

## **Hausse des prix immobiliers et mesure du niveau de vie**

**Vieu LIN - Olivier MESLIN**





Institut national de la statistique et des études économiques

---

G2020/15

## **Hausse des prix immobiliers et mesure du niveau de vie**

Vieu LIN\* Olivier MESLIN\*\*

Décembre 2020

---

Département des Études Économiques – Timbre G201  
88, avenue Verdier – CS 70 058 – 92 541 MONTROUGE CEDEX – France  
Tél. : 33 (1) 87 69 59 54 – E-mail : [d3e-dg@insee.fr](mailto:d3e-dg@insee.fr) – Site Web Insee : <http://www.insee.fr>

*Ces documents de travail ne reflètent pas la position de l'Insee et n'engagent que leurs auteurs.  
Working papers do not reflect the position of INSEE but only their author's views.*

---

\* Insee-Dese – Département des études économiques – Division « Redistribution et Politique Sociales »

\*\* Insee-Dese – Département des études économiques – Division « Redistribution et Politique Sociales »

Nous remercions pour leurs conseils et suggestions Didier Blanchet, Sébastien Roux, Patrick Sillard et Lionel Wilner, ainsi que les participants au séminaire du Département des études économiques. Les erreurs éventuelles nous restent entièrement imputables.

## **Hausse des prix immobiliers et mesure du niveau de vie**

**Résumé :** Les déflateurs utilisés dans le calcul des mesures usuelles de pouvoir d'achat et de niveau de vie ne retracent qu'une partie de la forte augmentation des prix de l'immobilier observée depuis la fin des années 1990. L'absence de prise en compte des prix immobiliers dans ces mesures serait sans incidence si ces prix n'avaient pas d'effet sur le bien-être agrégé. Trois arguments sont fréquemment avancés en ce sens : neutralité entre ménages (la hausse des prix réduit le pouvoir d'achat des acheteurs mais accroît symétriquement celui des vendeurs), neutralité sur le cycle de vie du ménage (l'effort d'épargne supplémentaire dû à la hausse des prix est compensé par un surcroît de pouvoir d'achat plus tard dans le cycle de vie), compensation par les taux d'intérêt (la baisse des taux compense l'effet de la hausse des prix). Nous reprenons le cadre d'analyse de Bajari *et al.* (2005) et montrons que la validité de l'hypothèse de neutralité entre ménages dépend du caractère temporaire ou permanent de la hausse des prix. La neutralité sur le cycle de vie est examinée dans le cadre d'un modèle stylisé : elle n'est vérifiée qu'à condition que le logement n'ait pas de valeur d'usage. Lorsqu'elle compense les effets de la hausse des prix pendant la période d'accession à la propriété, la baisse des taux d'intérêt entraîne un surcroît de pouvoir d'achat plus tard dans le cycle de vie. Les effets d'une hausse des prix immobiliers sont hétérogènes selon le revenu en raison de contraintes spécifiques (d'endettement et de surface minimale). Les pertes de bien-être présentent ainsi un profil en marche d'escalier ou en U inversé, et sont maximales pour des revenus intermédiaires. Un indice à utilité constante reflète imparfaitement cette hétérogénéité lorsque la hausse des prix induit un effet d'éviction du marché immobilier.

**Mots-clés :** indices des prix, niveau de vie, demande de logement, modèle de cycle de vie, variation compensatrice, prix immobiliers.

## **Housing prices and measuring the households' standard of living**

**Abstract:** The deflators used in the calculation of traditional measures of purchasing power and standard of living trace only part of the sharp increase in real estate prices observed since the late 1990s. Failure to include house prices in these measures would be meaningless if these prices had no effect on aggregate welfare. Three arguments are frequently put forward in this sense: neutrality between households (rising prices reduce the purchasing power of buyers but symmetrically increase the purchasing power of sellers), neutrality over the household life cycle (the additional savings effort due to rising prices is compensated by an increase in purchasing power later in the life cycle), and compensation by interest rates (lower rates compensate for the effect of rising prices). We take up the analytical framework of Bajari *et al.* (2005) and show that the validity of the hypothesis of neutrality between households depends on whether the price increase is temporary or permanent. Life-cycle neutrality is examined in the framework of a stylized model: it is verified only if the housing has no use value. When it offsets the effects of price increases during the homeownership period, lower interest rates lead to increased purchasing power later in the life cycle. The effects of a rise in property prices are heterogeneous according to income because of specific constraints (debt and minimum surface area). Thus, welfare losses have a stepped or inverted U-shaped profile, and are maximal for intermediate incomes. A constant-utility index imperfectly reflects this heterogeneity when the rise in prices induces an eviction effect from the real estate market.

**Keywords:** price index, standard of living, housing prices, demand for housing, lifecycle model, compensating variation.

**Classification JEL :** C43, D15, E31, R21.

# Table des matières

|          |  |           |
|----------|--|-----------|
| <b>1</b> | <b>Introduction</b>  | <b>5</b>  |
| <b>2</b> | <b>Revue de littérature</b>  | <b>6</b>  |
| 2.1      | Travaux méthodologiques sur les fondements théoriques des indicateurs d'inflation et la prise en compte du prix des actifs . . . . . | 7         |
| 2.2      | Analyses des effets de la hausse des prix immobiliers . . . . .  | 8         |
| <b>3</b> | <b>Faits stylisés et mesures de l'inflation</b>  | <b>10</b> |
| 3.1      | La hausse des prix de l'immobilier en France depuis la fin des années 1990 : principaux constats . . . . .                           | 10        |
| 3.2      | Traitement des prix immobiliers dans les mesures du niveau des prix . . . .  | 11        |
| 3.2.1    | Prix immobiliers et indice des prix à la consommation . . . . .  | 11        |
| 3.2.2    | Prix immobiliers et comptabilité nationale . . . . .   | 11        |
| <b>4</b> | <b>Prix immobiliers et hypothèses de neutralité</b>  | <b>12</b> |
| 4.1      | Les raisons de l'absence de prise en compte des prix immobiliers dans l'IPC  | 12        |
| 4.2      | À quelles conditions l'hypothèse de neutralité entre ménages est-elle valable?   | 13        |
| 4.2.1    | Hausse temporaire des prix immobiliers et neutralité entre ménages   | 13        |
| 4.2.2    | Quelles conséquences pour la mesure du niveau de vie? . . . . .  | 14        |
| 4.3      | À quelles conditions l'hypothèse de neutralité sur le cycle de vie est-elle valable? . . . . .                                       | 15        |
| 4.3.1    | Un modèle simplifié de cycle de vie . . . . .  | 15        |
| 4.3.2    | Programme du propriétaire-occupant . . . . .   | 16        |
| 4.3.3    | Neutralité sur le cycle de vie et double nature des biens immobiliers  | 17        |
| 4.4      | La baisse des taux d'intérêt peut-elle compenser les effets de la hausse des prix? . . . . .   | 18        |
| 4.5      | Conclusion sur les hypothèses de neutralité . . . . .  | 19        |
| <b>5</b> | <b>Hétérogénéité des effets de la hausse des prix immobiliers</b>  | <b>20</b> |
| 5.1      | Modèle général . . . . .   | 20        |
| 5.1.1    | Enrichissement du programme du propriétaire . . . . .  | 20        |
| 5.1.2    | Programme du locataire . . . . .   | 21        |
| 5.1.3    | Choix du statut d'occupation . . . . .   | 22        |
| 5.2      | Hausse des prix immobiliers, bien-être et effet d'éviction du marché immobilier . . . . .  | 23        |
| 5.3      | Hétérogénéité des effets de la hausse des prix immobiliers avec le revenu . .  | 23        |
| 5.3.1    | Effets d'une hausse permanente des prix immobiliers . . . . .  | 23        |
| 5.3.2    | Effets de l'inflation immobilière . . . . .  | 25        |
| <b>6</b> | <b>Hausse des prix immobiliers et mesure du niveau des prix</b>  | <b>25</b> |
| 6.1      | Indice de prix à utilité intertemporelle constante et variation compensatrice  | 25        |
| 6.2      | La variation compensatrice mesure-t-elle correctement la perte de bien-être?   | 26        |
| 6.3      | L'inflation immobilière aggrave le problème . . . . .  | 27        |
| 6.4      | Conclusion . . . . .   | 28        |
| <b>7</b> | <b>Quelles pistes explorer?</b>  | <b>28</b> |
| <b>8</b> | <b>Conclusion générale</b>   | <b>29</b> |

|          |   |           |
|----------|---|-----------|
| <b>A</b> | <b>Discussion de Bajari <i>et al.</i> (2005)</b>  | <b>31</b> |
| A.1      | Le modèle . . . . .   | 31        |
| A.2      | Effets d'une hausse temporaire des prix immobiliers . . . . .   | 32        |
| A.2.1    | Effet sur le bien-être d'un individu . . . . .  | 32        |
| A.2.2    | Effet sur le bien-être agrégé . . . . .   | 33        |
| A.3      | Effet d'une hausse permanente des prix sur le bien-être agrégé . . . . .  | 33        |
| A.3.1    | Effet sur le bien-être d'un individu . . . . .  | 33        |
| A.3.2    | Effet sur le bien-être agrégé . . . . .   | 34        |
| <b>B</b> | <b>Incompatibilité entre neutralité intertemporelle et compensation instantanée</b>   | <b>34</b> |
| <b>C</b> | <b>Déflateur pertinent du revenu nominal sous l'hypothèse de préférences Cobb-Douglas</b>                                       | <b>35</b> |
| <b>D</b> | <b>Annexe mathématique</b>  | <b>36</b> |
| D.1      | Introduction d'une contrainte de surface minimale dans le programme du locataire . . . . .                                      | 36        |
| D.2      | Non-homogénéité de l'utilité indirecte du propriétaire lorsque la contrainte de surface minimale est saturée . . . . .          | 37        |
| D.3      | La même contrainte est saturée au voisinage du seuil d'entrée lorsque les prix immobiliers augmentent . . . . .                 | 38        |
| D.4      | Non-existence de la variation compensatrice en cas d'effet d'éviction . . . . .   | 40        |
| D.5      | Effets d'une hausse des prix immobiliers lorsque la contrainte de surface minimale est saturée (figures 21, 22 et 23) . . . . . | 40        |

# 1 Introduction

Les prix de l'immobilier ont connu une forte augmentation en termes réels depuis le milieu des années 1990 dans la plupart des pays développés. Dans le cas de la France, l'indice de prix des logements anciens a crû de 158 % entre 1996 et 2018, alors que l'indice des prix à la consommation, l'indice de prix des loyers, et le revenu disponible brut des ménages par unité de consommation ont augmenté respectivement de 34 %, 43 % et 58 % sur la même période. Cette hausse des prix immobiliers et des loyers s'est accompagnée d'une augmentation du taux d'effort moyen des ménages, en particulier pour les propriétaires-accédants du premier quartile de niveau de vie. Cette hausse des prix a également rendu plus difficile et moins fréquent l'accès à la propriété pour les ménages modestes.

Pour autant, les mesures usuelles de l'inflation et du niveau de vie ne reflètent pas cette forte hausse des prix immobiliers et du taux d'effort des ménages. D'une part, l'indice des prix à la consommation (IPC) ignore ces hausses des prix immobiliers, par définition, puisqu'il ne mesure que l'évolution des prix à la consommation. Par conséquent, l'évolution du niveau de vie calculée en déflatant des revenus nominaux par l'IPC ne tient pas compte des variations des prix immobiliers. D'autre part, le revenu disponible brut des ménages (RDB) et le déflateur de la consommation des ménages mesurés par la comptabilité nationale incluent une évaluation des loyers imputés des propriétaires-occupants, estimés en référence aux loyers versés dans le secteur locatif, mais ne prennent pas en compte le coût d'acquisition des logements (à l'exception des intérêts d'emprunts immobiliers). Le pouvoir d'achat agrégé du RDB des ménages ne reflète donc pas non plus la hausse des prix immobiliers. Cette absence de prise en compte des prix immobiliers soulève la question suivante : ces deux approches permettent-elles de mesurer adéquatement l'évolution du niveau de vie, ou négligent-elles l'effet spécifique de la hausse des prix immobiliers sur le niveau de vie ?

Trois arguments, qui se recoupent et se complètent, sont fréquemment avancés pour suggérer que les prix immobiliers n'ont pas d'effet sur le bien-être agrégé des ménages, auquel cas la non-prise en compte des prix immobiliers par ces indicateurs ne constituerait pas un réel problème pour la mesure du niveau de vie moyen. Le premier argument consiste à noter qu'une hausse des prix immobiliers combine des effets négatifs pour les accédants et positifs pour les individus qui vendent des biens immobiliers, si bien que l'effet agrégé serait neutre en moyenne (*mécanisme de compensation entre ménages*). Le deuxième argument adopte une perspective de cycle de vie : si un accédant paie plus cher un logement, il doit s'endetter davantage en début de cycle de vie, mais son patrimoine immobilier sera alors plus élevé ultérieurement, si bien que son pouvoir d'achat ne serait pas affecté sur l'ensemble de son cycle de vie (*mécanisme de compensation sur le cycle de vie*). Enfin, un dernier argument porte sur les effets de la baisse des taux d'intérêt observée ces dernières décennies : la hausse des prix immobiliers pourrait avoir des effets négligeables sur le bien-être des ménages si elle s'accompagne ou découle d'une baisse des taux d'intérêt (*mécanisme de compensation par les taux d'intérêt*).

Si l'existence de ces mécanismes est incontestable, il n'est pas certain que l'on puisse conclure que le bien-être des ménages est neutre aux prix immobiliers. L'objectif de cette étude est d'exprimer ces trois arguments sous la forme d'*hypothèses de neutralité du bien-être des ménages aux prix immobiliers* puis de déterminer s'il est possible de les confirmer.

Tout d'abord, nous prolongeons l'article de Bajari *et al.* (2005) qui ont établi un résultat de neutralité du bien-être agrégé aux prix immobiliers en lien avec le premier

argument. Ce résultat n'est toutefois valide que sous des conditions restrictives. Il est obtenu dans le cas d'une hausse des prix temporaire, ce qui omet la possibilité que les accédants, perdants au départ, puissent bénéficier de la hausse des prix ultérieurement. Nous montrons ici que l'effet d'une hausse des prix sur le bien-être agrégé n'est pas nécessairement nul lorsque cette hausse est permanente, et que son signe est indéterminé dans ce cas.

Ensuite, nous proposons un modèle stylisé de cycle de vie des propriétaires-occupants, afin de déterminer les conditions sous lesquelles le mécanisme de compensation sur le cycle de vie permettrait de conclure à une neutralité du bien-être des ménages aux prix immobiliers. Il apparaît alors que cette hypothèse n'est vérifiée qu'à condition que le logement n'ait pas de valeur d'usage, mais serve uniquement de support d'épargne. Symétriquement, le mécanisme de compensation par la baisse des taux d'intérêt ne peut garantir la neutralité du bien-être des ménages aux prix immobiliers que dans le cas où le logement est uniquement un bien de consommation, et non un bien d'investissement. Si l'on admet la double nature du logement, l'effet compensateur de la baisse des taux lors de la phase d'accession à la propriété entraîne un surcroît de pouvoir d'achat plus tard dans le cycle de vie.

Nous examinons également l'hétérogénéité des effets de la hausse des prix immobiliers en fonction du revenu. Nous développons alors un modèle qui intègre le choix du statut d'occupation, locataire ou propriétaire, et deux contraintes, d'endettement et de surface minimale, reflétant de façon stylisée le fonctionnement du marché immobilier. Dans ce cadre, ces contraintes (en particulier la seconde) sont à l'origine d'une forme en U inversé ou en marche d'escalier des pertes de bien-être induites par une hausse des prix immobiliers. L'hétérogénéité des effets est maximale lorsque la hausse des prix induit un effet d'éviction du marché immobilier qui contraint certains individus à rester locataires.

Enfin, nous nous demandons quel concept de mesure des prix permettrait de refléter cette hétérogénéité. L'utilisation d'un indice de prix à utilité intertemporelle constante à la Alchian et Klein (1973) présente deux difficultés méthodologiques lorsque la hausse des prix immobiliers induit un effet d'éviction du marché immobilier : (i) cet indice peut conduire à mesurer des variations du coût de la vie différentes pour des individus dont les variations de bien-être sont identiques, et (ii) un tel indice peut ne pas être défini pour certains niveaux de revenu. Ces problèmes méthodologiques deviennent plus aigus lorsqu'on assiste à une hausse continue des prix immobiliers.

La section 2 propose une revue de la littérature consacrée à la mesure du niveau de vie et aux conséquences de la hausse des prix immobiliers. La section 3 présente les principaux effets de la hausse des prix immobiliers en France au cours des deux dernières décennies, ainsi que les méthodes de prise en compte du logement dans les indicateurs d'inflation. La section 4 examine sous quelles conditions il est possible d'obtenir des résultats de neutralité. La section 5 analyse l'hétérogénéité des effets des prix immobiliers sur le bien-être en fonction du revenu. La section 6 étudie le lien entre ces effets sur le bien-être et la mesure du niveau des prix.

## 2 Revue de littérature

De nombreux travaux ont été consacrés à la mesure de l'inflation et aux conséquences de la hausse des prix immobiliers. Ils peuvent être séparés en deux grands groupes : d'une part les travaux méthodologiques discutant du cadre théorique sous-jacent à la mesure de l'inflation et de la prise en compte du prix des actifs, d'autre part les analyses des effets



de la hausse des prix immobiliers.

## 2.1 Travaux méthodologiques sur les fondements théoriques des indicateurs d'inflation et la prise en compte du prix des actifs

La mesure de l'inflation et du niveau de vie ont suscité au cours des dernières décennies plusieurs débats qui ont donné lieu à de nombreuses contributions méthodologiques. Un débat important a porté notamment sur le choix du cadre théorique adéquat pour la construction des indices des prix à la consommation, et notamment sur la pertinence de la théorie des indices de coût de la vie. Explorée par (Konüs, 1939) dès les années 1930, cette théorie est considérée par certains auteurs comme un cadre conceptuel particulièrement adapté, car elle s'appuie sur la théorie microéconomique du consommateur, avec deux conséquences. D'une part, la variation du coût de la vie admet une définition théorique précise (la variation de revenu nominal requise pour maintenir inchangé le niveau de bien-être suite à une variation de prix (Triplett, 2001)). D'autre part, cette théorie est à même de rendre compte de phénomènes tels que les comportements de substitution entre produits. Elle constitue ainsi une approche alternative aux indices de Laspeyres (panier fixe de biens), qui ignorent les phénomènes de substitution en cas de modifications des prix relatifs et peuvent aboutir à une surestimation de l'inflation (Magnien et Pougard, 2000; Lequiller, 1997). Outre le biais de substitution, une telle approche permet de résoudre certains problèmes pratiques, comme ceux liés à la construction de sous-indices catégoriels (Triplett, 2001).

La théorie des indices de coût de la vie présente toutefois des limites qui ont été soulignées par plusieurs contributions. Tout d'abord, son traitement de l'évolution de la qualité des produits est largement perfectible (Pollak, 1989), même si des avancées existent en la matière (notamment Berry *et al.* (1995) dont la méthode économétrique trouve une application dans l'analyse des changements de qualité). Plus généralement, selon Pollak (1998), les problèmes actuels des indices de prix ne peuvent être appréhendés dans le cadre de l'indice du coût de la vie que si les hypothèses sous-jacentes sont considérablement étendues. D'autres critiques sont plus sévères et vont jusqu'à réfuter l'intérêt même de la théorie de l'indice du coût de la vie dans la construction des indices de prix. Ainsi, Turvey (1999) relève certains points ignorés ou presque par la théorie (outre l'évolution de la qualité), comme l'apparition de nouveaux produits ou la saisonnalité de quelques autres, et la déconseille en tant que guide de conception des indices de prix. Toutefois, bien que certains instituts nationaux statistiques aient exprimé des réticences quant à la pertinence de cette notion pour la mesure des prix (Triplett (2001)), la théorie des indices de coût de la vie est aujourd'hui largement acceptée comme le cadre conceptuel de référence des indices de prix à la consommation (Sillard, 2017). Cela ne signifie pas que l'IPC soit *effectivement* un indice de coût de la vie, mais plutôt que ce cadre théorique permet une analyse théorique des conventions adoptées dans la construction des IPC.

Dans ce contexte, la hausse rapide des prix immobiliers et la déconnexion entre loyers et prix d'achat observées depuis la fin des années 1990 ont ravivé des débats méthodologiques anciens qui peuvent être résumés à deux questions. Tout d'abord, *les mesures de l'inflation et d'évolution du coût de la vie doivent-elles prendre en compte les évolutions des prix des actifs ?* Alchian et Klein (1973) ont souligné les limites conceptuelles de l'IPC et du déflateur du PIB, qui reposent uniquement sur les prix *contemporains* des biens et services disponibles à la consommation pendant la période courante, ou produits au cours de cette

période. Ils ont montré qu'une mesure du « pouvoir d'achat de la monnaie » pertinente pour la conduite des politiques économiques (et en particulier de la politique monétaire) est nécessairement intertemporelle et doit prendre en compte les variations des prix des actifs (car ils reflètent - du moins en principe - les prix futurs des biens et services). Cette argumentation théorique ne semble pas avoir été sérieusement contredite par la suite (Goodhart (2001)), et les travaux empiriques disponibles suggèrent que l'absence de prise en compte des prix des actifs a pu induire une sous-estimation notable de l'inflation (Bryan *et al.*, 2001). Toutefois, les méthodes empiriques dérivées des travaux de Alchian et Klein (1973) ont abouti à des indices de prix donnant un poids excessivement élevé aux prix des actifs et présentant une volatilité élevée qui les rend inutilisables en pratique (voir notamment Goodhart (2001) pour une revue).

