charge et âge du plus jeune						
<i>Aucun enfant</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
1 enfant	1,263 ***	- 0,843 ***	- 0,426 **	1,689 ***	- 0,417 *	2,106 ***
2 enfants, âge du plus jeune : < 3 ans	2,171 ***	0,008	- 1,266 **	3,437 ***	1,274 **	2,163 ***
2 enfants, âge du plus jeune : 3 à 5 ans	2,530 ***	- 0,069	- 0,314	2,844 ***	0,245	2,599 ***
2 enfants, âge du plus jeune : 6 à 11 ans	2,256 ***	- 0,035	- 0,478	2,734 ***	0,443	2,291 ***
2 enfants, âge du plus jeune : ≥ 12 ans	1,652 ***	0,197	0,265	1,387 ***	- 0,068	1,455 ***
3 enfants ou plus	2,634 ***	- 0,484	- 0,149	2,783 ***	- 0,335	3,118 ***
Région de résidence :						
Île-de-France	- 0,415 **	- 0,178	- 0,576 **	0,161	0,398	- 0,237
Logarithme de la vraisemblance :	- 2 163,7					
Nombre d'observations :	2 869					
Répartition de l'échantillon sous l'angle de la situation d'emploi :						
Temps partiel choisi pour des raisons familiales	289					
Temps partiel choisi pour d'autres raisons	251					
Temps partiel subi	278					
Temps plein	2 051					
Pseudo-R ² de Mc Fadden :	0,16					

Lecture : ont été reportés ici les coefficients estimés des variables explicatives dans chacune des six équations du modèle. Pour l'interprétation des résultats de ce modèle, cf. tableau 5.

*** : significatif au seuil de 1 % ; * : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; Réf. : catégorie de référence.

Champ : actives occupées, âgées de 17 à 59 ans, personnes de référence de leurs ménages ou conjointes des personnes de référence.

Source : Panel européen de ménages (vague 1), 1994, Insee.

Les résultats du second modèle (cf. tableau 6) montrent que la probabilité de choisir le temps partiel pour des raisons d'ordre familial plutôt que le temps plein est d'autant plus forte que le niveau de rémunération du conjoint est plus élevé. La probabilité du temps partiel choisi pour d'autres raisons augmente également avec les gains du conjoint, mais seulement à partir d'un revenu mensuel équivalent à deux Smic (et dans une moindre mesure). Une interprétation possible de ce double constat est que le sacrifice financier résultant du passage, pour la femme, du temps plein au temps partiel serait plus facilement accepté par les couples lorsqu'il s'agit de s'occuper des enfants (dès lors que le conjoint travaille). La présence d'enfants à charge a bien entendu un effet positif sur la probabilité d'être en temps partiel choisi pour des raisons familiales (plutôt que de se trouver dans chacune des trois autres situations), et ce, même dans le cas d'un enfant unique. En revanche, là encore, l'âge du plus jeune enfant ne semble guère jouer, du moins pour les mères de deux enfants : que celui-ci soit âgé de moins de 3 ans, de 3 à 5 ans ou de 6 à 11 ans, les chances de choisir le temps partiel pour des raisons familiales plutôt que le temps plein sont sensiblement les mêmes ; cette probabilité est cependant un peu moins forte lorsque le dernier enfant a 12 ans ou plus. Cela vaut également pour l'opposition entre temps partiel choisi pour raisons familiales et temps partiel choisi pour d'autres raisons. Toutefois, lorsque le plus jeune enfant a moins de 3 ans, la probabilité d'être en temps partiel choisi pour raisons familiales plutôt qu'en temps partiel subi est significativement plus élevée, ce qui pourrait conforter l'interprétation avancée précédemment quant au caractère plus acceptable du temps partiel dès lors qu'il s'agit de prendre en charge un jeune enfant.

Deux autres facteurs favorisent le choix du temps partiel : être âgée de 55 ans ou plus et l'existence d'un handicap

Lorsque la femme est âgée de 55 ans ou plus, la probabilité du temps partiel choisi est plus élevée, que ce soit par rapport au temps plein ou par rapport au temps partiel subi. Dans ce cas de figure, on pourrait s'attendre à ce que le temps partiel soit choisi principalement pour des raisons autres que familiales (sortie progressive d'activité et/ou raisons de santé), ce que suggère du reste l'analyse descriptive. Or, lorsqu'on introduit une distinction entre temps partiel choisi pour des raisons d'ordre familial et temps partiel choisi pour d'autres raisons (cf. second

modèle), on s'aperçoit que ceci n'est apparemment pas vérifié. En effet, ce facteur n'a pas d'effet significatif sur la probabilité d'être en temps partiel choisi pour des raisons familiales plutôt que pour d'autres raisons. En fait, les raisons familiales peuvent renvoyer non seulement à la garde de jeunes enfants, mais également à la prise en charge d'un conjoint ou de parents dépendants, situation qui concerne sans doute davantage les 55 ans et plus.

