

# La propriété immobilière : quelle influence sur le portefeuille financier des ménages ?

Denis Fougère \* et Mathilde Poulhès \*\*

---

La propriété immobilière est souvent l'actif financier le plus important des ménages. Mais c'est aussi un bien de consommation durable, pour lequel les coûts de transaction, lors de l'acquisition mais aussi de la vente, sont élevés. Cette double caractéristique invite à évaluer l'influence de l'investissement en immobilier sur la composition du portefeuille financier des ménages.

Nous tentons pour cela d'identifier deux effets de signe opposé : un effet dit « de richesse » et un effet du risque immobilier. L'accroissement de la richesse immobilière incite à détenir un portefeuille financier plus risqué, alors que le risque immobilier tend à diminuer la possession d'actifs risqués. Pour séparer ces deux effets, on recourt à une méthode indirecte proposée par Chetty et Seizdl (2010) : l'effet de richesse est capté par les variations de la richesse immobilière nette des emprunts restant à rembourser et l'effet de risque est capté par les variations de sa valeur brute. L'hypothèse est qu'une augmentation de la richesse nette à niveau donné de richesse brute correspond à une hausse de la richesse immobilière du ménage sans que son degré d'exposition au risque immobilier ne soit modifié. Son effet mesurera donc bien un pur effet de richesse.

La démarche pose néanmoins un problème d'endogénéité : les ménages qui détiennent les biens immobiliers les plus importants et qui ont le moins besoin de s'endetter sont en général les plus riches, donc ceux qui prennent le plus de risques financiers. On résout ce problème en instrumentant les richesses nette et brute par les variations de prix observées au niveau départemental. On obtient de cette manière les deux effets opposés attendus : l'effet de richesse tend à augmenter la part d'actifs risqués dans le portefeuille, l'effet du risque immobilier tend à faire baisser cette part. Selon nos estimations, l'effet de richesse est plus important que l'effet du risque immobilier.

---

**Rappel :**

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

\* CNRS, Crest, LIEPP (Sciences-Po, Paris), Banque de France (Paris), CEPR (London) et IZA (Bonn).

\*\* Crest (Paris).

Les auteurs tiennent à remercier, pour leurs remarques et suggestions, les participants à la conférence annuelle de la Royal Economic Society (Royal Holloway, avril 2013) et à celle de l'European Economic Society (Gothenburg, août 2013), ainsi que Raj Chetty, Rémy Lecat et les deux rapporteurs anonymes de la revue *Économie et Statistique* qui ont commenté des versions antérieures de cette étude. Nous restons toutefois entièrement responsables des insuffisances et erreurs qui pourraient subsister dans cet article.

Comme le montre Piketty (2013), l'immobilier a une place particulièrement importante dans la richesse nationale, en France mais également dans les autres pays d'Europe et dans une moindre mesure aux États-Unis. Pour donner un ordre de grandeur, l'immobilier en France en 2010 représente plus de 50 % du capital total, sachant que le stock de capital vaut un peu plus de six fois la richesse nationale produite annuellement (cf. graphique I).

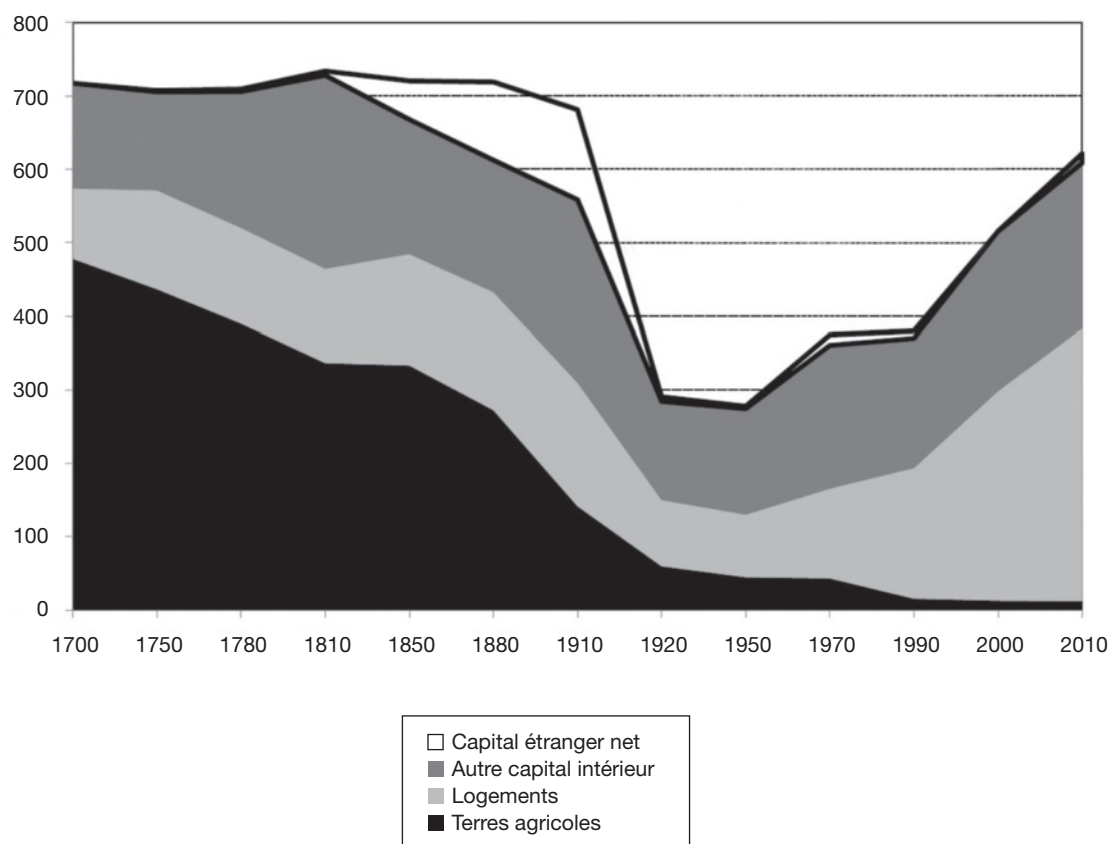
Ce patrimoine immobilier est détenu à hauteur de 57 % par les ménages résidant en France, le reste du patrimoine immobilier étant détenu par les entreprises ou l'État (Comptes nationaux, Insee, 2012). Selon Arrondel et Masson (2004), dès l'année 2000, plus d'un ménage sur deux (55 % exactement) était propriétaire de sa résidence principale et près d'un sur cinq détenait

un autre logement, qu'il soit utilisé ou non (au titre de résidence secondaire ou d'un immobilier de rapport).

À l'opposé, les ménages français détiennent peu de titres. Seul le quart d'entre eux en possède et seulement 17 % investissent directement en actions (Garnier et Thesmar, 2004). Comme le montrent notamment Mankiw et Zeldes (1991) et Haliassos et Bertaut (1995), ces taux de détention observés dans la plupart des pays sont bien inférieurs aux taux optimaux (c'est ce que l'on appelle le dilemme de la participation au marché des actions, ou « *stock market participation puzzle* »). Selon le modèle de Campbell et Viceira (2002), pour des niveaux raisonnables d'aversion au risque, la demande d'actions devrait plutôt s'établir à 50 % environ du portefeuille total.

Graphique I  
L'immobilier dans le stock de capital en France, 1700-2010

Valeur du capital national  
en % du revenu national



Lecture : le capital national vaut près de 7 années de revenu national en France en 1910 (les logements valent 1,7 année de revenu national).  
Champ : France entière.  
Source : Piketty (2013).

### **Patrimoine immobilier et choix de portefeuille: une relation difficile à établir**

Garnier et Thesmar (2004) rappellent que la théorie économique explique de deux manières cette faible détention d'actifs financiers par les ménages. Premièrement, les ménages feraient face à des risques de pertes de revenus importants et difficilement assurables (c'est ce que les économistes nomment le « *background risk* ») et, en outre, ils seraient contraints sur le marché du crédit. Par exemple, Guiso, Jappelli et Terlizzese (1996) trouvent que les ménages italiens qui détiennent le moins d'actifs financiers sont ceux dont les revenus du travail sont les plus incertains. Guesnerie (2004) développe le second argument en faisant remarquer que « *dans beaucoup de pays, c'est à cause de la contrainte d'endettement que les ménages doivent faire état d'un apport personnel significatif pour l'acquisition d'un logement [...]. Le recours aux actions, dans cette logique, conduit à prendre un risque qui paraît particulièrement inapproprié* ».

Par ailleurs, l'influence de l'immobilier sur les choix de portefeuille des ménages est une question complexe car l'investissement immobilier, en particulier l'achat de la résidence principale, a deux finalités : la consommation de service immobilier et le placement financier. Ce double rôle explique que, pour la majorité des ménages, la propriété immobilière est l'actif le plus important au sein du portefeuille financier (Tracy *et al.*, 1999). Savoir comment elle influence le choix des autres actifs est donc une question importante.

Flavin et Yamashita (2002) montrent que l'approche la plus utilisée pour le calcul du portefeuille optimal en présence d'immobilier n'est pas conforme aux données observées. Cette méthode, appelée approche moyenne-variance et développée par Markowitz, consiste à optimiser le rendement d'un portefeuille à partir de la connaissance du rendement moyen et du risque associé à chaque actif. Ajouter simplement l'immobilier aux actifs financiers et déterminer ensuite la détention optimale de chaque actif conduit à élaborer des portefeuilles optimaux qui sous-estiment très largement la part de l'immobilier effectivement détenue par les ménages.

L'étude de l'effet de l'immobilier sur les choix d'actifs financiers est donc complexe. C'est à la fois une question théorique et une question

empirique. La théorie économique montre que l'investissement immobilier peut diminuer la demande d'actifs risqués pour au moins deux raisons. Tout d'abord, l'immobilier est lui-même un actif risqué. Flavin et Yamashita (2002) calculent les rendements moyens et les écarts-types de différents actifs et montrent que l'immobilier a un rendement moyen de 6,6 % et un risque associé important (mesuré par l'écart-type qui vaut 14,2 %), même si ce risque est moins élevé que celui associé à la détention d'actions qui ont un rendement plus grand en moyenne (8,2 %) et un risque plus élevé (écart-type de 24 %). Par ailleurs, Grossman et Laroque (1990) ont montré que le caractère illiquide de l'immobilier peut conduire également à une baisse de la demande d'actifs risqués. Ce n'est donc pas par la seule optimisation financière que se fait le choix d'acquisition immobilière.

