

# Offre de travail et accession à la propriété : l'impact des contraintes d'emprunt sur l'activité des femmes en France

Cédric Houdré\*

---

Depuis près de trente ans, la politique du logement menée en France s'efforce d'encourager l'accession à la propriété. La progression de l'accession qui avait été assez prononcée jusqu'au début des années 1990 a cependant marqué le pas pendant une dizaine d'années. L'accession s'effectue dans 85 % des cas par recours à l'emprunt, mais pour obtenir un crédit les ménages doivent satisfaire deux contraintes : disposer d'un apport personnel et ne pas s'endetter au-delà de 30 % de leurs revenus.

En utilisant les fluctuations des prix de l'immobilier et des taux d'intérêt comme sources de variation exogènes de l'endettement, il est possible d'évaluer si un ménage augmente son offre de travail lorsque son taux d'effort (le rapport entre les charges de remboursement et ses revenus) s'approche du seuil imposé par les organismes de crédit.

Les données d'un échantillon de couples de l'enquête *Patrimoine* 2004 montrent qu'en deçà de 25 % des revenus, le taux d'effort du ménage n'influence pas les comportements d'activité des femmes. Dès qu'il dépasse ce seuil en revanche, la femme a 14 % de chances supplémentaires d'être active. Cette relation causale non linéaire entre le taux d'effort et l'activité des femmes peut s'expliquer par l'existence de contraintes de crédit.

La combinaison d'un marché du travail dégradé et de l'existence de contraintes d'emprunt peut donc constituer un frein à l'accession à la propriété des ménages. En France, ces contraintes ont un rôle d'ampleur comparable à ce que l'on constate dans d'autres pays comme le Canada ou le Royaume-Uni.

---

\* Au moment de la rédaction de cet article, Cédric Houdré appartenait à la Division Revenus et patrimoine des ménages de l'Insee. L'auteur remercie Laurent Gobillon pour sa relecture attentive, ainsi que les participants des premières rencontres du logement, Marseille, octobre 2006, du groupe de travail « Patrimoine » de l'Insee et du séminaire DSDS de novembre 2007. Jean-Paul Lorgnet a été d'une aide précieuse dans l'imputation des variables de prestations sociales. Les remarques de deux rapporteurs anonymes ont permis d'améliorer la présentation de l'article.

**D**ans la majorité des pays industrialisés, encourager l'accès à la propriété constitue une composante prioritaire de la politique du logement. Plusieurs motifs peuvent être invoqués au crédit d'une telle intervention publique. Du point de vue des finances publiques, l'accès offre la possibilité de faire financer une partie des investissements immobiliers par les particuliers. La propriété du logement exercerait également un certain nombre d'externalités positives allant de la stabilité sociale aux efforts consentis par les propriétaires occupants pour l'entretien du logement (Glaeser et Shapiro, 2003). Enfin, les dispositifs d'aide à l'accès répondent en partie aux attentes des Français, qui expriment en majorité dans les enquêtes leur aspiration à devenir propriétaires (Bosvieux, 2005). Malgré cela, si l'intervention publique dans le domaine du logement fait relativement consensus, assigner à cette intervention l'objectif de favoriser la propriété est loin de recueillir l'assentiment général. La politique du logement pourrait se contenter d'assurer le développement et le maintien d'une offre de logement de qualité en adéquation avec les besoins de la population, libre à chaque ménage ensuite de choisir entre location et propriété occupante. Une politique exclusivement tournée vers l'accès risquerait d'ailleurs de conduire à une atrophie du parc de logement locatif et de réduire la mobilité résidentielle des actifs (1).

### **L'accès à la propriété et la conjoncture économique**

En France, l'accès à la propriété est encouragé depuis la mise en œuvre des réformes de l'aide au logement à la fin des années 1970. La politique du logement en France a donc accompagné, sans nécessairement en être la cause unique, la progression du pourcentage de ménages propriétaires de leur logement qui est passée de 42,2 % au début des années 1960 à environ 56 % en 2002.

Cependant, l'accès à la propriété, qui avait progressé de manière continue jusqu'à la fin des années 1980, n'est reparti à la hausse qu'au début des années 2000. Cette pause de près de 10 ans s'explique sans doute en grande partie par la conjoncture économique difficile des années 1990. D'un côté, l'environnement économique affectant la rentabilité du logement, c'est-à-dire le coût relatif de la propriété et de la location, a été modifié : le ralentissement de l'inflation a entraîné une augmentation des taux d'intérêt réels. Cette augmentation s'est conju-

guée à l'augmentation des prix de l'immobilier pour diminuer le pouvoir d'achat des ménages en matière immobilière au cours des années 1980. Par ailleurs la conjoncture économique s'est dégradée avec pour conséquence une détérioration du marché du travail synonyme de risque de chômage plus élevé, d'anticipations plus pessimistes sur les évolutions de revenus et de mobilité professionnelle accrue. Ceci a pu freiner ou retarder l'acquisition d'un logement pour des ménages « à la marge » de l'accès, qui ne peuvent devenir propriétaires sans passer par l'emprunt, mais ont justement un accès plus limité au marché du crédit. En 2003 par exemple, plus de 85 % des acquisitions de logement se sont faites par recours au crédit. Or en France, comme à l'étranger, les établissements de crédit imposent généralement deux types de contraintes aux emprunteurs : l'une porte sur le niveau des revenus par rapport à la charge de remboursement que représentent les annuités de l'emprunt (le taux d'effort (2)) ; l'autre porte sur le niveau de liquidités ou de patrimoine que peuvent apporter les emprunteurs, car les organismes de crédit ne prêtent généralement qu'une fraction de la valeur du bien. Une partie de la littérature sur les choix d'occupation du logement (Linneman et Wachter, 1989 ; Zorn, 1989 ; Duca et Rosenthal, 1994 ; mais aussi Gobillon et Leblanc (2004) sur données françaises) met en évidence l'effet négatif des contraintes d'emprunts sur l'accès à la propriété.

Aucun de ces travaux ne prend toutefois en compte les interactions possibles entre le choix du statut d'occupation du logement (propriétaire ou locataire), les contraintes d'emprunt et l'offre de travail des ménages. La contrainte d'apport personnel ne peut objectivement pas être rapidement desserrée en l'absence d'épargne (financière ou autre), ou de transferts patrimoniaux. En revanche, il existe plusieurs façons de relâcher la contrainte portant sur les revenus. Le ménage peut réduire le niveau des mensualités de remboursement en allongeant la durée de son emprunt. La baisse des taux d'intérêt depuis les années 1990 a favorisé cette stratégie et la durée des prêts s'est allongée en moyenne de cinq ans, ce qui a réduit de 10 à 20 % les annuités de remboursement. Inversement, la remontée actuelle des taux dans la zone euro devrait limiter le recours à ce comportement. Le ménage peut également chercher à augmenter son offre de

1. Certains travaux soulignent le lien entre propriété et chômage (Oswald, 1997).

2. Dans cette étude, on désigne par taux d'effort (noté  $e$ ) le rapport entre la charge de remboursement liée à l'achat de la résidence principale et le revenu disponible du ménage.

travail pour alléger son taux d'effort. Cette stratégie dépend cependant des possibilités offertes par le marché du travail : un marché du travail conjoncturellement dégradé pourrait constituer un frein temporaire à l'accession des ménages les moins « employables », notamment les jeunes. On tente dans ce qui suit d'éclaircir le lien entre le choix du statut d'occupation du logement et le niveau de taux d'effort qui en découle, et les décisions des ménages en matière d'activité.

### **La plupart des travaux à l'étranger mettent en évidence une relation entre endettement et activité**

De nombreux articles publiés à l'étranger ont examiné cette question sur des données en coupe ou des données de panel relatives à différents pays. Tel est le cas pour les États-Unis de O'Brien et Hawley (1986) qui utilisent les données longitudinales du *Panel Survey on Income Dynamics* américain (*Enquête en panel sur la dynamique des revenus*, PSID) et Shack-Marquez et Wascher (1987) sur celles en coupe du *Survey on Consumer Finances* (*Enquête sur les finances des ménages*). Fortin (1993, 1995) s'est penchée sur le cas du Canada sur des données de budget en coupe, Del Boca et Lusardi (2003) sur l'Italie à partir de deux coupes indépendantes du *Survey on Household Income and Wealth* (*Enquête sur le revenu et la richesse des ménages*), Bottazzi (2004) sur le Royaume-Uni à partir des données du *British Household Panel Survey* (*Enquête en panel sur les revenus et les conditions de vie des ménages anglais*). Malgré la diversité des approches adoptées par ces travaux, ils concluent presque tous à un impact positif significatif de l'endettement et du taux d'effort qu'il génère sur l'activité (3). Fortin (1995) trouve que l'effet positif du taux d'effort sur l'offre de travail féminine dépasse généralement l'effet négatif de la présence d'enfants en bas âge dans le ménage. À l'inverse, pour Bottazzi, les effets antagonistes de la fécondité et de l'endettement ont une résultante négative.

Du point de vue méthodologique, deux approches sont particulièrement intéressantes. Fortin (1995) analyse la relation entre l'offre de travail du ménage et la contrainte d'emprunt portant sur le taux d'effort. Elle se place dans le cadre d'un modèle d'arbitrage intertemporel entre loisir et consommation dans lequel l'utilité est maximisée sous deux contraintes : la contrainte budgétaire intertemporelle et la contrainte d'emprunt. Deux équations de revenus dérivant du modèle sont ensuite estimées sur des don-

nées du *Family Expenditure Survey* (Famex, *enquête sur le budget des familles*) de 1986. Une des équations correspond à un modèle dans lequel la contrainte d'emprunt porte sur le revenu du ménage dans son ensemble, l'autre à un modèle où elle ne porte que sur les revenus de l'homme. Ce dernier modèle est rejeté, ce qui permet de conclure à l'impact causal des contraintes d'emprunt sur l'activité des femmes en couple. Bottazzi (2004) quant à elle, estime une équation de participation au marché du travail à partir des données du panel des ménages anglais (BHPS) sur la période 1993-2000, ainsi que de données de prix de l'immobilier régionaux pour avoir une source de variation exogène du taux d'effort. L'avantage des données de panel est de pouvoir contrôler l'effet de caractéristiques individuelles inobservées sur la décision des femmes en couples de participer. Ces caractéristiques peuvent en effet introduire un biais dans l'estimation de l'effet du taux d'effort si elles lui sont corrélées.