L'existence d'un handicap (ou d'une maladie chronique) a un effet négatif sur la probabilité de travailler à temps partiel pour des raisons familiales plutôt que pour d'autres raisons. Toutefois, cet effet n'est significatif qu'au seuil de 10 %, ce qui suggère que, dans le cas des femmes ayant des problèmes de santé, ce n'est pas uniquement l'incapacité physique à occuper un emploi à temps plein qui peut motiver le choix du temps partiel, mais peut-être aussi une moindre productivité domestique (s'occuper des enfants et effectuer les travaux ménagers pouvant demander plus de temps).

Un taux de salaire élevé diminue la probabilité de travailler à temps partiel

Plus le salaire horaire (9) est élevé, plus la probabilité de travailler à temps partiel est faible. Deux interprétations différentes peuvent être avancées, selon que le temps partiel est choisi ou subi. D'une part, dans le cadre du modèle standard d'offre de travail, l'accroissement du taux de salaire se traduit par une augmentation du coût d'opportunité du « loisir », ce qui inciterait à choisir le temps plein plutôt que le temps partiel, l'effet de substitution l'emportant ici sur l'effet de revenu (lequel joue dans l'autre sens, c'est-à-dire tend à réduire l'offre de travail). D'autre part, la relation négative entre le taux de salaire et la probabilité du temps partiel contraint peut résulter du fait que les emplois occupés par les femmes subissant le temps partiel sont majoritairement des emplois peu ou non qualifiés (donc, en moyenne, plus faiblement rémunérés).

D'après les résultats du second modèle, lorsque le taux de salaire s'accroît, le choix de travailler à temps partiel pour des raisons d'ordre familial, plutôt qu'à temps plein, devient moins probable. En revanche, dans l'opposition entre temps partiel choisi pour d'autres raisons et temps plein, ce facteur ne semble pas intervenir. Ainsi, dans

9. C'est un taux de salaire estimé qui a été pris en compte ici (cf. encadré 4).

le cas des actives qui envisagent de passer au temps partiel pour des raisons familiales, l'interprétation en termes d'effet de substitution dominant demeure, semble-t-il, pertinente (continuer de travailler à plein temps en recourant aux services de garde d'enfants devenant de plus en plus avantageux à mesure que le taux de salaire s'élève). Il n'en va pas de même pour celles dont la décision serait motivée par d'autres raisons. Chez ces femmes, dont certaines sont dans une logique de sortie progressive d'activité, la préférence pour le loisir est sans doute un peu plus marquée, ce qui pourrait se traduire par des effets de substitution et de revenu qui se compensent plus ou moins (d'où, peut-être, l'absence de relation significative entre le taux de salaire et la probabilité d'être en temps partiel pour des raisons autres que familiales plutôt qu'à temps plein).

Le passage par le chômage accroît le risque de subir le temps partiel

La probabilité d'être en temps partiel subi est bien plus élevée pour les femmes ayant connu au moins six mois de chômage au cours des deux dernières années. Ce constat rejoint un résultat déjà mis en évidence par Galtier (1999c). En effet, dans cette étude menée à partir des données des enquêtes *Emploi*, il apparaît que les personnes entrant dans le temps partiel subi étaient souvent au chômage auparavant.

Les employées de la Fonction publique, dans leur ensemble, ont une plus forte probabilité d'être en temps partiel contraint plutôt que choisi (par rapport aux actives dont la profession n'entre pas dans la catégorie des

Encadré 4

ESTIMATION DU TAUX DE SALAIRE HORAIRE

Le salaire horaire de l'individu pour l'année 1994 a été calculé en divisant les revenus salariaux mensuels moyens perçus dans l'année (total des salaires et compléments, à l'exclusion des rémunérations au titre des heures supplémentaires, rapporté au nombre de mois de perception) par le nombre d'heures de travail mensuel à la date de l'enquête (durée hebdomadaire $\times 4,33$). C'est ce salaire horaire indirectement observé qui a été pris en compte dans la partie descriptive de l'article.

En revanche, dans les deux modèles économétriques utilisés, c'est un taux de salaire *prédit* (c'est-à-dire estimé par régression) qui a été introduit comme variable explicative. L'estimation d'une équation de salaire était nécessaire pour deux raisons. Tout d'abord, pour 8 % des salariées de l'échantillon retenu, le salaire horaire restait indéterminé, et ce, du fait des non-réponses aux questions portant sur les revenus ou/et sur la durée hebdomadaire de travail. En second lieu, les non-salariées n'ayant pas été écartées du champ de l'étude, plutôt que de calculer, à partir des revenus d'activité indépendante déclarés, une rémunération horaire moyenne, on a jugé préférable d'imputer à ces femmes un taux de salaire potentiel.