Ensuite, *comment mesurer les services de logement que les propriétaires occupants se rendent à eux-mêmes ?* Dougherty et Van Order (1982) ont explicité la définition des deux méthodes les plus fréquemment utilisées pour mesurer les services de logement que les propriétaires-occupants se rendent à eux-mêmes : l'équivalence locative et le coût d'usage du capital. L'approche par l'équivalence locative mesure le prix du service fourni par un logement par le loyer observé sur le marché locatif pour un logement équivalent au cours la période considérée. L'approche par le coût d'usage du capital s'appuie sur les travaux théoriques de Jorgenson et mesure le prix du service de logement par le coût d'usage de l'actif immobilier, qui est défini comme la somme de trois termes : le coût d'acquisition du logement net de la valeur de revente, les frais d'entretien pendant la détention et le coût d'opportunité du capital immobilisé pendant la détention<sup>1</sup>. Ils ont montré que ces deux méthodes donnent des résultats identiques, dans un cas théorique simple et sous des hypothèses restrictives (absence de coûts de transaction et absence de contraintes de financement). Ces travaux théoriques ont été contredits par les analyses empiriques sur données américaines de Verbrugge (2008) et Garner et Verbrugge (2009) qui mettent en évidence que ces deux méthodes aboutissent à des estimations fortement divergentes dans une situation où le marché immobilier se caractérise par des évolutions divergentes des loyers et des prix immobiliers. Dans une approche similaire, Godefroy (2018) confronte plusieurs définitions du taux d'effort des ménages qui mesurent différemment le service de logement des propriétaires-occupants et conclut que le taux d'effort en France est modéré par rapport à d'autres pays européens.

## 2.2 Analyses des effets de la hausse des prix immobiliers

La hausse des prix immobiliers étant un phénomène qui touche la grande majorité des pays de l'OCDE (et en particulier les Etats-Unis au cours des années 2000), de nombreux travaux académiques ont été consacrés aux conséquences de la hausse des prix immobiliers sur les ménages, et en particulier sur leur comportement de consommation. Deux articles permettent d'illustrer les directions prises par la littérature. Tout d'abord, Campbell et Cocco (2007) estiment sur données britanniques un modèle de panel en forme réduite, en distinguant les effets de richesse et les effets du relâchement des contraintes de crédit. Ils concluent à l'existence d'effets positifs et significatifs sur la consommation, maximaux pour les propriétaires occupants âgés (ce qui suggère des effets de richesse), plus faibles pour les propriétaires jeunes (ce qui suggère un relâchement des contraintes de crédit) et nuls pour les locataires jeunes. Ces résultats ont toutefois été contredits par Attanasio

---

1. Un exposé complet des méthodes et de leurs avantages et inconvénients peut être trouvé dans Diewert (2009).

*et al.* (2009), qui concluent que la corrélation entre prix immobiliers et consommation ne s'explique pas par les effets de richesse ou les contraintes de crédit, mais par des facteurs macroéconomiques communs (en particulier une augmentation des revenus futurs anticipés), et que les effets sont plus marqués pour les ménages jeunes que les ménages âgés. Un exercice de réplcation (Sanz et Cristini, 2011) de ces deux articles a montré que les conclusions sont particulièrement sensibles à la modélisation retenue pour le comportement de consommation.

L'opposition entre Campbell et Cocco (2007) et Attanasio *et al.* (2009) suggère de décomposer la littérature sur les prix immobiliers en deux courants. Un premier courant, d'inspiration macroéconomique, regroupe les approches qui analysent les interactions entre le marché immobilier, les décisions des ménages et le reste de l'économie, soit dans le cadre de modèles structurels d'équilibre général avec des prix immobiliers endogènes, soit avec des approches en forme réduite. Ainsi, Kaplan *et al.* (2016) et Kaplan *et al.* (2017) construisent un modèle structurel d'équilibre général pour estimer l'effet de la baisse des prix immobiliers sur la consommation au cours de la grande Récession aux Etats-Unis et mesurer les effets propres aux effets de richesse, aux contraintes de crédit et aux facteurs macroéconomiques communs. Kiyotaki *et al.* (2011) proposent une approche similaire afin d'étudier les fluctuations des prix immobiliers suite à des chocs touchant les fondamentaux de l'économie (notamment la productivité et les conditions de financement) et les conséquences de ces fluctuations sur le bien-être et le patrimoine des ménages. Cette étude conclut notamment que les hausses des prix immobiliers sont généralement favorables aux ménages qui sortent du marché immobilier et défavorables aux ménages entrants, et que les effets nets sur le bien-être des ménages dépendent de la nature du choc macroéconomique sous-jacent.

Un deuxième courant de la littérature regroupe des approches microéconomiques qui étudient les effets des prix immobiliers (généralement considérés comme exogènes) sur la consommation, le bien-être et le statut d'occupation des ménages, en tenant compte du double statut du bien immobilier : bien de consommation et bien d'investissement. Plusieurs publications se concentrent sur l'identification des canaux par lesquels la hausse des prix immobiliers affecte la consommation des ménages (imperfections des marché financiers et contraintes de crédit, épargne de précaution, effets de richesse) et mettent en évidence des effets significatifs et hétérogènes selon l'âge, le statut d'occupation et le niveau de patrimoine. C'est précisément l'approche de Li et Yao (2007) ; ceux-ci concluent que les effets agrégés d'une hausse des prix sont limités, mais que les effets varient considérablement au niveau individuel en fonction de l'âge et du statut d'occupation (propriétaire ou locataire) au moment de la hausse. En particulier, la consommation hors logement d'un propriétaire occupant jeune ou âgé est plus sensible aux variations des prix de l'immobilier (respectivement via un relâchement des contraintes de crédit et un effet de richesse) que celle d'un propriétaire occupant d'âge moyen. Saxena et Wang (2017) aboutissent aux mêmes conclusions : la hausse des prix conduit les jeunes ménages propriétaires à réduire leur épargne de précaution, les ménages âgés à augmenter leur consommation (effet de richesse) et les ménages d'âge jeune et moyen à se réendetter pour financer leur consommation (canal des contraintes de crédit). Dans le cas de la France, plusieurs études concluent à l'existence d'effets de richesse limités et plus forts pour les actifs financiers que pour l'immobilier (Arrondel *et al.* (2014b, 2015), et Chauvin et Damette (2010); Chauvin et Muellbauer (2018) pour une approche macroéconométrique). Le rôle des contraintes d'emprunt sur le choix du statut d'occupation et la mobilité résidentielle a été étudié par Gobillon et Le Blanc (2004) qui montrent que les coûts de mobilité et les contraintes

reportent une partie des flux d’accession à la propriété vers la location et l’attente.

D’autres contributions adoptent une approche plus théorique et étudient les effets sur le bien-être. Attanasio *et al.* (2011) puis Attanasio *et al.* (2012) prolongent Attanasio *et al.* (2009) en développant et simulant un modèle structurel de cycle de vie particulièrement réaliste (contraintes de crédits, coûts de transaction, logements de différentes tailles...) afin de caractériser les réactions du bien-être des ménages et de la demande immobilière agrégée à des chocs macroéconomiques exogènes (sur les prix immobiliers et sur les revenus). Dans le prolongement de leurs travaux précédents, ils concluent qu’un choc positif sur les prix immobiliers augmente la consommation des ménages âgés, et réduit celle des ménages jeunes et la demande de logements, tandis qu’un choc positif sur les revenus augmente la consommation des ménages jeunes et la demande de logements. Bajari *et al.* (2005) étudient l’effet de la hausse des prix sur le bien-être des ménages propriétaires dans un modèle théorique : ils concluent que l’effet agrégé d’une hausse temporaire des prix sur le bien-être des propriétaires est nul sur le stock de logements anciens (car la perte des acheteurs est compensée par les gains des vendeurs), et négatif sur le stock de logements neufs (car la perte des acheteurs n’est pas compensée par le gain d’un ménage vendeur). Enfin, Berger *et al.* (2018) avancent que la sensibilité de la consommation aux prix de l’immobilier est nettement supérieure à ce que la théorie de revenu permanent suggère, en raison de la prégnance des contraintes de crédit.

Notre travail s’inscrit dans la continuité des travaux précédents à deux égards. D’une part, dans la lignée des travaux d’Alchian et Klein (1973) et de Goodhart (2001), nous examinons la validité de certains arguments qui justifieraient le traitement actuel du logement dans les indicateurs d’inflation et de niveau de vie. D’autre part, dans le prolongement des contributions de Bajari *et al.* (2005) et Attanasio *et al.* (2012), nous étudions l’hétérogénéité des effets de la hausse des prix immobiliers sur le bien-être des ménages selon leur niveau de revenu, et discutons la pertinence de la théorie de l’indice du coût de la vie pour mesurer ces effets.

## 3 Faits stylisés et mesures de l’inflation

### 3.1 La hausse des prix de l’immobilier en France depuis la fin des années 1990 : principaux constats

L’indice de prix des logements anciens a crû de 158 % entre 1996 et 2018, alors que l’indice des prix à la consommation, l’indice de prix des loyers, et le revenu disponible brut des ménages par unité de consommation ont augmenté respectivement de 34 %, 43 % et de 58 % sur la même période (figure 1). Des travaux récents ont mis en évidence les évolutions associées à cette hausse des prix immobiliers, résumables en trois points.

Premièrement, *la hausse des prix immobiliers a augmenté l’effort financier nécessaire pour accéder à la propriété*. Le prix de la résidence principale achetée représente ainsi en moyenne 4,7 années de revenus en 2013 contre 3,3 en 2001 (Insee, 2017). L’accession à la propriété est financée par un endettement plus important des ménages accédants : l’emprunt moyen s’élève à 3,2 années de revenus en 2013 contre 2,2 années en 2001. Cet accroissement de l’endettement se traduit par un allongement de la durée d’emprunt (19,6 années en moyenne en 2013 contre 14,7 années en 2001) et par une hausse du taux d’effort des ménages accédants (24,8 % en moyenne en 2013 contre 18 % en 2001). En particulier, le taux d’effort des accédants modestes a augmenté beaucoup plus fortement

que pour les autres accédants (de 34,6 % en 2001 à 48 % en 2013 pour le premier quartile de revenu, contre une hausse comprise entre 2,8 et 3,9 pts pour les autres quartiles).

Deuxièmement, *la hausse des prix immobiliers entraîne une accession à la propriété plus inégalitaire, et un déclin de l'accession à la propriété des jeunes ménages modestes* (Bonnet *et al.*, 2018; Arnold et Boussard, 2017). La stabilité de la part de propriétaires parmi les jeunes ménages depuis les années 1970 (environ 45 %) masque ainsi une baisse marquée pour les jeunes ménages modestes (de 32 % en 1973 à 16 % en 2013 pour le premier quartile) et une augmentation notable pour les jeunes ménages aisés (de 45 % à 66 % pour le dernier quartile). Des contributions récentes (Arrondel *et al.*, 2014a; Bonnet *et al.*, 2018) ont par ailleurs mis en évidence que l'accession à la propriété des jeunes ménages modestes est désormais très majoritairement assortie d'une aide familiale (donation, prêt, héritage...).

Troisièmement, *cette accession à la propriété plus inégalitaire entraîne une divergence des flux d'accumulation de patrimoine et un accroissement des inégalités de patrimoine* (Bonnet *et al.*, 2018; Ferrante et Solotareff, 2018). Si le patrimoine brut moyen détenu par les ménages vivant en France a doublé en euros courants entre 1998 et 2015, il a en revanche diminué pour les deux premiers déciles de patrimoine, principalement sous l'effet de la hausse des prix de l'immobilier sur la période 1998-2010. Parallèlement, le flux de patrimoine immobilier brut acquis par les primo-accédants récents stagne pour le premier quartile de jeunes ménages depuis les années 1990, et augmente fortement pour les autres quartiles.

## **3.2 Traitement des prix immobiliers dans les mesures du niveau des prix**

Le résumé ci-avant des principaux effets de la hausse des prix immobiliers suggère que celle-ci peut avoir des effets notables sur le niveau de vie des ménages et sur leur bien-être. Or, la forte hausse des prix immobiliers n'est pas reflétée par les indicateurs usuels de l'inflation, en raison des conventions sur lesquelles ils sont construits.

### **3.2.1 Prix immobiliers et indice des prix à la consommation**

L'indice des prix à la consommation (IPC) mesure la variation moyenne entre deux périodes des prix des biens et services consommés par les ménages. Cet indice prend en compte les dépenses de logement qui relèvent de la consommation : les loyers et les charges, les dépenses en énergie et les petits travaux d'entretien et de réparation. Il exclut en revanche l'investissement en logement (neuf ou ancien) et les gros travaux (Leclair *et al.*, 2019). Contrairement à la comptabilité nationale, l'IPC ne prend pas en compte les loyers imputés des propriétaires-occupants car ceux-ci ne correspondent pas à une transaction observée sur un marché. La conséquence de ces conventions de mesure est qu'*une hausse des prix immobiliers à loyers inchangés est sans effet comptable sur l'IPC*. Ces conventions sont habituellement justifiées par des arguments de neutralité développés en 4.1.

### **3.2.2 Prix immobiliers et comptabilité nationale**

La comptabilité nationale traite différemment les locataires et les propriétaires occupants :

- Les loyers payés par les ménages locataires sont comptabilisés comme une consommation de service de logement et entrent donc dans la consommation des ménages. L'indice de prix de ce poste de consommation suit l'évolution du niveau des loyers du secteur locatif privé.
- Les propriétaires occupants font l'objet d'un traitement particulier : la consommation des ménages comprend une évaluation du service de logement que les propriétaires occupants se rendent implicitement à eux-mêmes (les loyers imputés). Les loyers imputés sont évalués par référence aux loyers observés sur le marché locatif libre<sup>2</sup>. L'indice de prix de ce poste de consommation est identique à celui des loyers.
- Les achats de logements neufs sont pris en compte dans l'investissement des ménages et sont évalués en référence aux prix d'achat observés sur le marché.

Les conventions de la comptabilité nationale ont une conséquence importante sur la façon dont les évolutions des loyers et des prix immobiliers sont reflétées dans les comptes nationaux : *une hausse des prix immobiliers anciens à loyers inchangés est sans effet comptable sur les principaux indicateurs de flux de la comptabilité nationale, en particulier sur le déflateur de la consommation des ménages et le pouvoir d'achat du revenu disponible brut des ménages*. La hausse des prix immobiliers est en revanche visible dans l'investissement des ménages et dans les comptes de patrimoine, dans lesquels le patrimoine immobilier est évalué aux prix de marché.

L'objectif de la section suivante est d'explicitier les hypothèses sous-jacentes à ces conventions de mesure, et d'en examiner les conditions de validité.

## 4 Prix immobiliers et hypothèses de neutralité

### 4.1 Les raisons de l'absence de prise en compte des prix immobiliers dans l'IPC

Comme l'indique la section 3.2.1, l'IPC ignore les prix immobiliers et ne considère que les loyers et la charge qu'ils représentent pour les seuls locataires. Les prix immobiliers auxquels les accédants à la propriété font face sont donc totalement exclus de la mesure du niveau général des prix. Trois explications sont généralement avancées pour justifier ces conventions.

Un premier argument consiste à rappeler que l'indice des prix à la « consommation » porte par définition sur le champ des biens et services consommés par les ménages, et que le logement n'est pas un bien de consommation mais un bien d'investissement. Cet argument se heurte toutefois à la double nature du bien immobilier : s'il est effectivement un bien d'investissement, le logement est également un bien de consommation durable qui produit un service de logement consommé par les propriétaires-occupants ; c'est précisément cette consommation que la comptabilité nationale s'attache à retracer par la méthode des loyers imputés.

Les deux autres arguments, plus théoriques, suggèrent que l'effet *net* des prix immobiliers sur le bien-être serait nul, en raison d'effets qui se compensent, soit sur l'ensemble des ménages (neutralité entre ménages), soit sur le cycle de vie d'un ménage (neutralité sur le cycle de vie). Ces arguments sont exprimés ici sous la forme d'*hypothèses de neutralité*, dont la suite de cette étude tâchera de déterminer la pertinence.

---

2. Service de l'observation et des statistiques (2011). Ce traitement est celui recommandé par le SEC 2010 (paragraphe 3.75).

L'hypothèse de *neutralité entre ménages* entend tirer les conséquences d'une égalité comptable : à toutes les périodes, les transactions immobilières entre ménages sont nécessairement équilibrées, toute somme payée par un ménage pour un bien immobilier étant nécessairement reçue par un autre ménage. Par conséquent, une hausse des prix immobiliers se traduit par des transferts entre ménages dont la somme agrégée est nécessairement nulle puisqu'il existe une compensation monétaire exacte entre la perte des acheteurs et le gain des vendeurs. Il semble alors logique de conclure que, si la hausse des prix de l'immobilier ancien pénalise les ménages accédants, elle favorise en sens inverse les vendeurs, que les deux effets se compensent sur l'ensemble des ménages, et que la hausse des prix immobiliers n'a pas d'effet sur le niveau de vie moyen. Dès lors, les prix des logements neufs devraient être pris en compte dans les mesures du niveau des prix (car leur hausse pénalise les ménages acheteurs au profit du secteur de la construction) mais pas les prix des logements anciens.

Cet argument s'avère toutefois d'un usage problématique lorsqu'on le replace dans le contexte de la mesure du niveau de vie : il n'est en effet pas immédiat que l'équilibre comptable du marché immobilier implique que les pertes de bien-être des acheteurs soient exactement compensées par les gains de bien-être des vendeurs ; en particulier, les accédants peuvent perdre davantage à la hausse des prix que les vendeurs n'y gagnent, ou peuvent inversement y gagner si la hausse des prix leur permet de revendre plus cher plus tard. La section 4.2 prolonge les travaux existants sur cette hypothèse de neutralité.

L'hypothèse de *neutralité sur le cycle de vie* s'appuie sur l'idée que la hausse des prix immobiliers déplace du pouvoir d'achat entre les phases du cycle de vie d'un ménage, mais ne modifie pas le niveau de vie de ce ménage sur l'ensemble de son cycle de vie. Ainsi, un niveau plus élevé des prix de l'immobilier amputerait le pouvoir d'achat des ménages accédants, mais se traduirait également par un surcroît de consommation pour ces mêmes ménages plus tard dans leur cycle de vie, une fois qu'ils sont pleinement propriétaires. À première vue, cet argument paraît valable si l'achat d'un logement n'est qu'un moyen de transférer des ressources d'une période sur l'autre. En suivant cette logique, la hausse des prix immobiliers serait sans effet sur le niveau de vie : acheter en début de cycle de vie puis revendre en fin de vie 50 mètres carrés au prix unitaire de 2 000 euros ou 25 mètres carrés au prix unitaire de 4 000 euros revient dans tous les cas à transférer 100 000 euros d'une période à l'autre du cycle de vie. Cet argument se heurte toutefois, comme le premier, à la double nature du bien immobilier : le logement n'est pas uniquement un produit d'épargne, mais aussi un bien de consommation qui a une valeur d'usage instantanée croissante avec la surface, dont la diminution consécutive à la hausse des prix peut avoir un effet sur le niveau de vie<sup>3</sup>. La section 4.3 interroge formellement la compatibilité de ce statut hybride avec l'hypothèse de neutralité des prix.

## 4.2 À quelles conditions l'hypothèse de neutralité entre ménages est-elle valable ?

### 4.2.1 Hausse temporaire des prix immobiliers et neutralité entre ménages

L'hypothèse de neutralité entre ménages a été formalisée par les travaux de Bajari *et al.* (2005), qui ont établi un résultat de neutralité du bien-être agrégé aux prix immo-

---

3. En revanche, cet argument semble valable pour les actifs financiers, dont les prix sont exclus de l'IPC. Les actifs financiers n'ont en effet aucune valeur d'usage, et leur achat permet uniquement de se constituer une réserve de valeur en vue de la consommation future.

biliers. Les auteurs ont proposé un modèle dans lequel les agents maximisent leur utilité intertemporelle en arbitrant entre consommation d'un bien composite, investissement immobilier et épargne liquide. Dans le cadre de ce modèle, les auteurs montrent qu'une hausse *temporaire* des prix dans l'ancien a un effet nul au premier ordre sur le bien-être agrégé (le modèle et le résultat sont rappelés dans l'annexe A). L'intuition de ce résultat a été donnée précédemment : lorsque les prix augmentent de façon temporaire par rapport à une situation de référence, la perte des acheteurs est par définition égale au gain des vendeurs. Il suffit alors de retirer aux vendeurs la plus-value qu'ils ont réalisée et de la transférer aux acheteurs pour que chaque agent retrouve le niveau de bien-être de la situation de référence.

#### 4.2.2 Quelles conséquences pour la mesure du niveau de vie ?

Bien que le résultat de Bajari *et al.* (2005) paraisse solide et conforme à l'intuition, nous pensons néanmoins que sa portée pratique est réduite du point de vue du statisticien qui souhaite mesurer les effets de la hausse des prix immobiliers sur le niveau de vie, pour deux raisons.

Premièrement, ce résultat repose sur trois hypothèses restrictives dont les auteurs soulignent eux-mêmes l'importance. Tout d'abord, il n'est valable que pour les transactions portant sur des logements anciens ; la hausse des prix implique bien une perte de bien-être pour les ménages acquérant un logement neuf. Ensuite, il dérive d'une approximation linéaire d'ordre 1 associée à une faible variation des prix immobiliers, plus nécessairement valable lorsque la hausse des prix est forte. Enfin, les auteurs supposent qu'il n'y a pas de contraintes de crédit. Les auteurs reconnaissent que l'introduction de contraintes de crédit et de fortes variations des prix immobiliers modifierait considérablement l'analyse des effets sur le bien-être agrégé, et que leur résultat ne serait plus nécessairement valable.

Deuxièmement, Bajari *et al.* (2005) ne considèrent qu'une hausse *temporaire* des prix, ce qui revient à négliger le fait que le logement est un bien d'investissement, avec une dimension intertemporelle. Le résultat de neutralité n'est plus valable dans le cas d'une hausse *permanente* des prix immobiliers, qui a deux types d'effets : des effets redistributifs en première période qui se compensent effectivement sur l'ensemble des ménages (le gain des vendeurs est bien égal à la perte des acheteurs), et des effets complexes sur l'ensemble du cycle de vie des individus, faisant intervenir leurs préférences, et dont aucun argument théorique ne garantit qu'ils se compensent sur l'ensemble des ménages. L'effet d'une hausse des prix sur le bien-être agrégé des ménages n'est donc pas nul lorsque cette hausse est permanente, et son signe est indéterminé. Une démonstration formelle de ce résultat est proposée dans l'annexe A.3.

Cette différence entre hausse temporaire et hausse permanente des prix immobiliers met en évidence le problème méthodologique essentiel que la nature de bien d'investissement du logement pose au statisticien des prix : contrairement aux autres biens et services, l'observation des prix contemporains n'est pas suffisante pour estimer en temps réel la variation du coût de la vie induite par la hausse des prix immobiliers. Il faudrait au contraire aller au-delà de la mesure des prix courants et faire des hypothèses sur les prix futurs, ce qui sort du cadre de l'activité normale de production statistique. Nous concluons que l'effet net de la hausse des prix immobiliers sur le niveau de vie moyen est non nul et indéterminé dans le cas général (car sa mesure requiert des hypothèses sur les prix futurs), et ce quand bien même les effets contemporains de cette hausse sur le bien-être se compensent entre ménages.