Pour Flavin et Yamashita (2002), c'est la consommation de service de logement qui détermine le niveau d'investissement immobilier, le choix de portefeuille financier étant alors la résultante d'une maximisation sous contrainte. Ils montrent que, pour de nombreux ménages, cette contrainte est saturée. Ces ménages possèdent donc moins d'actifs risqués que ce que la maximisation sans contrainte aurait prédit.

En revanche, la littérature empirique n'identifie pas de relation claire entre immobilier et actifs risqués. Heaton et Lucas (2000) et Cocco (2005) estiment que les ménages possédant un patrimoine immobilier plus important détiennent également plus d'actions. Mais cette relation ne peut être interprétée comme une relation causale, car elle est faussée par ce que les économètres appellent un biais d'endogénéité : les ménages qui possèdent le plus d'actions sont souvent les ménages les plus riches et donc ceux qui ont des investissements immobiliers plus importants. Yamashita (2003) trouve une relation plus complexe : lorsque la part de l'immobilier dans la richesse totale du ménage est soit faible soit très grande, la part d'actifs risqués dans le portefeuille financier est faible. Enfin, Arrondel et Savignac (2010) trouvent un effet négatif de l'exposition au risque immobilier (calculée comme le ratio de la valeur de la résidence principale sur la richesse nette totale du ménage) sur la demande d'actifs risqués mais ils ne traitent pas le problème d'endogénéité.

Plus récemment, Chetty et Szeidl (2010) ont tenté de réconcilier résultats empiriques et théorie économique. Leur argument est que l'investissement immobilier apparaît le plus

souvent sous deux formes dans le portefeuille des ménages : celle d'une richesse immobilière nette et celle d'un crédit hypothécaire. Ils préconisent de considérer ces deux entités séparément pour distinguer les deux effets de la richesse immobilière : un effet richesse « pur », favorable à la prise de risques financiers, et un effet de risque immobilier, jouant en sens inverse. C'est la richesse immobilière nette qui va permettre de capter le premier

effet, la richesse brute captant l'effet de risque immobilier. L'argument est que deux ménages qui ont le même niveau de richesse brute mais des niveaux de richesse différents ont le même degré d'exposition au risque immobilier, mais des niveaux de richesse effective dépendant du montant d'emprunt qu'il leur reste à rembourser. On s'attend ainsi à ce que la richesse nette encourage à la détention d'actifs risqués, et à un effet inverse de la richesse brute (cf. encadré 1).

#### Encadré 1

### UN MODÈLE DE CHOIX DE PORTEFEUILLE AVEC PATRIMOINE IMMOBILIER (CHETTY ET SZEIDL, 2010)

#### Un modèle à deux périodes

Le temps est discret, il se déroule sur deux périodes. Les agents maximisent en première période (dite période 0) leur consommation future en période 1, notée  $c_1$ . Leur fonction d'utilité est donc la suivante :

$$U = E_0 \left[ \frac{c_1^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right]$$

où  $E_0$  est l'espérance mathématique d'utilité considérée à la période initiale (période 0). Ici la consommation  $c_1$  a deux composantes, l'immobilier ( $h_1$ ) et un bien composite ( $f_1$ ). Elle est supposée déterminée par la fonction suivante :

$$c_1 = f_1^\mu h_1^{1-\mu}$$

L'immobilier ( $h_1$ ) comprend une part fixe ( $x_1$ ) et une part variable ( $y_1$ ). Son expression est de la forme :

$$h_1 = \left( \frac{x_1}{\theta} \right)^\theta \left( \frac{y_1}{1-\theta} \right)^{1-\theta}$$

Pour modéliser l'illiquidité des actifs immobiliers, on définit un engagement dans le temps qui est le suivant :  $x_1 = x_0$ . En d'autres termes, le ménage possède sur les deux périodes au moins une part fixe d'immobilier représentée par  $x_0$ . Le paramètre  $\theta$  mesure la part de l'immobilier qui ne peut pas être ajustée. Si  $\theta = 1$ , l'engagement est complet, si  $\theta = 0$ , toute la dépense immobilière peut être ajustée.

#### Les éléments d'incertitude

La dotation initiale du ménage est composée :

- D'un montant  $L_0$  de monnaie (liquidités) ;
- D'une propriété de taille  $h_0$ , dont  $x_0 = \theta h_0$  est fixe pour l'avenir, et  $y_0 = (1-\theta)h_0$  est variable ;
- D'un crédit de valeur faciale  $M_0$ .

$Y$  est le revenu du travail, il est supposé être sans risque. L'individu fait ses choix d'investissement en période 0. Les rendements des différents actifs en période 1 sont incertains, c'est-à-dire connus uniquement en période 1. L'individu peut choisir d'investir soit dans l'actif sans risque, soit dans un des deux actifs risqués. Les deux actifs risqués partiellement corrélés sont l'immobilier et les actions cotées :

- Le rendement des actions cotées est  $R$  ; le terme  $(1+R)$  est une variable aléatoire qui est supposée être distribuée selon une loi log-normale ;
- Le rendement du placement immobilier est  $\kappa R$ .

Le taux sans risque est normalisé à 0.

#### Le problème de la maximisation d'utilité

En première période ( $t = 0$ ), le ménage choisit la part  $\alpha$  de sa richesse liquide qu'il souhaite investir dans des actifs risqués afin de maximiser son espérance d'utilité :

$$\max_{\alpha} E_0 \left[ \frac{c_1^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right]$$

Il doit le faire en tenant compte de deux contraintes :

- La contrainte de budget :

$$(1 + \alpha R)L_0 + Y + (\rho_1 h_0 - M_0) = f_1 + y_1 \rho_1 + x_1 \rho_1 \text{ avec}$$

$$\frac{\rho_1}{\rho_0} = 1 + \kappa R ;$$

- Et la contrainte d'engagement  $x_1 = x_0$ .

La contrainte de budget impose que la somme des avoirs financiers, des revenus du travail et de la richesse immobilière nette finance la consommation de bien composite et d'immobilier (partie fixe et partie variable) en période future (période 1). →

## Immobilier et actifs risqués : un problème d'endogénéité

Distinguer les effets de richesse brute et de richesse nette est toutefois insuffisant. Pour estimer correctement les effets de l'immobilier sur le choix de portefeuille, il faut également résoudre le problème d'endogénéité de la richesse immobilière précédemment évoqué. Pour ce faire, nous utilisons deux instruments qui n'affectent la variable d'intérêt (ici la part d'actifs risqués dans le portefeuille) que par le biais des variations qu'ils induisent sur les richesses nette et brute.

Nos instruments, semblables à ceux qu'utilisent Chetty et Szeidl (2010), sont les suivants : le

prix moyen au mètre carré dans le département de résidence du ménage l'année de l'achat du bien immobilier et le prix moyen au mètre carré dans le département de résidence du ménage l'année de l'enquête (quatrième trimestre 2009).

Pourquoi ces deux variables peuvent-elles servir d'instruments ? Considérons des individus qui achètent des maisons de qualité identique mais dans des zones géographiques différentes (cf. graphique II). Ils ne remboursent que les intérêts de leur prêt (leur dette immobilière reste donc constante au cours du temps). Si Mme A achète cette maison dans le Val de Marne en 1999, elle aura en 2009 une propriété immobilière de la même valeur que Mme B qui a acheté une maison identique dans le Val de Marne en

### Encadré 1 (suite)

On résout le problème de maximisation précédent et on log-linéarise la solution. La part optimale de richesse initiale investie dans des actifs risqués à la date initiale ( $t = 0$ ) est approximativement :

$$\alpha^* = C_1 \frac{\text{actifs financiers} + \text{revenu activité} + \text{avoir net du bien}}{\text{actifs financiers}} - \frac{(\theta C_1 + \kappa C_2) \text{ valeur du bien}}{\text{actifs financiers}}$$

où  $C_1$  et  $C_2$  sont deux constantes positives dépendant des paramètres du modèle.

#### Interprétation

On constate que l'immobilier apparaît à la fois en tant que valeur totale du bien immobilier et en tant qu'avoir net du bien immobilier, c'est-à-dire en tant que richesse immobilière nette des emprunts. En effet, l'achat d'une propriété immobilière expose l'acheteur à un risque sur la valeur totale de la propriété. En revanche, il existe un risque sur le crédit hypothécaire qui lui n'est porté qu'à hauteur du montant de l'emprunt. On va ainsi pouvoir identifier deux effets de l'immobilier sur la détention d'actifs risqués.

D'une part, le risque de prix lié au marché immobilier ( $\kappa$ ) et l'engagement ( $\theta$ ) qui réduisent tous deux la demande d'actifs risqués ;

- le risque de prix lié au marché immobilier : chaque euro supplémentaire consacré à l'immobilier accroît l'exposition au risque, ce qui diminue corrélativement la prise de risque dans le portefeuille financier,
- l'engagement : des ressources sont mobilisées pour les dépenses futures obligatoires en immobilier. Cela conduit à réduire la prise de risque dans le portefeuille financier.

D'autre part, l'effet de richesse lié à l'immobilier, que l'on définit comme l'effet d'une augmentation de la

richesse immobilière sans augmentation de l'exposition au risque immobilier. Il s'agit donc d'une augmentation de la richesse immobilière nette (à valeur de la propriété immobilière constante). Cet effet ne peut pas être mesuré directement car il correspond à l'effet d'une diminution du crédit immobilier toutes choses égales par ailleurs.

#### L'équation à estimer

De ce modèle on déduit une équation qui peut être estimée économétriquement :

$$\text{Part d'actifs risqués} = \alpha + \beta_1 \text{ valeur de la propriété} + \beta_2 \text{ richesse immobilière nette} + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$\beta_1$  représente ici l'effet de la valeur du bien immobilier, l'avoir net de la propriété étant fixe ; ce coefficient capte donc l'effet cumulé du risque et de l'illiquidité de l'investissement immobilier. On s'attend donc à ce que son signe soit négatif.

$\beta_2$  représente l'effet de l'avoir net de la propriété, la valeur du bien immobilier étant fixe ; ce coefficient capte l'effet pur de richesse, à savoir l'effet d'une augmentation de la richesse immobilière à exposition au risque immobilier donnée. On s'attend donc à ce que son signe soit positif.

$\varepsilon$  est le terme d'erreur ; il représente les déterminants inobservés du choix de portefeuille (par exemple, le risque sur le marché du travail), mais celui-ci peut être corrélé avec la valeur de l'immobilier, ce qui biaise potentiellement l'estimation par moindres carrés ordinaires.