C'est la procédure en deux étapes de Heckman (1979), procédure aujourd'hui bien connue, qui a été utilisée ici. On a commencé par estimer, sur un échantillon de 3 854 femmes ayant un emploi ou non, une équation de sélection (de type *probit*), dont la variable expliquée est codée 1 lorsque la personne travaille (0 sinon), et ce, afin de calculer, pour chaque femme, l'inverse du ratio de Mills. Ensuite, en introduisant ce coefficient parmi les régresseurs, ce qui a permis de tenir compte de l'éventuel biais de sélection, on a procédé à l'estimation de l'équation de salaire sur le sous-échantillon des 2 407 actives occupant un emploi

salarié et pour lesquelles le salaire horaire a pu être calculé.

Les paramètres estimés de ces deux équations sont présentés en annexe dans le tableau D en annexe. Le commentaire portera uniquement sur l'équation de salaire. Pour cette équation, on a retenu les variables suivantes : le niveau de diplôme, le nombre d'années d'activité professionnelle (et son carré), le nombre d'années d'inactivité ou de chômage depuis la fin des études, et le fait de résider dans la région Île-de-France (le logarithme du salaire horaire étant la variable expliquée). Ces variables jouent toutes dans le sens attendu : le taux de salaire augmente avec le niveau de diplôme et l'expérience professionnelle ; à l'inverse, le nombre d'années passées en dehors du marché du travail ou au chômage a un effet négatif (quant aux actives qui résident en Île-de-France, elles sont, en moyenne, mieux rémunérées) (1). Autre point qui mérite d'être souligné : il n'y a pas, semble-t-il, d'effet de sélection (le coefficient correcteur *lambda* n'est pas significatif). Enfin, il faut signaler que l'ajustement est de qualité satisfaisante (R^2 de 0,33).

C'est à partir des coefficients estimés de cette équation que l'on a calculé, pour chacune des actives de l'échantillon, y compris pour celles dont le salaire horaire a pu être observé, un taux de salaire prédit.

1. À titre exploratoire, l'équation de salaire a également été estimée en introduisant, parmi les régresseurs, une variable indicatrice prenant la valeur 1 si la personne travaille à temps partiel (version non retenue). Cette variable s'est révélée non significative : lorsque les effets du diplôme et de l'expérience sont contrôlés, le taux de salaire des femmes occupant un emploi à temps partiel (dans leur ensemble) n'apparaît pas statistiquement différent de celui des actives à temps plein.

employées), cet effet n'étant toutefois significatif qu'au seuil de 10 %. En fait, on peut penser que sont avant tout concernées ici celles d'entre elles qui n'ont pas le statut de fonctionnaire (vacataires, CES, etc.). Pour les autres employées (employées administratives d'entreprise, employées de commerce ou des services directs aux particuliers), en revanche, la probabilité du temps partiel subi plutôt que choisi n'est pas significativement plus élevée.

Enfin, les résultats montrent que les actives qui n'ont pas la nationalité française risquent davantage de subir le temps partiel plutôt que d'en faire le choix pour des raisons d'ordre familial ou de travailler à temps plein. Par contre, pour ces femmes, le temps partiel choisi pour d'autres raisons n'est pas moins probable, ce qui reste un constat difficile à interpréter en

l'absence de distinction entre les différentes raisons autres que familiales.

Dans le prolongement de cette étude, il serait intéressant d'analyser sur une période plus longue, et plus seulement sous un angle descriptif, les trajectoires d'activité des femmes travaillant à temps partiel, en s'appuyant, par exemple, sur les données françaises des six premières vagues (1994-1999) du *Panel européen* (et cette fois, en exploitant les informations mensuelles fournies par les calendriers d'activité). Par ailleurs, il conviendrait de tirer parti de la dimension communautaire de ce panel pour examiner la question du temps partiel féminin dans les différents pays membres de l'Union européenne, afin de mettre en évidence des logiques d'activité nationales spécifiques et/ou l'existence de déterminants transnationaux de l'activité à temps partiel. □

Les auteurs remercient les membres du Groupe d'exploitation de l'enquête Panel européen de ménages, particulièrement Pascale Breuil-Genier, les participants au séminaire de l'ADEPS (Nancy, février 2000) et les deux rapporteurs anonymes de la revue, pour leurs commentaires et suggestions.

BIBLIOGRAPHIE

Bisault L., Bloch-London C., Lagarde S. et Le Corre V. (1996), « Le développement du travail à temps partiel », in *Données sociales 1996 – La Société française*, Insee, pp. 225-233.

Cases C. (1997), « Méthodologie du Panel européen de ménages : exploitation des données de la vague 1 du fichier français », document de travail de la Direction des statistiques démographiques et sociales, n° F9705, Insee.

Chambaz C., Saunier J.-M. et Valdelièvre H. (1997), « Méthodologie du Panel européen de ménages : exploitation des données de la vague 2 du fichier français », document de travail de la Direction des statistiques démographiques et sociales, n° F9715, Insee.