Dans un cas comme dans l'autre, le champ est réduit aux ménages en accession à la propriété, la décision du ménage de louer ou d'acheter est donc déjà prise. D'autres travaux, notamment Yoshikawa et Ohtake (1989), s'intéressent plus largement à la relation entre le choix du statut d'occupation du logement et l'offre de travail, et prennent en compte la contrainte d'emprunt relative à l'apport personnel.

### **Peut-on identifier une relation similaire en France ?**

Jusqu'en 2005, l'endettement des ménages français, bien qu'en phase avec la croissance tendancielle observée à l'étranger, restait nettement moins important que dans la plupart des autres pays européens et qu'aux États-Unis (Girouard, Kennedy et André, 2006). La France se distingue également des pays précédemment étudiés du point de vue institutionnel (4) et culturel. En France, l'appréciation de la solvabilité des ménages introduit une sélection très forte sur les revenus dans l'octroi des crédits tandis que certains considèrent que l'endettement,

3. Une exception notable restant l'article de Shack-Marquez et Wascher.

4. Au Royaume-Uni par exemple, les organismes prêteurs, au lieu de limiter la charge de remboursement vis-à-vis des revenus, ne prêtent pas plus de trois fois le montant des revenus annuels. Le seuil de taux d'effort augmente alors avec le taux d'intérêt. Pour un prêt de 15 ans et un taux proche de 6 %, le système anglais est beaucoup plus restrictif que le système français puisque le taux d'effort autorisé n'est que de 18 %. Pour un taux proche de 10 % les deux types de contraintes sont comparables

et le mécanisme d'hypothèque en particulier, continue de véhiculer une image négative (Cnst, 2005). Le système hypothécaire et fiscal lui est d'ailleurs moins favorable que dans les pays anglo-saxons.

L'approche suivie pour analyser le rôle des contraintes d'emprunt dans les choix d'activité en France est similaire à celle de Bottazzi mais s'appuie sur des données en coupe, celles de l'enquête Patrimoine 2004 de l'Insee. Cette enquête contient des informations sur la situation patrimoniale du ménage, à l'actif comme au passif, ainsi que sur les revenus des différents individus grâce à un appariement avec les déclarations fiscales (cf. encadré 1). L'analyse porte sur les décisions d'activité des femmes à partir d'un échantillon de l'enquête Patrimoine 2004 restreint aux couples dont l'homme est actif salarié. Le choix de se limiter à l'activité féminine est guidé par la vaste littérature sur l'offre de travail des hommes et des femmes. Du point de vue de la contrainte d'emprunt, l'offre de travail du couple dans son ensemble détermine les revenus et donc le taux

d'effort. Cependant, dans les faits, les variations de l'offre de travail agrégée proviennent essentiellement des variations du taux d'activité plutôt que du nombre d'heures travaillées (Cahuc et Zylberberg, 2004), et plus spécifiquement de celui des femmes. L'écart de taux d'activité entre les hommes et les femmes s'est fortement réduit dans la deuxième moitié du XX<sup>e</sup> siècle, ce rapprochement étant presque exclusivement dû à l'augmentation de la participation des femmes au marché du travail (Afsa-Essafi et Buffeteau, 2006). Toutefois l'offre de travail des femmes en couple reste beaucoup plus sensible aux variations de revenus que celle de leur conjoint (Bourguignon et Magnac, 1990 ; cf. Cahuc et Zylberberg pour une revue de littérature).

Pour cette raison, l'échantillon est restreint au couple dont l'homme est actif, de manière à ce que son offre de travail, en l'absence d'information sur le nombre d'heures travaillées, puisse être considérée comme saturée. En ce qui concerne l'activité de la femme, l'analyse privilégie la décision de participer au marché du

#### Encadré 1

### UN ÉCHANTILLON DE COUPLES DE L'ENQUÊTE PATRIMOINE 2004

#### L'enquête Patrimoine de l'Insee

Les données sont issues d'une enquête réalisée par l'Insee fin 2003 auprès de 9 692 ménages français. L'enquête contient des informations détaillées sur le patrimoine du ménage, immobilier, financier et professionnel, mais également sur les emprunts contractés par le ménage et en cours à la date de l'enquête. Grâce à un appariement avec des données de la Direction Générale des Impôts issues des déclarations fiscales (1), les données contiennent également des informations sur les revenus du ménage, sur l'impôt, ainsi que sur la taxe d'habitation. La plupart des prestations sociales ont été imputées sur barème aux ménages qui déclaraient les recevoir. Finalement, il est possible de reconstituer le revenu disponible du ménage, tout en observant les principales composantes (revenus salariaux des salariés par exemple).

#### Sélection d'un échantillon de couples

Partant d'un échantillon initial de 9 692 ménages, on conserve uniquement les couples dont l'homme est salarié. Les indépendants sont exclus de l'analyse, d'une part car leurs revenus d'activité sont bien plus délicats à mesurer et à reconstituer à partir des déclarations que ceux des salariés, d'autre part par souci d'homogénéité de l'échantillon. Seules 5 925 femmes vivent en couple avec un homme, et 3 022 ont un conjoint salarié en activité. Pour 2 916 d'entre elles, le revenu déclaré du ménage hors revenus d'activité

de la femme est strictement positif. 170 sont ensuite exclues de l'échantillon pour ne conserver que les femmes âgées de 20 à 57 ans. On écarte aussi 87 ménages du fait qu'ils ne sont ni locataires, ni accédants, ni propriétaires et 6 parce que les revenus d'activité non salariée de la femme sont négatifs. L'échantillon final comprend 2 736 femmes en couple dont le conjoint a une activité salariée procurant un revenu au ménage.

1. Les résultats de l'enquête Patrimoine sont téléchargeables à partir du site internet de l'Insee. En revanche, l'appariement avec les déclarations fiscales n'est pas public.

#### Sélection de l'échantillon

Taille de l'échantillon	Sélection
9 692	ménages dans l'enquête Patrimoine 2004
5 925	couples (mariés ou non)
3 022	dont l'homme est actif salarié
2 916	dont le revenu déclaré hors revenus d'activité féminin est strictement positif
2 829	dont la femme est en âge de travailler (entre 20 et 57 ans)
2 742	qui sont locataires ou propriétaires (en accession ou pas)
2 736	dont les revenus d'activité non salarié la femme sont positifs ou nuls

Source : enquête Patrimoine 2004, Insee.

travail (5) également en raison des données mais également d'études empiriques selon lesquelles certaines caractéristiques comme le salaire ou les revenus du conjoint ont un effet plus marqué sur la participation que sur le nombre d'heures travaillées (Heckman, 1993).

### Les caractéristiques des couples dont l'homme est actif salarié

Près de 70 % des ménages de l'échantillon sont propriétaires de leur résidence principale, en accession ou non, les ménages accédants en représentant quant à eux 46 %. Cette proportion n'est que de 23 % pour l'ensemble des ménages français. Notre échantillon surreprésente donc fortement ces ménages aux dépens des ménages locataires (41 %) ou propriétaires non accédants (36 %). Ceci tient d'une part au fait que notre échantillon ne contient que des ménages en couple, d'autre part au fait que l'échantillonnage de l'enquête Patrimoine surreprésente intentionnellement certaines catégories susceptibles de détenir plus de patrimoine (dont font partie les propriétaires) (6).

Les différences de ressources moyennes entre locataires, propriétaires accédants et propriétaires non accédants sont conformes à l'intuition : les revenus disponibles sont plus élevés quand la femme est active, et ceux des accédants sont plus élevés que ceux des locataires mais plus faibles que ceux des propriétaires non accédants. Les femmes locataires sont en général plus jeunes que les accédants, et plus encore que les propriétaires. Cependant, compte-tenu de la taille finale de l'échantillon au terme de l'élimination des catégories non concernées, ces différences sont rarement significatives.

La participation plus élevée au marché du travail des femmes des générations récentes est un fait bien connu (cf. graphique I). À âge donné, le taux d'activité des femmes en couple est systématiquement plus élevé dans les ménages en accession à la propriété que dans les ménages locataires ou propriétaires non accédants. Par ailleurs, l'activité des femmes diminue sensiblement entre 25 et 35 ans chez les propriétaires non accédants. Cela traduit sans doute l'arrivée d'enfants en bas âge dans le ménage.

La contrainte d'emprunt ne s'exprime pas toutefois en fonction du statut d'occupation, mais en fonction du taux d'effort du ménage, calculé comme le rapport entre la charge de remboursement liée à l'achat de la résidence principale et le revenu disponible du ménage (taux d'ef-

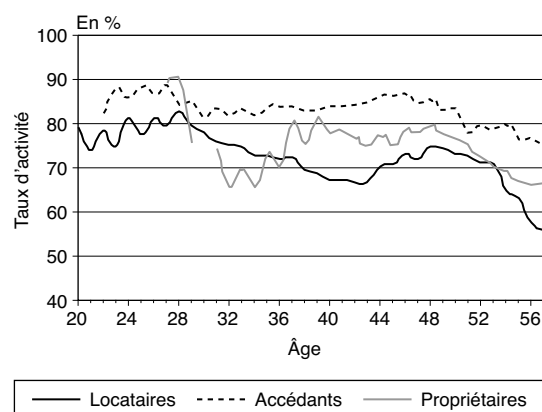
fort  $e_1$ ). Les différences de taux d'activité à âge donné sont encore plus marquées quand on compare les ménages en fonction du taux d'effort  $e_1$  (cf. graphique II).

Quand les remboursements dépassent 30 % des revenus disponibles, le taux d'activité des femmes dépasse 90 % quel que soit l'âge et la génération, y compris pour les générations de femmes plus âgées qui sont culturellement moins actives. Dans le cas des locataires, la diminution du taux d'activité aux alentours de la classe d'âge [25-30] ans est un peu moins marquée que pour les propriétaires faiblement endettés. Ceci peut s'expliquer par le fait que les locataires peuvent aussi choisir de maintenir leur offre de travail pour accumuler un apport personnel en vue d'un achat ultérieur. Inversement, et toujours dans le cas des locataires, l'activité de la femme continue de diminuer au delà de 38 ans,

5. L'enquête comprend toutefois une variable sur le taux de temps de travail. Des résultats sur l'offre de travail mesurée à l'aide de cette variable sont présentés en annexe comme un test de la robustesse de notre modèle.