Pour obtenir une estimation convergente des paramètres  $\beta_1$  et  $\beta_2$ , il faut alors utiliser des instruments pour la valeur du bien immobilier et pour l'avoir net de la propriété.

2003. Mais Mme B a une dette immobilière plus importante et donc une richesse nette immobilière plus faible que Mme A. Maintenant comparons les avoirs de Mme A à ceux de Mme C qui a acheté en 1999 dans les Alpes maritimes une maison identique à celle de Mme A dans le Val de Marne. Au vu de l'évolution des prix de l'immobilier, la valeur, en 2009, de la propriété immobilière de Mme C est plus importante que celle de Mme A. Comme elles ont la même dette immobilière, Mme C a une richesse immobilière nette plus importante que Mme A. Ces exemples montrent que nos deux instruments induisent des variations exogènes de la richesse nette immobilière et de la valeur de la propriété.

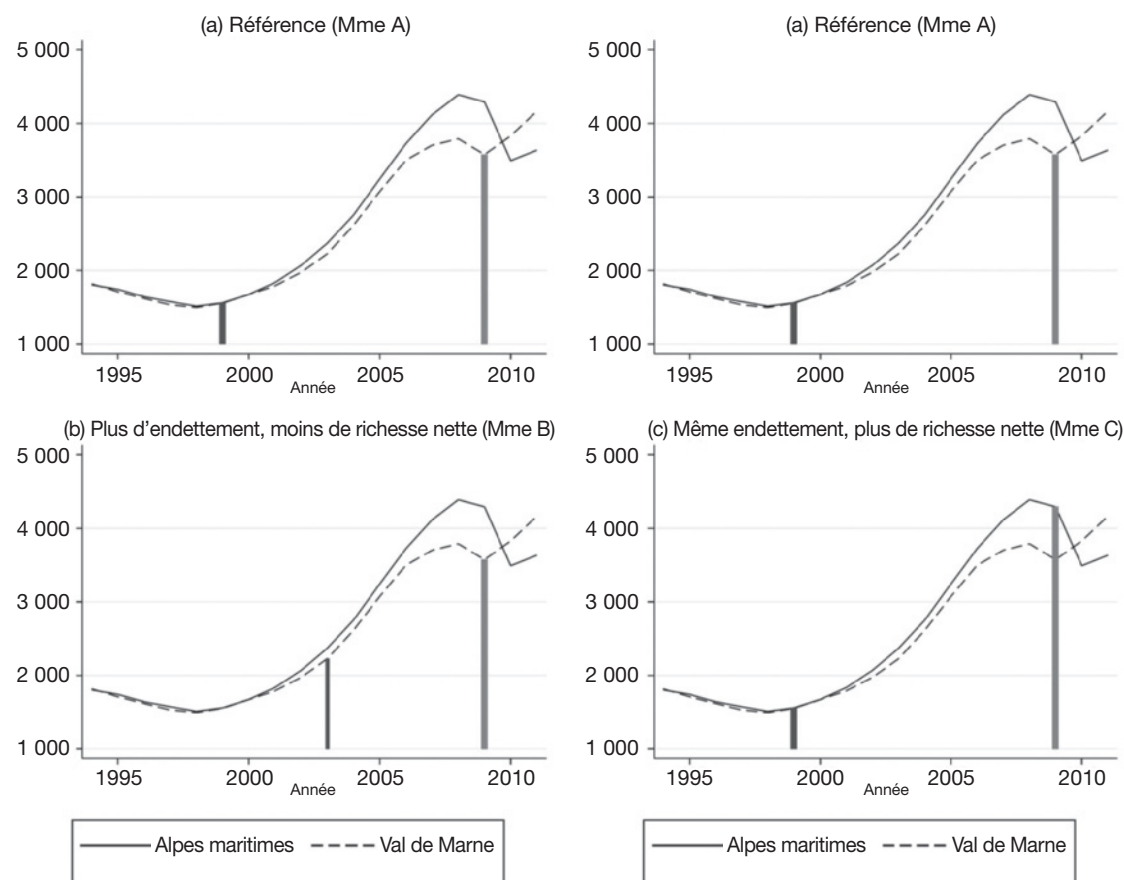
## Deux sources de données

Cette démarche conduit à combiner deux types de données : des données sur les marchés immobiliers locaux (définis comme les départements) et des données sur les portefeuilles des ménages résidant dans ces zones géographiques.

Nous utilisons les indices des prix immobiliers Notaires-Insee pour les départements d'Île-de-France, les indices Perval (Notaires de France) pour les autres départements. Ces indices sont corrigés des effets-qualité (ils tiennent compte des variations des caractéristiques des logements au cours du cycle immobilier).

Graphique II  
Effets des instruments sur le patrimoine immobilier

Prix au m<sup>2</sup> moyen  
en euros



Lecture : l'achat d'une même maison dans le Val de Marne en 1999 ou en 2003 conduit à deux situations patrimoniales différentes en 2009, année de l'enquête Patrimoine. Si les deux acheteurs ont des propriétés immobilières de même valeur, celui qui a acheté en 1999 a une richesse immobilière nette plus grande puisque les prix de l'immobilier et le crédit hypothécaire étaient plus faibles lors de l'achat. Considérons deux personnes qui ont acheté des maisons comparables en 1999 mais dans deux départements différents, la première dans le Val de Marne et la seconde dans les Alpes maritimes. En 2009 leurs situations patrimoniales sont différentes. Au vu de l'évolution des prix de l'immobilier, la maison du Val de Marne a moins de valeur que celle des Alpes maritimes, alors que l'emprunt initial pour l'achat était identique. L'acheteur du Val de Marne a donc une richesse immobilière nette moins importante que l'acheteur des Alpes maritimes.

Champ : deux cas types d'évolution de patrimoine immobilier.  
Source : Chambres des notaires et Insee (Paris).



Ils sont en base 100 au 4<sup>e</sup> trimestre 2000. Pour tenir compte des différences entre départements nous utilisons le prix moyen au mètre carré dans chaque département au cours de l'année 2000 (fourni par la Chambre des Notaires). La base *BIEN* qui enregistre toutes les transactions immobilières d'Île-de-France et à partir de laquelle la Chambre des Notaires de Paris construit ses indices, débute en 1992, alors que l'équivalent pour le reste de la France, appelée *Base Perval* débute en 1994. Nous excluons donc de notre échantillon tous les ménages qui ont acheté leur bien immobilier avant l'année 1994.

Les données concernant les ménages proviennent de l'enquête *Patrimoine* réalisée par l'Insee en 2010. Cette enquête en coupe est conduite par l'Insee tous les six ans. Nous utilisons la dernière vague d'enquête après adjonction des variables spatiales nécessaires à notre étude c'est-à-dire après l'ajout du département de résidence du ménage. À partir des 15 000 ménages enquêtés, nous sélectionnons ceux qui ont un crédit immobilier pour l'achat de leur résidence principale en cours au moment de l'enquête. En effet, si le ménage a fini

d'acquérir sa propriété, la valeur de la propriété et la richesse nette immobilière sont égales et le modèle n'est plus identifiable. Il nous reste alors 2 500 ménages. En ne gardant que ceux qui ont acheté après 1994 pour avoir l'indice de prix immobilier correspondant, nous obtenons un échantillon de 2 034 observations (et de 2014 quand nous nous restreignons à celles pour lesquelles la surface du bien immobilier est renseignée). L'enquête nous permet d'avoir des données sur le portefeuille financier des ménages. En particulier, elle nous permet de calculer la part des actifs risqués dans ce portefeuille (actions ou produits financiers contenant des actions). Mais elle nous renseigne également sur les avoirs immobiliers, en particulier sur la valeur de la résidence principale au moment de l'enquête ainsi que sur la dette immobilière restant à payer à cette même date. Pour compléter ces données, on dispose également dans l'enquête *Patrimoine* de données démographiques et socioéconomiques caractérisant le ménage enquêté.

Le tableau 1 présente quelques statistiques descriptives de notre échantillon de travail.

Tableau 1  
Statistiques descriptives de l'échantillon de travail

	Moyenne	Médiane	Écart type
	(1)	(2)	(3)
<b>Démographie</b>			
Âge de la personne de référence (années)	43,75	43	9,82
Nombre d'années d'éducation de la personne de référence	12,97	12	3,00
Nombre d'enfants dans le ménage	1,38	1	1,18
Revenus d'activité du ménage (euros)	44 150	42 000	30 249
<b>Immobilier</b>			
Valeur de la propriété immobilière (euros)	274 326	225 435	202 097
Crédit hypothécaire sur la résidence principale (euros)	83 578	62 828	82 944
Durée d'occupation (années)	7,45	7	5,11
<b>Richesse</b>			
Richesse totale (euros)	560 216	318 736	1 310 133
Richesse financière (euros)	83 337	19 181	337 156
Richesse immobilière nette (euros)	238 516	166 031	271 088
Autre richesse immobilière (euros)	82 279	0	255 024
<b>Portefeuille</b>			
Ménages possédant des actions (en %)	38,27	0	48,62
Part d'actifs risqués (en % dans le portefeuille)	8,27	0	17,7
Part d'actifs risqués (en % pour les participants)	22	12	23
Nombre d'observations	2 034		

Lecture : dans notre échantillon de travail, l'âge moyen de la personne de référence du ménage enquêté était de 43,75 ans en 2010. Champ : ces statistiques correspondent aux ménages observés dans l'enquête Patrimoine 2010 qui ont acheté leur résidence principale après 1994 et qui ont un prêt immobilier associé à celle-ci toujours en cours en 2010. Les données sont déclaratives. Source : enquête Patrimoine 2010 (Insee).

Celui-ci est composé de propriétaires dont la résidence principale vaut en moyenne 274 000 euros au moment de l'enquête. Leur richesse immobilière nette moyenne (valeur de la résidence principale et des autres richesses immobilières diminuée des crédits immobiliers qui leur restent à payer) est de 239 000 euros et leur crédit hypothécaire moyen est donc de 84 000 euros. En moyenne, la personne de référence du ménage a 44 ans et vit dans son bien immobilier depuis 7 ans. La richesse totale du ménage (qui comprend la richesse financière, la richesse immobilière et les autres actifs illiquides comme le mobilier) est en moyenne d'environ 560 000 euros. Le montant moyen des actifs financiers s'élève à 83 000 euros. Les ménages possèdent en moyenne 8 % de cette richesse financière sous forme d'actions. Ceci est en partie dû au fait que dans notre échantillon, seuls 38 % des ménages possèdent des actions. Pour ces ménages, c'est 22 % de leur richesse financière qui est investie en actions.