### 4.3 À quelles conditions l’hypothèse de neutralité sur le cycle de vie est-elle valable ?

Cette section propose un modèle stylisé de cycle de vie des propriétaires-accédants, afin de déterminer sous quelles conditions l’hypothèse de neutralité sur le cycle de vie pourrait être confirmée. Nous retenons délibérément un cadre théorique qui ne modélise pas les contraintes de crédit. Nous concluons que cette hypothèse de neutralité est incompatible avec la double nature du logement, bien de consommation durable et bien d’investissement.

Avant d’étudier la neutralité sur le cycle de vie, il importe de distinguer deux notions : la hausse des prix et l’inflation immobilière. La *hausse des prix immobiliers* désigne l’augmentation des prix à *toutes les périodes* par rapport à une situation de référence. Cette hausse correspond à la différence entre les niveaux des prix  $p_a$  et  $p_b$  sur la figure 2, cette différence étant constante au cours des périodes 1 et 2. L’*inflation immobilière* désigne l’augmentation des prix *entre deux périodes*, et correspond au passage des prix immobiliers de la période 2 de  $p_b$  à  $p_b(1 + \pi)$  sur la figure 2.

#### 4.3.1 Un modèle simplifié de cycle de vie

Chaque agent vit deux périodes (activité et retraite), chacune composée de  $D$  années, au cours desquelles il consomme un bien composite  $c$  et un service de logement qui dépend des caractéristiques du logement occupé. Les caractéristiques du logement sont résumées par un index uni-dimensionnel  $h$ , appelé *taille du logement*, et le flux de service de logement est proportionnel à cette taille. Ces consommations procurent chaque année à l’individu une utilité instantanée notée  $u(c, h)$ . La fonction  $u$  est supposée vérifier les conditions d’Inada (1963)<sup>4</sup> et être homogène de degré 1<sup>5</sup>. Les utilités instantanées sont agrégées dans une utilité intertemporelle  $U$  :

$$U = \sum_{t=1}^{2D} \beta^t u(c_t, h_t)$$

avec  $0 < \beta < 1$  le facteur d’escompte.

Pour simplifier, nous faisons l’hypothèse que les niveaux de consommation de bien composite et de logement sont constants au sein de chacune des deux périodes, ce qui permet de réécrire l’utilité intertemporelle sous la forme d’un modèle à deux périodes :

$$U = u(c_1, h_1) + \tilde{\beta} u(c_2, h_2) \text{ avec } \tilde{\beta} = \beta^D$$

Dans la suite,  $\tilde{\beta}$  sera noté  $\beta$ . Le bien composite est choisi comme numéraire : son prix vaut donc 1 pour les deux périodes. Le prix d’achat au mètre carré, exogène, est noté  $p$  en première période et égal à  $(1 + \pi)p$  en seconde période, où  $\pi$  désigne l’inflation immobilière entre les deux périodes. Chaque agent reçoit un revenu  $w$  en première période et  $(1 + g)w$  en deuxième période, avec  $-1 < g < 0$ .

4. En particulier, on suppose que  $\lim_{c \rightarrow 0} u_c(c, h) = +\infty$ ,  $\lim_{h \rightarrow 0} u_h(c, h) = +\infty$ ,  $\lim_{c \rightarrow +\infty} u_c(c, h) = 0$  et  $\lim_{h \rightarrow +\infty} u_h(c, h) = 0$ .

5. Les conclusions des parties 4.3, 5 et 6 restent valables si  $u$  est homogène de degré quelconque strictement positif. Si  $u$  est homogène de degré  $\rho > 0$ , il suffit de réécrire les programmes avec  $U^{\frac{1}{\rho}}$  comme fonction objectif pour retrouver les résultats présentés ici.

### 4.3.2 Programme du propriétaire-occupant

**Hypothèses** Le programme du propriétaire-occupant est construit sur les hypothèses suivantes :

- Le propriétaire doit respecter à chaque période une contrainte budgétaire instantanée, exprimée en termes annuels. La contrainte budgétaire est identique pour toutes les années d'une période donnée.
- Au cours de la première période, l'individu fait l'acquisition d'un logement en s'endettant, et le conserve en seconde période. Cette hypothèse implique que la surface du logement  $h$  est la même au cours des deux périodes.
- Le financement de l'achat immobilier est assuré par un prêt amortissable, de durée  $D$  et de taux  $r$  supposé exogène. L'annuité  $M(h, p, r, D)$  associée à l'achat d'un bien de valeur  $ph$  est définie par la relation suivante :

$$M(h, p, r, D) = ph \frac{r(1+r)^D}{(1+r)^D - 1} = \gamma(r, D)ph$$

Le paramètre  $\gamma(r, D)$ , désormais noté  $\gamma$ , résume les conditions financières de l'accession à la propriété.  $\gamma p$  correspond au *coût surfacique effectif* du logement.

- Au cours de la seconde période, l'agent augmente ses revenus en empruntant chaque année un montant constant, puis rembourse l'ensemble de ses dettes à la fin de la dernière année de la seconde période, en revendant son logement au prix  $(1 + \pi)ph$ . Cette hypothèse permet de prendre en compte l'enrichissement que constitue l'accession à la propriété. Ainsi, au cours de la  $i$ ème année de la seconde période, l'individu emprunte un montant  $M$  au taux  $r$  et remboursera un montant  $M(1 + r)^{D-i}$  à la fin de la  $D$ ème année. Le montant  $M$  vérifie donc la relation :

$$(1 + \pi)ph = \frac{(1+r)^D - 1}{r} M, \text{ soit } M = \eta(1 + \pi)ph$$

avec  $\eta = \eta(r) = \frac{r}{(1+r)^D - 1}$ .

**Modélisation** Le programme du propriétaire-occupant s'écrit :

$$\max_{c_1, c_2, h \geq 0} [u(c_1, h) + \beta u(c_2, h)]$$

sous les contraintes

$$\begin{aligned} c_1 + \gamma ph &= w \\ c_2 &= (1 + g)w + \eta(1 + \pi)ph \end{aligned} \tag{1}$$

**Résolution** Le lagrangien associé s'écrit :

$$\begin{aligned} \mathcal{L}^P &= U - \lambda_1(c_1 + \gamma ph - w) \\ &\quad - \lambda_2(c_2 - (1 + g)w - \eta(1 + \pi)ph) \end{aligned}$$

où  $U(c_1, c_2, h) = u(c_1, h) + \beta u(c_2, h)$ ,  $\lambda_1$  et  $\lambda_2$  désignent les multiplicateurs de Lagrange associés aux contraintes.

Les conditions du premier ordre s'écrivent :

$$\begin{aligned}
u_c(c_1^*, h^*) &= \lambda_1 \\
\beta u_c(c_2^*, h^*) &= \lambda_2 \\
U_h(c_1^*, c_2^*, h^*) &= u_h(c_1^*, h^*) + \beta u_h(c_2^*, h^*) = p(\lambda_1 \gamma - \lambda_2 \eta(1 + \pi))
\end{aligned} \tag{2}$$

### 4.3.3 Neutralité sur le cycle de vie et double nature des biens immobiliers

Dans cette section, nous analysons sous quelles conditions l'hypothèse de neutralité sur le cycle de vie peut être vérifiée. Dans le cadre du modèle ci-avant, cette hypothèse se reformule ainsi : *le niveau d'utilité des agents sur l'ensemble de leur cycle de vie n'est pas modifié par une hausse des prix immobiliers*. Si l'on note  $V^P(p, w)$  l'utilité intertemporelle indirecte du programme du propriétaire, cette neutralité s'exprime par la condition  $\frac{\partial V^P}{\partial p} = 0$ .

Dans un premier temps, on utilise le théorème de l'enveloppe pour déterminer l'effet d'une faible hausse des prix immobiliers sur le bien-être :

$$\begin{aligned}
\frac{\partial V^P}{\partial p} &= \frac{\partial \mathcal{L}^P}{\partial p} \\
&= -h^*(\lambda_1 \gamma - \lambda_2 \eta(1 + \pi)) \\
&= -h^* \left( \frac{1}{p} U_h(c_1^*, c_2^*, h^*) \right) \text{ d'après la condition 2} \\
&= -\frac{h^*}{p} (u_h(c_1^*, h^*) + \beta u_h(c_2^*, h^*))
\end{aligned}$$

L'intuition de ce résultat est la suivante : lorsque les prix immobiliers augmentent par rapport à une situation de référence, l'individu est mécaniquement contraint de réduire sa surface de logement afin de respecter la contrainte budgétaire de première période. Il est donc amené à vivre dans un logement plus petit. Sa perte de bien-être est alors proportionnelle à l'utilité marginale du logement sur son cycle de vie ( $u_h(c_1^*, h^*) + \beta u_h(c_2^*, h^*)$ ).

Dans un second temps, nous établissons à quelle condition l'hypothèse de neutralité est vérifiée :

$$\begin{aligned}
\frac{\partial V^P}{\partial p} = 0 &\iff \frac{\partial \mathcal{L}^P}{\partial p} = 0 \\
&\iff -\frac{h^*}{p} U_h(c_1^*, c_2^*, h^*) = 0 \\
&\iff U_h(c_1^*, c_2^*, h^*) = 0^6
\end{aligned}$$

L'hypothèse de neutralité sur le cycle de vie est vérifiée si et seulement si l'utilité marginale du logement est nulle. Cela signifie que le logement n'a pas de valeur d'usage, mais sert uniquement de support d'épargne, auquel cas le programme du propriétaire se simplifie en un problème classique de lissage intertemporel de la consommation. Cette condition entre en contradiction avec le double statut du logement, à la fois bien d'investissement et bien de consommation durable. Nous en concluons qu'il n'est pas possible de confirmer l'hypothèse de neutralité sur le cycle de vie sous des conditions raisonnables. À l'inverse,

---

6. Les conditions d'Inada impliquent  $\lim_{h \rightarrow 0} u(c, h) = -\infty$ , d'où  $h^* > 0$ , et par ailleurs  $p > 0$ , ce qui justifie l'équivalence.

si l'on admet que le logement a une valeur d'usage positive (*i.e.*  $U_h > 0$ ), alors le bien-être sur le cycle de vie décroît avec le niveau des prix immobiliers :

$$\frac{\partial V^P}{\partial p} = -\frac{h^*}{p} U_h(c_1^*, c_2^*, h^*) < 0$$

#### 4.4 La baisse des taux d'intérêt peut-elle compenser les effets de la hausse des prix ?

Un autre argument en faveur d'une neutralité du bien-être aux prix immobiliers serait l'effet compensateur de la baisse des taux d'intérêt (qui peut être l'une des causes de la hausse des prix). En effet, dans la mesure où la grande majorité des ménages recourent à un emprunt immobilier pour accéder à la propriété, le surcoût de l'accession induit par la hausse des prix peut être compensé par une diminution du coût du crédit immobilier. Nous examinons ici la validité de cet argument.

Dans un premier temps, on se place dans un cadre simplifié où le logement a uniquement une valeur d'usage en tant que bien de consommation durable, mais ne peut pas être revendu. Cette situation correspond au cas  $\pi = -1$  du modèle présenté en 4.3.2. Dans cette situation, une baisse des taux d'intérêt compense exactement les effets de la hausse des prix immobiliers si la contrainte 1 n'est pas modifiée, c'est-à-dire si le taux d'intérêt  $r$  varie de façon à maintenir  $\gamma p$  inchangé lorsque  $p$  augmente. On peut remarquer que cette compensation est indépendante des préférences, ce qui signifie qu'une même baisse des taux peut compenser la hausse des prix pour des individus ayant des préférences différentes. Toutefois, la portée de ce résultat est restreinte par trois limites.

Premièrement, cette compensation par les taux d'intérêt n'est possible que si la variation de  $r$  respecte la contrainte de positivité des taux nominaux, ce qui n'est pas certain dans un contexte de taux bas, et si la hausse des prix immobiliers est suffisamment marquée.

Deuxièmement, même s'il est probable qu'il y ait eu un phénomène de compensation entre hausse des prix et baisse des taux au cours des dernières décennies, il n'est pas certain que cette compensation ait été totale. Dans le cas de la France, les travaux de Arnold et Boussard (2017) concluent que cela a dépendu des périodes. Comme l'illustre la figure 3, la capacité d'achat<sup>7</sup> par unité de consommation du ménage moyen a doublé en termes réels entre le début des années 1980 et la fin des années 1990, puis a diminué d'environ 20 % entre 2000 et 2008, avant de progresser d'environ 10 % entre 2008 et 2014. Une décomposition comptable indique que les évolutions des prix immobiliers et des taux d'intérêt expliquent largement les variations de la capacité d'achat, et que leurs effets ont généralement été de signe opposé (en particulier depuis le début des années 2000), ce qui suggère un mécanisme de compensation partielle. La baisse continue de la capacité d'achat entre 2000 et 2008 (au moment des fortes hausses de prix) suggère que cette compensation n'a pas été totale.

Troisièmement, cette compensation est une compensation *instantanée* qui n'assure pas la neutralité sur le cycle de vie. En effet, dans le cadre général du modèle présenté en 4.3.2,

---

7. La capacité d'achat mesure « *combien un ménage-type, gagnant le revenu disponible par unité de consommation moyen (RDB), peut emprunter, exprimé en volume de logement. Cette quantité dépend du taux d'effort, de la durée et du taux nominal de l'emprunt, du prix des logements et du RDB* » (Arnold et Boussard, 2017).

on obtient par différentiation totale puis par application du théorème de l'enveloppe :

$$\begin{aligned}
dV^P &= \frac{\partial V^P}{\partial p} dp + \frac{\partial V^P}{\partial r} dr \\
&= h^* \left( -\lambda_1 \gamma + \lambda_2 \eta (1 + \pi) \right) dp + p h^* \left( -\lambda_1 \frac{\partial \gamma}{\partial r} + \lambda_2 (1 + \pi) \frac{\partial \eta}{\partial r} \right) dr \\
&= \underbrace{-h^* \lambda_1 \left( \gamma dp + p \frac{\partial \gamma}{\partial r} dr \right)}_{\text{Effet en période 1}} + \underbrace{h^* \lambda_2 (1 + \pi) \left( \eta dp + p \frac{\partial \eta}{\partial r} dr \right)}_{\text{Effet en période 2}} \tag{3}
\end{aligned}$$

Cette décomposition fait apparaître deux termes. Le premier terme est proportionnel à la variation du coût d'acquisition du logement en première période suite aux variations des prix et des taux, le second terme reflète le surcroît de pouvoir d'achat en seconde période qui résulte de ces variations. Lorsqu'il y a compensation instantanée, le premier terme est nul ; le second terme n'est alors nul qu'à la condition que le logement soit uniquement un bien de consommation durable, et ne serve pas de support d'épargne ( $\pi = -1$ )<sup>8</sup>. Si en revanche on admet le double statut du logement, on aboutit au paradoxe suivant : *lorsqu'elle compense les effets de la hausse des prix immobiliers sur les propriétaires-accédants de façon instantanée, la baisse des taux d'intérêt a un effet strictement positif sur le bien-être sur l'ensemble du cycle de vie*. Enfin, la relation 3 permet de déterminer la variation des taux d'intérêt qui assure la neutralité sur le cycle de vie. Cette relation est plus complexe que la condition assurant une compensation instantanée, et fait notamment intervenir les préférences individuelles (via  $\lambda_1$  et  $\lambda_2$ ). Par conséquent, une même baisse des taux d'intérêt ne peut assurer la neutralité intertemporelle pour des individus ayant des préférences différentes.

## 4.5 Conclusion sur les hypothèses de neutralité

La double nature du bien immobilier rend les hypothèses de neutralité présentées dans la section 4.1 problématiques. Premièrement, un résultat de neutralité entre ménages ne peut être établi qu'en négligeant les effets dynamiques de la hausse des prix liés au fait que le logement est un bien d'investissement. Deuxièmement, un résultat de neutralité intertemporelle ne peut être établi qu'à la condition que le logement n'ait pas de valeur d'usage et ne soit qu'un produit d'épargne. Troisièmement, la baisse des taux ne permet pas d'assurer la neutralité du bien-être des ménages aux prix immobiliers : cette baisse peut éventuellement compenser les effets de la hausse des prix sur les ménages accédants pendant la période d'accession, mais ces ménages bénéficient alors d'un surcroît de pouvoir d'achat sur la seconde partie de leur cycle de vie.

Ces résultats ont été obtenus sous des hypothèses générales sur la fonction d'utilité, et n'aboutissent à aucune formule explicite de ce que devrait être un déflateur pertinent du revenu nominal. L'annexe C traite ce point en repartant du modèle précédent avec des préférences Cobb-Douglas, tout en l'insérant dans un cadre d'analyse dynamique en présence de générations successives.

---

8. On montre en effet que la condition  $\gamma dp + p \frac{\partial \gamma}{\partial r} dr = 0$  implique  $\eta dp + p \frac{\partial \eta}{\partial r} dr > 0$  (voir annexe B) : dans le cas d'une compensation exacte en première période, le surcroît de pouvoir d'achat en deuxième période surcompense le surcoût du logement en première période.

## 5 Hétérogénéité des effets de la hausse des prix immobiliers

Nous complétons l'analyse précédente sur la neutralité en étudiant les effets hétérogènes d'une hausse des prix immobiliers sur le bien-être. Afin de rendre l'approche plus réaliste, nous ajoutons des contraintes supplémentaires au programme du propriétaire et considérons le statut d'occupation (locataire ou propriétaire) comme une dimension du choix de l'individu. Ce modèle enrichi se décompose alors en trois programmes :

- Le programme auquel l'individu fait face s'il devient propriétaire ;
- Le programme auquel l'individu fait face s'il devient locataire ;
- Le choix du statut d'occupation (locataire ou propriétaire).

### 5.1 Modèle général

#### 5.1.1 Enrichissement du programme du propriétaire

Le modèle présenté en 4.3.2 est enrichi par l'ajout de deux contraintes :

- Une contrainte d'endettement : le taux d'endettement en première période (défini comme le ratio de l'annuité et du revenu) doit respecter un plafond noté  $\bar{\tau}$  ;
- Une contrainte de surface minimale : la surface du logement doit être supérieure à une surface minimale  $\underline{h}$ . Cette contrainte est justifiée par le fait que les biens immobiliers ne sont pas infiniment divisibles. L'accession à la propriété n'est donc possible que si l'individu est en mesure d'acheter le bien de surface minimale, au prix  $ph$ .

Les contraintes d'endettement et de surface minimale impliquent que la surface du logement acquis par le propriétaire  $h^*$  doit être comprise entre  $\underline{h}$  et  $\bar{h}(p, w) \equiv \frac{\bar{\tau}w}{\gamma p}$ . Si, pour un niveau de revenu  $w$ , le niveau des prix immobiliers  $p$  dépasse la valeur  $\bar{p}(w) \equiv \frac{\bar{\tau}w}{\gamma \underline{h}}$ , alors le programme du propriétaire n'admet pas de solution. Le prix  $\bar{p}(w)$  est appelé *prix d'éviction du marché immobilier*. De façon symétrique, on définit  $\underline{w}(p) \equiv \frac{\gamma p \underline{h}}{\bar{\tau}}$  comme le *revenu d'entrée dans le marché immobilier* : pour un niveau de prix immobilier  $p$ ,  $\underline{w}(p)$  correspond au revenu en-dessous duquel l'individu ne peut pas accéder à la propriété.

**Modélisation** Le programme enrichi du propriétaire s'écrit :

$$\max_{c_1, c_2, h \geq 0} [u(c_1, h) + \beta u(c_2, h)]$$

sous les contraintes

$$c_1 + \gamma ph = w \tag{4}$$

$$c_2 = (1 + g)w + \eta(1 + \pi)ph \tag{5}$$

$$\gamma ph \leq \bar{\tau}w \tag{6}$$

$$h \geq \underline{h} \tag{7}$$

Les conditions du premier ordre s'écrivent :

$$\begin{aligned}
u_c(c_1^*, h^*) &= \lambda_1 \\
\beta u_c(c_2^*, h^*) &= \lambda_2 \\
u_h(c_1^*, h^*) + \beta u_h(c_2^*, h^*) &= p(\lambda_1 \gamma - \lambda_2 \eta(1 + \pi) + \lambda_3 \gamma) - \lambda_4 \\
\lambda_3 (\gamma p h^* - \bar{\tau} w) &= 0 \\
\lambda_4 (h^* - \underline{h}) &= 0
\end{aligned}$$

où  $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$  et  $\lambda_4$  désignent les multiplicateurs de Lagrange associés aux contraintes.

Trois cas peuvent se présenter : aucune des contraintes 6 et 7 n'est saturée, seule la contrainte d'endettement est saturée, seule la contrainte de surface minimale est saturée<sup>9</sup>.

Deux points sont à noter :

- Dans le cas où la contrainte 7 n'est pas mordante, l'utilité intertemporelle indirecte du propriétaire, notée  $V^P(p, w)$ , est de la forme  $V^P(p, w) = w \tilde{V}^P(p)$ .
- À  $w$  donné, l'une des contraintes (endettement ou surface minimale) est saturée à partir d'un niveau de prix immobilier  $\tilde{p}$ .

### 5.1.2 Programme du locataire

**Hypothèses** Le programme du locataire est construit sur les hypothèses suivantes :

- L'agent choisit en début de première période ses niveaux de consommation et la taille de son logement pour les périodes 1 et 2. La taille du logement peut être ajustée sans coût. Le loyer au mètre carré est noté  $l$  et ne varie pas entre les deux périodes.
- Le locataire doit respecter à chaque période une contrainte budgétaire instantanée.
- Le locataire est soumis à une contrainte de taux d'effort : la part du loyer dans le revenu doit être inférieure au plafond  $\bar{\tau}$  au cours des deux périodes. Ce plafond est égal au plafond d'endettement du programme du propriétaire-occupant.
- Par souci de simplicité, et contrairement au cas du propriétaire, le locataire n'est pas soumis à une contrainte de surface minimale. Cette hypothèse ne modifie aucun des résultats qualitatifs de cette étude. Les effets de l'introduction d'une contrainte de surface minimale dans le programme du locataire sont analysés dans la partie D.1 de l'annexe.