DeMaris A. (1992), *Logit Modeling: Practical Applications*, Sage, coll. « Sage University Papers », série « Quantitative Applications in the Social Sciences », n° 86, 87 p.

Galtier B. (1999a), « Les caractéristiques familiales des salariés à temps partiel dans le secteur privé », *Insee Première*, n° 626.

Galtier B. (1999b), « Les temps partiels : entre emplois choisis et emplois "faute de mieux" », *Économie et Statistique*, n° 321-322, pp. 57-77.

Galtier B. (1999c), « Le temps partiel est-il une passerelle vers le temps plein ? », *Économie et Statistique*, n° 321-322, pp. 79-87.

Greene W.H. (1993), *Econometric Analysis* (Second Edition), Macmillan Publishing Company, 791 p.

Heckman J.J. (1979), « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, vol. 47, n° 1, pp. 153-161.

Legendre N. (2000), « Méthodologie du Panel européen de ménages : exploitation des données de la vague 3 du fichier français », document de travail de la Direction des statistiques démographiques et sociales, n° F2001, Insee.

Liao T.F. (1994), *Interpreting Probability Models: Logit, Probit, and Other Generalized Linear Models*, Sage, coll. « Sage University Papers », série « Quantitative Applications in the Social Sciences », n° 101, 88 p.

Mourre G. (1999), « Analyse des déterminants microéconomiques du travail à temps partiel », in *Le temps partiel en France*, rapport du Conseil d'Analyse Économique, La documentation Française, pp. 127-141.

Tableau A
Caractéristiques des actives occupées à temps partiel et à temps plein

	Actives occupées à temps partiel ayant déclaré ...					Ensemble des actives occupées à temps partiel	Ensemble des actives occupées à temps plein	Ensemble des actives occupées
	... avoir fait le choix du temps partiel pour des raisons d'ordre familial	... avoir fait le choix du temps partiel pour d'autres raisons	... travailler à temps partiel faute d'avoir trouvé un emploi à temps plein	... souhaiter travailler davantage (et être disponibles)	... ne pas souhaiter travailler davantage			
Nationalité : étrangère (en %)	3,6	8,7	8,9	9,8	5,5	7,3	3,0	4,2
Âge (en %)								
Moins de 25 ans	1,1	10,8	20,3	19,1	4,8	11,0	7,6	8,5
25 à 34 ans	37,3	20,8	24,0	26,6	26,8	27,0	30,7	29,7
35 à 44 ans	45,1	27,8	29,7	31,3	35,5	33,4	31,1	31,7
45 à 54 ans	12,5	27,8	19,2	18,9	21,4	20,2	23,3	22,5
55 ans ou plus	4,0	12,8	6,8	4,1	11,5	8,4	7,3	7,6
Handicap (ou maladie chronique) (en %)								
Aucun	89,3	78,1	88,3	87,8	83,7	85,5	91,2	89,6
Léger	7,5	8,0	7,1	6,7	8,1	7,4	5,1	5,7
Sévère	3,2	13,9	4,6	5,5	8,2	7,1	3,7	4,7
Niveau de diplôme (en %)								
Aucun diplôme	10,7	12,9	25,5	23,3	12,3	16,9	10,6	12,4
CEP, BEPC ou Brevet des collèges	22,2	26,0	23,1	21,6	26,0	23,9	19,6	20,8
CAP ou BEP	29,6	22,3	29,8	30,3	25,3	27,8	25,2	25,9
Baccalauréat	21,1	14,3	12,3	13,2	16,7	15,2	15,1	15,1
Diplôme d'enseignement supérieur	16,4	24,5	9,3	11,6	19,7	16,2	29,5	25,8
Situation familiale (en %)								
Sans conjoint, sans enfant	0,7	21,1	24,4	24,1	9,9	15,9	23,0	21,0
<i>dont : vivant chez ses parents</i>	0,0	5,5	12,4	12,1	2,1	6,4	6,8	6,7
Sans conjoint, avec un enfant ou plus	3,0	2,3	6,4	7,0	2,2	4,2	5,6	5,3
En couple, sans enfant	12,9	44,2	36,2	32,6	31,7	32,0	33,2	32,8
En couple, avec un enfant	25,3	11,3	17,1	17,6	17,4	17,7	20,3	19,6
En couple, avec deux enfants	42,0	17,9	11,3	13,7	29,2	22,5	14,2	16,5
En couple, avec trois enfants ou plus	16,1	3,2	4,6	5,0	9,6	7,7	3,7	4,8
Activité/Catégorie prof. du conjoint (1) (en %)								
Indépendant	18,0	13,4	7,2	9,2	15,7	13,2	13,0	13,0
Cadre	16,2	16,0	5,2	5,0	16,6	12,3	14,7	14,0
Profession intermédiaire	24,4	19,6	15,9	15,5	22,9	20,0	22,5	21,7
Employé	9,6	9,1	9,2	10,3	9,2	9,6	10,1	9,9
Ouvrier qualifié	22,2	18,3	33,6	34,7	18,4	24,8	20,1	21,6
Ouvrier non qualifié	5,7	3,4	11,3	9,9	4,9	6,6	4,5	5,2
Chômeur	2,3	7,4	7,5	7,2	3,9	5,2	6,5	6,1
Inactif	1,6	12,8	10,1	8,2	8,4	8,3	8,6	8,5
Gains mensuels moyens du conjoint en 1993 (1) (en francs)	12 431	10 390	7 166	7 448	11 571	10 018	9 735	9 821
Âge du plus jeune enfant (2) (en %)								
Moins de 3 ans	23,2	10,2	8,2	10,4	19,8	16,7	22,7	20,8
3 à 5 ans	27,1	14,2	26,1	24,4	23,3	23,8	17,7	19,6
6 à 11 ans	35,4	36,1	26,6	28,9	35,1	32,8	30,6	31,3
12 ans ou plus	14,3	39,5	39,1	36,3	21,8	26,7	29,0	28,3
Profession (en %)								
Indépendante	8,0	10,8	1,8	3,1	10,2	7,2	9,7	9,0
Cadre	7,8	8,3	2,5	4,6	6,9	5,9	10,6	9,3
Profession intermédiaire	17,0	23,4	7,6	10,0	18,3	14,7	26,0	22,8
Employée de la Fonction publique	16,9	12,9	20,0	17,8	15,5	16,6	14,9	15,4
Employée administrative d'entreprise	20,3	14,5	15,2	14,1	18,5	16,5	17,2	17,0
Employée de commerce	8,7	4,9	11,7	12,4	6,6	9,1	5,2	6,3
Employée des services directs aux particuliers	14,6	20,2	23,7	23,2	17,4	19,8	6,8	10,4
Ouvrière	6,7	5,0	17,5	14,8	6,6	10,2	9,6	9,8
Ancienneté dans l'établissement : < 1 an (en %)	9,9	13,8	31,5	31,9	9,8	19,0	10,1	12,6