Le tableau 2 compare notre échantillon de travail à l'échantillon de l'enquête. Les propriétaires

accédants sont plus jeunes, plus éduqués et ont des revenus d'activité plus importants que la moyenne des autres groupes. Ils sont beaucoup plus jeunes, nettement moins riches et détiennent moins d'actions que les propriétaires non accédants.

Le graphique III permet de visualiser l'évolution du taux d'intérêt hypothécaire moyen fourni par la Banque de France ainsi que la fréquence annuelle d'achat observée dans notre échantillon. Le taux d'intérêt hypothécaire a constamment diminué sur toute la période, passant de 9 % environ en 1994 à 4 % en 2010. Durant la même période, la distribution des dates d'achat dans notre échantillon n'est pas uniforme. En partie à cause de nos critères de sélection, la fréquence d'observation est plus faible au début et à la fin de la période. En effet, en 2010, seules sont enregistrées les transactions effectuées durant les deux premiers mois de l'année car l'enquête *Patrimoine* s'est déroulée entre octobre 2009 et février 2010. Pour le début de la période, la plus faible fréquence d'achat s'explique par la sortie de l'échantillon

Tableau 2  
Comparaison statistique des différents échantillons

	Échantillon total	Locataires	Propriétaires non accédants	Propriétaires accédants
<b>Démographie</b>				
Âge de la personne de référence (années)	55,76	47,81	63,08	43,75
Nombre d'années d'éducation	11,15	10,70	10,00	12,97
Nombre d'enfants dans le ménage	0,72	0,82	0,48	1,38
Revenus d'activité du ménage (euros)	33 890	22 760	36 784	44 150
<b>Immobilier</b>				
Valeur de la propriété immobilière (euros)	178 548	0	265 306	274 326
Crédit hypothécaire (euros)	13 789	0	0	83 579
Durée d'occupation (années)	18,8	10,1	26,1	7,45
<b>Richesse</b>				
Richesse totale (en euros)	550 687	100 221	831 086	560 216
Richesse financière (en euros)	149 797	40 262	238 005	83 337
Richesse immobilière nette (en euros)	248 857	21 292	397 905	238 516
Autre richesse immobilière (en euros)	113 253	32 268	171 020	82 279
<b>Portefeuille</b>				
Ménages possédant des actions (en %)	32,7	14,2	42,2	35,5
Part d'actifs risqués (en % dans le portefeuille)	8,8	3,1	12,2	7,7
Part d'actifs risqués (en % pour les participants)	27	22	29	22
Nombre d'observations	14 926	3 950	7 328	2 034

Lecture : dans l'enquête Patrimoine 2010, l'âge de la personne de référence dans le ménage était de 55,76 ans ; dans le sous-échantillon des ménages locataires, il était de 47,81 ans, etc. Ces statistiques correspondent à des moyennes calculées pour des ménages observés dans l'enquête Patrimoine 2010. La somme des effectifs au bas des trois dernières colonnes est inférieure à l'effectif de l'échantillon total car sont ici manquantes les personnes hébergées à titre gratuit et celles vivant en viager. Rappelons que cet échantillon n'est pas représentatif de la population française car les ménages riches y sont surreprésentés.

Champ : échantillon de l'enquête Patrimoine 2010 (Insee).

Source : enquête Patrimoine 2010 (Insee).

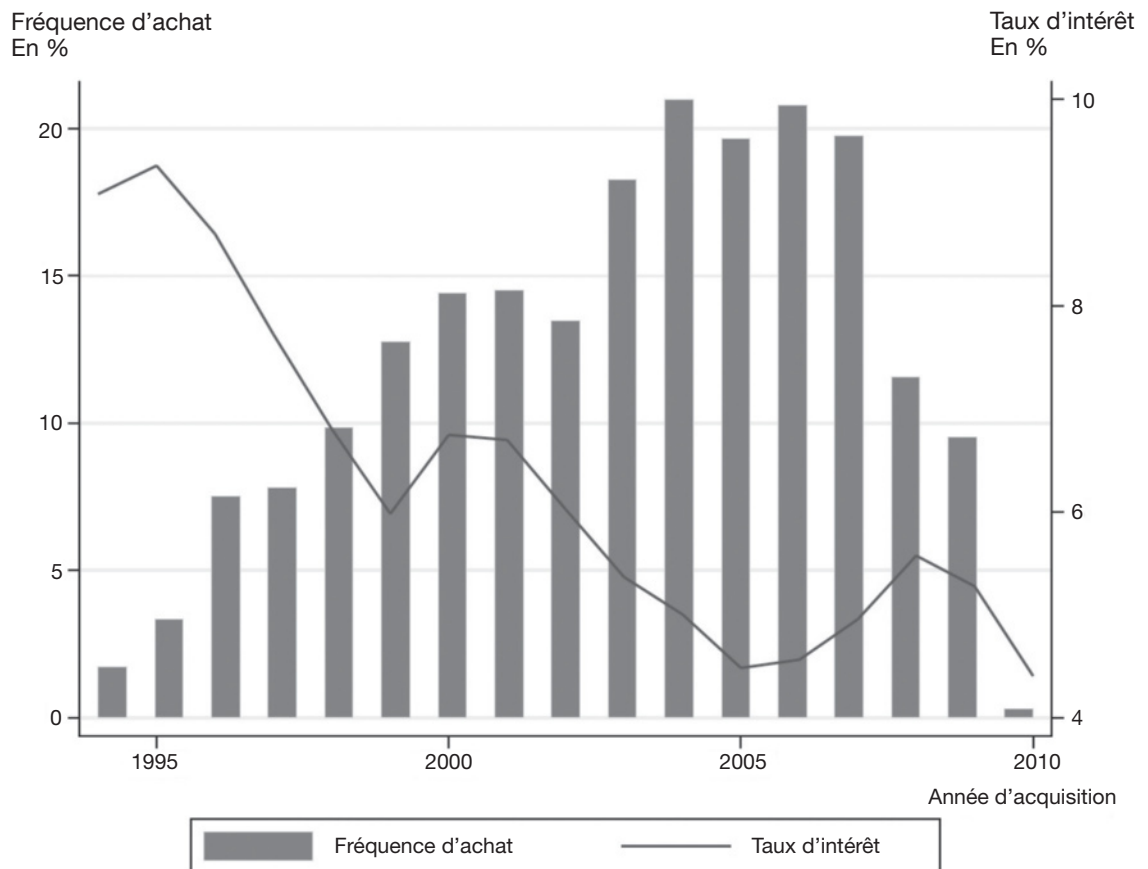


des ménages qui ont fini de rembourser leur prêt hypothécaire ou qui ont déménagé. Par ailleurs, la décroissance de la fréquence d'achats entre 2007 et 2009 peut être attribuée à l'impact de la crise financière.

Le graphique IV complète la description des variables de contexte. Elle reproduit les évolutions des prix moyens et des surfaces moyennes des biens immobiliers achetés par les ménages de notre échantillon. De 1994 à 2010, le prix moyen évolue de la même manière que l'indice de prix agrégé fourni par l'Insee : il augmente fortement entre 2002 et 2007 et diminue légèrement après 2008. La surface moyenne des biens achetés a augmenté entre 1994 et 2000 puis a diminué durant la décennie suivante, en lien avec l'augmentation des prix sur cette période.

Détaillons maintenant le calcul de la part d'actifs risqués dans le portefeuille des ménages à partir de l'enquête *Patrimoine*. La détention d'actions peut transiter par plusieurs canaux : possession directe, Sicav-actions, FCP-actions (Fonds communs de placement), PEA (Plan d'épargne en actions), compte-titres ordinaires ou assurance-vie multi-support. Tous ces produits sont détaillés dans l'enquête. Sont renseignés à la fois la détention et le montant investi dans chaque produit. Lorsque les produits sont mixtes et contiennent seulement une partie d'actifs risqués, l'enquêteur demande au ménage d'évaluer la part détenue sous forme d'actions. On somme alors les montants déclarés pour chacun de ces produits et on construit ensuite le rapport entre cette somme et le montant total des actifs financiers.

Graphique III  
**Valeur moyenne annuelle du taux d'intérêt hypothécaire et fréquence d'achat dans notre échantillon (1994-2010)**



Lecture : dans notre échantillon de travail, 10 % des ventes ont eu lieu en 1998 et cette année-là le taux d'intérêt immobilier était d'environ 7 %.

Champ : pour la fréquence d'achat, ménages propriétaires accédants en 2010, ayant acquis leur résidence principale après 1994.

Source : Banque de France pour le taux d'intérêt, enquête Patrimoine 2010 (Insee) pour la fréquence d'achat.

**L'influence de l'immobilier sur la détention d'actifs risqués : deux effets de signe opposé**

L'équation principale du modèle (soit l'équation 1 définie dans l'encadré 1) est la suivante :

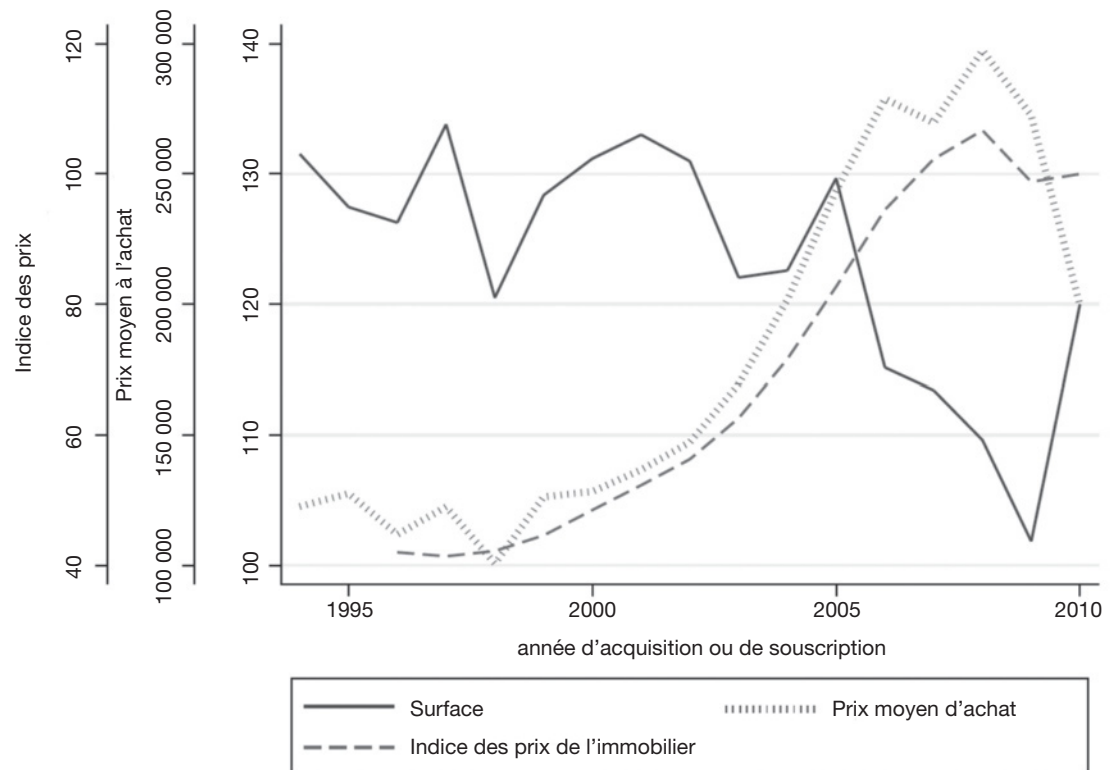
part d'actifs risqués<sub>i</sub> =

$$\alpha + \beta_1 \text{ valeur de la propriété} + \beta_2 \text{ richesse immobilière nette}_i + \gamma X_i + \varepsilon_i$$