6. En quoi cela peut-il affecter les résultats? Les catégories d'indépendants, cadres et retraités sont surreprésentées dans l'échantillon, ainsi que les ménages résidant dans des quartiers aisés. La catégorie sociale étant introduite dans les modèles estimés, les résultats seraient affectés si le quartier influence, toutes choses égales par ailleurs, l'effet de la contrainte d'emprunt. Un impact vraisemblable du quartier sur cet effet tient à une influence positive sur le prix du bien en cas de revente. La valeur du bien a moins de chance de chuter fortement ce qui diminue le risque de défaut du ménage et le montant de la perte pour le prêteur en cas de défaut. Les ménages devraient donc avoir moins de difficultés pour emprunter lorsque le bien acquis se situe dans un quartier aisé. L'effet de la contrainte mis en évidence dans la suite sur les ménages de l'échantillon, qui ne sont pas représentatif de la population française devrait donc constituer une borne inférieure de l'effet en population générale.

Graphique I  
Taux d'activité de la femme par âge et statut d'occupation



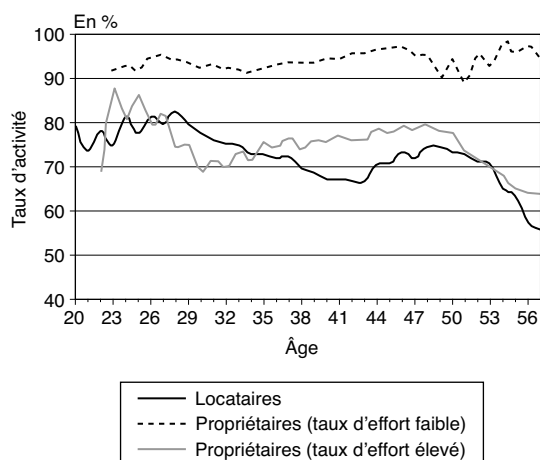
Lecture : les courbes ont été lissées. Certaines courbes sont discontinues par manque d'observations.

Champ : couples dont l'homme est salarié.

Source : enquête Patrimoine 2004, Insee.

alors qu'elle s'infléchit à la hausse dans le cas des ménages endettés. Une explication possible tient au fait que l'achat de la résidence principale a généralement lieu avant 40 ans (Dubujet et Leblanc, 2000) : le motif d'épargne en vue d'un projet immobilier est donc moins fréquent pour les locataires après 38 ans.

Graphique II  
Taux d'activité de la femme par âge et niveau de taux d'effort ( $e_1$ )



Lecture : les courbes ont été lissées.  
Champ : couples dont l'homme est salarié.  
Source : enquête Patrimoine 2004, Insee.

La distribution du taux d'effort lié à l'endettement montre quelle part des ménages sont ou pourraient être concernés par les restrictions d'emprunt (cf. tableau 1). Environ 10 % des ménages de l'échantillon remboursent des emprunts au-delà de 30 % de leurs revenus disponibles annuels. C'est trois points au-dessus de la moyenne nationale début 2004 (Houdré, 2007) : 7 % des ménages français avaient un taux d'effort dépassant 30 %. Ce taux d'effort ne permet cependant pas d'évaluer la contrainte qui pèse sur les décisions d'activité de la femme. Pour cela, il est nécessaire de raisonner comme si la femme ne travaillait pas en calculant un taux d'effort  $e_2$  égal au rapport entre les remboursements et les revenus disponibles hors revenus d'activité féminins. Les modèles de Fortin (1995) ou Bottazzi (2004) montrent que ce taux d'effort est un déterminant des choix d'activité de la femme pour des ménages en accession. La comparaison des distributions des deux taux d'effort conforte bien l'hypothèse d'un lien entre activité féminine et endettement puisque les contributions des deux conjoints au revenu sont indispensables pour rester en dessous du seuil de 30 % (cf. tableau 2). Près d'un quart des ménages seraient au-dessus de ce seuil si la femme ne travaillait pas et qu'ils maintenaient leur niveau d'endettement. Enfin, quel

Tableau 1  
Distribution des variables financières

	Quantile d'ordre					Moyenne
	10	25	50	75	90	
Patrimoine brut total y compris patrimoine professionnel	3 455	53 239	152 030	258 836	447 199	225 731
Patrimoine net hors patrimoine professionnel	800	23 790	108 826	208 652	367 812	160 049
Patrimoine financier	1 363	4 055	13 520	33 496	84 071	35 715
Résidence principale brut	0	0	121 959	184 429	276 931	129 292
Résidence principale net	0	0	76 910	145 772	231 923	96 574
Revenu disponible	21 170	27 506	35 904	48 317	65 058	41 125
Revenu disponible hors revenus d'activité féminins	13 168	16 699	22 818	31 941	47 022	27 834
Charge de remboursement annuelle totale	0	0	4 573	9 037	13 044	5 983
Charge de remboursement annuelle des emprunts pour l'acquisition de la résidence principale.	0	0	1 906	7 500	11 000	4 581
Taux d'effort total par rapport aux revenus du ménage	0	0	0,13	0,23	0,31	0,15
Taux d'effort total par rapport aux revenus hors revenus d'activité féminins	0	0	0,19	0,37	0,55	0,27
Taux d'effort pour la résidence principale $e_1$ (1)	0	0	0,04	0,20	0,27	0,11
Taux d'effort pour la résidence principale $e_2$ (2)	0	0	0,07	0,30	0,46	0,20

1 - Par rapport aux revenus du ménage.  
2 - Par rapport aux revenus hors revenus d'activité féminins.

Lecture : 25 % des ménages de l'échantillon disposent d'un patrimoine brut supérieur à 258 836 euros.  
Champ : couples dont l'homme est actif salarié.  
Source : enquête Patrimoine 2004, Insee.

que soit le niveau d'endettement, la majeure partie des charges de remboursement provient de l'acquisition de la résidence principale. En conséquence, si l'activité est influencée par l'endettement du ménage, cette influence devrait se manifester au moment de l'accession à la propriété, qui entraîne une variation discontinue de grande ampleur sur la dette du ménage.

Le graphique III donne une idée de la forme de la relation entre le taux d'effort  $e_2$  et le taux d'activité féminine. La tendance est fortement croissante pour des taux d'effort faibles et s'infléchit vers le seuil de 0,25, la croissance s'effectuant ensuite par palier. Au-delà de 0,36 la participation est quasi-systématique. Ces résultats sont conformes au fait que la contrainte se situe aux alentours de 30 % des revenus.

### Un effet des choix d'endettement sur les choix d'activité des femmes ou au contraire des choix d'activité sur l'endettement ?

Il est toutefois impossible à ce stade d'interpréter les relations mises en évidence comme un effet causal des contraintes d'emprunts sur l'activité féminine. L'endettement peut influen-

cer les comportements d'activité du ménage, mais une causalité en sens inverse est tout à fait possible. L'emploi des deux membres du couple pourrait par exemple être un pré-requis à l'octroi d'un crédit. Les choix du ménage sont par ailleurs simultanés pour l'économètre. Même en utilisant des données de panel ou des données rétrospectives d'activité, il est difficile de distinguer dans une enquête les ménages dont la femme travaille parce que le niveau d'endettement est élevé, de ceux qui peuvent faire face à des niveaux d'endettement élevés parce que la femme travaille. C'est en partie le cas lorsque le ménage peut choisir simultanément ses deux séquences futures d'activité et d'endettement, par exemple s'il a des projets d'achat immobilier ou des projets familiaux. Pour identifier le sens de causalité, une solution consiste à s'appuyer sur une représentation théorique des interactions entre choix d'activité, consommation et endettement en présence de contraintes d'emprunt, comme le fait Fortin. Une autre consiste à trouver des sources de variation exogène de l'endettement ou du statut d'occupation du logement tout en modélisant

Tableau 2  
Effet du pouvoir d'achat immobilier sur le taux d'effort

	(a) Taux d'effort (continu)	(b) Taux d'effort ( $> 0,25$ )
Pouvoir d'achat immobilier (1) (z)	- 357,53*** (69,83)	- 326,89*** (64,15)
Pouvoir d'achat immobilier (1) (ln(z))	220,56*** (43,52)	203,98*** (40,23)
Pouvoir d'achat immobilier (1) (z*ln(z))	147,05*** (28,81)	133,62*** (26,32)
Nombre d'observations	1867	1888
R <sup>2</sup>	0,27	

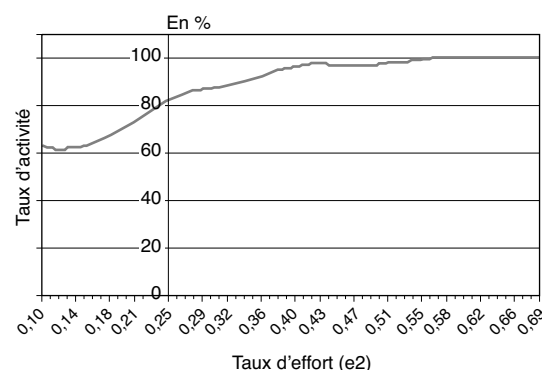
1. Calculé par rapport au taux d'intérêt réel au moment de l'acquisition de la résidence principale.

Lecture : Dans la régression (a) la variable dépendante est le taux d'effort  $e_2$ , tandis que dans la régression (b) c'est l'indicatrice ( $e_2 > 0,25$ ). On a fait figurer les écart-types entre parenthèses. Les modèles complets comprennent, en plus des instruments, l'âge des deux conjoints, leurs niveaux de diplôme, l'activité de la mère pendant l'enfance et l'existence de donation ou d'aides reçues, les revenus disponibles hors revenus féminins et le patrimoine financier. \* : significatif à 10 % ; \*\* : significatif à 5 % ; \*\*\* : significatif à 1 %.

Champ : couples dont l'homme est actif salarié.

Source : enquête Patrimoine 2004, Insee.