**Modélisation** Le programme du locataire s'écrit :

$$\max_{c_1, c_2, h_1, h_2 \geq 0} [u(c_1, h_1) + \beta u(c_2, h_2)]$$

sous les contraintes

$$\begin{aligned}
c_1 + lh_1 &= w \\
c_2 + lh_2 &= (1 + g)w \\
lh_1 &\leq \bar{\tau} w \\
lh_2 &\leq \bar{\tau} w(1 + g)
\end{aligned}$$

---

9. A noter que les deux contraintes peuvent être saturées simultanément uniquement dans le cas particulier où  $p = \bar{p}(w)$ .

Les conditions du premier ordre s'écrivent :

$$\begin{aligned}
u_c(c_1^*, h_1^*) &= \lambda_1 \\
\beta u_c(c_2^*, h_2^*) &= \lambda_2 \\
u_h(c_1^*, h_1^*) &= \lambda_1 l + \lambda_3 l \\
\beta u_h(c_2^*, h_2^*) &= \lambda_2 l + \lambda_4 l \\
\lambda_3(lh_1^* - \bar{\tau}w) &= 0 \\
\lambda_4(lh_2^* - \bar{\tau}w(1 + g)) &= 0
\end{aligned}$$

où  $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$  et  $\lambda_4$  désignent les multiplicateurs de Lagrange associés aux contraintes.

La linéarité des contraintes en les variables de choix et le revenu et l'homogénéité de  $u$  impliquent que l'utilité intertemporelle indirecte du locataire notée  $V^L(l, w)$  peut s'écrire  $V^L(l, w) = w\tilde{V}^L(l)$ , y compris dans le cas où l'une des contraintes de taux d'effort est saturée.

### 5.1.3 Choix du statut d'occupation

L'individu choisit le statut d'occupation qui lui procure la plus grande utilité intertemporelle indirecte. Il devient propriétaire si  $V^P \geq V^L$ , et locataire sinon. L'utilité intertemporelle qui résulte de ce choix, notée  $V(P, w)$  avec  $P = (p, l)$ , est définie par la relation :

$$V(P, w) = \max(V^P(p, w), V^L(l, w))$$

**Choix du statut d'occupation en l'absence de contraintes d'endettement et de surface minimale** La figure 4 illustre le choix du statut d'occupation en fonction du niveau des prix immobiliers  $p$ , dans un modèle sans contraintes d'endettement et de surface minimale.  $V^L$  ne varie pas en fonction de  $p$  car les prix immobiliers n'entrent pas dans le programme du locataire. Le niveau de prix immobilier  $\hat{p}$  correspond au point d'intersection des courbes  $V^P$  et de  $V^L$ . Lorsque  $p < \hat{p}$ , l'individu choisit le statut de propriétaire; lorsque  $p > \hat{p}$ , il choisit celui de locataire. Puisque  $V^P(p, w) = w\tilde{V}^P(p)$  et  $V^L(l, w) = w\tilde{V}^L(l)$ ,  $V(P, w) = w \max(\tilde{V}^P(p), \tilde{V}^L(l))$ . On en conclut *qu'à prix immobilier fixé et en l'absence de contraintes d'endettement et de surface minimale, le choix du statut d'occupation ne dépend pas du revenu.*

**Choix du statut d'occupation en présence de contraintes d'endettement et de surface minimale** La figure 5 illustre le choix du statut d'occupation en présence des contraintes d'endettement et de surface minimale. La courbe  $V^P$  n'est définie que pour des prix en-deça du prix d'éviction, car l'individu ne peut pas accéder à la propriété lorsque  $p > \bar{p}(w)$ . L'individu est donc nécessairement locataire pour  $p > \bar{p}(w)$ . La courbe en pointillés représente l'utilité indirecte du propriétaire en l'absence de contraintes. Selon les positions relatives des prix  $\tilde{p}$ ,  $\bar{p}$ , et  $\hat{p}$ , l'effet des contraintes sur le choix du statut d'occupation peut être nul (cas 1 de la figure 5), se traduire par un report vers la location à partir d'un niveau de prix plus faible (cas 2), ou encore par une éviction du marché immobilier (cas 3).



## 5.2 Hausse des prix immobiliers, bien-être et effet d'éviction du marché immobilier

Dans un premier temps, nous étudions comment la hausse des prix immobiliers affecte l'utilité indirecte des agents, à revenu fixé. Nous analysons le profil de la perte d'utilité d'abord en l'absence des contraintes d'endettement et de surface minimale, puis en présence de ces dernières. Sur chacune des figures 6 à 9, le panneau du haut (resp. du bas) représente l'utilité indirecte (resp. la perte d'utilité indirecte) en fonction du niveau des prix immobiliers. Le niveau de prix et le niveau d'utilité indirecte dans la situation de référence (en l'absence de hausse des prix immobiliers) sont notés  $\underline{p}$  et  $V_0$ .

La figure 6 illustre la perte d'utilité consécutive à une hausse des prix immobiliers  $p$ , dans un modèle sans contraintes d'endettement et de surface minimale. Lorsque  $p$  croît entre  $\underline{p}$  et  $\hat{p}$ , l'individu continue à opter pour la propriété, mais en retire une utilité de plus en plus faible (car l'utilité indirecte du propriétaire est une fonction décroissante de  $p$ , cf. 4.3.3). La perte d'utilité est donc croissante sur  $[\underline{p}, \hat{p}]$ . Au-delà de  $\hat{p}$ , l'individu choisit d'être locataire, donc son utilité indirecte n'est plus affectée par les hausses des prix. La perte d'utilité induite par la hausse des prix immobiliers est donc constante à partir de  $\hat{p}$ .

Lorsqu'on introduit les contraintes d'endettement et de surface minimale, trois cas peuvent se présenter selon les positions relatives des prix  $\tilde{p}$ ,  $\bar{p}$ , et  $\hat{p}$ , elles-mêmes dépendantes du revenu. Le premier cas (figure 7) est identique au cas en l'absence de contraintes d'endettement et de surface, car l'individu choisit d'être locataire avant d'être touché par les contraintes du marché immobilier. Dans le deuxième cas (figure 8), la perte d'utilité est supérieure ou égale à celle observée dans le cas sans contrainte. Dans le troisième cas (figure 9), l'individu est exclu du marché immobilier lorsque les prix dépassent le seuil d'éviction  $\bar{p}$  : la perte d'utilité présente alors une discontinuité.

## 5.3 Hétérogénéité des effets de la hausse des prix immobiliers avec le revenu

### 5.3.1 Effets d'une hausse permanente des prix immobiliers

Dans cette section, nous étudions comment les effets d'une hausse des prix immobiliers sur le bien-être varient en fonction du revenu. Nous analysons le profil de la perte d'utilité d'abord en l'absence des contraintes d'endettement et de surface minimale, puis en introduisant ces dernières. Nous obtenons trois résultats. Premièrement, les effets de la hausse des prix immobiliers sont homogènes selon le revenu en l'absence des contraintes propres au marché immobilier. Deuxièmement, les pertes de bien-être deviennent hétérogènes selon le revenu en présence de ces contraintes et sont maximales pour des niveaux de revenu intermédiaires. Troisièmement, les pertes de bien-être présentent un profil en U inversé ou en marche d'escalier selon que la hausse des prix induit ou non un effet d'éviction du marché immobilier.

Les figures de cette section, en échelle logarithmique, illustrent les effets de la hausse des prix immobiliers sur le bien-être au cours du cycle de vie. Dans chaque figure, le panneau du haut représente l'utilité indirecte du propriétaire en fonction du revenu pour deux niveaux des prix immobiliers  $p_a$  et  $p_b$  (avec  $p_b > p_a$ ), ainsi que l'utilité indirecte du locataire  $V^L(l, w)$ . Le choix des individus dans le scénario  $p_a$  (resp.  $p_b$ ) est surligné en bleu (resp. en rouge). Le panneau du bas représente la perte de bien-être induite par la hausse des prix immobiliers de  $p_a$  à  $p_b$  ; cette perte, en valeur absolue, est exprimée en différence logarithmique.

En l'absence des contraintes propres au marché immobilier, les utilités indirectes du propriétaire et du locataire sont proportionnelles au revenu, donc le choix du statut d'occupation ne dépend pas du revenu, à prix fixé. Les figures 10 et 11 illustrent les deux cas possibles lorsque les prix de l'immobilier augmentent de  $p_a$  à  $p_b$  : soit les individus changent de statut et deviennent locataires (figure 10), soit ils restent propriétaires, et ce, quel que soit leur revenu (figure 11). Dans les deux cas, la perte relative de bien-être ne dépend pas du revenu.

Nous montrons maintenant comment les contraintes propres au marché immobilier impliquent une hétérogénéité des effets de la hausse des prix immobiliers sur le bien-être. Cette hétérogénéité résulte de deux mécanismes. Premièrement, les individus les plus modestes sont exclus du marché immobilier dans toutes les situations, et ne sont donc pas touchés par la hausse des prix immobiliers. Deuxièmement, les individus de revenu intermédiaire peuvent être touchés par un *effet d'éviction du marché immobilier* qui induit une perte de bien-être plus élevée que pour les individus aisés (qui, eux, peuvent toujours accéder à la propriété).

Afin de simplifier l'exposé, nous nous concentrons sur la situation la plus plausible, celle dans laquelle l'élasticité-prix non compensée de la demande de logement du propriétaire est comprise entre -1 et 0<sup>10</sup>. Deux cas peuvent alors se présenter, selon que la contrainte d'endettement ou la contrainte de surface minimale est saturée au voisinage à droite de  $w$ . Les conclusions étant qualitativement identiques, seul le premier cas sera traité dans le texte, le second cas l'est en annexe D.5.

Nous nous plaçons dans le cas où la contrainte d'endettement est saturée lorsque le revenu  $w$  est supérieur au revenu d'entrée dans le marché immobilier  $w^a$  dans le scénario  $p_a$ . L'hypothèse sur l'élasticité-prix de la demande de logement du propriétaire implique que la contrainte d'endettement reste saturée dans le scénario de prix  $p_b$ <sup>11</sup>. Les effets de la hausse des prix immobiliers sur le bien-être présentent un profil en U inversé ou en marche d'escalier selon que la hausse des prix induit ou pas un effet d'éviction du marché immobilier.

En l'absence d'effet d'éviction du marché immobilier, les pertes de bien-être présentent un *profil en marche d'escalier*, illustré par la figure 12 :

- La hausse des prix immobiliers est sans effet sur le bien-être des individus de revenus modestes (inférieur à  $w^a$ ), car ils sont contraints d'être locataires dans les deux scénarios de prix.
- Les individus de revenus intermédiaires (revenu compris entre  $w^a$  et  $w^b$ ) choisissent d'être locataires dans le scénario de prix  $p_b$  ; leur perte de bien-être est non nulle et constante (en proportion du revenu).
- En raison de l'homogénéité des programmes, les individus de revenu élevé (supérieur à  $w^b$ ) se reportent également vers la location, et leur perte de bien-être est identique (en proportion du revenu) à celle des individus de revenu intermédiaire.

En présence d'un effet d'éviction du marché immobilier, les pertes de bien-être présentent un *profil en U inversé*, illustré par la figure 13 :

- La hausse des prix immobiliers est toujours sans effet sur le bien-être des individus de revenus modestes.

---

10. Cette hypothèse paraît la plus plausible dans la mesure où le taux d'effort des accédants à la propriété a augmenté au cours des dernières décennies (cf. section 3), ce qui suggère que les surfaces acquises ont diminué dans une proportion inférieure à la hausse des prix.

11. La démonstration est détaillée en annexe D.3.

- Les individus de revenus intermédiaires sont cette fois contraints d’être locataires ; leur perte de bien-être est non nulle et constante (en proportion du revenu).
- Les individus de revenu élevé choisissent d’accéder à la propriété, et leur perte de bien-être est strictement inférieure (en proportion du revenu) à celle des individus de revenu intermédiaire.

**Conclusion** *Les effets de la hausse des prix immobiliers sur le bien-être en fonction du revenu présentent un profil en marche d’escalier ou en U inversé : ils sont nuls pour les individus de revenu faible, maximaux pour les individus de revenu intermédiaire, et inférieurs ou égaux à ce maximum pour des individus de revenu élevé.*

### 5.3.2 Effets de l’inflation immobilière

Dans cette section, nous étudions comment la présence d’inflation immobilière modifie le profil des effets d’une hausse des prix immobiliers sur le bien-être. Nous comparons donc une situation dans laquelle le niveau des prix immobiliers est  $p_a$  à toutes les périodes, et une situation dans laquelle il est égal à  $p_b > p_a$  en période 1 et  $(1 + \pi)p_b$  en période 2.

Lorsque l’inflation immobilière  $\pi$  augmente, la consommation en seconde période des individus ayant accédé à la propriété augmente par un effet revenu. La courbe  $V^P(p_b, w)$  se déplace donc vers le haut dans le plan  $(\log w, \log V)$ . Cela réduit la perte de bien-être des individus ayant un revenu supérieur à  $\underline{w}^b$  (figure 14), voire augmente le bien-être de ces individus si l’inflation est suffisamment élevée (figure 15). En revanche, l’inflation immobilière est sans effet sur le bien-être des individus ayant un revenu inférieur à  $\underline{w}^b$ , car ceux-ci n’ont pas pu accéder à la propriété, et ne peuvent donc pas bénéficier d’une plus-value à la revente. Nous concluons que *l’inflation immobilière accentue l’hétérogénéité des effets de la hausse des prix immobiliers sur le bien-être sur le cycle de vie, et rend plus probable la situation dans laquelle les effets de la hausse des prix sur le bien-être présente un profil en U inversé.*

## 6 Hausse des prix immobiliers et mesure du niveau des prix

Les résultats précédents suggèrent que le bien-être d’un individu sur son cycle de vie n’est pas neutre aux prix immobiliers, et que la perte de bien-être induite par une hausse des prix est hétérogène selon le revenu, en raison des contraintes propres au marché immobilier. Cette section examine dans quelle mesure un cadre théorique de mesure du niveau des prix à la Alchian et Klein (1973) permet de mesurer cette perte de bien-être, et d’en refléter correctement l’hétérogénéité. Nous concluons que ce cadre théorique se heurte à deux difficultés méthodologiques induites par la présence d’un effet d’éviction du marché immobilier.

### 6.1 Indice de prix à utilité intertemporelle constante et variation compensatrice

Nous proposons de comparer le coût de la vie dans deux situations qui ne se distinguent que par le niveau des prix immobiliers (et éventuellement l’inflation immobilière) en ayant recours au concept de variation compensatrice, définie comme la variation relative du

revenu qui maintient inchangée l'utilité indirecte d'un individu suite à une hausse des prix immobiliers. Formellement, suite à une modification des prix de  $P_a = (p_a, \pi_a)$  à  $P_b = (p_b, \pi_b)$ , la variation compensatrice est le paramètre  $\delta$  tel que  $V(P_b, w(1 + \delta)) = V(P_a, w)$ .

Cette variation compensatrice peut être directement rattachée au cadre théorique de mesure du niveau des prix développé par Alchian et Klein (1973), et en particulier à l'indice de prix à utilité intertemporelle constante qu'ils proposent. Cet indice compare deux situations sur l'ensemble du cycle de vie des individus et s'écrit :

$$IUI C_{P_b/P_a} = \frac{e(P_b, \bar{U})}{e(P_a, \bar{U})}$$

avec  $e(., .)$  la fonction de dépense, c'est-à-dire le budget minimal requis pour atteindre une utilité donnée selon le niveau des prix. La variation compensatrice  $\delta$  est alors égale, à une unité près, à cet indice de prix à utilité constante :

$$\delta = IUI C_{P_b/P_a} - 1$$

Nous étudions désormais dans quelle mesure la variation compensatrice (ou encore un indice de prix à utilité intertemporelle constante) permet de mesurer l'effet d'une hausse des prix immobiliers sur le bien-être dans le cadre du modèle présenté précédemment, en l'absence puis en présence des contraintes propres au marché immobilier.

## 6.2 La variation compensatrice mesure-t-elle correctement la perte de bien-être ?

En l'absence des contraintes d'endettement et de surface minimale (figure 16), la variation compensatrice est égale à la perte relative d'utilité, et définie quel que soit le niveau de revenu. En effet, l'utilité indirecte étant linéaire par rapport au revenu, la définition de la variation compensatrice se réécrit :  $(1 + \delta)V(P_b, w) = V(P_a, w)$ . Il suit  $\delta = \frac{V(P_a, w)}{V(P_b, w)} - 1 \simeq \log \frac{V(P_a, w)}{V(P_b, w)} = -\Delta \log V$ . La variation compensatrice peut être déterminée graphiquement comme suit : pour un individu de revenu  $w_i$  dont l'utilité vaut  $V_i^a$  dans la situation  $P_a$  et  $V_i^b$  dans la situation  $P_b$ , la variation compensatrice est égale à la distance entre les points  $A$  et  $C$ . L'axe horizontal étant logarithmique, cette distance s'interprète comme une proportion du revenu.

L'introduction des contraintes de taux d'endettement et de surface minimale complexifie l'analyse. Comme dans la section 5.3.1, nous nous plaçons dans la situation où l'élasticité-prix non compensée de la demande de logement du propriétaire est comprise entre -1 et 0. À nouveau, deux cas peuvent se présenter, selon que la contrainte d'endettement ou la contrainte de surface minimale est saturée au voisinage à droite du revenu d'entrée  $w$ . Les conclusions étant qualitativement identiques, seul le premier cas sera traité dans le texte. Nous étudions les deux configurations possibles, correspondant à l'absence puis à l'existence d'un effet d'éviction du marché immobilier.

**En l'absence d'effet d'éviction** Dans ce cas, tous les individus choisissent d'être locataires dans le scénario  $P_b$  (figure 17). La variation compensatrice est nulle pour les individus de revenu inférieur à  $\underline{w}_a$  (qui sont locataires dans les deux scénarios de prix), et approximativement égale à la perte de bien-être pour les individus de revenu supérieur à  $\underline{w}_a$ .

**En présence d'un effet d'éviction** Dans le cas où les individus ayant des revenus inférieurs à  $w_b$  sont touchés par un effet d'éviction (figure 18), plusieurs cas sont possibles selon le niveau de revenu :

- La variation compensatrice est nulle pour les individus de revenu inférieur à  $w_a$  (qui sont locataires dans tous les cas).
- Lorsque le revenu est inférieur à  $\hat{w}_1$  ou supérieur à  $w^b$ , la variation compensatrice coïncide avec la perte de bien-être, comme lorsqu'il n'y pas d'effet d'éviction.
- Lorsque le revenu est compris entre  $\hat{w}_1$  et  $\hat{w}_2$ , la variation compensatrice n'est pas définie car il n'existe aucun niveau de revenu permettant de retrouver, dans le scénario de prix  $p_b$ , le niveau d'utilité du scénario  $p_a$  (voir annexe D.4 pour une démonstration) : si l'individu reçoit un montant inférieur à  $w_b - w$ , alors son utilité indirecte est trop basse, et elle est trop élevée si ce montant dépasse  $w_b - w$ . Cela signifie intuitivement qu'il est impossible de quantifier monétairement la perte de bien-être associée à l'impossibilité d'accéder à la propriété (ajustement à la marge extensive)<sup>12</sup>.
- Lorsque le revenu est compris entre  $\hat{w}_2$  et  $w^b$ , la variation compensatrice est bien définie mais plus faible que sur l'intervalle de revenu  $[w_a, \hat{w}_1[$ , alors même que la perte de bien-être relative est identique. Cette différence s'explique par la discontinuité de  $V(p_b, \cdot)$  au point  $w^b$  : une variation compensatrice d'un montant plus faible permet de compenser l'effet d'éviction. Cela signifie intuitivement que l'utilité marginale du revenu est très élevée pour les individus proches du seuil  $w^b$ , car une faible hausse du revenu a pour effet de solvabiliser ces individus et de leur permettre d'accéder à la propriété, associée à un niveau de bien-être plus élevé.

Lorsqu'il existe, l'effet d'éviction induit par le jeu des contraintes spécifiques au marché immobilier entraîne deux difficultés méthodologiques qui remettent en cause la pertinence du cadre théorique à la Alchian et Klein (1973) pour la mesure des effets de la hausse des prix sur les ménages évincés du marché immobilier. D'une part, à hausse de prix donnée, l'indice à utilité intertemporelle constante ne peut pas être calculé pour certains niveaux de revenus. D'autre part, cet indice aboutit à des estimations de la hausse du coût de la vie différentes pour des ménages subissant la même perte de bien-être, ce qui est contre-intuitif. Il s'agit là d'une limite générale de l'approche par la variation compensatrice, lorsque les variations des prix induisent des changements qualitatifs dans les comportements.

### 6.3 L'inflation immobilière aggrave le problème

La présence d'une inflation immobilière (c'est-à-dire une hausse continue des prix, par opposition à une hausse ponctuelle du niveau des prix) renforce les deux difficultés méthodologiques mentionnées précédemment, pour trois raisons illustrées par la figure 19.

Premièrement, *l'inflation immobilière rend ces deux difficultés méthodologiques plus fréquentes*. En effet, une inflation immobilière suffisamment forte peut faire apparaître un effet d'éviction dans une situation où une hausse seulement ponctuelle du niveau des prix

---

12. Par ailleurs, il n'est pas évident *a priori* que cette perte ne dépende pas du revenu. Un moyen de la quantifier serait de mener une expérience sur des individus évincés du marché immobilier, à qui l'on proposerait plusieurs niveaux de revenu successifs jusqu'à ce qu'ils soient aussi satisfaits que dans le scénario de prix initial. Une telle approche présenterait en outre l'avantage d'être au plus près du ressenti des individus sur leur pouvoir d'achat, donc, par extension, sur leur bien-être.

n'en avait pas provoqué. Si l'on considère une hausse des prix immobiliers de  $p_a$  à  $p_b$  sans inflation immobilière, la courbe d'utilité indirecte du propriétaire se déplace de  $V^P(p_a, w)$  à  $V^P(p_b, w)$  (courbe verte en pointillés). Tous les individus choisissent d'être locataires, il n'y a pas d'effet d'éviction du marché immobilier, et la situation est celle décrite dans le paragraphe 6.2 (figure 17). Si l'on introduit une inflation immobilière suffisamment forte, la courbe d'utilité indirecte du propriétaire passe de  $V^P(p_b, w)$  à  $V_{infl}^P(p_b, w)$  (courbe rouge). Dans cette situation, les individus de revenu compris entre  $\underline{w}^a$  et  $\underline{w}^b$  sont touchés par un effet d'éviction du marché immobilier, et les deux difficultés méthodologiques apparaissent. Sous l'hypothèse que les préférences sont non bornées, on peut démontrer que pour toute hausse des prix immobiliers, un effet d'éviction apparaît dès que l'inflation immobilière est suffisamment forte<sup>13</sup>.