avec des coefficients attendus  $\beta_1 < 0$  et  $\beta_2 > 0$ . Pour l'estimer, nous avons recours tout d'abord aux mêmes techniques que Chetty et Szeidl (2010). Nous commençons par estimer l'équation par moindres carrés ordinaires (MCO) puis par doubles moindres carrés. Nous utilisons ensuite des techniques d'estimation plus adaptées à la nature de la variable d'intérêt, qui tiennent compte du fait que la proportion d'actifs risqués est souvent nulle dans l'échantillon.

Les colonnes 1 et 2 du tableau 3 présentent les estimations par moindres carrés ordinaires de l'équation (1). Nous régressons ici la part d'actifs risqués dans le portefeuille sur la valeur de la résidence principale et sur la richesse immobilière nette que représente celle-ci pour le ménage au moment de l'enquête (c'est-à-dire diminuée du crédit hypothécaire restant à rembourser). Dans la première colonne, on tient compte du département de résidence du ménage, de l'âge de la personne de référence et de l'année d'achat du bien. Dans la seconde colonne, on ajoute à cette liste le nombre d'enfants dans le ménage, le niveau de revenu, le niveau d'éducation de la personne de référence et la surface du bien. Les paramètres estimés impliquent qu'une augmentation de la valeur de la résidence principale est associée à une augmentation de la part d'actifs risqués dans le portefeuille du ménage, alors que le coefficient associé à la richesse immobilière nette est négatif mais non significativement différent de zéro. L'ajout de variables de contrôle réduit

Graphique IV  
**Prix d'achat et surface moyens dans notre échantillon (1994-2010) et indice des prix de l'immobilier (France entière)**



Lecture : en 1998, la surface moyenne des biens vendus dans notre échantillon était de 120 mètres carrés, le prix moyen d'achat de 100 000 euros et l'indice Insee-Notaires valait environ 100.

Champ : pour le prix d'achat et la surface, ménages propriétaires accédants en 2010, ayant acquis leur résidence principale après 1994. Source : enquête Patrimoine 2010 (Insee) pour la surface et le prix moyen d'achat, Insee-Notaires pour l'indice des prix de l'immobilier.

l'amplitude du coefficient associé à la valeur du bien mais celui-ci reste positif. Ces premières estimations vont donc à l'encontre de l'hypothèse théorique selon laquelle l'exposition au risque immobilier tendrait à réduire la demande en actifs risqués en raison de la volatilité des prix et de l'illiquidité d'un investissement immobilier. Mais elles ne doivent pas être interprétées comme des causalités à cause des problèmes d'endogénéité déjà mentionnés. La corrélation positive entre la valeur du bien immobilier et la part de risque dans le portefeuille financier peut découler de ce problème d'endogénéité : les ménages qui ont les biens immobiliers les plus chers sont aussi les plus riches et donc ceux qui prennent le plus de risque en constituant leur portefeuille (voir Calvet, Campbell et Sodini, 2008, pour le lien entre richesse et prise de risque).

Nous estimons donc l'équation (1) par doubles moindres carrés. Le tableau 4 contient les résultats des régressions auxiliaires correspondant à la première étape des doubles moindres carrés pour deux groupes d'instruments. Les estimations reportées dans les trois premières colonnes utilisent les deux instruments présentés précédemment : le prix moyen au mètre carré dans le département de résidence du ménage l'année d'achat du bien immobilier et le prix moyen au mètre carré dans le département de résidence du ménage l'année de l'enquête. Les colonnes 1 et 2 montrent que le prix actuel a un effet positif et statistiquement significatif sur la valeur du bien et sur la richesse nette immobilière correspondante. L'indice de prix à la date d'achat a un effet significatif et positif sur la valeur du bien

(colonne 1), mais significatif et négatif sur la richesse nette (à indice de prix identique l'année de l'enquête).

Une fois combinés, ces deux effets opposés impliquent qu'un indice des prix plus élevé l'année de l'achat correspond à un crédit hypothécaire plus grand (colonne 3), et un indice actuel des prix plus élevé à un crédit hypothécaire légèrement plus faible.

Nous trouvons donc les mêmes effets que Chetty et Szeidl (2010) dans leur étude sur données américaines, sauf pour deux coefficients. Alors qu'ils trouvent un effet positif de l'indice de prix actuel sur le crédit hypothécaire, nous trouvons un coefficient négatif (même si celui-ci est de faible amplitude). Ils expliquent ce signe positif par la possibilité de refinancement hypothécaire qui existe aux États-Unis<sup>1</sup>. Cette extension de crédit étant quasiment impossible en France (voir Mésonnier, 2004), cela pourrait expliquer notre signe négatif. Par ailleurs, ils trouvent qu'à indice de prix actuel donné, un indice des prix plus élevé au moment de l'achat induit une valeur du bien immobilier légèrement plus faible alors que notre coefficient estimé est positif (tableau 4, colonne 1). Le coefficient négatif qu'ils obtiennent s'explique par le changement de stratégie d'achat des ménages : lorsque les prix sont élevés, les ménages achètent des biens plus petits. Nous ne retrouvons pas ce signe négatif dans nos données

1. Cette pratique consiste à contracter un crédit supplémentaire dont la garantie (c'est-à-dire le collatéral) est la valeur du bien immobilier.

Tableau 3  
Régressions par moindres carrés ordinaires

Variable dépendante	Part d'actifs risqués (%)	
	(1)	(2)
Valeur du bien immobilier (× 100 K euros)	3,073*** (0,452)	2,447*** (0,574)
Richesse immobilière nette (× 100 K euros)	- 0,495 (0,519)	- 0,888 (0,638)
Départements, années, âge	x	x
Variables démographiques		x
Revenus d'activité		x
Observations	2 231	2 231

Lecture : écarts-types entre parenthèses. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ . Dans la première colonne, les variables explicatives sont le département de résidence du ménage, l'âge de la personne de référence et l'année d'achat du bien. Dans la seconde colonne, on ajoute comme variables explicatives le nombre d'enfants dans le ménage, le niveau de revenu, le niveau d'éducation de la personne de référence et la surface du bien.

Champ : ces statistiques correspondent aux ménages observés dans l'enquête Patrimoine 2010 qui ont acheté leur résidence principale après 1994 et qui ont un prêt immobilier associé à celle-ci toujours en cours en 2010. Les données sont déclaratives.

Source : enquête Patrimoine 2010 (Insee) et Chambres des Notaires (pour les indices de prix).

agrégées. Mais lorsque l'on interagit les indices de prix avec la surface du bien (groupée par tranches), on retrouve le signe négatif (voir les trois dernières colonnes du tableau 4) pour les surfaces inférieures à 80 mètres carrés. En effet les ménages qui modifient leur comportement lorsque les prix augmentent sont ceux qui sont financièrement contraints. Ces ménages sont souvent les moins fortunés ou les primo-accédants, c'est-à-dire ceux qui achètent de plus petites surfaces.

Ces résultats montrent que les instruments utilisés sont des déterminants pertinents de la valeur du bien immobilier et de la richesse nette correspondante.

Le tableau 5 donne les paramètres estimés de l'équation (1) dans le cas où les instruments ne sont pas interagis avec la surface, que nous qualifierons d'instruments « simples ». Nous utilisons dans cet exercice les mêmes spécifications

économétriques que Chetty et Szeidl dans leur étude. Les colonnes 1 et 2 donnent les estimations des coefficients de la régression par variables instrumentales. Dans la colonne 1, on tient compte de l'année d'achat, de l'âge de la personne de référence et du département de résidence. Dans la colonne 2, la liste des régresseurs inclut en outre le nombre d'enfants, le niveau de revenus, le niveau d'éducation de la personne de référence et la surface du bien.

Les effets ont cette fois les signes attendus. Par exemple, des estimations de la colonne 2, on déduit qu'une augmentation de 100 000 euros de la valeur de la propriété réduit la part d'actifs risqués de 2,8 points de pourcentage, l'avoir net de la propriété étant fixe. Ceci correspond à l'effet du risque immobilier. Une augmentation de 100 000 euros de la richesse nette immobilière augmente la part d'actifs risqués de 7,8 points de pourcentage, la valeur de la propriété immobilière étant fixe. C'est l'effet de richesse.