Graphique III  
Taux d'activité de la femme en fonction du taux d'effort  $e_2$  et seuil d'effet de la contrainte



Lecture : estimation non-paramétrique de la relation entre le taux de participation des femmes en couples (8) et le taux d'effort du ménage calculé comme le rapport entre la charge de remboursement et le revenu disponible du ménage hors revenus d'activité de la femme.

La relation est estimée pour des ménages accédants à la propriété dont le taux d'effort est situé entre 0,1 et 0,7. Au-delà de 0,7, la femme est la plupart du temps active. En deçà de 0,1, la relation est plus erratique. Pour ces taux d'effort faibles, la valeur nette de la résidence principale est souvent plus élevée que pour les ménages avec des taux d'effort supérieur. Elle dépasse 91 % de la valeur brute de la résidence principale dans plus d'un cas sur deux, alors que la médiane se situe à 61 % de la valeur brute pour les ménages dont les remboursements dépassent 10 % des revenus (hors revenus féminins). Ce ne sont donc pas des acheteurs récents, ou bien ils disposaient d'un apport personnel très substantiel. Les choix d'activité sont donc vraisemblablement faits indépendamment du niveau de taux d'effort.

Champ : couples dont l'homme est salarié.

Source : enquête Patrimoine 2004, Insee.

conjointement les décisions d'activité et d'endettement. Del Boca et Lusardi (2003) utilisent la libéralisation financière et l'assouplissement des contraintes d'emprunt en Italie au début des années 1990 comme source de variation exogène de l'endettement des ménages, tandis que Bottazzi (2004) instrumente la décision d'endettement à l'aide de données de prix immobiliers au Royaume-Uni.

Chacun de ces trois articles se limite au champ des propriétaires (accédants ou non accédants). L'activité pourrait cependant être influencée par le choix du statut d'occupation du logement : devenir propriétaire exige d'épargner pour se constituer un apport personnel. En effet, même à besoins de logement fixés et en partie déterminés par la composition familiale (actuelle ou projetée), il est possible de moduler le niveau d'endettement en finançant une partie du logement par la réalisation d'une épargne financière ou en adaptant les caractéristiques du logement (notamment sa localisation) au niveau des prix immobiliers. En se limitant aux propriétaires, cet article privilégie la contrainte de revenus. Des résultats sur la relation entre statut d'occupation et activité des femmes sont toutefois présentés en annexe 1 en tant que variante.

### **Modéliser conjointement endettement et activité**

L'activité des femmes est mesurée par une variable dichotomique de participation au marché du travail. La propension des femmes à participer au marché du travail est estimée comme une fonction linéaire d'un vecteur de ressources financières (revenus et patrimoine financier), du taux d'effort  $e_2$  et d'un vecteur de caractéristiques sociodémographiques du ménage et de la femme. En plus des caractéristiques sociodémographiques usuelles comme le niveau d'éducation et le nombre d'enfants en bas âge (moins de 6 ans) et plus âgés, on introduit également dans la régression l'activité de la mère et de la belle-mère pendant l'enfance des membres du couple. Ces deux dernières variables cherchent à capter l'effet de la transmission des préférences pour l'activité féminine ou, plus généralement, des dispositions ou déterminismes familiaux ou sociaux quant à l'activité des femmes. Compte tenu du fort développement de l'activité des femmes dans la deuxième moitié du XX<sup>e</sup> siècle, on s'attend surtout à un effet positif de l'activité des mères pour les femmes autour de 50 ans. L'entrée de la mère sur le marché du travail s'est

en effet généralisée dans le cas des ménages plus jeunes.

Le taux d'effort  $e_2$  est introduit dans l'équation de participation sous deux formes fonctionnelles différentes. La première (modèle *a*) est une forme linéaire, à l'instar du modèle de Fortin dans lequel la relation obtenue à l'optimum entre ces deux variables est linéaire. La seconde (modèle *b*) est une forme non-linéaire, confortée par le profil non linéaire de la courbe du graphique III. Le taux d'effort est introduit sous forme d'une variable dichotomique valant 0 si  $e_2 < 0,25$  et 1 si  $e_2 \geq 0,25$ . L'endogénéité du taux d'effort est testée en recourant à une approche par variable instrumentale (cf. encadré 2).

### **Un indicateur de pouvoir d'achat immobilier pour instrumenter le taux d'effort**

L'instrument principal utilisé est un indicateur de pouvoir d'achat immobilier imaginé par Jacques Friggit (7). Calculé par rapport au taux d'intérêt nominal ou réel, cet indicateur reflète la quantité de logement ancien que, pour un taux d'effort donné, peut acheter un ménage type, qui, en 1965, finançait l'achat pour un quart par la revente d'un logement, pour un quart par la réalisation d'une épargne financière et pour la moitié par emprunt sur 15 ans à taux et mensualités fixes. Cet indicateur correspond donc à une situation de financement de l'achat relativement favorable puisque l'apport du ménage est conséquent. Pour simplifier, on suppose que l'épargne financière se valorise au même rythme que le revenu des ménages. L'indicateur calculé au taux d'intérêt réel est une vue de l'esprit, mais rend compte dans une certaine mesure des anticipations des ménages en matière d'inflation. Il ne tient pas compte de l'allongement de la durée des prêts observé depuis les années 1990 (8). L'indicateur est calculé à la date d'acquisition de la résidence principale à partir d'une série macroéconomique de taux d'intérêt à long terme et de séries de prix des logements par type d'habitat (appartements ou maisons individuelles) et selon trois zones géographiques (Paris, Ile-de-France hors Paris, Province) (cf. graphique IV).

7. On se reportera à [www.foncier.org/statistiques/accueil\\_statistiques.htm](http://www.foncier.org/statistiques/accueil_statistiques.htm).

8. La baisse des taux d'intérêt a en effet favorisé cet allongement : un allongement de cinq ans permet de diminuer les mensualités de 10 % pour un taux à 10 % et de 17 % pour un taux à 5 %. Même s'il permet d'augmenter à court-terme le pouvoir d'achat immobilier du ménage, il se fait cependant par un alourdissement du coût total du crédit.



Cet indicateur est un instrument valide du taux d'effort sous deux conditions. D'une part, il doit être corrélé à ce dernier. Cette condition est testée pour s'assurer que les instruments ne sont pas faibles (Bound *et al.*, 1995 ; cf. aussi annexe 2 pour des résultats complémentaires). D'autre part, il doit être indépendant du terme d'erreur de l'équation de participation. L'indicateur s'appuie d'une part sur des taux d'intérêt de la Banque de France et d'autre part sur les prix de l'immobilier. Si les prix peuvent être affectés par des caractéristiques régionales telles que l'attractivité des bassins locaux d'emplois, l'agrégation de l'information se fait à un niveau suffisamment large pour considérer qu'ils sont bien indépendants des déterminants inobservés de l'activité féminine, d'autant plus que la

zone géographique fait partie des régresseurs de l'équation de participation. L'instrument est toutefois bien dispersé dans la population, sa variabilité individuelle provenant de la décomposition en quatre zones géographiques, de la distinction du type d'habitat et de la variation temporelle liée à la date d'acquisition de la résidence principale.

### Les prix de l'immobilier et les conditions d'emprunt affectent l'effort d'endettement nécessaire à l'accession à la propriété

L'équation d'instrumentation du taux d'effort inclut, en plus du pouvoir d'achat immobilier,

#### Encadré 2

#### ENDETTEMENT ET ACTIVITÉ : TESTER ET CORRIGER LE BIAIS D'ENDOGÉNÉITE

Deux raisons principales peuvent expliquer que l'effet de l'endettement sur l'activité féminine souffre d'un biais d'endogénéité quand il est estimé dans le cadre d'un modèle *Probit* simple : le fait que l'activité de la femme permette à un ménage de s'endetter davantage (causalité inverse) et la présence d'hétérogénéité inobservée corrélée au régresseur d'intérêt. Ainsi, une mobilité professionnelle (et géographique) élevée pourrait avoir pour conséquence de limiter les possibilités d'activité de la femme tout en limitant aussi celle d'accession à la propriété compte-tenu des coûts de transactions élevés, ou plus simplement des préférences vis-à-vis de l'activité et du statut d'occupation du logement.

Cette endogénéité potentielle conduit à envisager une approche par variables instrumentales permettant d'une part de tester l'exogénéité du taux d'effort dans l'explication de l'activité féminine, d'autre part, de fournir des estimateurs convergents de cet effet si l'exogénéité doit être rejetée.

#### Modèle Probit bivarié permettant d'expliquer simultanément la participation féminine et la propension à être fortement endetté

Dans le cas où la variable d'intérêt (activité) et le régresseur endogène (taux d'effort) sont toutes deux dichotomiques, le modèle s'écrit :

$$L^* = X_1\beta_1 + \alpha T + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$T = X_1\delta_1 + X_2\delta_2 + \varepsilon_2 \quad (2)$$

où  $T = I(T > 0)$  est la propension à être endetté au-delà de 25 % des revenus,  $L^* = I(L^* > 0)$  la participation féminine au marché du travail, et  $X_1$  l'ensemble des variables de contrôle évoqué plus haut. On suppose que les résidus suivent une loi normale bivariée centrée réduite :

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix} \rightarrow N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right]$$

En l'absence de restriction d'exclusion, l'identification du paramètre  $\alpha$  repose uniquement sur les hypothèses de normalité des résidus, sous réserve que l'un des régresseurs ait une variance non nulle dans l'échantillon (Wilde, 2000) et que la matrice des régresseurs soit de plein rang (Heckman, 1978). Pour éviter de ne faire reposer l'identification que sur ces hypothèses, Wilde 2000 indique qu'il est nécessaire d'introduire dans l'équation (2) des régresseurs exclus de l'équation (1). Ceci permet en outre de tester et de corriger l'éventuelle endogénéité de la variable  $T$  dans l'équation (1). Plusieurs statistiques permettent de tester l'exogénéité. Monfardini et Radice (2008) montrent que le test du rapport de vraisemblance est le plus puissant, ce qui nécessite une étape d'estimation jointe par maximum de vraisemblance.