Tableau A (suite)

	Actives occupées à temps partiel ayant déclaré ...					Ensemble des actives occupées à temps partiel	Ensemble des actives occupées à temps plein	Ensemble des actives occupées
	... avoir fait le choix du temps partiel pour des raisons d'ordre familial	... avoir fait le choix du temps partiel pour d'autres raisons	... travailler à temps partiel faute d'avoir trouvé un emploi à temps plein	... souhaiter travailler davantage (et être disponibles)	... ne pas souhaiter travailler davantage			
Ancienneté moyenne (en années)	9,5	10,2	4,3	4,4	10,3	7,8	11,4	10,4
Statut professionnel : salariée du secteur public (en %)	33,6	34,0	29,3	26,6	34,6	31,3	36,9	35,4
Durée hebdomadaire de travail (en %)								
Moins de 15 heures	11,0	17,6	18,7	19,5	13,2	16,0	} 6,5	4,8
15 à 29 heures	52,4	55,5	62,8	61,0	54,7	57,3		20,1
30 heures ou plus	36,6	26,9	18,5	19,5	32,1	26,7		93,5
Salaire horaire net moyen (3) (en francs)	48,43	52,91	36,67	38,85	48,96	44,42	52,96	50,58
Emploi sous contrat à durée déterminée (en %)	8,4	15,0	31,7	32,1	10,1	19,8	7,9	11,3
Nombre moyen d'années d'activité prof. depuis la fin des études	13,5	16,4	10,8	10,8	15,4	13,5	16,2	15,4
Nombre moyen d'années d'inactivité/chômage depuis la fin des études	6,0	7,1	8,9	8,1	7,2	7,6	4,1	5,1
Durée cumulée de chômage depuis janvier 1993 (en %)								
Aucun mois	94,2	91,1	71,9	73,8	93,2	85,0	93,3	91,0
1 à 5 mois	1,3	3,8	6,4	5,0	2,9	3,8	3,0	3,2
6 mois ou plus	4,5	5,1	21,7	21,2	3,9	11,2	3,7	5,8
Région de résidence : Île-de-France (en %)	16,3	26,6	10,4	14,8	17,4	16,3	24,7	22,3
N (effectifs non pondérés)	292	236	332	371	529	912	2 266	3 178
1. Pour les actives vivant en couple. 2. Pour les actives ayant au moins un enfant à charge. 3. Pour les salariées.								

Source : Panel européen de ménages (vague 1), 1994, Insee.