Tableau 4  
Régressions auxiliaires (première étape des doubles moindres carrés)

Variable dépendante	Instruments simples			Instruments en interaction avec la surface		
	Valeur de la Propriété (× 100K euros)	Richesse Nette (× 100K euros)	Crédit (× 100K euros)	Valeur de la Propriété (× 100K euros)	Richesse Nette (× 100K euros)	Crédit (× 100K euros)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Indice des prix immobiliers l'année de l'enquête (× 1 000 euros)	0,769*** (0,0547)	0,955*** (0,0489)	- 0,212*** (0,0259)	0,852*** (0,0507)	1,003*** (0,0470)	- 0,180*** (0,0253)
Indice des prix immobiliers l'année de l'achat (× 1 000 euros)	0,321*** (0,0574)	- 0,281*** (0,0513)	0,634*** (0,0272)			
Indice des prix l'année de l'achat						
pour surface ≤ 35 (× 1 000 euros)				- 0,429*** (0,0788)	- 0,791*** (0,0732)	0,387*** (0,0393)
pour 35 < surface ≤ 80 (× 1 000 euros)				- 0,110* (0,0628)	- 0,570*** (0,0582)	0,488*** (0,0313)
pour 80 < surface ≤ 120 (× 1 000 euros)				0,239*** (0,0584)	- 0,341*** (0,0543)	0,613*** (0,0292)
pour surface > 120 (× 1 000 euros)				0,885*** (0,0606)	0,121** (0,0562)	0,802*** (0,0302)
Départements, années, âge	x	x	x	x	x	x
Autres contrôles	x	x	x	x	x	x
Nombre d'observations	2034	2034	2034	2014	2014	2014
R2 ajusté	0,546	0,515	0,386	0,609	0,542	0,426
Test de Fisher de nullité jointe	F(2,1997) 343,09	F(2,1999) 263,09	F(2,1999) 345,21	F(5,1973) 241,96	F(5,1976) 158,75	F(5,1976) 178,17
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R2 partiel	0,2557	0,2084	0,2567	0,3876	0,2973	0,3094

Lecture : les écarts-types des paramètres estimés sont reportés entre parenthèses. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ . Dans toutes les spécifications, on tient compte du département de résidence, de l'âge de la personne de référence, de l'année de l'achat, du nombre d'enfants dans le ménage, du revenu d'activité de celui-ci, du niveau d'éducation de la personne de référence et de la surface du bien dans les trois premières colonnes.

Champ : ces statistiques correspondent aux ménages observés dans l'enquête Patrimoine 2010 qui ont acheté leur résidence principale après 1994 et qui ont un prêt immobilier associé à celle-ci toujours en cours en 2010. Les données sont déclaratives.

Source : enquête Patrimoine 2010 (Insee) et Chambres des Notaires (pour les indices de prix).

Les colonnes 3 à 5 reportent les résultats d'exercices de robustesse conduits avec des spécifications alternatives ou sur certains sous-échantillons. Ainsi, dans la colonne 3, ce sont les logarithmes des variables endogènes qui sont instrumentées et qui apparaissent donc dans la deuxième étape de l'estimation. Dans la colonne 4, ces variables sont exprimées comme proportion de la richesse financière du ménage. En d'autres termes, on remplace la valeur de la propriété et l'avoir net correspondant par le rapport de chacune de ces variables sur la richesse financière totale du ménage. Pour limiter le nombre de points aberrants, nous excluons les ménages pour lesquels l'un de ces rapports est supérieur à 20. Dans la colonne 5, l'estimation est faite avec le sous-échantillon des ménages dont la richesse totale est supérieure à 150 000 euros. Ces trois exercices de robustesse montrent que les résultats sont relativement stables. Les coefficients estimés, s'ils ont parfois des amplitudes différentes de ceux de

la spécification principale (notamment avec les logarithmes), ont toujours les signes attendus.

Dans la colonne 6 du tableau 5, nous estimons un modèle linéaire de probabilité pour expliquer la détention ou non d'actifs risqués. Plus précisément, nous régressons une variable dichotomique indiquant la détention d'actions sur les variables instrumentées.

Lorsque la richesse nette immobilière est fixe, le fait d'augmenter la valeur de la propriété de 10 000 euros diminue de 1,16 points de pourcentage la probabilité que le ménage possède des actifs risqués, sachant que la proportion de ménages ayant des actifs risqués est de 38 % dans notre échantillon. Lorsque la valeur du bien immobilier est fixe, une augmentation de 10 000 euros de la richesse nette immobilière entraîne une hausse de la probabilité de détenir des actifs risqués de 2,29 points de pourcentage.

Tableau 5  
Paramètres estimés de l'équation d'intérêt avec variables instrumentales simples  
(deuxième étape des doubles moindres carrés)

Variable dépendante	Variables instrumentales simples					
	Part d'actifs risqués					Détention d'actifs risqués
	(%) (1)	(%) (2)	Log (%) (3)	Part (%) (4)	Plus riches (%) (5)	(1-0) (6)
Valeur du bien immobilier (x 100K euros)	- 1,170 (1,063)	- 2,798** (1,122)			- 5,373*** (1,553)	- 0,116*** (0,0269)
Richesse immobilière nette (x 100K euros)	6,431*** (1,290)	7,801*** (1,323)			10,850*** (1,828)	0,229*** (0,0338)
Logarithme de la valeur du bien			- 0,933 (3,028)			
Logarithme de la richesse nette			8,889*** (2,260)			
Valeur du bien/richeesse financière				- 2,361*** (0,278)		
Richesse immobilière/richeesse financière				1,211*** (0,417)		
Départements, années, âge	x	x	x	x	x	x
Autres contrôles		x	x	x	x	x
Observations	2 034	2 034	2 034	1 491	1 236	2 034
R2 ajusté	0,141	0,156	0,122	0,071	0,156	0,157
Test de Fisher de nullité jointe	F(2,1994) 112,70	F(2,2011) 110,60	F(2,2011) 67,00	F(2,1470) 43,56	F(2,1214) 58,68	F(2,2001) 48,02
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Lecture : écarts-types entre parenthèses. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ . Dans toutes les spécifications, on tient compte du département de résidence, de l'âge de la personne de référence et de l'année de l'achat. Dans les cinq dernières spécifications, on tient compte également du nombre d'enfants dans le ménage, du niveau d'éducation de la personne de référence et on ajoute une indicatrice pour la surface du bien.

Champ : ces statistiques correspondent aux ménages observés dans l'enquête Patrimoine 2010 qui ont acheté leur résidence principale après 1994 et qui ont un prêt immobilier associé à celle-ci toujours en cours en 2010. Les données sont déclaratives.

Source : enquête Patrimoine 2010 (Insee) et Chambres des Notaires (pour les indices de prix).

Ainsi, avec les estimations par doubles moindres carrés, nous trouvons les mêmes effets qualitatifs que ceux obtenus par Chetty et Szeidl (2010) : le coefficient de l'avoir net de la propriété est positif, celui de la valeur du bien immobilier est négatif. Plus précisément, parce que la valeur du bien est égale à la somme de l'avoir net et du crédit hypothécaire, une augmentation de 10 000 euros du crédit hypothécaire réduit la part d'actifs risqués de 0,28 points de pourcentage, une réduction de même montant de ce crédit augmente cette part de 0,78 points de pourcentage.

Mais d'un point de vue quantitatif, les résultats obtenus avec les données françaises sont différents de ceux obtenus avec des données américaines. Avec les données américaines, les coefficients estimant l'effet de la richesse nette et l'effet de la valeur de la propriété sont du même ordre de grandeur (autour de 0,7 points de pourcentage pour la spécification principale).

Alors qu'avec les données françaises, le coefficient estimant l'effet de la richesse nette immobilière est toujours environ deux fois plus grand (en valeur absolue) que celui estimant l'effet de la valeur de la propriété. En France, l'effet richesse domine l'effet risque-prix. Or les fluctuations des prix immobiliers affectent à la fois la richesse nette et la valeur du bien, leurs effets correspondent donc à la somme des deux effets précédemment estimés. Cela implique que la demande d'actifs risqués devrait réagir à la fluctuation des prix sur les marchés immobiliers, une hausse des prix entraînant une hausse de la demande d'actions et inversement.

Dans le tableau 6, nous estimons les mêmes modèles que dans le tableau 5 mais les variables instrumentales sont maintenant couplées avec la surface. Les résultats sont très proches de ceux obtenus avec les instruments non interagis. Les estimations sont donc relativement robustes à ce changement de spécification.

Tableau 6  
Paramètres estimés de l'équation d'intérêt avec variables instrumentales en interaction avec la surface (deuxième étape des doubles moindres carrés)

Variable dépendante	Variables instrumentales en interaction avec la surface					
	Part d'actifs risqués					Détention d'actifs risqués
	(%) (1)	(%) (2)	Log (%) (3)	Part (%) (4)	Plus riches (%) (5)	(1-0) (6)
Valeur du bien immobilier (× 100K euros)	- 2,061 (1,354)	- 3,049*** (1,375)			- 4,635*** (1,620)	- 0,079*** (0,0262)
Richesse immobilière nette (× 100K euros)	7,059*** (1,660)	8,117*** (1,773)			8,848*** (1,942)	0,1595*** (0,0334)
Logarithme de la valeur du bien immobilier			- 2,533* (1,365)			
Logarithme de la richesse nette immobilière			6,784*** (1,654)			
Valeur bien/richeesse financière				- 2,334*** (0,274)		
Richesse immobilière/richeesse financière				1,157*** (0,415)		
Départements, années, âge	x	x	x	x	x	x
Autres contrôles		x	x	x	x	x
Observations	2 014	2 014	2 014	1 491	1 236	2 014
R2 ajusté	0,105	0,132	0,138	0,072	0,128	0,116
Test de Fisher de nullité jointe	F(2,2012) 130,05	F(2,2000) 78,15	F(2,2006) 74,09	F(2,1470) 44,60	F(2,1214) 37,13	F(2,1973) 76,21
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Lecture : écarts-types entre parenthèses. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ . Dans toutes les spécifications, on tient compte du département de résidence, de l'âge de la personne de référence et de l'année de l'achat. Dans les cinq dernières spécifications, on tient compte également du nombre d'enfants dans le ménage, du niveau d'éducation de la personne de référence et on ajoute une indicatrice pour la surface du bien.

Champ : ces statistiques correspondent aux ménages observés dans l'enquête Patrimoine 2010 qui ont acheté leur résidence principale après 1994 et qui ont un prêt immobilier associé à celle-ci toujours en cours en 2010. Les données sont déclaratives.

Source : enquête Patrimoine 2010 (Insee) et Chambres des Notaires (pour les indices de prix).



## Posséder ou non des actions et combien en détenir

Cependant, dans les estimations précédentes, l'absence de détention d'actifs risqués n'est pas spécifiquement prise en compte, ce qui peut constituer une autre source de biais. Le tableau 7 présente donc les estimations obtenues à l'aide d'un modèle Tobit de type 1 et d'un modèle Tobit de type 2 pour les deux groupes d'instruments retenus (voir l'encadré 2 pour la présentation de ces deux modèles). Les coefficients estimés pour le modèle Tobit-1 sont cohérents avec les estimations obtenues par doubles moindres carrés. Ils sont significatifs et de plus grande ampleur (colonnes 1 et 2, tableau 7). Une augmentation de 10 000 euros de la valeur du bien immobilier entraîne une diminution de la part d'actifs risqués dans le portefeuille financier de 1,1 point de pourcentage, que les instruments soient couplés ou non avec la surface du bien. Une augmentation de 10 000 euros de l'avoir net de la propriété (à valeur de la propriété donnée) entraîne une augmentation de la part d'actifs risqués de 2,3 points de pourcentage lorsque les instruments ne sont pas couplés

avec la surface du bien et de 2,2 points de pourcentage lorsqu'ils le sont.