#### Modèle bivarié permettant d'expliquer simultanément la participation féminine et le taux d'effort $e_2$

Si le régresseur endogène est cette fois continu, le modèle s'écrit :

$$L^* = X_1\beta_1 + \alpha T + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$T = X_1\delta_1 + X_2\delta_2 + \varepsilon_2 \quad (2)$$

En faisant l'hypothèse que les résidus  $\varepsilon_2$  suivent une loi normale, ce système d'équations peut être estimé par maximum de vraisemblance. Plutôt que d'estimer conjointement les deux équations, l'exogénéité est testée à l'aide d'une procédure en deux étapes développée par Rivers et Vuong (1988). Si l'exogénéité est rejetée, l'estimation en deux étapes fournit des estimateurs convergents, mais les écarts-types doivent être corrigés.

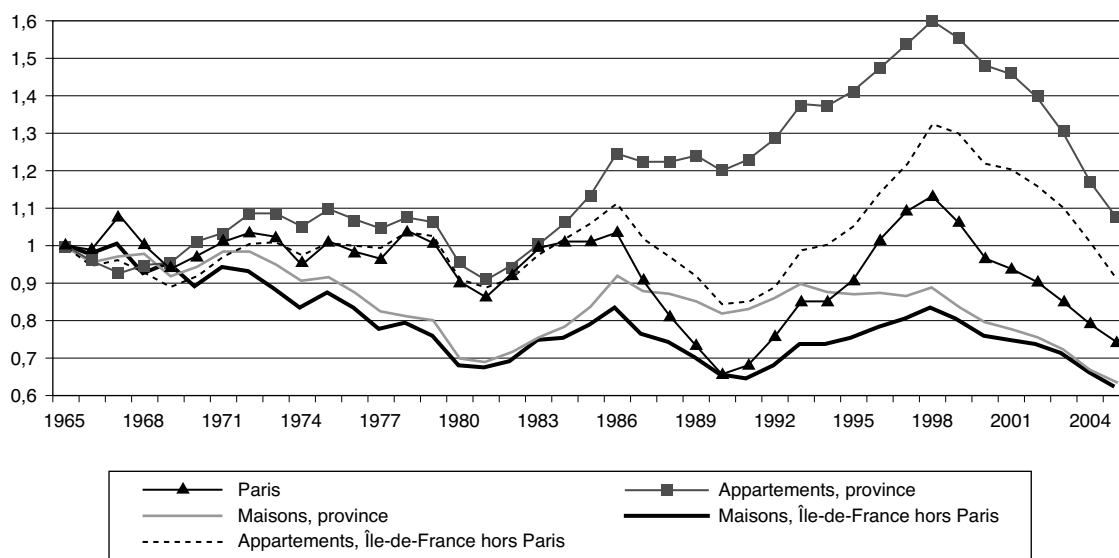
tous les régresseurs de l'équation de participation, y compris la surface de la résidence.

L'instrument est introduit sous une forme fonctionnelle *ad hoc* qui améliore son pouvoir explicatif (cf. annexe 2). L'indicateur de pouvoir d'achat immobilier (9) a un effet significatif sur le taux d'effort des ménages propriétaires

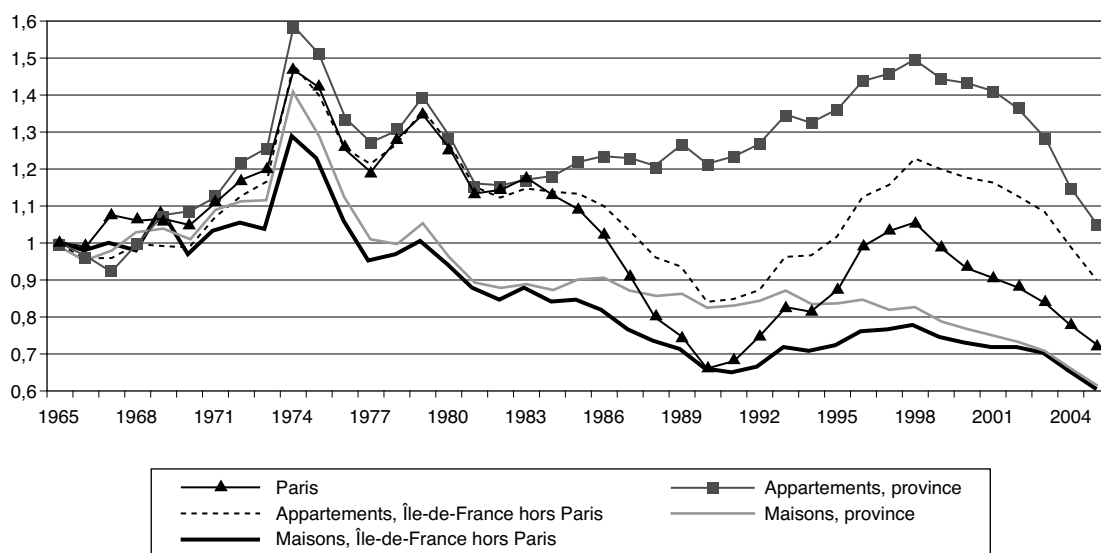
(cf. tableau 2). Cet effet est négatif. Une amélioration des conditions sur le marché de l'immobilier (baisse des prix) ou du crédit (baisse des taux) améliore la solvabilité intertemporelle mais aussi courante du ménage. Une baisse des taux permet, à montant de crédit donné, d'emprunter sur une période plus longue et d'abaisser les annuités de remboursement.

Graphique IV  
Pouvoir d'achat immobilier depuis 1965

A - Au taux d'intérêt nominal



B - Au taux d'intérêt réel



Lecture : l'indicateur de pouvoir d'achat immobilier est celui imaginé par J. Friggit. Il reflète la quantité de logement que, pour un taux d'effort donné, peut acheter un ménage qui, en 1965, finançait l'achat pour un quart par la vente d'un logement, pour un quart par la réalisation d'une épargne financière et pour moitié par un emprunt sur 15 ans à taux et mensualités fixes. On suppose que depuis 1965 l'épargne financière a crû comme le revenu disponible. Le pouvoir d'achat immobilier au taux d'intérêt réel augmente sensiblement au début des années 1970 du fait de la forte inflation, tandis qu'il diminue fortement en Ile de France à la fin des années 1980 sous l'effet de la bulle immobilière.

Source : Insee, CGPC, bases de données notariales, indices Notaires-Insee, Banque de France, Ixis, SESP.

### Les déterminants traditionnels de l'activité féminine ont des effets conformes à l'intuition

Quelle que soit la spécification, les déterminants traditionnels comme le revenu du conjoint et les prestations sociales ou le niveau de diplôme ont des effets dont le signe est conforme à l'intuition. Par exemple, l'effet du revenu disponible hors revenus d'activité féminins est très nettement négatif. En revanche, le patrimoine financier est positivement corrélé à l'activité féminine : cela provient vraisemblablement du surcroît d'épargne que procure un deuxième revenu au ménage. Le niveau d'éducation a un effet positif très significatif, qui capte peut-être en partie des effets de générations puisque la variable ne tient pas compte de l'élévation générale du niveau d'études. Il y a par ailleurs une forte reproduction des comportements d'activité féminine au sens où les femmes dont la mère ou la belle-mère était active ont davantage de chances d'être elles-mêmes actives. On observe enfin des différences régionales : les femmes ont une probabilité plus forte de travailler en Ile-de-France, toutes choses égales par ailleurs, ce qui peut résulter d'une attractivité plus forte du bassin parisien en termes d'emploi mais également de salaires. Enfin, l'activité féminine est très fortement et négativement corrélée à la présence d'enfants, et plus encore d'enfants en bas âge.

### L'existence de contraintes d'emprunt pousse les femmes sur le marché du travail

Les tests ne permettent pas de rejeter l'exogénéité du taux d'effort dans l'équation d'activité des femmes (cf. tableau 3). Le manque de significativité des coefficients des variables d'endettement, lié à des écart-types importants, pourrait provenir d'un problème d'instruments faibles. Ce problème n'est pas aussi important qu'il en a l'air (cf. annexe 2). L'exogénéité de l'endettement étant acquise, on estime simplement l'équation d'activité et les résultats s'interprètent bien comme un effet causal de l'endettement sur l'activité des femmes.

### Une contrainte active à partir de 25 % des revenus

Le choix du seuil a été guidé par les résultats du graphique III, mais reste par nature arbitraire. Compte tenu du nombre d'observations et du nombre de régresseurs, il n'était pas envisageable de procéder non paramétriquement. Le

modèle a donc été estimé aux seuils *ad hoc* de 25 %, 30 % et 33 %. C'est le seuil de 25 % qui fournit l'équation permettant d'expliquer le plus fortement les décisions d'activité de la femme.

Dans la dernière spécification ( $b'$ ), le taux d'effort  $e_2$  est introduit de manière linéaire, mais en autorisant son effet à être différent avant 0,25 et après ce seuil. Le taux d'effort n'a pas d'effet sur la participation tant qu'il ne dépasse par 25 % des revenus masculins, mais en a un au-delà, et très significatif. Les conclusions comparées du modèle ( $a$ ) et des deux modèles ( $b$ ) et ( $b'$ ) s'interprètent alors comme l'existence d'un effet discontinu : les femmes augmentent leur activité professionnelle à partir d'un seuil d'endettement qui est très voisin du seuil habituellement retenu par les organismes de crédit pour délivrer les autorisations de prêts à leurs clients (cf. tableau 4).

### Des contraintes qui poussent 8 % des femmes à travailler

Le fait d'avoir un taux d'effort qui dépasse 25 % des revenus disponibles hors revenus

9. En théorie comme en pratique, c'est le pouvoir d'achat calculé au taux d'intérêt réel et non pas nominal qui joue plus particulièrement un rôle.

Tableau 3  
Résultats des tests d'exogénéité

Variable expliquée	Participation de la femme au marché du travail	
	(a)	(b)
Spécification		
Taux d'effort (continu) (1)	0,18* (0,11)	
Taux d'effort > 0,25 (1)		0,54 (0,47)
Coefficient de corrélation (eps1, eps2) Test LR (P-value)		0,11 (0,70)
Résidu de l'équation d'instrumentation Test de Rivers et Vuong (écart-types)	0,01 (0,11)	
Nombre d'observations	1 867	1 888
1. Taux d'effort $e_2$ par rapport au revenu disponible hors revenus d'activité féminin.		