Tableau B
**Caractéristiques des actives travaillant à temps partiel en 1994
selon leur situation d'activité en 1996**

Situation en 1996 \ Caractéristiques en 1994	Emploi à temps partiel				Ensemble	Emploi à temps plein	Chômage ou inactivité	Ensemble
	choisi pour des raisons familiales en 1994 et 1996	choisi pour d'autres raisons en 1994 et 1996	subi en 1994 et 1996					
			(1)	(2)				
Nationalité : étrangère (en %)	2,9	5,9	7,4	6,5	6,3	5,6	4,6	5,9
Âge (en %)								
Moins de 25 ans	0,5	4,2	9,3	13,6	5,2	29,3	17,7	11,2
25 à 34 ans	39,0	19,0	25,7	21,9	25,8	32,7	31,8	28,0
35 à 44 ans	50,2	28,3	42,6	36,4	39,1	17,3	24,3	33,0
45 à 54 ans	8,3	34,2	17,8	21,2	21,5	18,9	9,9	19,1
55 ans ou plus	2,0	14,3	4,6	6,9	8,4	1,8	16,3	8,7
Handicap (ou maladie chronique) (en %)								
Aucun	86,6	72,3	85,9	88,1	84,6	91,9	84,8	85,8
Léger	7,7	12,8	8,2	5,9	8,3	2,3	5,1	6,8
Sévère	5,7	14,9	5,9	6,0	7,1	5,8	10,1	7,4
Niveau de diplôme (en %)								
Aucun diplôme	7,8	12,1	23,8	24,2	16,5	10,5	18,9	15,9
CEP, BEPC ou Brevet des collèges	18,4	35,7	26,8	27,4	26,2	15,5	26,1	24,4
CAP ou BEP	27,9	23,5	29,5	32,4	27,8	30,7	25,5	28,0
Baccalauréat	28,6	6,9	12,8	9,3	15,3	21,2	13,7	15,9
Diplôme d'enseignement supérieur	17,3	21,8	7,1	6,7	14,2	22,1	15,8	15,8
Situation familiale (en %)								
Sans conjoint, sans enfant	0,0	18,2	20,4	18,9	10,4	35,0	20,5	16,1
<i>dont : vivant chez ses parents</i>	0,0	1,5	8,3	8,8	3,0	17,1	13,1	7,0
Sans conjoint, avec un enfant ou plus	2,4	1,0	10,1	9,5	4,6	1,1	4,5	4,1
En couple, sans enfant	8,5	47,6	29,1	40,0	31,2	33,8	29,5	31,3
En couple, avec un enfant	20,5	12,2	23,6	19,7	19,5	10,5	18,0	17,8
En couple, avec deux enfants	51,2	19,0	13,0	9,7	26,4	15,5	17,1	23,0
En couple, avec trois enfants ou plus	17,4	2,0	3,8	2,2	7,9	4,1	10,4	7,7
Activité/Catégorie prof. du conjoint (3) (en %)								
Indépendant	18,7	11,7	7,1	2,9	13,5	14,0	12,5	13,4
Cadre	19,3	10,4	5,7	4,2	13,1	17,1	10,2	13,1
Profession intermédiaire	27,0	31,8	18,9	17,0	21,4	16,1	15,3	19,7
Employé	10,4	6,7	8,7	9,5	8,9	9,1	10,9	9,2
Ouvrier qualifié	17,4	13,5	28,7	33,7	24,1	28,2	25,8	24,9
Ouvrier non qualifié	5,2	3,1	11,3	14,0	7,9	6,0	4,1	7,1
Chômeur	1,5	8,8	9,7	6,7	4,2	0,0	7,6	4,2
Inactif	0,5	14,0	9,9	12,0	6,9	9,5	13,6	8,4
Gains mensuels moyens du conjoint en 1993 (3) (en francs)	14 050	10 396	7 838	6 957	10 931	8 458	8 853	10 274
Âge du plus jeune enfant (4) (en %)								
Moins de 3 ans	20,0	15,9	10,7	9,7	15,3	21,1	24,6	17,4
3 à 5 ans	26,3	9,1	17,8	15,2	22,5	21,2	28,9	23,3
6 à 11 ans	46,2	41,0	24,0	22,4	33,7	37,7	22,6	32,4
12 ans ou plus	7,5	34,0	47,5	52,7	28,5	20,0	23,9	26,9
Profession (en %)								
Indépendante	6,3	6,2	0,4	0,0	5,8	8,1	6,1	6,2
Cadre	6,4	7,3	1,6	1,6	5,1	10,1	5,3	6,0
Profession intermédiaire	22,3	21,6	6,9	5,8	14,7	17,6	10,2	14,4
Employée de la Fonction publique	18,5	16,7	20,6	22,7	18,1	13,5	16,1	17,0
Employée administrative d'entreprise	26,0	19,9	16,7	12,9	18,8	11,4	12,7	16,5
Employée de commerce	4,5	4,6	13,4	14,0	7,7	13,2	12,5	9,4
Employée des services directs aux particuliers	9,7	19,8	27,1	29,8	21,4	13,2	22,7	20,4
Ouvrière	6,3	3,9	13,3	13,2	8,4	12,9	14,4	10,1
Ancienneté dans l'établissement : < 1 an (en %)	8,3	7,0	22,9	23,0	12,4	31,4	35,6	19,5
Ancienneté moyenne (en années)	10,5	11,9	5,0	4,7	8,9	5,7	5,8	7,8
Statut professionnel : salariée du secteur public (en %)	39,5	37,9	28,0	29,5	32,9	22,2	31,9	30,9
Durée hebdomadaire de travail (en %)								
Moins de 15 heures	5,4	15,5	18,7	17,7	15,0	12,4	16,8	14,9
15 à 29 heures	46,6	56,9	62,7	63,8	57,2	51,5	67,1	58,1
30 heures ou plus	48,0	27,6	18,6	18,5	27,8	36,1	16,1	27,0
Salaire horaire net moyen (5) (en francs)	48,32	64,11	37,24	34,90	45,82	40,96	36,34	43,40
Emploi sous contrat à durée déterminée (en %)	6,7	5,8	23,3	20,6	12,2	32,8	36,8	19,7