Les colonnes 3 à 6 du tableau 7 exposent les résultats du modèle Tobit-2 estimé par maximum de vraisemblance. Dans un modèle Tobit-2, on introduit des variables qui déterminent la participation au marché des actions sans affecter le montant d'actifs risqués détenu : le taux de chômage dans le département d'achat de la résidence principale et une variable qui indique si l'individu interrogé a hérité de valeurs mobilières ou non. Les estimations des paramètres associés à ces deux instruments sont statistiquement significatives et ont les signes attendus. Un taux de chômage plus grand entraîne une probabilité plus faible de posséder des actions. Avoir hérité de valeurs mobilières augmente au contraire cette probabilité (voir colonnes 4 et 6). De plus les coefficients estimés associés à l'avoir net de la propriété et à la valeur du bien immobilier ont les signes attendus : une augmentation de 10 000 euros de la valeur de la propriété diminue la probabilité de posséder des actions de 1,4 point de pourcentage (à comparer avec - 1,2 point de pourcentage pour

Tableau 7  
Estimation des modèles Tobit

Variable dépendante	Tobit 1		Tobit 2			
	VI simples	VI interagies	VI simples		VI interagies	
	Part d'actifs risqués (%)	Part d'actifs risqués (%)	Part d'actifs risqués (%)	Détention d'actions (1-0)	Part d'actifs risqués (%)	Détention d'actions (1-0)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Valeur du bien immobilier (x 100K euros)	- 11,374*** (3,272)	- 10,547*** (2,2345)	- 10,666*** (3,2661)	- 0,1441*** (0,0795)	- 12,967*** (3,0364)	- 0,1685*** (0,0787)
Richesse immobilière nette (x 100K euros)	23,1732*** (3,890)	22,136*** (4,7427)	15,543*** (3,2661)	0,2824*** (0,0928)	17,932*** (3,702)	0,2553*** (0,0932)
Taux de chômage				- 0,0452*** (0,0173)		- 0,05049** (0,01743)
Héritage de valeurs mobilières				0,8050*** (0,2111)		0,8676*** (0,2108)
Départements, années, âge	x	x	x	x	x	x
Autres contrôles	x	x	x	x	x	x
Log vraisemblance	6 138,19	6 291,45	6 585,50		6 292,45	
Test de Wald de nullité jointe	$\chi^2(2)$ 155,7	$\chi^2(2)$ 148,4	$\chi^2(2)$ 26,7	$\chi^2(4)$ 124,1	$\chi^2(2)$ 31,5	$\chi^2(4)$ 113,2
Prob > $\chi^2$	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Observations	2 034	2 014	2 034		2 014	

Lecture : écarts-types entre parenthèses. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ . Dans toutes les spécifications, on tient compte du département de résidence, de l'âge de la personne de référence, de l'année de l'achat. Dans les cinq dernières spécifications, on tient compte également du nombre d'enfants dans le ménage et du niveau d'éducation de la personne de référence. L'abréviation VI signifie « variables instrumentales ».

Champ : ces statistiques correspondent aux ménages observés dans l'enquête Patrimoine 2010 qui ont acheté leur résidence principale après 1994 et qui ont un prêt immobilier associé à celle-ci toujours en cours en 2010. Les données sont déclaratives.

Source : enquête Patrimoine 2010 (Insee) et Chambres des Notaires (pour les indices de prix).

le modèle linéaire), tandis qu'une augmentation de 10 000 euros de l'avoir net de la propriété entraîne une augmentation de la probabilité de

détenir des actions de 2,8 points de pourcentage (à comparer avec 2,3 points de pourcentage pour le modèle linéaire).

## Encadré 2

### VARIABLES DÉPENDANTES LIMITÉES : MÉTHODES D'ESTIMATION

La détention d'actions résulte de deux décisions :

- Acheter ou non des actions (marge extensive du modèle),
- Déterminer quel montant d'actions posséder (marge intensive).

En fait, la part d'actions dans le portefeuille des ménages ne peut être négative et prend souvent la valeur nulle, c'est ce qu'en économétrie on appelle une variable dépendante limitée.

Nous utilisons trois méthodes d'estimation :

La méthode des **doublets moindres carrés** : elle résout le problème d'endogénéité mais elle est biaisée parce que la variable d'intérêt (*i.e.* la part d'actions dans le portefeuille) est souvent égale à zéro,

Un **modèle Tobit 1** : ce modèle tient compte de cette spécificité de façon simple ; il repose sur l'hypothèse selon laquelle les variables qui déterminent l'achat d'actions sont les mêmes que celles qui influencent le montant d'actions dans le portefeuille. Dans ce modèle, c'est donc la même équation qui représente le fait d'acheter des actions et le montant de détention choisi.

Dans ce cas le modèle Tobit 1 est défini ainsi :

$$\begin{cases} VP = Z_1\gamma_1 + u_1 \\ RN = Z_2\gamma_2 + u_2 \\ \alpha^* = \max(C + \beta_1VP + \beta_2RN + \gamma X_1 + \varepsilon_1, 0) \end{cases}$$

La troisième équation est l'équation (1) déduite du modèle théorique présenté dans l'encadré 1. Les paramètres sont estimés par maximum de vraisemblance. *VP* désigne la valeur de la propriété, correspondant à la richesse immobilière brute et *RN* désigne la richesse immobilière nette. Les vecteurs  $Z_1$  et  $Z_2$  contiennent les instruments et  $X_1$  est le même vecteur de variables de contrôle que celui utilisé pour l'estimation par doublets moindres carrés.

Les résidus du modèle sont supposés suivre une loi normale trivariée :

$$\begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \end{pmatrix} \sim N[0; \Sigma]$$

Un **modèle Tobit 2** : dans ce modèle les variables qui déterminent l'achat d'actions sont différentes de celles qui influencent le montant d'actions détenues dans le portefeuille. Ce modèle diffère du modèle précédent en cela qu'il distingue l'équation représentant l'achat

d'actions de celle déterminant le montant d'actions détenues. Le modèle Tobit 2 est donc le suivant :

$$\begin{cases} Y = 1\{\varepsilon_2 > -Z_3\gamma_3\} \\ VP = Z_1\gamma_1 + u_1 \\ RN = Z_2\gamma_2 + u_2 \\ \alpha^* = Y \times (C + \beta_1VP + \beta_2RN + \gamma X_1 + \varepsilon_1) \end{cases}$$

avec

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_2 \\ u_1 \\ u_2 \\ \varepsilon_1 \end{pmatrix} \sim N \left\{ 0; \begin{bmatrix} 1 & \sigma_{12} & \sigma_{13} & \sigma_{14} \\ \sigma_{21} & \sigma_1^2 & \sigma_{23} & \sigma_{24} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_2^2 & \sigma_{34} \\ \sigma_{41} & \sigma_{42} & \sigma_{43} & \sigma_3^2 \end{bmatrix} \right\}$$

$Y$  est une variable dichotomique indiquant la détention d'actions par le ménage. La dernière de ces quatre équations correspond à l'équation (1) du modèle (cf. encadré 1).

Le vecteur  $Z_3$  contient deux instruments qui sont supposés affecter l'achat d'actions mais pas le montant acheté :

- Le taux de chômage dans le département de résidence du ménage ;
- Une variable indicatrice qui indique si le ménage a hérité de valeurs mobilières.

En effet, lorsqu'une personne hérite de valeurs mobilières, le coût d'entrée sur le marché des titres, c'est-à-dire pour détenir la première action (Peress, 2004), est déjà payé. L'héritier n'a plus qu'à ajuster son degré d'exposition au risque. On peut donc penser que l'héritage affecte la détention mais pas le montant d'actions détenues. En outre, Arrondel et Masson (2007) ont montré que le rôle de l'information et de l'éducation financière est prépondérant dans le choix de détenir ou non des actions. Une personne qui hérite de valeurs mobilières a plus souvent vécu dans une famille qui possédait déjà des actions et a donc vraisemblablement reçu cette éducation financière. Elle est donc plus encline à détenir des actions.

Pour le taux de chômage, notre vérification est statistique. Ce taux est un indicateur du risque sur le marché local du travail. Pour tester la validité de cet instrument, nous estimons le modèle en ajoutant cette variable au vecteur des régresseurs de l'équation d'intérêt qui est la quatrième équation du modèle Tobit-2, l'indicatrice d'héritage étant toujours exclue de ce vecteur mais présente dans l'équation de sélection. Le coefficient estimé pour le taux de chômage dans l'équation d'intérêt est alors statistiquement non significatif.

Quant aux résultats des estimations concernant la marge intensive (c'est-à-dire le montant d'actions détenues), ils sont cohérents avec les estimations précédentes. Une augmentation de 10 000 euros de la valeur du bien immobilier (à richesse nette immobilière donnée) entraîne une diminution de la part d'actifs risqués de 1,1 point de pourcentage lorsque les instruments ne sont pas couplés avec la surface du bien et de 1,3 point de pourcentage lorsqu'ils le sont.

Une augmentation de 10 000 euros de l'avoir net de la propriété entraîne une augmentation de la part d'actifs risqués de 1,6 point de pourcentage lorsque les instruments ne sont pas couplés avec la surface du bien et de 1,8 point de pourcentage lorsqu'ils le sont.

### France et États-Unis : deux cas différents

*In fine*, avec les données françaises, nous obtenons des résultats qualitatifs proches de ceux obtenus par Chetty et Szeidl avec des données américaines, mais avec des différences quantitatives. Toutes nos estimations de l'effet de la richesse nette immobilière sur la détention d'actifs risqués sont environ deux fois plus grandes que celles de l'effet estimé de la valeur de la propriété.

Cet écart se retrouve dans les élasticités estimées. En raison des spécificités du modèle, nous devons distinguer l'élasticité de la part d'actifs risqués à une hausse du crédit hypothécaire (correspondant à une augmentation du risque immobilier) de cette même élasticité associée à une baisse de ce crédit (correspondant à une augmentation de la richesse immobilière). Reprenons tout d'abord les résultats de l'estimation par doubles moindres carrés avec instruments simples (cf. tableau 5). L'élasticité de la part d'actifs risqués à la hausse du crédit hypothécaire est d'environ - 0,28 lorsqu'elle est calculée à la valeur moyenne du crédit hypothécaire de l'échantillon, qui est de 84 000 euros, et à la part moyenne d'actifs risqués qui est de 8,27 %. Ce résultat est comparable à la valeur trouvée par Chetty et Szeidl (- 0,25). À l'inverse, l'élasticité de la part d'actifs risqués à la baisse du crédit hypothécaire est environ de + 0,79 alors qu'elle est estimée à + 0,20 par Chetty et Szeidl<sup>2</sup>.