Lecture : Le test d'exogénéité du rapport de vraisemblance ne permet pas de rejeter l'exogénéité de l'indicatrice « taux d'effort > 25% » dans la décision de participation au marché du travail de la femme. En effet, la P-value du coefficient de corrélation entre les résidus des équations de participation et d'instrumentation, qui constitue la statistique de test, vaut en effet 0,70.\* : significatif à 10 % ; \*\* : significatif à 5 % ; \*\*\* : significatif à 1 %.  
Champ : couples dont l'homme est actif salarié.  
Source : enquête Patrimoine 2004, Insee.

d'activité de la femme augmente de 14 points la probabilité que la femme travaille. En comparant cette probabilité dans les deux situations (endettement non contraignant / endettement contraignant), passer au-dessus du seuil conduit 8 % des femmes à modifier leur choix de participation au marché du travail. L'effet est proche de celui d'une modification du revenu disponible hors salaires féminins de l'ordre de 20 000 euros par an. Au Canada, Fortin montre

que l'offre de travail des femmes augmente de près de 15 % quand le taux d'effort  $e_2$  se rapproche du seuil, les contraintes conduisant près de 14 % des femmes à modifier leur offre de travail. Les résultats pour la France sont donc d'ampleur tout à fait comparable et la part plus faible de femmes affectées par la contrainte tient à deux causes : d'une part, contrairement à Fortin, nous analysons la marge extensive de l'offre de travail (c'est à dire la décision dichotomique

Tableau 4  
Effet de l'endettement sur l'activité de la femme

Variable expliquée	Activité de la femme		
	(a)	(b)	(b')
	Effets marginaux	Effets marginaux	Effets marginaux
Revenu disponible hors revenu salariaux féminins x 10 <sup>-6</sup> (Revenu disponible hors revenu salariaux féminins x 10 <sup>-6</sup> ) <sup>2</sup>	- 7,56*** (0,87)	- 7,22*** (0,86)	- 7,04*** (0,87)
Âge de la femme x 10 <sup>-1</sup> (Âge de la femme x 10 <sup>-1</sup> ) <sup>2</sup>	0,51*** (0,14)	0,56*** (0,14)	0,51*** (0,14)
	- 0,06*** (0,02)	- 0,07*** (0,02)	- 0,06*** (0,02)
Niveau de diplôme de la femme			
BEPC (Réf.)			
CAP, BEP	0,08*** (0,02)	0,07*** (0,02)	0,07*** (0,02)
Baccalauréat technique	0,07*** (0,02)	0,06** (0,03)	0,06** (0,02)
Baccalauréat général	0,07*** (0,02)	0,06*** (0,02)	0,06*** (0,02)
1 <sup>er</sup> cycle universitaire	0,10*** (0,02)	0,09*** (0,02)	0,09*** (0,02)
2 <sup>e</sup> et 3 <sup>e</sup> cycles universitaires	0,15*** (0,02)	0,15*** (0,02)	0,14*** (0,02)
Mère inactive pendant l'enfance (Réf.)			
Mère active la plupart du temps pendant l'enfance	0,04* (0,02)	0,04* (0,02)	0,04* (0,02)
Mère toujours active pendant l'enfance	0,04* (0,02)	0,04** (0,02)	0,04* (0,02)
Nombre d'enfants de 0 à 6 ans	- 0,12*** (0,01)	- 0,12*** (0,01)	- 0,11*** (0,01)
Nombre d'enfants de plus de 6 ans	- 0,03*** (0,01)	- 0,03*** (0,01)	- 0,03*** (0,01)
Taux d'effort (continu)	0,04*** (0,01)		0,01 (0,01)
Taux d'effort > 0,25		0,14*** (0,02)	
Taux d'effort x (Taux d'effort > 0,25)			0,03*** (0,01)
Nombre d'observations	1868	1889	1868

1. Calculé par rapport au taux d'intérêt réel au moment de l'acquisition de la résidence principale.

Lecture : variable explicative d'intérêt : (a) taux d'effort (variable continue) ; (b) taux d'effort > 0,25 ; et (b') 0 si taux d'effort < 0,25 et taux d'effort si taux d'effort > 0,25 . Probits simples, les modèles complets comprennent, en plus des régresseurs présentés dans ce tableau, le patrimoine financier, le diplôme du conjoint, son âge et l'activité de sa mère, un indicateur de son risque de chômage, la zone géographique, ainsi que l'existence de donation ou aides reçues. écart-types entre parenthèses. \* significatif à 10 % ; \*\* significatif à 5 % ; \*\*\* significatif à 1 %.

Champ : couples dont l'homme est actif salarié.

Source : enquête Patrimoine 2004, Insee.

tomique de participation et pas le choix du nombre d'heures de travail). Par ailleurs, l'analyse de Fortin porte sur le milieu des années 1980 et l'activité des femmes a progressé depuis.

La fécondité est un déterminant bien connu de l'activité des femmes. Son influence ressort sans équivoque des graphiques I et II (cf. *supra*). Cet effet est souvent affecté d'un biais d'endogénéité, même si certains travaux montrent qu'en contrôlant par des déterminants appropriés, la décision d'avoir un enfant peut apparaître comme exogène dans la détermination de l'activité féminine (Lollivier, 2001). À l'instar de Fortin et de Bottazi, bien que l'endogénéité potentielle de la fécondité ne soit pas traitée ici autrement qu'en contrôlant par de nombreuses caractéristiques sociodémographiques, y compris biographiques, on a comparé l'effet de l'endettement à celui de la présence d'enfants de moins de six ans. Un taux d'effort supérieur à 25 % annule l'effet de la présence d'un enfant supplémentaire de moins de 6 ans. C'est conforme aux résultats de Fortin, alors qu'au Royaume-Uni, Bottazzi montre que ces deux effets antagonistes jouent en fin de compte en faveur du retrait d'activité de la femme.

Il semble enfin que les femmes amenées à modifier leur offre de travail sous l'effet des contraintes de crédit soient moins diplômées et aient plus souvent un ou plusieurs enfants en bas âge (cf. tableau 5).

Ces résultats semblent robustes à des changements de spécifications (cf. annexe 1). Mesurer l'activité à l'aide d'une variable de taux de temps travaillé relève davantage d'une approche de l'offre de travail en marge intensive. Avec cette spécification, l'effet d'un passage du taux d'effort au-delà de 25 % des revenus conduit les femmes en couple à augmenter de 15 % leur taux de temps travaillé. Par ailleurs, il a été possible d'étendre l'analyse au choix du statut d'occupation du logement (10) : être propriétaire (accédant ou non-accédant) à un effet sur l'activité des femmes d'ampleur comparable à celui de l'endettement.

\* \*  
\*

Disposer de séries de prix de l'immobilier pour des localisations plus fines aurait sans doute permis d'avoir plus de variabilité individuelle dans les instruments et des résultats plus solides. Cependant, ce sont surtout des données de panel dont il faudrait disposer pour pouvoir approfondir ces analyses. Des deux contraintes imposées par les organismes de crédit, seule celle portant sur les revenus a été prise en compte dans ce travail, en partie parce que sur des données en coupe, il est impossible d'observer le processus d'accumulation d'épargne avant l'achat de la résidence principale. Or la littérature sur le choix d'occupation du logement en présence de contraintes d'emprunt insiste sur l'effet de la contrainte d'apport personnel. Des données de panel permettraient d'observer les choix d'épargne et d'activité au cours des périodes précédant et suivant la mobilité résidentielle. □

10. Au lieu de se limiter comme ici au niveau d'endettement une fois choisi le statut de propriétaire accédant.

Tableau 5  
**Âge, diplôme et nombre d'enfants des femmes appartenant à un ménage propriétaire ou accédant à la propriété**

	Femmes « contraintes »	Femmes « non contraintes »
Niveau de diplôme (1)		
Sans diplôme	27,1	8,1
CEP, DFEO	7,1	5,4
CAP, BEP	14,8	24,9
BEPC	12,3	8,7
Baccalauréat technique	5,8	6,5
Baccalauréat général	5,8	11,3
1 <sup>er</sup> cycle universitaire	20,7	17,6
2 <sup>e</sup> et 3 <sup>e</sup> cycle universitaire	6,5	17,5
Nombre moyen d'enfant de moins de six ans	1,06	0,38
Âge moyen de la femme	41,1	41,7
Nombre d'observations	155	1750
1. Répartition en %.		

Lecture : parmi les femmes « contraintes », c'est-à-dire amenées à modifier leur activité sous l'effet des contraintes de crédit, 27 % sont sans diplôme.

Champ : femmes en couple dont le conjoint est actif salarié.

Source : enquête Patrimoine 2004, Insee.