Tableau B (suite)

Situation en 1996 Caractéristiques en 1994	Emploi à temps partiel				Ensemble	Emploi à temps plein	Chômage ou inactivité	Ensemble
	choisi pour des raisons familiales en 1994 et 1996	choisi pour d'autres raisons en 1994 et 1996	subi en 1994 et 1996					
			(1)	(2)				
Nombre moyen d'années d'activité prof. depuis la fin des études	14,2	18,5	12,8	12,3	14,5	10,6	11,7	13,4
Nombre moyen d'années d'inactivité/chômage depuis la fin des études	4,3	7,0	8,3	9,3	7,7	4,0	8,7	7,3
Durée cumulée de chômage depuis janvier 1993 (en %)								
Aucun mois	95,9	98,6	82,3	81,8	91,6	77,5	66,8	85,1
1 à 5 mois	1,4	1,4	2,7	4,7	2,0	9,8	4,8	3,7
6 mois ou plus	2,7	0,0	15,0	13,5	6,4	12,7	28,4	11,2
Région de résidence : Île-de-France (en %)	18,1	21,3	9,8	8,2	14,2	29,2	13,5	16,5
N (effectifs non pondérés)	137	75	142	135	543	112	137	792
1. Ayant déclaré souhaiter travailler davantage (et être disponible pour cela). 2. Ayant déclaré n'avoir pas trouvé d'emploi à temps plein (comme raison principale du travail à temps partiel). 3. Pour les actives vivant en couple. 4. Pour les actives ayant au moins un enfant à charge. 5. Pour les salariées.								

Source : Panel européen de ménages (vagues 1, 2 et 3), 1994-1996, Insee.

Tableau C
Moyennes des variables explicatives des modèles *logit* polytomiques*

Nationalité : étrangère	0,042
Âge	
Moins de 30 ans	0,194
30 à 34 ans	0,158
35 à 39 ans	0,166
40 à 44 ans	0,177
45 à 49 ans	0,149
50 à 54 ans	0,094
55 ans ou plus	0,062
Handicap (ou maladie chronique)	
Aucun	0,896
Léger	0,059
Sévère	0,045
Logarithme du salaire horaire (prédit)	3,798 ($\sigma = 0,293$)
Profession	
Employée de la Fonction publique	0,158
Employée administrative d'entreprise	0,170
Employée de commerce	0,055
Employée des services directs aux particuliers	0,106
Autres cas	0,511
Durée cumulée de chômage (période janvier 1993-octobre 1994)	
Aucun mois de chômage	0,921
1 à 5 mois	0,028
6 mois ou plus	0,051
Activité et revenus du travail du conjoint éventuel (gains mensuels moyens en 1993)	
Ne vit pas en couple	0,203
Conjoint actif occupé	
≤ 1 Smic	0,069
1 à 1,5 Smic	0,123
1,5 à 2 Smic	0,165
2 à 3 Smic	0,195
3 à 4 Smic	0,069
> 4 Smic	0,069
Conjoint chômeur	0,049
Conjoint inactif	0,058
Nombre d'enfants à charge (de moins de 18 ans) et âge du plus jeune	
Aucun enfant	0,495
1 enfant, âgé de moins de 3 ans	0,057
1 enfant, âgé de 3 à 5 ans	0,034
1 enfant, âgé de 6 à 11 ans	0,061
1 enfant, âgé de 12 ans ou plus	0,099
2 enfants, âge du plus jeune : < 3 ans	0,038
2 enfants, âge du plus jeune : 3 à 5 ans	0,044
2 enfants, âge du plus jeune : 6 à 11 ans	0,077
2 enfants, âge du plus jeune : ≥ 12 ans	0,039
3 enfants ou plus	0,056
Statut d'occupation du logement	
Ménage locataire ou sous-locataire	0,388
Accédant à la propriété	0,417
Propriétaire	0,151
Logé à titre gratuit	0,044
Existence de crédits ou d'emprunts à rembourser (autres que ceux liés à l'acquisition du logement)	0,486
Région de résidence : Île-de-France	0,224
N	2 869

* À l'exception du logarithme du salaire horaire, il s'agit de variables discrètes à deux modalités (1 - 0).
Source : Panel européen de ménages (vague 1), 1994, Insee.