Deuxièmement, *l'inflation immobilière augmente la proportion d'individus pour lesquels on rencontre ces deux difficultés méthodologiques*. En effet, la valeur de  $\hat{w}_2$  croît avec l'inflation immobilière, alors que la valeur de  $\hat{w}_1$  est inchangée. Par conséquent, l'intervalle de niveaux de revenu pour lequel la variation compensatrice n'est pas définie est d'autant plus large que l'inflation immobilière est élevée.

Troisièmement, *en présence d'inflation immobilière, l'intervalle de revenus pour lesquels la variation compensatrice n'est pas définie peut comporter des gagnants et des perdants*. Sur la figure 19, on peut constater que les individus pour lesquels la variation compensatrice n'est pas définie se décomposent en deux groupes : les individus dont le revenu est compris entre  $\hat{w}_1$  et  $\underline{w}^b$  sont perdants à la hausse des prix, tandis que les individus de revenu compris entre  $\underline{w}^b$  et  $\hat{w}_2$  sont gagnants.

## 6.4 Conclusion

En l'absence d'effet d'éviction, la variation compensatrice coïncide avec la perte de bien-être, quel que soit le revenu, et il est possible de calculer un indice de prix à utilité intertemporelle constante (à condition de pouvoir observer les prix immobiliers à toutes les périodes). En revanche, lorsque la hausse des prix induit un effet d'éviction du marché immobilier, un indice de prix à utilité intertemporelle constante reflète imparfaitement les pertes de bien-être : cet indice peut aboutir à des mesures différentes de la hausse du coût de la vie pour des individus dont les pertes de bien-être sont identiques, et peut ne pas être défini pour certains niveaux de revenu. Ces problèmes méthodologiques deviennent par ailleurs plus aigus en présence d'inflation immobilière. Il s'agit là d'un problème général : le cadre théorique d'Alchian et Klein (1973) peine à rendre compte des situations dans lesquelles les variations des prix induisent des ajustements qualitatifs (changement de statut d'occupation) plutôt que quantitatifs (modification de la surface achetée), ce qui est d'autant plus problématique qu'il s'agit des cas où les effets sur le bien-être sont maximaux.

## 7 Quelles pistes explorer ?

Cette étude aboutit à des résultats essentiellement négatifs, en ceci qu'il n'est pas possible d'affirmer que le bien-être des ménages est neutre aux prix immobiliers, que ce soit en moyenne, ou sur l'ensemble du cycle de vie. Cette conclusion amène à se demander

13. En effet, il suffit de remarquer qu'au seuil d'entrée dans le marché immobilier  $\underline{w}^b$ , l'utilité indirecte du propriétaire vaut  $u((1-\bar{\tau})\underline{w}^b, \underline{h}) + \beta u((1+g)\underline{w}^b + \eta(1+\pi)p_b \underline{h}, \underline{h})$ , de sorte que  $\lim_{\pi \rightarrow +\infty} V_{infl}^P(p_b, \underline{w}^b) = +\infty$  par hypothèse.

quelles méthodologies alternatives pourraient être développées en complément des mesures usuelles de niveau de vie et de pouvoir d'achat, pour refléter les effets des variations des prix immobiliers sur le bien-être. Il nous semble que deux directions pourraient être explorées.

La première approche consisterait à reconstituer sur le passé un indicateur de niveau de vie corrigé du coût d'acquisition du logement, à partir des données de la comptabilité nationale. Cet indicateur pourrait être défini comme le ratio du revenu disponible des ménages, net des remboursements de prêt immobiliers, et du déflateur de la consommation des ménages. Cet indicateur serait calculé par quantile, de façon à mettre en évidence l'hétérogénéité des effets des évolutions des prix immobiliers. Les paramètres pertinents (taux d'effort, taux d'accession à la propriété, montant moyen des remboursements) pourraient être calibrés à partir des différents millésimes des enquêtes Patrimoine et Logement. Cette approche aurait pour avantage de proposer une mesure du niveau de vie plus proche de la perception que les ménages contraints par la hausse des prix immobiliers ont de leur situation. Elle présente toutefois deux limites :

- Cette approche aboutirait uniquement à une mesure *instantanée* du niveau de vie, qui négligerait le statut de bien d'investissement du logement, et donc les effets décalés de la hausse des prix sur le reste du cycle de vie ;
- Elle mettrait en évidence l'augmentation du coût d'acquisition du logement, mais pas le surcroît de pouvoir d'achat induit par la revente de biens immobiliers (ou par les donations/successions le cas échéant), ce qui peut poser un problème de cohérence macroéconomique. Autrement dit, cette approche ne reflèterait que les effets négatifs de la hausse des prix immobiliers sur le niveau de vie. Il serait toutefois envisageable de prendre également en compte les effets positifs de la hausse des prix immobiliers, au prix d'hypothèses supplémentaires : comment lisser dans le temps un surcroît de pouvoir d'achat qui intervient de façon ponctuelle (revente ou succession), comment répartir la part immobilière des successions sur l'ensemble de la distribution de revenu...

Dans le prolongement de la première approche, la seconde consisterait à étudier le bien-être de ménages sur l'ensemble de leur cycle de vie, de façon à prendre en compte l'ensemble des effets de la hausse des prix sur le bien-être, éventuellement sous la forme d'un modèle de microsimulation. Cette approche permettrait de modéliser des trajectoires réalistes, et proches des situations réellement rencontrées par les ménages. Les travaux existants (notamment les articles d'Attanasio *et al.* (2009)) et la présente étude ont toutefois mis en évidence le grand nombre d'hypothèses nécessaires : données sur le niveau des prix immobiliers passés, présents et futurs, spécification des préférences des individus (notamment le facteur d'escompte  $\beta$ ), comportements immobiliers des ménages (en particulier la date de revente), espérance de vie des ménages, prise en compte des transmissions entre ménages... La complexité d'une telle approche ne doit pas être sous-estimée.

## 8 Conclusion générale

Les analyses menées dans cette étude invalident les arguments susceptibles de justifier l'absence de prise en compte des prix immobiliers dans les mesures usuelles d'inflation et de niveau de vie. La validité de l'hypothèse de neutralité entre ménages dépend du caractère permanent ou temporaire de la hausse des prix immobiliers ; cette hypothèse n'est pas confirmée lorsque la hausse est permanente en raison des effets dynamiques

qu'elle génère. Ainsi, le bien-être agrégé n'est pas neutre aux prix immobiliers dans le cas général. Au niveau individuel, la double nature du bien immobilier (bien d'investissement et bien à valeur d'usage) invalide l'hypothèse de neutralité sur le cycle de vie. Pour la même raison, la baisse des taux d'intérêt ne permet pas d'assurer la neutralité du bien-être des ménages aux prix immobiliers.

La hausse des prix a des effets hétérogènes sur le bien-être selon le revenu, qui proviennent des contraintes propres au marché immobilier. Enfin, les instruments usuels de mesure des prix dérivés du cadre théorique d'Alchian et Klein (1973) mesurent imparfaitement la perte de bien-être lorsque la hausse des prix crée un effet d'éviction du marché immobilier. En particulier, l'indétermination de la variation compensatrice *au niveau individuel* en présence d'un effet d'éviction reflète la difficulté de la théorie des indices de prix à rendre compte des ajustements qualitatifs induits par les imperfections de marché.

Justifier la neutralité du niveau de vie aux prix immobiliers est ainsi problématique ; néanmoins, il n'existe à ce stade aucune alternative convaincante. Si une telle méthodologie existait, elle se heurterait à la nécessité de combiner une mesure des prix courants et des hypothèses relatives à l'évolution des prix futurs. La tension entre ce qu'on peut et ce qu'on voudrait (ou devrait) mesurer risque de perdurer. Une piste d'approfondissement consisterait à examiner si une agrégation des préférences individuelles peut aboutir à une fonction d'utilité indirecte continue par rapport au revenu, ce qui permettrait de lever l'indétermination constatée au niveau individuel et de calculer une variation compensatrice *agrégée*. Une telle approche ne pourrait toutefois pas refléter l'hétérogénéité de situations individuelles.



## A Discussion de Bajari *et al.* (2005)

Dans cette annexe, nous rappelons le cadre général du modèle de Bajari *et al.* (2005)<sup>14</sup> ainsi que la démonstration de leur principal résultat. Nous utilisons ensuite leur modèle pour étudier les effets d'une hausse permanente des prix immobiliers.

### A.1 Le modèle

L'économie est constituée de  $T+1$  périodes et comprend deux biens, un bien composite (numéraire) et un bien de logement. À chaque période  $t = 0, \dots, T$ , l'individu consomme une quantité  $c_t$  de bien composite et investit dans une quantité  $x_t$  de logement au prix  $q_t$ . Il perçoit un salaire  $y_t$  et épargne un montant  $s_t$  dans un actif sans risque de rendement  $i_t$ . Les revenus sont taxés à un taux  $\theta$ ; la valeur de l'épargne,  $b_t$ , et la quantité de logement,  $h_t$ , se déprécient au taux  $\pi$  et  $\delta$  respectivement. La quantité de logement  $h_t$  correspond à la surface du logement que l'individu possède et occupe au cours de la période  $t$ ;  $x_t$  est donc le nombre de mètres carrés que l'individu achète ou vend au cours de la période  $t$ .

L'individu choisit sa trajectoire de consommation,  $\mathbf{c} = (c_t)_{0 \leq t \leq T}$ , son investissement immobilier net  $\mathbf{x} = (x_t)_{0 \leq t \leq T}$  et son épargne liquide  $\mathbf{s} = (s_t)_{0 \leq t \leq T}$  de sorte à maximiser la fonction d'utilité intertemporelle suivante :

$$U(\mathbf{c}, \mathbf{x}, \mathbf{s}) = \sum_{t=0}^T \beta^t u(c_t, h_t)$$

sous les contraintes :

$$c_t + q_t x_t + s_t = (1 - \theta)y_t + (1 - \theta)i_t b_t \quad (8)$$

$$b_{t+1} - b_t = s_t - \pi b_t \quad (9)$$

$$h_{t+1} - h_t = x_t - \delta h_t \quad (10)$$

pour tout  $0 \leq t \leq T$ .

L'équation 8 désigne la contrainte budgétaire instantanée, l'équation 9 (resp. 10) décrit la dynamique d'accumulation de l'épargne (resp. de logement).

Le Lagrangien associé s'écrit :

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = U & - \sum_{t=0}^T \lambda_t (c_t + q_t x_t + s_t - (1 - \theta)y_t - (1 - \theta)i_t b_t) \\ & - \sum_{t=0}^T \mu_t (b_{t+1} - b_t - s_t + \pi b_t) \\ & - \sum_{t=0}^T \gamma_t (h_{t+1} - h_t - x_t + \delta h_t) \end{aligned}$$

où  $\lambda_t$ ,  $\mu_t$  et  $\gamma_t$  désignent les multiplicateurs de Lagrange associés aux contraintes.

---

14. Nous reformulons le modèle sans l'utilisation de l'équation de Bellman afin de faciliter la lecture pour des lecteurs peu familiers de cet outil de modélisation.

Les conditions du premier ordre par rapport à  $c$ ,  $x$ ,  $s$ ,  $b$  et  $h$  donnent

$$\begin{aligned}\beta^t u_c(c_t, h_t) - \lambda_t &= 0 \\ -\lambda_t q_t + \gamma_t &= 0 \\ -\lambda_t + \mu_t &= 0 \\ \lambda_t(1 - \theta)i_t - \mu_{t-1} - \mu_t(-1 + \pi) &= 0 \\ \beta^t u_h(c_t, h_t) - \gamma_t(-1 + \delta) - \gamma_{t-1} &= 0\end{aligned}$$

Ces relations permettent de calculer le taux marginal de substitution de  $h_t$  à  $c_t$  :

$$\begin{aligned}\frac{\frac{\partial U}{\partial h_t}}{\frac{\partial U}{\partial c_t}} &= \frac{\beta^t u_h}{\beta^t u_c} \\ &= (\delta - 1)q_t + q_{t-1}((1 - \theta)i_t + 1 - \pi)\end{aligned}$$

On note  $\mathbf{c}^*(\mathbf{q}, \mathbf{y})$ ,  $\mathbf{x}^*(\mathbf{q}, \mathbf{y})$  et  $\mathbf{s}^*(\mathbf{q}, \mathbf{y})$  les solutions de ce programme, qui dépendent des processus des prix  $\mathbf{q} = (q_t)_{0 \leq t \leq T}$  et des salaires  $\mathbf{y} = (y_t)_{0 \leq t \leq T}$ . L'utilité indirecte s'écrit donc :

$$V(\mathbf{q}, \mathbf{y}) = U(\mathbf{c}^*(\mathbf{q}, \mathbf{y}), \mathbf{x}^*(\mathbf{q}, \mathbf{y}), \mathbf{s}^*(\mathbf{q}, \mathbf{y}))$$

## A.2 Effets d'une hausse temporaire des prix immobiliers

### A.2.1 Effet sur le bien-être d'un individu

Bajari *et al.* (2005) étudient une hausse temporaire des prix immobiliers à la période 0, de  $q_0$  à  $q'_0$ <sup>15</sup>. Le niveau des prix immobiliers est inchangé pour toutes les autres périodes. Quel est alors l'effet de cette hausse temporaire sur l'utilité individuelle ? Pour le savoir, on calcule la variation compensatrice  $w_0 = y'_0 - y_0$  qui rend l'individu indifférent à la hausse des prix, *i.e.* qui vérifie

$$V(q'_0, (q_t)_{1 \leq t \leq T}, y'_0, (y_t)_{1 \leq t \leq T}) = V(q_0, (q_t)_{1 \leq t \leq T}, y_0, (y_t)_{1 \leq t \leq T})$$

Dans l'écriture de  $V$  ci-dessus, on fait apparaître explicitement la dépendance de  $V$  par rapport à  $q_0$  et  $y_0$ . Par différentiation totale de  $V$  :

$$dV = \frac{\partial V}{\partial q_0} dq_0 + \frac{\partial V}{\partial y_0} dy_0 = \frac{\partial V}{\partial q_0} dq_0 + \frac{\partial V}{\partial y_0} w_0$$

Par le théorème de l'enveloppe, on obtient :

$$\begin{aligned}\frac{\partial V}{\partial q_0} &= -\lambda_0 x_0 = -x_0 u_c(c_0, h_0) \\ \frac{\partial V}{\partial y_0} &= \lambda_0(1 - \theta) = (1 - \theta) u_c(c_0, h_0)\end{aligned}$$

---

15. Les auteurs étudient en réalité une date  $t$  et considère une hausse de  $q_t$ , mais on peut fixer  $t$  à 0 sans perte de généralité.

Donc

$$\begin{aligned}
dV = 0 &\iff \frac{\partial V}{\partial q_0} dq_0 = -\frac{\partial V}{\partial y_0} w_0 \\
&\iff -x_0 u_c(c_0, h_0) dq_0 = -(1 - \theta) u_c(c_0, h_0) w_0 \\
&\iff x_0 dq_0 = (1 - \theta) w_0 \\
&\iff w_0 = \frac{x_0 dq_0}{1 - \theta}
\end{aligned} \tag{11}$$

Dans ce cadre, la variation compensatrice est égale à l'enrichissement, net de l'inflation, qui permet de maintenir inchangée la consommation de logement à la période initiale. Cette compensation ne fait pas intervenir l'utilité.

### A.2.2 Effet sur le bien-être agrégé

La formule 11 permet de calculer une variation compensatrice pour chaque individu  $i$  :  $w_{i,0} = \frac{x_{i,0} dq_0}{1 - \theta}$ . Bajari *et al.* (2005) définissent alors l'effet sur le bien-être agrégé  $W$  (*aggregate welfare adjustment*), comme la somme des variations compensatrices individuelles :

$$W = \sum_i \frac{x_{i,0} dq_0}{1 - \theta} \tag{12}$$

Le marché immobilier comprend trois types de transaction : les transactions dans l'ancien ( $x_{i,0}^o$ ), les transactions dans le neuf ( $x_{i,0}^n$ ), ou encore consacrées aux travaux ( $x_{i,0}^r$ ). Ainsi,  $x_{i,0} = x_{i,0}^o + x_{i,0}^n + x_{i,0}^r$ . Les auteurs rappellent une caractéristique essentielle du marché de l'ancien : chaque transaction fait intervenir un ménage acheteur et un ménage vendeur. Par conséquent, pour tout acheteur  $i$ , il existe un vendeur  $j$  tel que  $x_{j,0}^o = -x_{i,0}^o$ . Au niveau agrégé, les variations compensatrices s'annulent *comptablement* pour toutes les transactions dans l'ancien. Autrement dit :

$$\sum_i \frac{x_{i,0}^o dq_0}{1 - \theta} = 0 \tag{13}$$

Les formules 12 et 13 permettent d'aboutir au principal résultat des auteurs : *une hausse temporaire des prix de l'immobilier ancien est sans effet sur le bien-être des ménages au niveau agrégé*. Il n'en va pas de même pour les transactions dans le neuf et pour les travaux de réparation, pour lesquels le surcoût supporté par les ménages concernés n'est pas compensé par un surcroît de bien-être d'un autre ménage.

## A.3 Effet d'une hausse permanente des prix sur le bien-être agrégé

Dans cette section, on étudie les effets d'une hausse permanente des prix immobiliers, d'un niveau  $\mathbf{q}$  à un niveau  $\mathbf{q}'$ . La hausse est supposée identique à toutes les périodes, égale à  $dq$ , de sorte que  $\mathbf{q}' = (q_t + dq)_{0 \leq t \leq T}$

### A.3.1 Effet sur le bien-être d'un individu

On calcule la variation compensatrice à la période 0, notée  $w_0$ , définie comme la variation du revenu de la période 0 qui rend l'individu indifférent à la hausse des prix immobiliers, c'est-à-dire telle que  $V(\mathbf{q}', y_0 + w_0, (y_t)_{1 \leq t \leq T}) = V(\mathbf{q}, y_0, (y_t)_{1 \leq t \leq T})$ .

On calcule la différentielle totale de  $V$  :

$$dV = \sum_{t=0}^T \frac{\partial V}{\partial q_t} dq + \frac{\partial V}{\partial y_0} dy_0 \text{ puisque } dq_t = dq$$

Par le théorème de l'enveloppe :

$$\begin{aligned} \sum_{t=0}^T \frac{\partial V}{\partial q_t} dq &= - \sum_{t=0}^T \lambda_t x_t dq \\ &= - \sum_{t=0}^T \beta^t x_t u_c(c_t, h_t) dq \\ \frac{\partial V}{\partial y_0} dy_0 &= \lambda_0 (1 - \theta) = (1 - \theta) u_c(c_0, h_0) dy_0 \end{aligned}$$

On obtient alors :

$$dV = 0 \iff w_0 = \frac{1}{(1 - \theta) u_c(c_0, h_0)} \sum_{t=0}^T \beta^t u_c(c_t, h_t) x_t dq$$

### A.3.2 Effet sur le bien-être agrégé

La variation compensatrice  $w_{i,0}$  associée à l'individu  $i$  s'écrit :

$$w_{i,0} = \frac{1}{(1 - \theta) u_c(c_{i,0}, h_{i,0})} \sum_{t=0}^T \beta^t u_c(c_{i,t}, h_{i,t}) x_{i,t} dq$$

Dans ce cas, l'effet net sur le bien-être agrégé  $W$  peut se décomposer en deux termes :

$$\begin{aligned} W &= \sum_i w_{i,0} \\ &= \frac{1}{1 - \theta} \sum_{t=0}^T \beta^t \sum_i \frac{u_c(c_{i,t}, h_{i,t})}{u_c(c_{i,0}, h_{i,0})} x_{i,t} dq \\ &= \underbrace{\frac{1}{1 - \theta} \sum_i x_{i,0} dq}_{\text{Effet en période 0}} + \underbrace{\frac{1}{1 - \theta} \sum_{t=1}^T \beta^t \sum_i \frac{u_c(c_{i,t}, h_{i,t})}{u_c(c_{i,0}, h_{i,0})} x_{i,t} dq}_{\text{Effets sur les périodes futures}} \\ &\quad \text{= 0 dans l'ancien (13)} \qquad \qquad \qquad \text{Signe indéterminé} \end{aligned}$$

Le résultat présenté dans la section A.2 reste valable pour le premier terme (correspondant aux effets *contemporains* de la hausse des prix immobiliers). En revanche, rien ne permet d'affirmer que le second terme soit nul, ni même de déterminer son signe. Ainsi, l'effet net d'une hausse permanente des prix immobiliers sur le bien-être agrégé est non nul et de signe indéterminé dans le cas général.

## B Incompatibilité entre neutralité intertemporelle et compensation instantanée

On démontre ici que la compensation instantanée entre hausse des prix et baisse des taux (telle que définie dans la section 4.4) est incompatible avec la neutralité sur le

cycle de vie. Formellement, nous démontrons que la condition  $\gamma dp + p \frac{\partial \gamma}{\partial r} dr = 0$  implique  $\eta dp + p \frac{\partial \eta}{\partial r} dr > 0$  (cf. relation 3).

On fait l'hypothèse suivante :  $\gamma dp + p \frac{\partial \gamma}{\partial r} dr = 0$ . En écrivant  $\eta = \frac{\gamma}{(1+r)^D}$ , on a  $\frac{\partial \eta}{\partial r} = \frac{1}{(1+r)^D} \frac{\partial \gamma}{\partial r} - \frac{\gamma D}{(1+r)^{D+1}}$ , d'où

$$\begin{aligned} \eta dp + p \frac{\partial \eta}{\partial r} dr &= \frac{\gamma}{(1+r)^D} dp + \frac{p}{(1+r)^D} \left( \frac{\partial \gamma}{\partial r} - \frac{\gamma D}{1+r} \right) dr \\ &= \frac{1}{(1+r)^D} \underbrace{\left( \gamma dp + p \frac{\partial \gamma}{\partial r} dr \right)}_{=0} - \frac{p \gamma D}{(1+r)^{D+1}} dr \\ &= - \frac{p \gamma D}{(1+r)^{D+1}} dr \\ &> 0 \quad \text{car } dr < 0 \end{aligned}$$

Le résultat est également valable lorsque  $r = 0$  en prolongeant  $\gamma$  par continuité en 0 en posant  $\gamma(0) = \frac{1}{D}$ .