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Afsa-Essafi C. et Buffeteau S. (2006)**, « L'activité féminine en France : quelles évolutions récentes, quelles tendances pour l'avenir ? », *Économie et Statistique*, n° 398-399, pp. 85-97.
- Arrondel L. et Masson A. (1996)**, « Gestion du risque et comportements patrimoniaux », *Économie et Statistique*, n° 296-297, pp. 63-89.
- Bosvieux J. (2005)**, « Accession à la propriété : des acquéreurs plus nombreux mais plus prudents », *Économie et Statistique*, n° 381-382, pp. 41-61.
- Bound J., Jaeger D. et Baker R. (1995)**, « Problems with Instrumental Variables Estimation when the Correlation between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, n° 430, pp. 443-450.
- Bottazzi R. (2004)**, « Labour Market Participation and Mortgage-Related Borrowing Constraints », Institute for Fiscal Studies, document de travail n° 04/09.
- Bourguignon F. et Magnac T. (1990)**, « Labor Supply and Taxation in France », *Journal of Human Resources*, vol. 25, pp. 358-389.
- Cahuc P. et Zylberberg A. (2004)**, *Labor Economics*, The MIT Press.
- Cameron A. C. et Trivedi P. (2005)**, *Microeconometrics : Methods and Applications*, Cambridge University Press.
- Cnil (2005)**, *Rapport sur les fichiers dits « centrales positives »*
- Del Boca D. et Lusardi A. (2003)**, « Credit Market Constraints and Labor Market Decision », *Labour Economics*, vol. 10, pp. 681-703.
- Dubujet et Leblanc (2000)**, « Accession à la propriété : le régime de croisière ? », *Insee Première*, n° 718.
- Duca J. V. et Rosenthal S. (1994)**, « Borrowing Constraints and Access to Owner Occupied Housing », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 24, n° 3, pp. 301-322.
- Fortin N. (1993)**, « Borrowing Constraints and Female Labor Supply : Nonparametric and Parametric Evidence of the Impact of Mortgage Lending Rules », Université de Montréal, document de travail n° 9308.
- Fortin N. (1995)**, « Allocation Inflexibilities, Female Labor Supply, and Housing Assets Accumulation : Are Women Working to Pay the Mortgage ? », *Journal of Labor Economics*, n° 13(3), pp. 524-557.
- Girouard N., Kennedy M. et André C. (2006)**, « Has the Rise in Debt Made Households more Vulnerable ? », OCDE, document de travail n° 553.
- Glaeser E. L. et Shapiro J. M. (2003)**, « The Benefit of the Home Mortgage Interest Deduction », *Tax policy and the economy*, n° 17, pp. 37-82.
- Gobillon L. et Leblanc D. (2004)**, « L'impact des contraintes d'emprunt sur la mobilité résidentielle et les choix entre location et propriété », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 74, pp. 15-45.
- Heckman J. J. (1993)**, « What Has Been Learned about Labor Supply in the Past Twenty Years ? », *American Economic Review*, n° 83(2), pp. 116-121.
- Houdré C. (2007)**, « L'endettement des ménages début 2004 : des disparités selon le revenu, surtout pour l'habitat », *Insee Première* n° 1131.
- Linneman P. et Wachter S. M. (1989)**, « The Impact of Borrowing Constraints on Homeownership », *AREUEA Journal*, n° 17(4), pp. 389-402.
- Lollivier S. (2001)**, « Endogénéité d'une variable explicative dichotomique dans le cadre d'un modèle Probit bivarié : une application au lien entre fécondité et activité féminine », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 62, pp. 251-269.
- Marchand O. (2007)**, « Enquêtes annuelles de recensement de 2004 à 2006 : les taux d'emploi dont de 56,9% en Languedoc-Roussillon à 66,8% dans le Pays de la Loire », *Insee Première* n° 1117.
- Monfardini C. et Radice R. (2008)**, « Testing Exogeneity in the Bivariate Probit Model : a Monte-Carlo Study », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n° 70(2), pp. 271-282.

**O'Brien A. M. et Hawley C. B. (1986)**, « The Labor Force Participation Behavior of Married Women under Conditions of Borrowing Constraints », *Journal of Human Resources*, n° 21(2), pp. 267-278.

**Oswald A. J. (1997)**, « The Missing Piece of the Unemployment Puzzle », *An inaugural lecture*, University of Warwick.

**Shack-Marquez J. et Wascher W. L. (1987)**, « Some Direct Evidence on the Importance of Borrowing Constraints to the Labor Force Participation of Married Women », *Journal of Human Resources*, n° 22(4), pp. 593-602.

**Staiger D. et Stock J. H. (1997)**, « Instrumental Variables Regression with Weak Instruments », *Econometrica*, vol. 65, pp. 557-586.

**Wilde J. (2000)**, « Identification of Multiple Equation Probit Models with Endogenous Dummy Regressors », *Economic Letters*, n° 69, pp. 309-312.

**Yoshikawa et Ohtake(1989)**, « An Analysis of Female Labor Supply, Housing Demand and the Saving Rate », *European Economic Review*, n° 33, pp. 997-1030.

**Zorn P. M.(1989)**, « Mobility-Tenure Decisions and Financial Credit : Do Mortgage Qualification Requirements Constrain Homeownership ? », *AREUEA Journal*, n° 17(1), pp. 1-16.

## ROBUSTESSE DES RÉSULTATS

Le rôle des contraintes d'emprunt sur l'activité des femmes conserve une ampleur comparable quand on s'intéresse d'une part au choix du temps de travail plutôt qu'à la simple participation au marché du travail, de même que lorsqu'on étend l'analyse au choix du statut d'occupation plutôt que de se limiter au niveau d'endettement.

Le tableau A ci-dessous présente l'ensemble des spécifications estimées et testées :

Tableau A  
Les modèles estimés et leur spécification

Spécification	Variables d'intérêt		Échantillon
	Activité	Endettement	
a	Participation	Taux d'effort > seuil	Propriétaires
b	Participation	Taux d'effort	Propriétaires
c	Participation	Statut d'occupation	Ensemble
d	Participation	Accession	Ensemble
a2	Taux de temps de travail	Taux d'effort > seuil	Propriétaires
b2	Taux de temps de travail	Taux d'effort	Propriétaires
c2	Taux de temps de travail	Statut d'occupation	Ensemble
d2	Taux de temps de travail	Accession	Ensemble

## L'effet du taux d'effort sur l'offre de travail (a2 et b2)

La littérature empirique sur l'offre de travail souligne que les ajustements de l'offre de travail sont souvent plus « visibles » en travaillant sur la marge extensive (la participation) que sur la marge intensive (les heures travaillées). Cependant, le développement de l'activité des femmes dans la deuxième moitié du vingtième siècle s'est surtout fait à temps partiel (Afsa Essafi et Buffeteau, 2006) qu'il soit choisi ou subi. Cette annexe présente des résultats sur la relation entre taux d'effort et offre de travail, mesurée par une variable de taux de temps travaillée en tranche, pour l'échantillon de propriétaires (accédants ou non-accédants) étudié précédemment.

L'exogénéité du taux d'effort dans l'une ou l'autre des spécifications (continue ou discontinue) est testée à l'aide d'une procédure en deux étapes calquée sur l'approche de Rivers et Vuong (bien que le cadre diffère légèrement puisque la dépendante d'intérêt n'est plus dichotomique et que l'endogène n'est continue que dans la spécification c2). Les résultats des tests d'exogénéité sont présentés dans le tableau B. Les équations d'instrumentation sont identiques à celle présentée plus haut.

## L'effet du statut d'occupation sur l'activité (c,d, c2, d2)

Dans les spécifications présentées plus haut, le statut d'occupation est considéré comme une donnée. Cependant, beaucoup d'études s'intéressent aux effets

Tableau B  
Équations d'instrumentation et tests d'exogénéité

Spécification	Variable retenue pour l'activité de la femme							
	Participation				Taux de temps de travail			
	a	b	c	d	a2	b2	c2	d2
Taux d'effort (continu)	0,18*				0,03			
	(0,11)				(0,02)			
Taux d'effort > 0,25		0,54				0,19		
		(0,47)				(0,12)		
Propriétaires			0,65				0,42	
			(0,56)				(0,63)	
Accédants				- 0,92				- 0,18
				(1,17)				(0,28)
Coefficient de corrélation (eps1,eps2)		0,11	- 0,11					
Test LR (P-value)		(0,70)	(0,77)					
Résidu de l'équation d'instrumentation	0,01			1,39	- 0,02	- 0,04	- 0,30	0,31
Test de Rivers et Vuong (écart-types)	(0,11)			(1,17)	(0,02)	(0,13)	(0,63)	(0,28)
Nombre d'observations	1 867	1 888	2 728	2 728	1 888	1 888	2 728	2 728

Lecture : \* significatif à 10 % ; \*\* significatif à 5 % ; \*\*\* significatif à 1 %  
Champ : couples dont l'homme est actif salarié.  
Source : enquête Patrimoine 2004.



des contraintes d'emprunt sur le statut d'occupation sans prendre en compte les interactions avec l'activité du ménage. Or la simultanéité des décisions peut porter sur le choix du statut d'occupation et sur le fait d'être actif ou non. Le tableau A présente aussi des estimations où l'activité de la femme dépend du statut d'occupation sous deux formes : ménages propriétaires plutôt que locataires (*c, c2*), ou ménages accédants plutôt que locataires ou propriétaires non-accédants (*d, d2*).

La difficulté dans ces spécifications est que le pouvoir d'achat immobilier, l'instrument, ne peut être calculé à la date d'acquisition de la résidence principale puisque les modèles sont estimés aussi pour les locataires. L'acquisition d'un bien immobilier se fait cependant assez tôt dans le cycle de vie, et il est raisonnable de supposer que les ménages font l'arbitrage entre la location et la propriété au moment de la mise en couple. L'enquête

*Patrimoine* contient des informations rétrospectives sur la formation du ménage et il est donc possible de calculer l'indicateur de pouvoir d'achat immobilier à cette date. Par ailleurs, il n'est pas non plus possible de distinguer le type d'habitat (individuel ou collectif) pour les locataires dans l'enquête Patrimoine. L'instrument est donc moins dispersé dans la population et les résultats de l'annexe 2 montrent qu'il devient un peu faible.

#### Résultats des estimations

Aucune des spécifications ne permet de rejeter l'exogénéité du taux d'effort ou du statut d'occupation, conditionnellement aux autres explicatives (cf. tableau B). L'effet du statut d'occupation sur la participation (cf. tableau C) ou sur l'offre de travail (cf. tableau D) est très comparable à celui d'un taux d'effort  $e_2$  supérieur au seuil de 25 %.