Tableau D
Paramètres estimés du modèle de sélection

Équation de sélection		Équation de salaire		
Variable dépendante : 1 si la femme travaille, 0 sinon		Variable dépendante : logarithme du salaire horaire		
Constante	- 2,054 ***	Constante	3,2990 ***	
Nationalité : étrangère	- 0,264 ***	Niveau de diplôme		
Âge (Âge) ²	0,144 *** - 0,002 ***	<i>Aucun diplôme</i>	<i>Réf.</i>	
Handicap (ou maladie chronique) <i>Aucun</i> Léger Sévère	<i>Réf.</i>	CEP, BEPC ou Brevet des collèges	0,0592 *	
	- 0,262 ***	CAP ou BEP	0,1274 ***	
	- 0,423 ***	Baccalauréat	0,3161 ***	
Niveau de diplôme <i>Aucun diplôme</i> CEP, BEPC ou Brevet des collèges CAP ou BEP Baccalauréat Diplôme du supérieur (1 ^{er} cycle) Diplôme du supérieur (2 ^e ou 3 ^e cycle)	<i>Réf.</i>	Diplôme du supérieur (1 ^{er} cycle)	0,4596 ***	
	0,238 ***	Diplôme du supérieur (2 ^e ou 3 ^e cycle)	0,6922 ***	
	0,517 ***	Nombre d'années d'activité prof. (Nombre d'années d'activité prof.)²	0,0201 *** - 0,0002 *	
	0,645 ***	Nombre d'années d'inactivité - chômage (depuis la fin des études)	- 0,0062 ***	
	0,786 ***	Région de résidence : Île-de-France	0,1182 ***	
Activité et revenus du travail du conjoint éventuel (gains mensuels moyens en 1993) <i>Ne vit pas en couple</i> Conjoint actif occupé ≤ 1 Smic 1 à 1,5 Smic 1,5 à 2 Smic 2 à 3 Smic 3 à 4 Smic > 4 Smic Conjoint chômeur Conjoint inactif	<i>Réf.</i>	<i>Lambda</i>	- 0,0476	
	- 0,481 ***			
	- 0,380 ***			
	- 0,292 ***			
	- 0,332 ***			
	- 0,728 ***			
	- 0,999 ***			
	- 0,302 ***			
	- 0,537 ***			
	Nombre d'enfants à charge (de moins de 18 ans) et âge du plus jeune <i>Aucun enfant</i> 1 enfant, âgé de moins de 3 ans 1 enfant, âgé de 3 à 5 ans 1 enfant, âgé de 6 à 11 ans 1 enfant, âgé de 12 ans ou plus 2 enfants, âge du plus jeune : < 3 ans 2 enfants, âge du plus jeune : 3 à 5 ans 2 enfants, âge du plus jeune : 6 à 11 ans 2 enfants, âge du plus jeune : ≥ 12 ans 3 enfants ou plus, âge du plus jeune : < 3 ans 3 enfants ou plus, âge du plus jeune : ≥ 3 ans	<i>Réf.</i>		
		- 0,410 ***		
		- 0,333 ***		
0,051				
- 0,093				
- 0,698 ***				
- 0,528 ***				
- 0,339 ***				
- 0,194				
- 1,538 ***				
- 0,863 ***				
Statut d'occupation du logement <i>Ménage locataire ou sous-locataire</i> Accédant à la propriété Propriétaire Logé à titre gratuit	<i>Réf.</i>			
	0,273 ***			
	- 0,068			
Existence de crédits ou d'emprunts à rembourser (autres que ceux liés à l'acquisition du logement)	0,275 ***			
Région de résidence : Île-de-France	0,379 ***			
Type de modèle : <i>probit</i>		Type de modèle : régression linéaire		
Logarithme de la vraisemblance :	- 2 094,8	R ² ajusté :	0,33	
Nombre d'observations :	3 854	Nombre d'observations :	2 407	
Moyenne de la variable dépendante :	0,64	Moyenne de la variable dépendante :	3,802	

Lecture : *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; Réf. : catégorie de référence.
Champ : femmes âgées de 17 à 59 ans, actives occupées ou non, personnes de référence de leurs ménages ou conjointes des personnes de référence (catégories exclues : étudiantes, retraitées et professions indépendantes).
Source : Panel européen de ménages (vague 1), 1994, Insee.