## C Déflateur pertinent du revenu nominal sous l'hypothèse de préférences Cobb-Douglas

Cette annexe détermine explicitement l'expression du déflateur du revenu nominal qui tient compte de l'évolution des prix immobiliers. Elle repart du modèle de la section 4.3.1 et l'insère dans une analyse dynamique en présence de générations successives.

À chaque période  $t$ , l'économie est constituée d'une seule génération d'individus qui produit le bien de consommation composite en quantité  $Y_t = Y_0(1 + \theta)^t$ , où  $\theta$  désigne le taux de progrès technique, et qui en reçoit la totalité du revenu. Le stock de mètres carrés est fixe et égal à  $\bar{L}$ . Les individus déterminent leur niveau de consommation par la maximisation de préférences Cobb-Douglas. Dans ce cas, le programme de la section 4.3.2 auquel ils font face se réécrit :

$$\max_{c_{1t}, c_{2t}, h_t \geq 0} \left[ c_{1t}^\alpha h_t^{1-\alpha} + \beta c_{2t}^\alpha h_t^{1-\alpha} \right]$$

sous les contraintes

$$\begin{aligned} c_{1t} + \gamma p_t h_t &\leq Y_t \\ c_{2t} &\leq (1 + g)Y_t + \eta(1 + \pi)p_t h_t \end{aligned}$$

où l'indice  $t$  signifie que les quantités sont relatives à la génération de la période  $t$ .

En raison des formes fonctionnelles de l'utilité considérée et des contraintes, les solutions  $c_{1t}$ ,  $c_{2t}$  et  $h_t$  vérifient  $c_{1t} \propto Y_t$ ,  $c_{2t} \propto Y_t$  et  $h_t \propto \frac{Y_t}{p_t}$ . Ainsi, l'utilité indirecte vérifie  $V_t \propto \frac{Y_t}{p_t^{1-\alpha}}$ .

Par ailleurs, la condition d'équilibre sur le marché immobilier s'écrit  $h_t = \bar{L}$ , ce qui donne  $\frac{Y_t}{p_t} \propto \bar{L}$ . Dans ce cas,  $p_t$  croît au même rythme que  $Y_t$  :  $p_t = p_0(1 + \theta)^t$ . Il suit  $V_t \propto (1 + \theta)^{\alpha t}$ , donc, lorsque  $\theta$  est faible,  $V_t$  évolue au rythme  $\alpha\theta < \theta$ , inférieur au taux de croissance du revenu.

En conclusion, ne pas tenir compte de l'évolution du prix du logement dans le déflateur du revenu nominal revient à diviser  $Y_t$  par un, puisque le prix du bien composite est égal à l'unité. Cela conduirait à sur-estimer la dynamique du niveau de vie car il faudrait un déflateur de  $Y_t$  évoluant comme  $p_t^{1-\alpha}$  pour l'évaluer correctement, qui prenne donc en compte la hausse des prix immobiliers à hauteur du poids du logement dans la fonction d'utilité.

Il est possible d'objecter que l'utilité est une mesure de bien-être contrairement aux concepts de pouvoir d'achat ou de revenu réel. Cette objection est néanmoins discutable dans le cas présent. En effet, l'hypothèse de préférences homothétiques, cardinalisées par une fonction d'utilité homogène de degré 1, a été retenue. Il s'agit du cas où mesure du bien-être et indicateurs de volume de la comptabilité nationale devraient fournir des informations cohérentes entre elles.

## D Annexe mathématique

### D.1 Introduction d'une contrainte de surface minimale dans le programme du locataire

Ce paragraphe détaille les effets de l'introduction d'une contrainte de surface minimale dans le programme du locataire, semblable à celle figurant dans le programme du propriétaire. Comme le locataire peut modifier la surface de son logement entre la première et la seconde période, il y a en réalité deux contraintes :  $h_1 \geq \underline{h}$  et  $h_2 \geq \underline{h}$ . Lorsque ces contraintes de surface minimale ne sont pas saturées, la surface de logement  $h_1^*$  consommée par le locataire en première période s'écrit :

- sous la forme  $h_1^*(l, w) = w\tilde{h}_1^*(l)$  (par homogénéité de la fonction  $u$ ) lorsque la contrainte de taux d'effort n'est pas saturée ;
- sous la forme  $h_1^*(l, w) = \frac{w\bar{\tau}}{l}$  lorsque la contrainte de taux d'effort est saturée.

Un raisonnement similaire s'applique à  $h_2^*$ . On obtient donc les formules suivantes :  $h_1^*(l, w) = w \min\left(\tilde{h}_1^*(l), \frac{\bar{\tau}}{l}\right)$  et  $h_2^*(l, w) = w \min\left(\tilde{h}_2^*(l), \frac{\bar{\tau}(1+g)}{l}\right)$

Ces solutions vérifient les contraintes de surface minimale si

$$w \geq \underline{w} = \underline{h} \max\left(\frac{1}{\min\left(\tilde{h}_1^*(l), \frac{\bar{\tau}}{l}\right)}, \frac{1}{\min\left(\tilde{h}_2^*(l), \frac{\bar{\tau}(1+g)}{l}\right)}\right)$$

Il y a donc deux cas selon que  $w$  est supérieur ou inférieur à  $\underline{w}$ .

**Cas  $w \geq \underline{w}$ .** Les contraintes de surface minimale ne sont pas saturées, et l'introduction de ces contraintes ne modifie pas la solution du programme du locataire. L'analyse est alors identique à celle présentée dans le texte.

**Cas  $w < \underline{w}$ .** Au moins une des contraintes de surface minimale est saturée. En ce cas, l'utilité indirecte du locataire notée  $V^L$  est inférieure à celle qui résulte du programme du locataire présenté dans le texte (notée  $V^L$ ). La figure 20 illustre les deux conséquences possibles de l'introduction de contraintes de surface minimale dans le modèle présenté dans le texte :

- Cas 1 : ces contraintes retardent le point de bascule vers le statut de locataire (de  $B$  vers  $B'$ ) ;

- Cas 2 : ces contraintes induisent une discontinuité dans la fonction d'utilité indirecte dans une situation où il n'y avait pas de discontinuité.

Conclusion : l'introduction de contraintes de surface minimale pour le locataire dans le modèle présenté dans le texte a pour conséquence de rendre relativement plus attractif le statut de propriétaire et de rendre plus fréquente l'existence de discontinuités dans la fonction d'utilité indirecte (et donc dans la variation compensatrice) suite à une hausse des prix immobiliers. Les conclusions qualitatives du modèle présenté dans le texte ne sont pas modifiées par l'introduction de contraintes de surface minimale dans le programme du locataire.

## D.2 Non-homogénéité de l'utilité indirecte du propriétaire lorsque la contrainte de surface minimale est saturée

On démontre ici que l'utilité indirecte du propriétaire n'est pas proportionnelle au revenu lorsque la contrainte de surface minimale est saturée. Plus précisément, nous démontrons que l'élasticité de l'utilité indirecte du propriétaire au revenu est supérieure à 1 lorsque la contrainte de surface minimale est saturée.

On suppose que la contrainte de surface minimale est saturée pour  $w$  compris entre  $\underline{w}$  et  $\bar{w}$ . On considère la dérivée logarithmique de l'utilité indirecte en fonction du revenu pour  $w < \bar{w}$  :

$$\frac{\partial \log V^P(p, w)}{\partial \log w} = \frac{w}{V^P(p, w)} \frac{\partial V^P(p, w)}{\partial w}$$

On veut établir  $\frac{\partial \log V^P(p, w)}{\partial \log w} \geq 1$  pour  $w \leq \bar{w}$ .

On montre d'abord que la fonction  $\frac{\partial V^P}{\partial w}$  est positive et décroissante avec le revenu pour  $w < \bar{w}$ . La positivité découle immédiatement des propriétés de  $U$  et des contraintes. Pour  $w < \bar{w}$ , la contrainte d'endettement n'étant pas saturée, la dérivée seconde de l'utilité indirecte en fonction du revenu s'écrit, par application du théorème de l'enveloppe :

$$\frac{\partial^2 V^P}{\partial w^2} = u''_{cc}(w - \gamma p \underline{h}, \underline{h}) + \beta(1 + g)^2 u''_{cc}\left(w(1 + g) + \eta(1 + \pi)p \underline{h}, \underline{h}\right)$$

Cette dérivée seconde est négative par concavité de  $u$ , donc la fonction  $\frac{\partial V^P}{\partial w}$  est décroissante avec le revenu pour  $w < \bar{w}$ .

On montre ensuite que  $\frac{w}{V^P(p, w)}$  est une fonction positive et décroissante de  $w$  pour  $w < \bar{w}$ . La positivité de cette fonction est immédiate. On calcule la dérivée de cette fonction par rapport à  $w$  :

$$\frac{\partial \left( \frac{w}{V^P(p, w)} \right)}{\partial w} = \frac{V^P(p, w) - w \frac{\partial V^P}{\partial w}}{(V^P(p, w))^2} \quad (14)$$

On calcule ensuite la dérivée du numérateur de la fonction précédente par rapport à  $w$  :

$$\frac{\partial \left( V^P(p, w) - w \frac{\partial V^P}{\partial w} \right)}{\partial w} = -w \frac{\partial^2 V^P}{\partial w^2}$$

Cette dérivée est positive car  $\frac{\partial^2 V^P}{\partial w^2}$  est négative (voir *supra*), donc la fonction  $V^P(p, w) - w \frac{\partial V^P}{\partial w}$  est croissante en  $w$ . Or pour  $w \geq \bar{w}$ , on a  $V^P(p, w) = w \tilde{V}^P(p)$  en raison de l'homogénéité de la fonction  $u$ , donc  $V^P(p, \bar{w}) - \bar{w} \frac{\partial V^P}{\partial w}(p, \bar{w}) = 0$  car  $\frac{\partial V^P}{\partial w}$  est continue en  $\bar{w}$ .

Par croissance de  $V^P(p, w) - w \frac{\partial V^P}{\partial w}$  en  $w$ , on en déduit que la dérivée 14 est négative pour  $w < \bar{w}$ , et que  $\frac{w}{V^P(p, w)}$  est décroissante pour  $w < \bar{w}$ .

Ainsi, les fonctions  $\frac{w}{V^P(p, w)}$  et  $\frac{\partial V^P}{\partial w}$  sont positives et décroissantes pour  $w < \bar{w}$ , la fonction  $\frac{\partial \log V^P(p, w)}{\partial \log w}$  est donc positive et décroissante en  $w$ . Or, pour  $w \geq \bar{w}$ ,  $V^P(p, w) = w \tilde{V}^P(p)$ , donc  $\frac{\partial \log V^P(p, w)}{\partial \log w} = 1$  pour  $w \geq \bar{w}$ . Par continuité, on a donc  $\frac{\partial \log V^P(p, w)}{\partial \log w} \geq 1$  pour  $w \leq \bar{w}$ .

### D.3 La même contrainte est saturée au voisinage du seuil d'entrée lorsque les prix immobiliers augmentent

Nous établissons deux résultats utiles pour la suite des démonstrations. Nous reprenons ici les notations de la section 5.3.1.

- Résultat D.1 : Lorsqu'en l'absence des contraintes 6 et 7, le taux d'endettement optimal est supérieur à  $\bar{\tau}$ , la contrainte d'endettement est saturée en présence des contraintes 6 et 7. De même, si la surface optimale est inférieure à  $\underline{h}$ , la contrainte de surface minimale est saturée en présence des contraintes 6 et 7.
- Résultat D.2 : Inversement, si en présence des contraintes 6 et 7, la contrainte d'endettement est saturée, le taux d'endettement optimal en l'absence de ces contraintes est supérieur à  $\bar{\tau}$ . De même, si en présence des contraintes 6 et 7, la contrainte de surface minimale est saturée, la surface optimale est inférieure à  $\underline{h}$  en l'absence de ces contraintes.

**Lemma D.1.** *Soit  $(c_1^*, c_2^*, h^*)$  la solution du programme du propriétaire en l'absence des contraintes 6 et 7, et  $\tau^*$  le taux d'endettement associé. Si  $\tau^* > \bar{\tau}$  et  $h^* > \underline{h}$ , alors toute solution du programme du propriétaire sous les contraintes supplémentaires 6 et 7 vérifie  $\tau = \bar{\tau}$  et  $h > \underline{h}$  lorsque  $w > \underline{w}$ . Si  $\tau^* < \bar{\tau}$  et  $h^* < \underline{h}$ , alors toute solution du programme du propriétaire sous les contraintes supplémentaires 6 et 7 vérifie  $\tau < \bar{\tau}$  et  $h = \underline{h}$  lorsque  $w > \underline{w}$ .*

*Démonstration.* On suppose d'abord  $\tau^* > \bar{\tau}$  et  $h^* > \underline{h}$ .

La résolution du programme avec les contraintes 6 et 7 ne peut aboutir au cas  $\tau < \bar{\tau}$  et  $h > \underline{h}$ . En effet, si tel était le cas, la solution correspondante vérifierait les mêmes conditions du premier ordre que la solution du programme sans les contraintes 6 et 7. Par concavité de  $U$  et convexité des contraintes, ces conditions caractérisent de façon unique le maximum, de sorte que cette solution serait égale à  $(c_1^*, c_2^*, h^*)$ , ce qui contredit  $\tau^* > \bar{\tau}$ .

Le cas  $\tau = \bar{\tau}$  et  $h = \underline{h}$  est exclu puisque  $w > \underline{w}$ .

Enfin, supposons par l'absurde que  $\tau < \bar{\tau}$  et  $h = \underline{h}$ . La fonction  $(c_1, c_2, h) \mapsto U(c_1, c_2, h)$ , continue, admet un minimum  $(\tilde{c}_1, \tilde{c}_2, \tilde{h})$  sur l'ensemble des triplets de  $\mathbb{R} \times \mathbb{R} \times [\underline{h}, h^*]$  qui respectent les contraintes 4 et 5. Puisqu'il s'agit d'un minimum,  $\tilde{h} \neq h^*$ ; par ailleurs, l'hypothèse  $\tau < \bar{\tau}$  implique  $\tilde{h} \neq \underline{h}$ . Ainsi,  $\tilde{h} \in ]\underline{h}, h^*[$ .  $(\tilde{c}_1, \tilde{c}_2, \tilde{h})$  est donc un minimum qui vérifie les mêmes conditions du premier ordre que  $(c_1^*, c_2^*, h^*)$ . Or ces conditions caractérisent la solution du programme sans les contraintes 6 et 7, donc  $(\tilde{c}_1, \tilde{c}_2, \tilde{h}) = (c_1^*, c_2^*, h^*)$ , ce qui est absurde.

La deuxième partie du lemme se démontre par des arguments analogues. □

**Lemma D.2.** *Soit  $(c_1^*, c_2^*, h^*)$  la solution du programme du propriétaire en l'absence des contraintes 6 et 7, et  $\tau^*$  le taux d'endettement associé. Soit  $(\tilde{c}_1, \tilde{c}_2, \tilde{h})$  et  $\tilde{\tau}$  les quantités*



analogues correspondant au programme du propriétaire sous les contraintes supplémentaires 6 et 7. Si  $\tilde{\tau} = \bar{\tau}$  et  $\tilde{h} > \underline{h}$ , alors  $\tau^* > \bar{\tau}$  et  $h^* > \underline{h}$  lorsque  $w > \underline{w}$ . Si  $\tilde{\tau} < \bar{\tau}$  et  $\tilde{h} = \underline{h}$ , alors  $\tau^* < \bar{\tau}$  et  $h^* < \underline{h}$  lorsque  $w > \underline{w}$ .

*Démonstration.* On traite seulement le cas  $\tilde{\tau} = \bar{\tau}$  et  $\tilde{h} > \underline{h}$ .

Le cas  $\tau^* < \bar{\tau}$  et  $h^* > \underline{h}$  est exclu car, sinon,  $(c_1^*, c_2^*, h^*)$  serait solution du programme sous les contraintes supplémentaires 6 et 7, donc  $(\tilde{c}_1, \tilde{c}_2, \tilde{h}) = (c_1^*, c_2^*, h^*)$  par unicité, ce qui contredirait  $\tilde{\tau} = \bar{\tau}$ .

En raisonnant comme dans la preuve du lemme D.1, on montre que le cas  $\tau^* < \bar{\tau}$  et  $h^* < \underline{h}$  est exclu.

Enfin, le cas  $\tau^* > \bar{\tau}$  et  $h^* < \underline{h}$  est exclu car  $w > \underline{w}$ . □

Nous établissons maintenant deux résultats utiles pour la construction des figures représentant l'utilité indirecte en présence des contraintes 6 et 7.

**Proposition D.3.** *Si, dans le scénario de prix  $p_a$ , la contrainte d'endettement est saturée pour tout revenu situé dans un voisinage à droite de  $\underline{w}^a$ , alors elle est saturée pour tout revenu supérieur à  $\underline{w}^a$ . Si en outre l'élasticité-prix non compensée de la demande de logement est supérieure à -1, alors, dans le scénario de prix  $p_b > p_a$ , la contrainte d'endettement est saturée pour tout revenu supérieur à  $\underline{w}^b$ .*

*Démonstration.* On note  $\tau^*(p, w)$  le taux d'endettement optimal en l'absence des contraintes 6 et 7. On suppose que la contrainte d'endettement est saturée pour tout revenu situé dans un voisinage de  $\underline{w}^a$  dans le scénario  $p_a$ . On en déduit par le lemme D.2 que  $\tau^*(p_a, w) > \bar{\tau}$  dans un voisinage de  $\underline{w}^a$ . Or, l'homogénéité de degré 1 de la fonction d'utilité implique que la quantité de logement acquise par le propriétaire est proportionnelle au revenu en l'absence des contraintes 6 et 7. Dans ce cas, le taux d'endettement vaut  $\tau^*(p, w) = \frac{\gamma p h^*(p, w)}{w} = \gamma p \tilde{h}^*(p)$  et ne dépend pas du revenu. On en déduit que  $\tau^*(p_a, w) = \gamma p_a \tilde{h}^*(p_a) > \bar{\tau}$  pour tout  $w > \underline{w}^a$ . Le lemme D.1 achève alors de démontrer la première partie du théorème.

D'après l'hypothèse sur l'élasticité-prix de la demande de logement, la fonction  $\tau$  est croissante en  $p$ . Comme  $p_b > p_a$ , on en déduit que pour tout  $w \geq \underline{w}^b$ ,  $\tau^*(p_b, w) \geq \tau^*(p_a, w) \geq \bar{\tau}$ . D'après le lemme D.1, la contrainte d'endettement est donc saturée dans le scénario de prix  $p_b$ . □

**Proposition D.4.** *Si la contrainte de surface minimale est saturée pour tout revenu situé dans un voisinage à droite de  $\underline{w}^a$  dans le scénario de prix  $p_a$ , et si l'élasticité-prix non compensée de la demande de logement est négative, alors dans le scénario de prix  $p_b > p_a$  la contrainte de surface est également saturée pour tout revenu situé dans un voisinage à droite de  $\underline{w}^b$ .*

*Démonstration.* On suppose que la contrainte de surface est saturée dans le scénario de prix  $p_a$  pour des niveaux de revenus compris entre  $\underline{w}^a$  et  $\tilde{w}^a$ . D'après le lemme D.2, on a donc  $h^*(p_a, w) < \underline{h}$  pour tout  $w < \tilde{w}^a$ . Soit alors une petite hausse de prix telle que  $\underline{w}^b < \tilde{w}^a$  et  $w \in [\underline{w}^b, \tilde{w}^a]$ . D'après l'hypothèse sur l'élasticité-prix de la demande, on a  $h^*(p_b, w) \leq h^*(p_a, w) < \underline{h}$ . D'après le lemme D.1, la contrainte de surface minimale est saturée pour  $w \in [\underline{w}^b, \tilde{w}^a]$ . En répétant le raisonnement pour des petites hausses de prix successives, on montre que le résultat est valide quelle que soit la valeur de  $p_b > p_a$ . □

## D.4 Non-existence de la variation compensatrice en cas d'effet d'éviction

Lorsque la hausse des prix immobiliers de  $p_a$  à  $p_b > p_a$  engendre un effet d'éviction, la variation compensatrice associée peut ne pas exister pour certains revenus. Ceci provient de la discontinuité de  $V(p_b, \cdot)$  au point  $\underline{w}^b$  et de l'inégalité  $V(p_a, \underline{w}^a) < V(p_b, \underline{w}^b)$ . Cette inégalité provient de la stricte croissance de la fonction  $p \mapsto V(p, \underline{w}(p))$  où  $\underline{w}(p) = \frac{\gamma p \underline{h}}{\tau}$ , conséquence de

$$\begin{aligned} V(p, \underline{w}(p)) &= u(c_1^*, \underline{h}) + \beta u(c_2^*, \underline{h}) \\ &= u((1 - \tau)\underline{w}(p), \underline{h}) + \beta u((1 + g)\underline{w}(p) + \eta(1 + \pi)p\underline{h}, \underline{h}) \end{aligned}$$

et de la stricte croissance de  $u$  en ses deux arguments.

## D.5 Effets d'une hausse des prix immobiliers lorsque la contrainte de surface minimale est saturée (figures 21, 22 et 23)

On considère le cas où la contrainte de surface est saturée dans un voisinage de  $\underline{w}^a$ . Cette contrainte n'est saturée que pour des revenus compris entre  $\underline{w}^a$  et  $\tilde{w}^a$ , où  $\tilde{w}^a$  désigne le seuil de revenu au-delà duquel la contrainte de surface n'est plus saturée dans le scénario de prix  $p_a$ . La saturation de la contrainte de surface minimale implique que l'utilité indirecte du propriétaire n'est pas proportionnelle au revenu sur cet intervalle<sup>16</sup>. Sous l'hypothèse que l'élasticité-prix non compensée de la demande de logement du propriétaire est strictement négative, la contrainte de surface minimale reste saturée pour des revenus compris entre  $\underline{w}^b$  et  $\tilde{w}^b$  dans le scénario de prix  $p_b$ <sup>17</sup>. Par souci de clarté, nous considérons une hausse des prix immobiliers suffisamment forte, de sorte que  $\underline{w}^b > \tilde{w}^a$ .