Tableau C  
Équations de participation

Variable expliquée	Activité de la femme				
	a	b	b'	c	d
	Effets marginaux	Effets marginaux	Effets marginaux	Effets marginaux	Effets marginaux
Revenu disponible hors revenu salariaux féminins x 10 <sup>-6</sup>	- 7,56*** (0,87)	- 7,22*** (0,86)	- 7,04*** (0,87)	- 9,72*** (0,83)	- 9,75*** (0,83)
(Revenu disponible hors revenu salariaux féminins x 10 <sup>-6</sup> ) <sup>2</sup>	17,39*** (3,25)	16,58*** (3,25)	16,10*** (3,24)	24,06*** (3,41)	24,29*** (3,41)
Âge de la femme x 10 <sup>-1</sup>	0,51*** (0,14)	0,56*** (0,14)	0,51*** (0,14)	0,55*** (0,10)	0,51*** (0,10)
(Âge de la femme x 10 <sup>-1</sup> ) <sup>2</sup>	- 0,06*** (0,02)	- 0,07*** (0,02)	- 0,06*** (0,02)	- 0,07*** (0,01)	- 0,06*** (0,01)
Niveau de diplôme de la femme <i>BEPC (Réf.)</i>					
CAP, BEP	0,08*** (0,02)	0,07*** (0,02)	0,07*** (0,02)	0,07*** (0,02)	0,07*** (0,02)
Baccalauréat technique	0,07*** (0,02)	0,06** (0,03)	0,06** (0,02)	0,06** (0,03)	0,06** (0,03)
Baccalauréat général	0,07*** (0,02)	0,06*** (0,02)	0,06*** (0,02)	0,06** (0,03)	0,06** (0,03)
1 <sup>er</sup> cycle universitaire	0,10*** (0,02)	0,09*** (0,02)	0,09*** (0,02)	0,12*** (0,02)	0,12*** (0,02)
2 <sup>e</sup> et 3 <sup>e</sup> cycles universitaires	0,15*** (0,02)	0,15*** (0,02)	0,14*** (0,02)	0,16*** (0,02)	0,15*** (0,02)
<i>Mère inactive pendant l'enfance (Réf.)</i>					
Mère active la plupart du temps pendant l'enfance	0,04* (0,02)	0,04* (0,02)	0,04* (0,02)	0,07*** (0,02)	0,07*** (0,02)
Mère toujours active pendant l'enfance	0,04* (0,02)	0,04** (0,02)	0,04* (0,02)	0,06*** (0,02)	0,06*** (0,02)
Nombre d'enfants de 0 à 6 ans	- 0,12*** (0,01)	- 0,12*** (0,01)	- 0,11*** (0,01)	- 0,11*** (0,01)	- 0,12*** (0,01)
Nombre d'enfants de plus de 6 ans	- 0,03*** (0,01)	- 0,03*** (0,01)	- 0,03*** (0,01)	- 0,04*** (0,01)	- 0,04*** (0,01)
Taux d'effort > 0,25		0,14*** (0,02)			
Taux d'effort (continu)	0,04*** (0,01)		0,01 (0,01)		
Taux d'effort x (Taux d'effort >0,25)			0,03*** (0,01)		
Propriétaires				0,12*** (0,02)	
Accédants					0,11*** (0,02)
Nombre d'observations	1 868	1 889	1 868	2 736	2 736

Lecture : variable explicative d'intérêt : (a) taux d'effort (variable continue) ; (b) taux d'effort > 0,25 et (b') 0 si taux d'effort < 0,25 et taux d'effort si taux d'effort > 0,25 ; (c) tous propriétaires et (d) propriétaires en accession uniquement. Le modèle complet comprenait, en plus des régresseurs présentés dans ce tableau, le patrimoine financier, le diplôme du conjoint, son âge et l'activité de sa mère, un indicateur de son risque de chômage, la zone géographique, ainsi que l'existence de donation ou aides reçues. Écart-types entre parenthèses. \* significatif à 10 % ; \*\* significatif à 5 % ; \*\*\* significatif à 1 %.

Champ : couples dont l'homme est actif salarié.

Source : enquête Patrimoine, Insee.

Tableau D  
Équations d'offre de travail

Variable expliquée	Offre de travail			
	a2	b2	c2	d2
	Coefficient	Coefficient	Coefficient	Coefficient
Revenu disponible hors revenu salariaux féminins x 10 <sup>-6</sup>	- 8,04*** (0,86)	- 9,07*** (0,87)	- 9,47*** (0,77)	- 9,56*** (0,77)
(Revenu disponible hors revenu salariaux féminins x 10 <sup>-6</sup> ) <sup>2</sup>	16,86*** (3,70)	19,80*** (3,76)	21,94*** (3,58)	22,30*** (3,57)
Âge de la femme x 10 <sup>-1</sup>	0,56*** (0,15)	0,61*** (0,15)	0,53*** (0,10)	0,48*** (0,10)
(Âge de la femme x 10 <sup>-1</sup> ) <sup>2</sup>	- 0,07*** (0,02)	- 0,08*** (0,02)	- 0,07*** (0,01)	- 0,06*** (0,01)
Niveau de diplôme de la femme <i>BEPC (Réf.)</i>				
CAP, BEP	0,07** (0,03)	0,08** (0,03)	0,05* (0,03)	0,05* (0,03)
Baccalauréat technique	0,09** (0,04)	0,11** (0,04)	0,07* (0,04)	0,07* (0,04)
Baccalauréat général	0,11*** (0,04)	0,12*** (0,04)	0,08** (0,03)	0,08** (0,03)
1 <sup>er</sup> cycle universitaire	0,11*** (0,04)	0,13*** (0,04)	0,13*** (0,03)	0,13*** (0,03)
2 <sup>e</sup> et 3 <sup>e</sup> cycles universitaires	0,21*** (0,04)	0,23*** (0,04)	0,18*** (0,03)	0,18*** (0,03)
<i>Mère inactive pendant l'enfance (Réf.)</i>				
Mère active la plupart du temps pendant l'enfance	0,05* (0,03)	0,05* (0,03)	0,07*** (0,02)	0,07*** (0,02)
Mère toujours active pendant l'enfance	0,04* (0,02)	0,04* (0,02)	0,06*** (0,02)	0,06*** (0,02)
Nombre d'enfants de 0 à 6 ans	- 0,13*** (0,01)	- 0,13*** (0,02)	- 0,12*** (0,01)	- 0,12*** (0,01)
Nombre d'enfants de plus de 6 ans	- 0,05*** (0,01)	- 0,05*** (0,01)	- 0,05*** (0,01)	- 0,05*** (0,01)
Taux d'effort > 0,25		0,15*** (0,02)		
Taux d'effort (continu)	0,00 (0,00)			
Propriétaires			0,11*** (0,02)	
Accédants				0,12*** (0,02)
Nombre d'observations	1 889	1 889	2 736	2 736

Lecture : variable explicative d'intérêt : (a) taux d'effort (variable continue) ; (b) taux d'effort > 0,25 et (b') 0 si taux d'effort < 0,25 et taux d'effort si taux d'effort > 0,25 ; (c) tous propriétaires et (d) propriétaires en accession uniquement. Le modèle complet comprenait, en plus des régresseurs présentés dans ce tableau, le patrimoine financier, le diplôme du conjoint, son âge et l'activité de sa mère, un indicateur de son risque de chômage, la zone géographique, ainsi que l'existence de donation ou aides reçues. Écart-types entre parenthèses. \* significatif à 10 % ; \*\* significatif à 5 % ; \*\*\* significatif à 1 %.

Champ : couples dont l'homme est actif salarié.

Source : enquête Patrimoine, Insee.

### FORCE ET FAIBLESSE DES INSTRUMENTS : QUAND RECOURIR AUX VARIABLES INSTRUMENTALES ?

La présence d'endogénéité conduit à des estimateurs biaisés. Deux questions se posent alors lorsqu'on cherche à estimer des relations de causalité. On peut se demander tout d'abord si la variable d'intérêt n'est pas susceptible d'endogénéité, ce qui nécessiterait de recourir à des méthodes à variable instrumentales. Dans ce cas, les instruments retenus sont-ils valides ? L'exogénéité d'un instrument est bien sûr une condition nécessaire pour obtenir des estimateurs convergents des paramètres, mais Bound, Jaeger et Baker (1995) et Staiger et Stock (1997) ont montré que même avec des instruments exogènes, les estimateurs à variables instrumentales pouvaient être sérieusement biaisés et moins efficace à distance finie que des estimateurs de type Moindres Carrés Ordinaires dans le cas linéaire. C'est notamment le cas lorsque les instruments sont *faibles*, c'est-à-dire qu'ils ne sont pas suffisamment bien corrélés au régresseur endogène.

Il n'existe de pas de définition absolue d'un instrument faible. Plusieurs indicateurs sont cependant généralement utilisés pour juger de la faiblesse d'un instrument notamment le  $R^2$  partiel et la statistique de Fisher partielle (voir Cameron et Trivedi (2005, chap. 4) pour une présentation synthétique). Un instrument est alors considéré faible si le  $R^2$  partiel est trop faible pour si la  $F$ -statistique partielle est trop faible. En pratique, Staiger et Stock (1997) suggère qu'une valeur de  $F$  inférieure à 10 est problématique et qu'une valeur inférieure à 5 signale

des biais très importants à distance finie. Il n'existe pas de règle identique pour juger du  $R^2$  partiel.

En ce qui nous concerne, l'instrument utilisé est le pouvoir d'achat immobilier au taux d'intérêt réel à la date d'acquisition de la résidence principale dans les spécifications estimées sur les seuls propriétaires (noté  $z_1$ ) ou à la date de formation du couple (noté  $z_2$ ). Des formes fonctionnelles de cet instrument principal ont été ajoutées en tant qu'instruments supplémentaires dans certaines spécifications.

Comme on pouvait s'y attendre, les instruments sont très faibles dans les spécifications *c* et *d* (cf. tableau ci-dessous). Ceci tient au fait que l'indicateur de pouvoir d'achat est calculé à partir de séries agrégées et qu'il était difficile, dans ses spécifications de trouver suffisamment d'information dans l'enquête Patrimoine pour obtenir de la variabilité individuelle. Les instruments ont en revanche un pouvoir explicatif bien meilleur dans les spécifications *a* et *b*. Le type d'habitat, collectif ou individuel, permet en effet de tenir compte de plus de variabilité individuelle. Par ailleurs, le fait qu'il soit construit à la date d'acquisition de la résidence principale plutôt qu'à la date de formation du couple améliore sûrement la corrélation avec la variable endogène. Dans l'une ou l'autre de ces spécifications, si les instruments restent un peu faibles au regard du  $R^2$  partiel, ils ne le sont cependant pas au regard de la statistique de Fisher partielle.

#### Tests d'instruments faibles

Instruments utilisés	Spécification			
	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>
$z_1$	x	x		
$\ln(z_1)$	x	x		
$z_1 \cdot \ln(z_1)$	x	x		
$z_2$			x	x
$R^2$ partiel	0,0346	0,0216	0,0008	0,0036
$F$ -stat partielle	21,76	13,59	2,19	8,36
Nombre d'observations	1 868	1 888	2 728	2 728