Considérons maintenant les élasticités associées aux variations de crédit hypothécaire pour ceux des ménages qui détiennent des actions. Pour ce faire, nous devons utiliser les estimations

du modèle Tobit-2 (cf. tableau 7). Notre estimation de l'élasticité à la hausse est d'environ - 1,08, comparable à celle obtenue par Chetty et Szeidl (- 1,01). En revanche, l'élasticité à la baisse est environ de + 1,57 alors qu'elle est estimée à + 0,96 par Chetty et Szeidl. Nos élasticités à la baisse sont comparables à celles de Chetty et Szeidl alors que nos élasticités à la hausse sont supérieures.

Pour tenter d'expliquer cette différence, nous conduisons un exercice de comparaison qui s'appuie sur les paramètres structurels et les prédictions du modèle théorique élaboré par Cocco (2005) et généralisé par Chetty et Szeidl (2010). Dans leur étude, Chetty et Szeidl calculent la part optimale d'actifs risqués pour différentes valeurs du bien immobilier et de l'avoir net de la propriété, ainsi que pour différentes valeurs des paramètres du modèle.

Par exemple, lorsque le ménage a une richesse nette immobilière de 72 000 dollars (\$) et une propriété immobilière qui vaut 125 000 \$, ce qui correspond aux valeurs moyennes de l'échantillon américain, la part optimale d'actifs risqués est de 66 % (bien supérieure à la part moyenne observée).

Une augmentation de 10 000 \$ de l'avoir net de la propriété (la valeur du bien immobilier restant fixe) correspond à une part d'actifs risqués optimale de 71,9 %, c'est-à-dire une augmentation de 8,9 %. De la même manière, une augmentation de 10 000 \$ de la valeur du bien immobilier (la richesse nette immobilière restant fixe) correspond à une part optimale de 59,7 %, c'est-à-dire une diminution de 9,6 %<sup>3</sup>.

Mais ils généralisent également le modèle en incorporant trois nouveaux éléments : 1) des coûts d'ajustement, qui permettent aux ménages de modifier leur consommation d'immobilier à toutes les périodes, moyennant un coût fixe, 2) de l'incertitude sur toute la période et 3) du risque sur les revenus du travail. En utilisant les simulations réalisées par Chetty et Szeidl, nous calculons les effets de la valeur du bien immobilier et de l'avoir net de la propriété pour quatre modèles : le modèle de base, le modèle avec coûts d'ajustement, le modèle avec persistance

2. Les élasticités que nous trouvons pour le modèle avec les interactions entre variables instrumentales et surface du bien sont de - 0,31 pour la hausse et de + 0,82 pour la baisse.

3. Voir le tableau 1 de l'article de Chetty et Szeidl (2010).

Tableau 8  
Résultats des simulations

	Modèle de référence	Coûts d'ajustement		Persistance de l'incertitude	Risque sur le marché du travail
		$\lambda = 0,2$	$\lambda = 0,1$		
Effet de la valeur de la propriété immobilière	- 9,55 %	- 0,51 %	- 3,50 %	- 33,10 %	- 14,55 %
Effet de la richesse nette immobilière	8,94 %	8,64 %	5,80 %	27,94 %	14,55 %

Lecture : l'effet de la valeur du bien immobilier est l'effet d'une augmentation de 10 000 dollars (\$) de la valeur moyenne des biens immobiliers de l'échantillon de Chetty et Szeidl (125 000 \$), l'effet de la richesse nette immobilière est l'effet d'une augmentation de 10 000 \$ par rapport à la valeur moyenne de la richesse nette dans l'échantillon (72 000 \$),  $\lambda$  représente la part du bien immobilier qui doit être payée en coût d'ajustement en cas de déménagement.

Champ : données simulées.

Source : Chetty et Szeidl (2010).

de l'incertitude et le modèle avec risque sur le marché du travail.

Nos calculs sont faits avec les valeurs des paramètres choisis par Chetty et Szeidl. Le coefficient de corrélation entre marché de l'immobilier et marché des actions est fixé à 0,1, ce qui est proche de la valeur du paramètre que nous estimons avec des données françaises sur la période 1994-2011. La probabilité qu'un ménage n'ajuste pas sa consommation d'immobilier est fixée à 0,55, ce qui est la valeur estimée par Cocco (2005). Le taux d'intérêt sans risque est fixé à 2 %, le taux d'intérêt hypothécaire à 4 % et le coefficient d'aversion pour le risque à 10. Ces valeurs nous semblent compatibles avec le cas français.

Le tableau 8 reporte les coefficients mesurant l'effet de la valeur de la propriété et l'effet de l'avoir net de la propriété. Pour trois des cinq

spécifications, les deux effets sont du même ordre de grandeur. Mais pour le modèle avec coûts d'ajustement, l'effet de la valeur du bien immobilier est plus petit (en valeur absolue) que l'effet de l'avoir net de la propriété. Lorsque  $\lambda$  est égal à 0,1, c'est-à-dire lorsque les coûts d'ajustement représentent 10 % de la valeur du bien, l'effet de la valeur de la propriété est environ 1,6 fois plus petit que l'effet de la richesse nette immobilière. Lorsque  $\lambda$  est égal à 0,2, l'effet de la valeur de la propriété est environ 17 fois plus petit que l'effet de la richesse nette immobilière<sup>4</sup>.

En général, les études montrent que les coûts d'ajustement sur le marché immobilier sont plus élevés en France qu'aux États-Unis. Ces coûts comprennent différents frais et taxes devant être payés au cours d'une transaction immobilière, comme les impôts sur les mutations, les frais d'enregistrement, les frais de notaire ou encore les frais d'agence. Andrews *et al.* (2012) estiment les coûts de transaction à 10,65 % en France et à 4,25 % aux États-Unis. Dans une autre étude, Laferrère et Leblanc (2007) évaluent des coûts de transaction moyens autour de 14 % en France et de 10 % aux États-Unis. Cette différence entre le niveau des coûts de transaction dans les deux pays pourrait donc expliquer, au moins en partie, l'écart quantitatif entre les estimations des effets de l'immobilier sur le choix de portefeuille en France et aux États-Unis. □

4. Le niveau des coûts d'ajustement modifie à la fois le taux optimal de détention d'actifs risqués et l'ampleur de l'effet de l'immobilier sur ce taux. Le modèle de Chetty et Szeidl (2010) permet donc de retrouver la prédiction du modèle théorique de Grossman et Laroque (1990) selon laquelle le portefeuille des ménages est d'autant moins risqué que le marché immobilier est peu liquide, cas compatible avec la présence de forts coûts d'ajustement. La comparaison des résultats obtenus avec les ensembles de données (françaises et nord-américaines) est conforme à cette prédiction. Lorsque les taux de détention d'actifs risqués sont plus faibles, comme c'est le cas en France, le modèle de Chetty et Szeidl (2010) prédit bien que l'effet-risque devient plus faible que l'effet-richeesse.

## BIBLIOGRAPHIE

Andrews D., Sánchez A.C. et Johansson A. (2011), « Housing and the economy: Policies for renovation », *Economic Policy Reforms 2011: Going for Growth*, OECD Publishing, pp. 181-203.

Arrondel L. et Masson A. (2004), « Le patrimoine et ses logiques d'accumulation », dans *Tisser le lien social*, édité par A. Supiot, Presses de la Maison des sciences de l'homme, Paris, pp. 253-272.

- Arrondel L. et Masson A. (2007)**, « Solidarités publiques et familiales », dans *Une jeunesse difficile : Portrait économique et social de la jeunesse française*, édité par D. Cohen, Cepremap, Éditions Rue d'Ulm, pp. 107-190.
- Arrondel L. et Savignac F. (2010)**, « Housing and Portfolio Choices in France », dans *Housing markets in Europe*, édité par O. de Bandt, T. Knetsch, J. Peñalosa et F. Zollino, Springer, pp. 339-372.
- Calvet L.E., Campbell J.Y. et Sodini P. (2009)**, « Fight or flight? Portfolio rebalancing by individual investors », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 124, n° 1, pp. 301-348.
- Chetty R. et Szeidl A. (2010)**, « The effect of housing on portfolio choice », *NBER Working Paper* 15998, National Bureau of Economic Research.
- Cocco J.F. (2005)**, « Portfolio choice in the presence of housing », *Review of Financial Studies*, vol. 18, n° 2, pp. 535-567.
- Flavin M. et Yamashita T. (2002)**, « Owner-occupied housing and the composition of the household portfolio », *American Economic Review*, vol. 92, n° 1, pp. 345-362.
- Grossman S.J. et Laroque G. (1990)**, « Asset pricing and optimal portfolio choice in the presence of illiquid durable consumption goods », *Econometrica*, vol. 58, n° 1, pp. 25-51.
- Haliassos M. et Bertaut C.C. (1995)**, « Why do so few hold stocks? », *Economic Journal*, vol. 105, n° 432, pp. 1110-1129.
- Heaton J. et Lucas D. (2000)**, « Portfolio choice in the presence of background risk », *Economic Journal*, vol. 110, n° 460, pp. 1-26.
- Laferrère A. et Le Blanc D. (2007)**, « Housing policy: Low-income households in France », dans *A Companion to Urban Economics*, édité par R. J. Arnott et D. P. McMillen, Blackwell Publishing Ltd, pp. 159-178.
- Mankiw N.G. et Zeldes S.P. (1991)**, « The consumption of stockholders and nonstockholders », *Journal of Financial Economics*, vol. 29, n° 1, pp. 97-112.
- Mésonnier J.S. (2004)**, « Crédit hypothécaire et soutien à la consommation: quelles leçons tirer du modèle anglo-saxon? », *Bulletin de la Banque de France*, n° 132, pp. 43-57.
- Peress J. (2004)**, « Wealth, information acquisition, and portfolio choice », *Review of Financial Studies*, vol. 17, n° 3, pp. 879-914.
- Piketty T. (2013)**, *Le capital au XXI<sup>e</sup> siècle*, Les livres du nouveau monde, Ed. du Seuil, Paris.
- Yamashita T. (2003)**, « Owner-occupied housing and investment in stocks: An empirical test », *Journal of Urban Economics*, vol. 53, n° 2, pp. 220-237.