Les effets de la hausse des prix sur le bien-être peuvent être distingués selon trois niveaux de revenu :

- Lorsque le revenu est inférieur à  $\underline{w}^a$ , la hausse des prix est comme dans le cas où la contrainte d'endettement est saturée.
- Les individus de revenu compris entre  $\underline{w}^a$  et  $\underline{w}^b$  deviennent locataires dans le scénario de prix  $p_b$ . Ce report vers la location peut résulter d'un choix (figures 21 et 22) ou d'un effet d'éviction du marché immobilier (figure 23).
- Pour les individus de revenu  $w > \underline{w}^b$ , trois cas sont à distinguer :
  - cas 2-1 : dans le scénario  $p_b$ , les individus de revenu supérieur à  $\underline{w}^b$  choisissent d'être locataires (figure 21), alors qu'ils auraient pu être propriétaires. Cette configuration est similaire à celle de la figure 12 : les effets de la hausse sont donc identiques.
  - cas 2-2 : lorsque le revenu est compris entre  $\underline{w}^b$  et  $\tilde{w}^b$ , l'accès à la propriété reste possible malgré la hausse des prix, néanmoins, la contrainte de surface minimale ne permet pas de substituer du bien composite au logement, diminuant ainsi l'utilité procurée par la propriété par rapport à une situation où cette contrainte serait levée. Dans ce cas, il existe un niveau de revenu  $\hat{w}^b$  en-dessous duquel le statut de locataire est préférable à celui de propriétaire (figure 22). La perte d'utilité subie lorsque le revenu se situe dans l'intervalle  $[\tilde{w}^a, \underline{w}^b]$  se prolonge donc jusqu'au point  $\hat{w}^b$ , puis décroît jusqu'en  $\tilde{w}^b$  avant de se stabiliser.

16. La démonstration est détaillée en annexe D.2.

17. La démonstration est détaillée en annexe D.3.

- cas 2-3 : malgré la contrainte de surface, l'utilité du propriétaire pour des revenus supérieurs à  $\underline{w}^b$  reste supérieure, suite à une hausse des prix, à celle du locataire (figure 23). Cette situation est caractéristique d'un effet d'éviction touchant les revenus proches mais inférieurs au revenu d'entrée  $\underline{w}^b$  du scénario de prix  $p_b$ . Cet effet d'éviction est à l'origine de la discontinuité de la perte d'utilité au point  $\underline{w}^b$ .

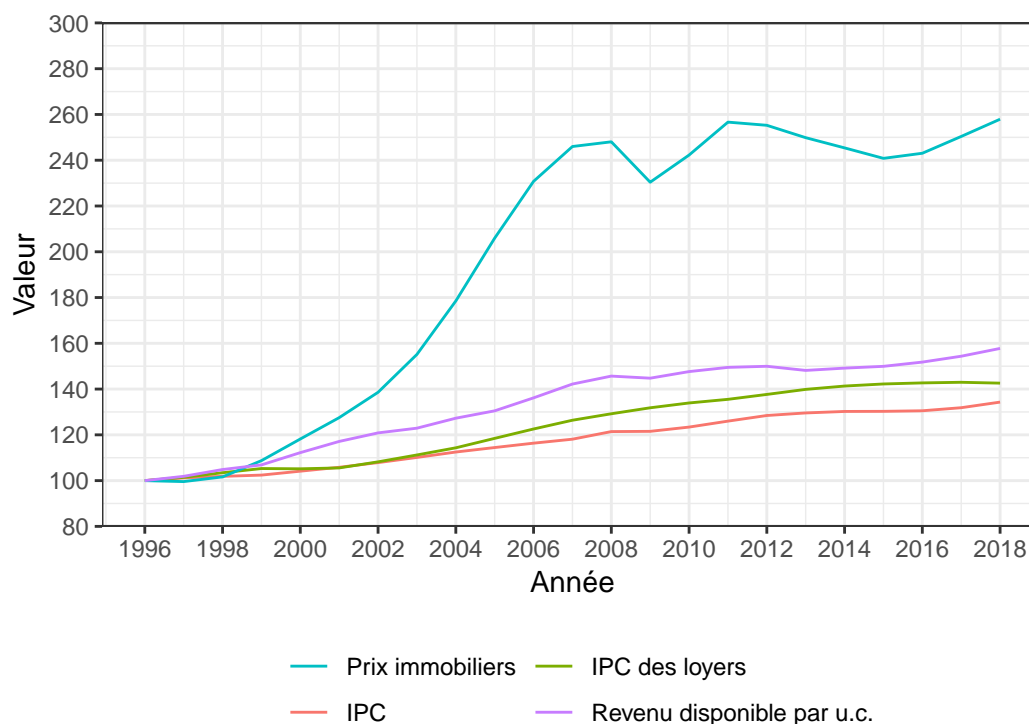
## Références

- ALCHIAN, A. A. et KLEIN, B. (1973). On a correct measure of inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 5(1):173–191.
- ARNOLD, C. et BOUSSARD, J. (2017). Les conditions de logement en france. édition 2017. dossier 2 : L'accès à la propriété en recul depuis la crise de 2008. *Insee Références*.
- ARRONDEL, L., GARBINTI, B. et MASSON, A. (2014a). Inégalités de patrimoine entre générations : les donations aident-elles les jeunes à s'installer ? *Économie et Statistique*, 472(1):65–100.
- ARRONDEL, L., LAMARCHE, P. et SAVIGNAC, F. (2014b). Consommation et patrimoine des ménages : au-delà du débat macroéconomique. . . . *Économie et Statistique*, 472(1): 21–48.
- ARRONDEL, L., LAMARCHE, P. et SAVIGNAC, F. (2015). Wealth Effects on Consumption across the Wealth Distribution : Empirical Evidence. Working papers 552, Banque de France.
- ATTANASIO, O., BOTTAZZI, R., LOW, H., NESHEIM, L. et WAKEFIELD, M. (2012). Modelling the Demand for Housing over the Lifecycle. *Review of Economic Dynamics*, 15(1):1–18.
- ATTANASIO, O., LEICESTER, A. et WAKEFIELD, M. (2011). Do House Prices Drive Consumption Growth? The Coincident Cycles Of House Prices And Consumption In The Uk. *Journal of the European Economic Association*, 9(3):399–435.
- ATTANASIO, O. P., BLOW, L., HAMILTON, R. et LEICESTER, A. (2009). Booms and Busts : Consumption, House Prices and Expectations. *Economica*, 76(301):20–50.
- BAJARI, P., BENKARD, C. L. et KRAINER, J. (2005). House prices and consumer welfare. *Journal of Urban Economics*, 58(3):474–487.
- BERGER, D., GUERRIERI, V., LORENZONI, G. et VAVRA, J. (2018). House Prices and Consumer Spending. *Review of Economic Studies*, 85(3):1502–1542.
- BERRY, S., LEVINSOHN, J. et PAKES, A. (1995). Automobile prices in market equilibrium. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, pages 841–890.
- BONNET, C., GARBINTI, B. et GROBON, S. (2018). Rising inequalities in access to home ownership among young households in france, 1973-2013. *Economie et Statistique*, 500(1):117–138.
- BRYAN, M. F., CECCHETTI, S. G. et O'SULLIVAN, R. (2001). Asset prices in the measurement of inflation. *De Economist*, 149(4):405–431.
- CAMPBELL, J. Y. et COCCO, J. F. (2007). How do house prices affect consumption? Evidence from micro data. *Journal of Monetary Economics*, 54(3):591–621.
- CHAUVIN, V. et DAMETTE, O. (2010). Effets de richesse : le cas français. *Économie et Statistique*, 438(1):111–140.

- CHAUVIN, V. et MUELLBAUER, J. (2018). Consommation, patrimoine des ménages et marché immobilier en France. *Économie et Statistique*, 500-501-502(1):157–178.
- DIEWERT, W. E. (2009). Durables and Owner-Occupied Housing in a Consumer Price Index. *In Price Index Concepts and Measurement*, NBER Chapters, pages 445–500. National Bureau of Economic Research, Inc.
- DOUGHERTY, A. et VAN ORDER, R. (1982). Inflation, housing costs, and the consumer price index. *The American economic review*, 72(1):154–164.
- FERRANTE, A. et SOLOTAREFF, R. (2018). Les revenus et le patrimoine des ménages. édition 2018. vue d’ensemble. entre 1998 et 2015, le patrimoine double, mais diminue pour les 20% les moins dotés. *Insee Références*.
- GARNER, T. I. et VERBRUGGE, R. (2009). Reconciling user costs and rental equivalence : Evidence from the US consumer expenditure survey. *Journal of Housing Economics*, 18(3):172–192.
- GOBILLON, L. et LE BLANC, 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*, pages 15–45.
- GODEFROY, P. (2018). Trois versions du taux d’effort en matière de logement. Document de travail de la DSDS 1803, Insee.
- GOODHART, C. (2001). What weight should be given to asset prices in the measurement of inflation ? *The Economic Journal*, 111(472):335–356.
- INADA, K.-I. (1963). On a two-sector model of economic growth : Comments and a generalization. *The Review of Economic Studies*, 30(2):119–127.
- INSEE, éditeur (2017). *Les conditions de logement en France : Edition 2017*. Insee Références. Insee.
- KAPLAN, G., MITMAN, K. et VIOLANTE, G. L. (2016). Non-durable Consumption and Housing Net Worth in the Great Recession : Evidence from Easily Accessible Data. CEPR Discussion Papers 11255, C.E.P.R. Discussion Papers.
- KAPLAN, G., MITMAN, K. et VIOLANTE, G. L. (2017). The Housing Boom and Bust : Model Meets Evidence. NBER Working Papers 23694, National Bureau of Economic Research, Inc.
- KIYOTAKI, N., MICHAELIDES, A. et NIKOLOV, K. (2011). Winners and losers in housing markets. *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(2-3):255–296.
- KONÜS, A. A. (1939). The problem of the true index of the cost of living. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, pages 10–29.
- LECLAIR, M., ROUGERIE, C. et THÉLOT, H. (2019). Le logement dans l’indice des prix à la consommation. *Insee Focus n°152*.
- LEQUILLER, F. (1997). L’indice des prix à la consommation surestime-t-il l’inflation ? *Economie et statistique*, 303(1):3–32.

- LI, W. et YAO, R. (2007). The life-cycle effects of house price changes. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(6):1375–1409.
- MAGNIEN, F. et POUGNARD, J. (2000). Les indices à utilité constante : une référence pour mesurer l'évolution des prix. *Economie et Statistique*, 335(1):81–94.
- POLLAK, R. A. (1989). *The theory of the cost-of-living index*. Oxford University Press on Demand.
- POLLAK, R. A. (1998). The consumer price index : a research agenda and three proposals. *Journal of Economic Perspectives*, 12(1):69–78.
- SANZ, A. S. et CRISTINI, A. (2011). Do House Prices Affect Consumption ? A Comparison Exercise. Economics Series Working Papers 589, University of Oxford, Department of Economics.
- SAXENA, K. et WANG, P. (2017). How do house prices affect household consumption growth over the life cycle ? Working papers, University of New South Wales.
- SERVICE DE L'OBSERVATION ET DES STATISTIQUES (2011). Note méthodologique du compte du logement. Rapport technique, Ministère de l'Ecologie, du Développement Durable, des Transports et du Logement.
- SILLARD, P. (2017). Indices de prix à la consommation. Rapport technique F1706, Insee.
- TRIPLETT, J. E. (2001). Should the cost-of-living index provide the conceptual framework for a consumer price index? *The Economic Journal*, 111(472):311–334.
- TURVEY, R. (1999). True cost of living indexes. *In 5th meeting of the Ottawa Group*.
- VERBRUGGE, R. (2008). The Puzzling Divergence Of Rents And User Costs, 1980–2004. *Review of Income and Wealth*, 54(4):671–699.

FIGURE 1 – Évolution des prix immobiliers, de l'indice des prix à la consommation, de l'IPC des loyers et du revenu disponible brut par unité de consommation (1996 = 100)



Source : Insee et calculs des auteurs.

FIGURE 2 – Hausse des prix et inflation immobilière

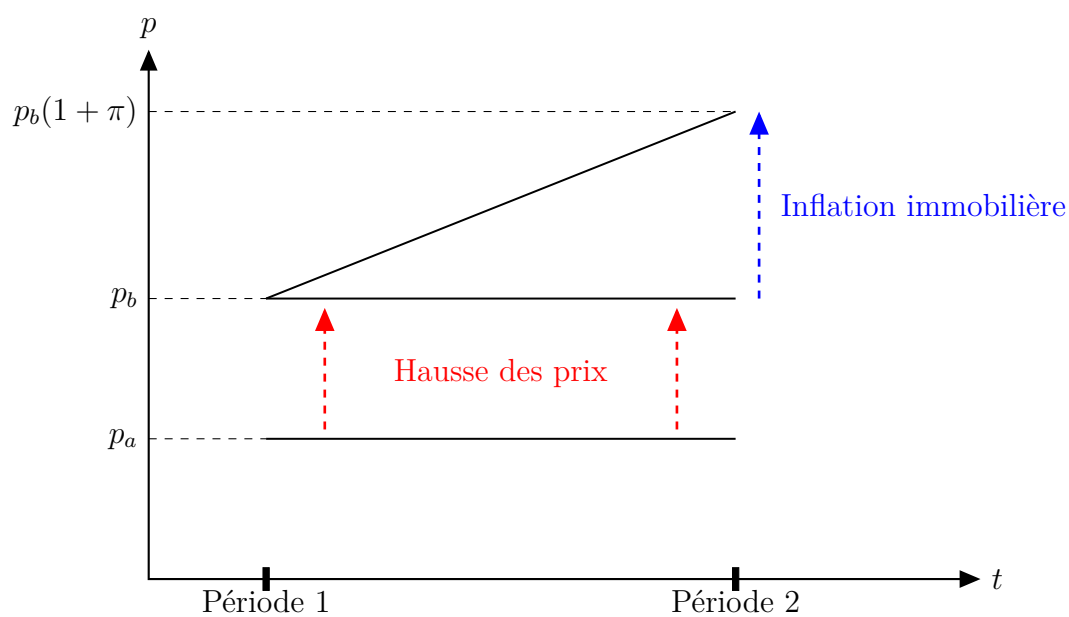


FIGURE 3 – Capacité d’achat à crédit des ménages et ses contributions depuis 1975 (Arnold et Boussard, 2017)

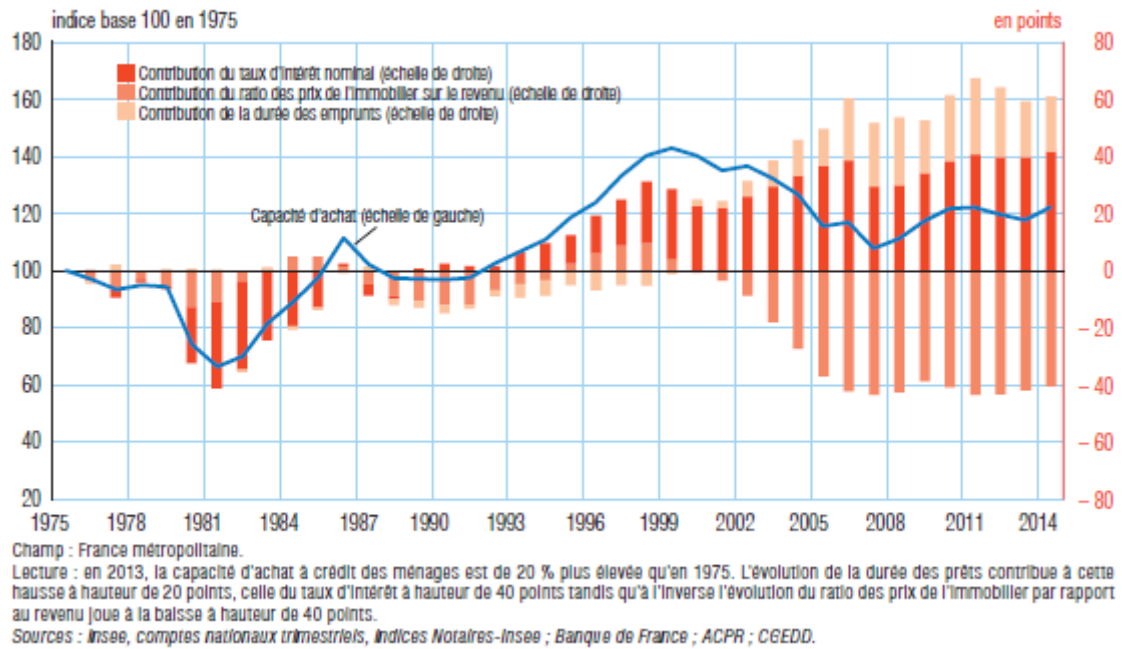
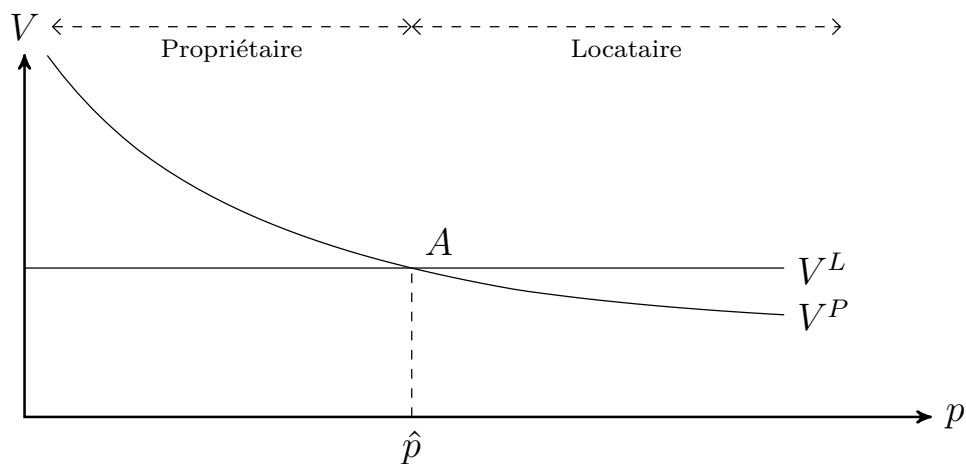


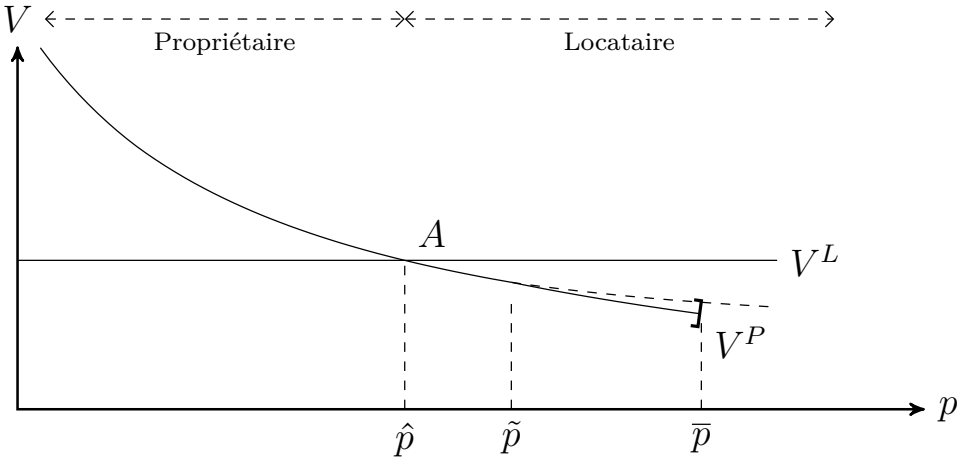
FIGURE 4 – Choix du statut d’occupation, sans contraintes d’endettement et de surface minimale



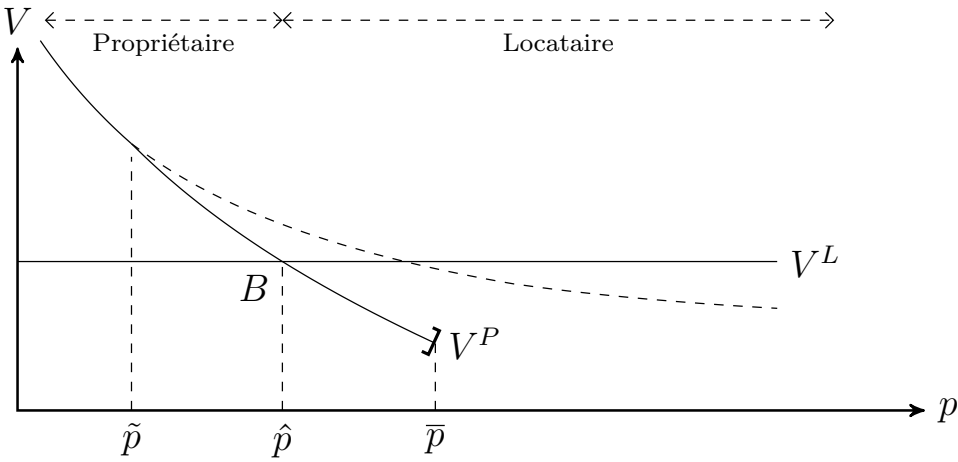
Note : la forme décroissante de  $V^P$  découle de 4.3.3.



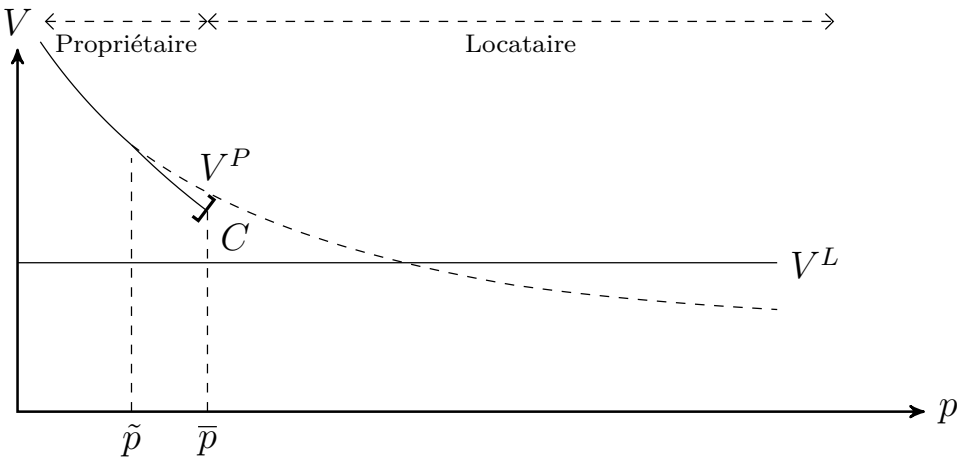
FIGURE 5 – Choix du statut d’occupation, avec contraintes d’endettement et de surface minimale



(a) cas 1



(b) cas 2



(c) cas 3

FIGURE 6 – Effets de la hausse des prix immobiliers sur le bien-être, sans contraintes d’endettement et de surface minimale

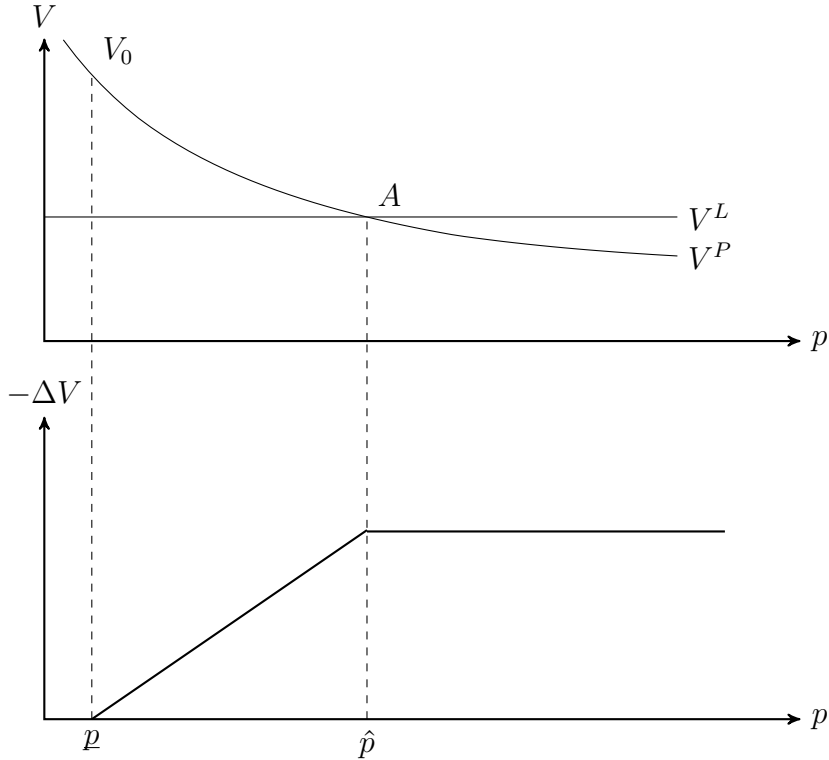


FIGURE 7 – Effets de la hausse des prix immobiliers sur le niveau de vie, cas 1

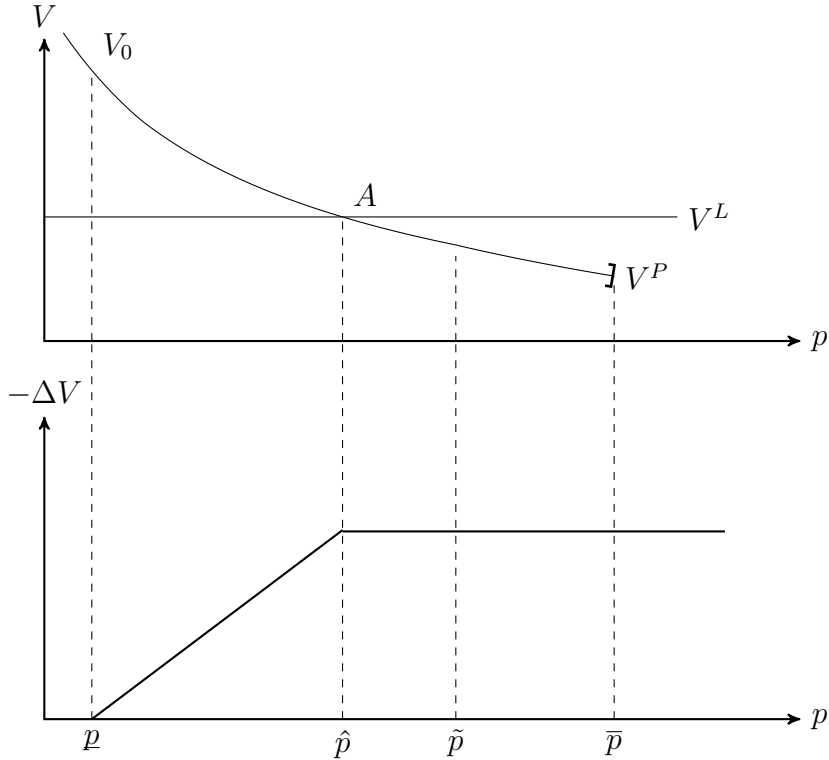


FIGURE 8 – Effets de la hausse des prix immobiliers sur le niveau de vie, cas 2

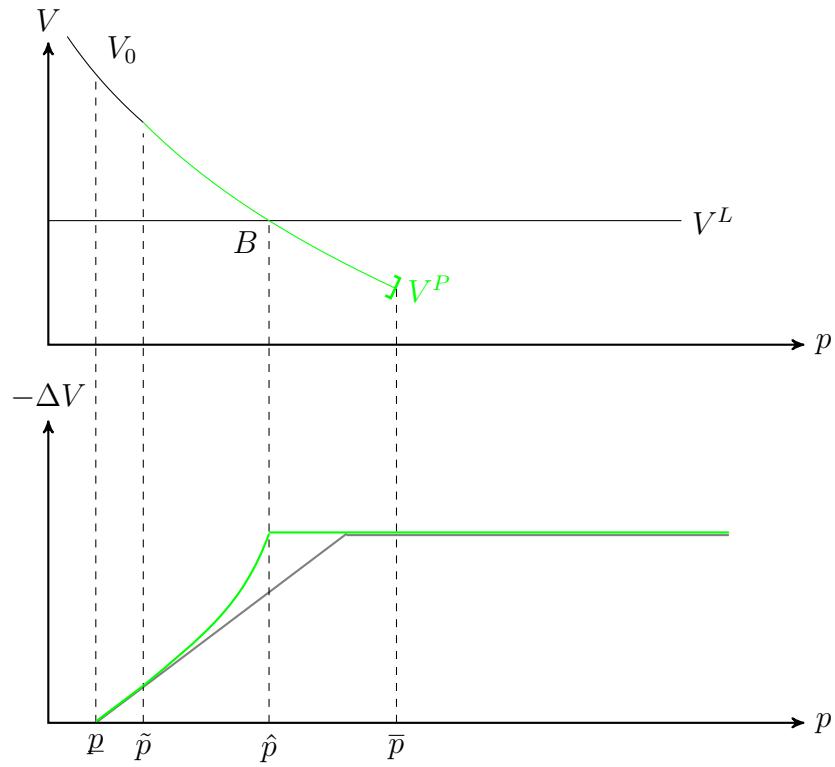


FIGURE 9 – Effets de la hausse des prix immobiliers sur le niveau de vie, cas 3

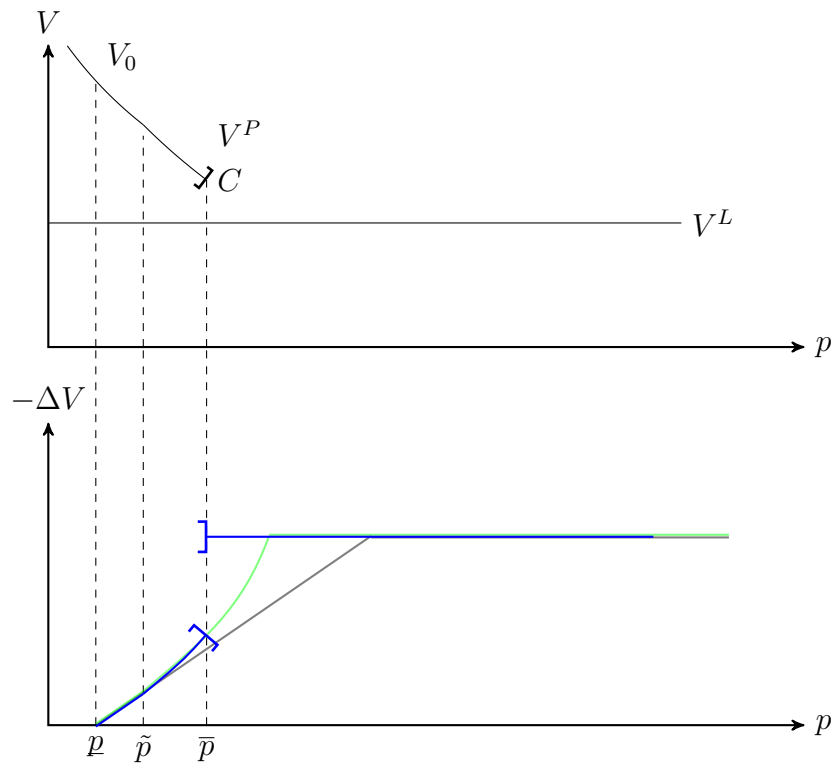


FIGURE 10 – Effets d’une hausse des prix sur le bien-être en l’absence de contraintes, cas 1

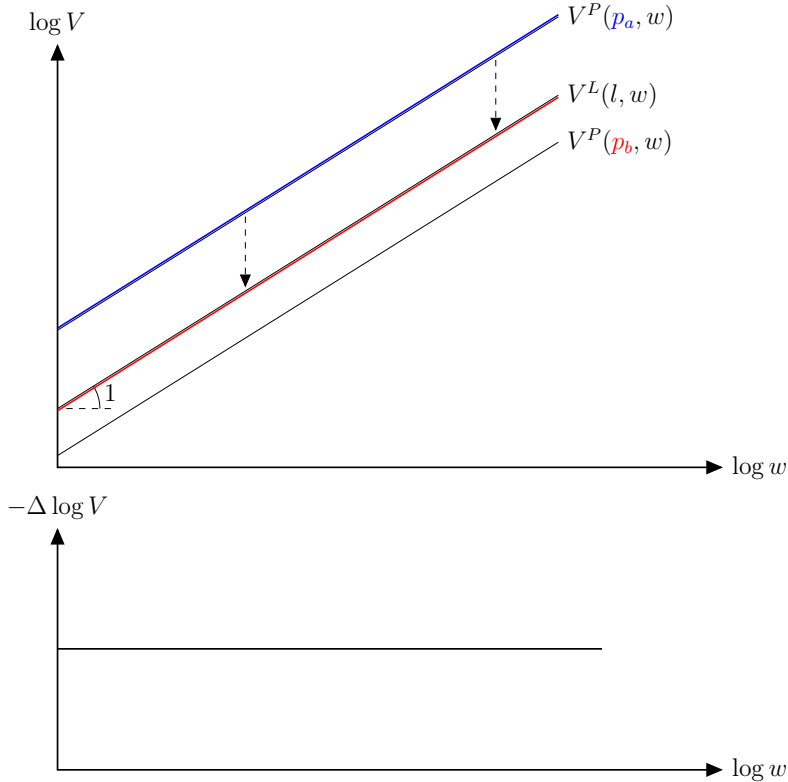


FIGURE 11 – Effets d’une hausse des prix sur le bien-être en l’absence de contraintes, cas 2

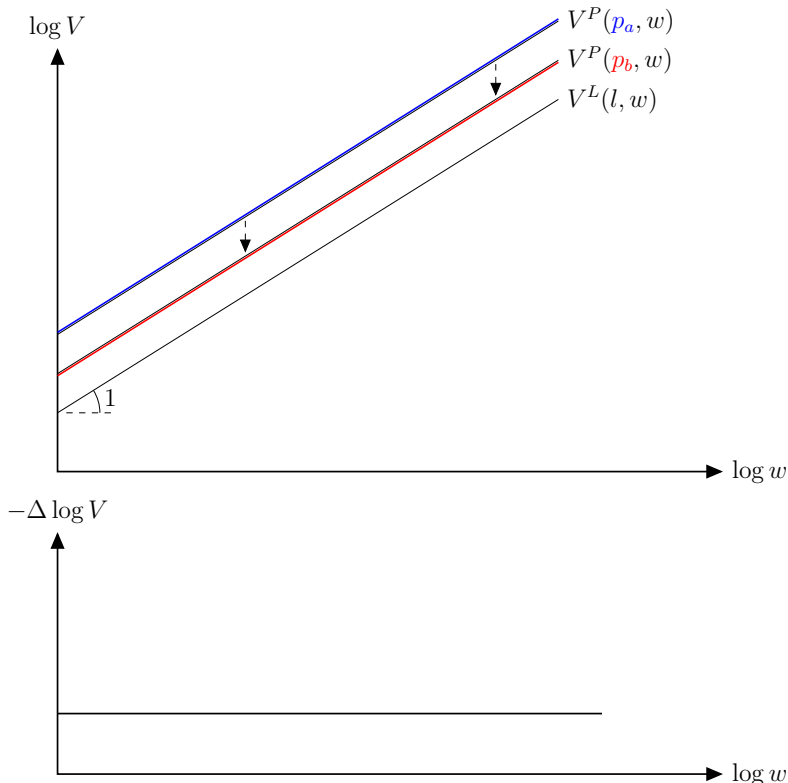


FIGURE 12 – Effets d’une hausse des prix sur le bien-être (contrainte d’endettement saturée, sans effet d’éviction)

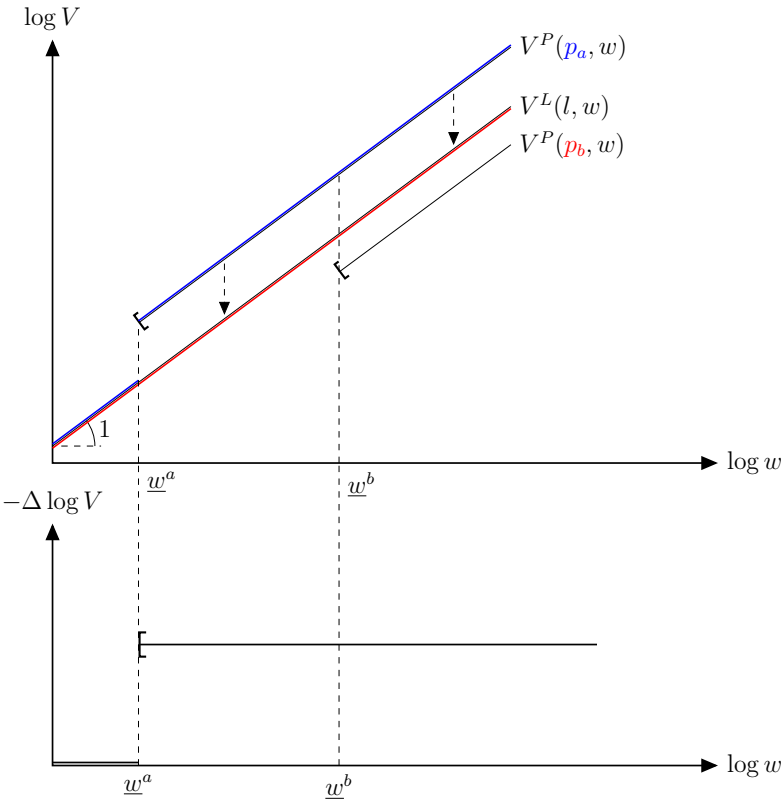


FIGURE 13 – Effets d’une hausse des prix sur le bien-être (contrainte d’endettement saturée, avec effet d’éviction)

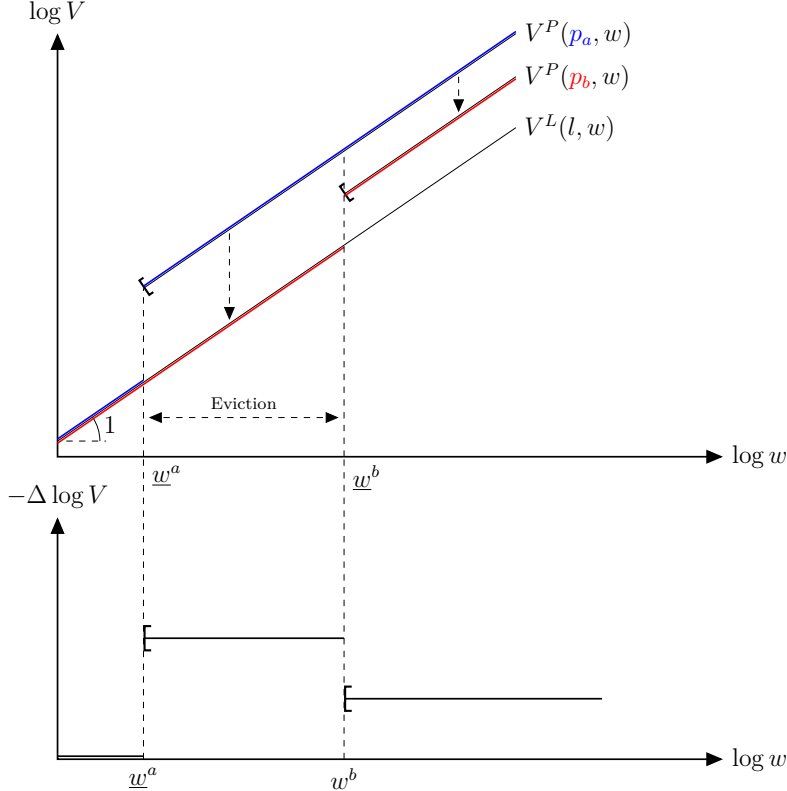


FIGURE 14 – Effets sur le bien-être d’une hausse des prix et d’une inflation immobilière faible (contrainte d’endettement saturée)

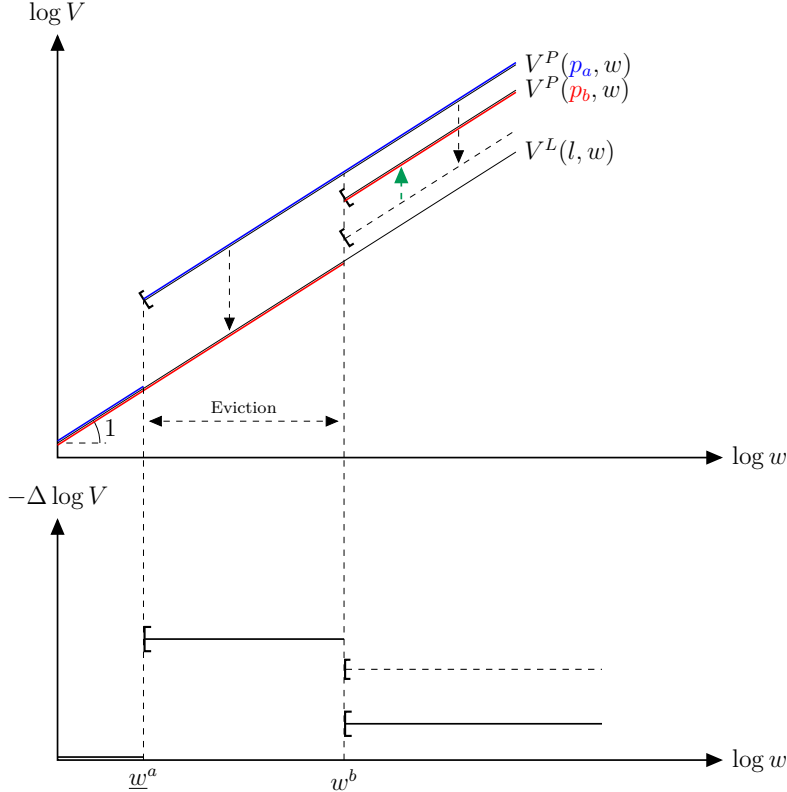


FIGURE 15 – Effets sur le bien-être d’une hausse des prix et d’une inflation immobilière forte (contrainte d’endettement saturée)

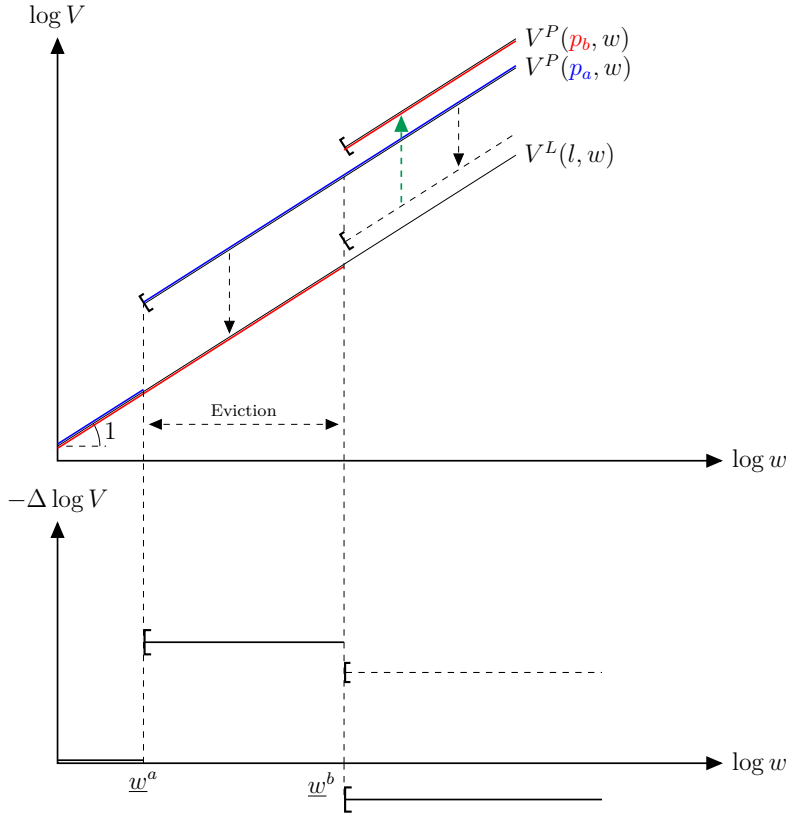


FIGURE 16 – Effets d’une hausse des prix sur le bien-être et variation compensatrice en l’absence de contraintes

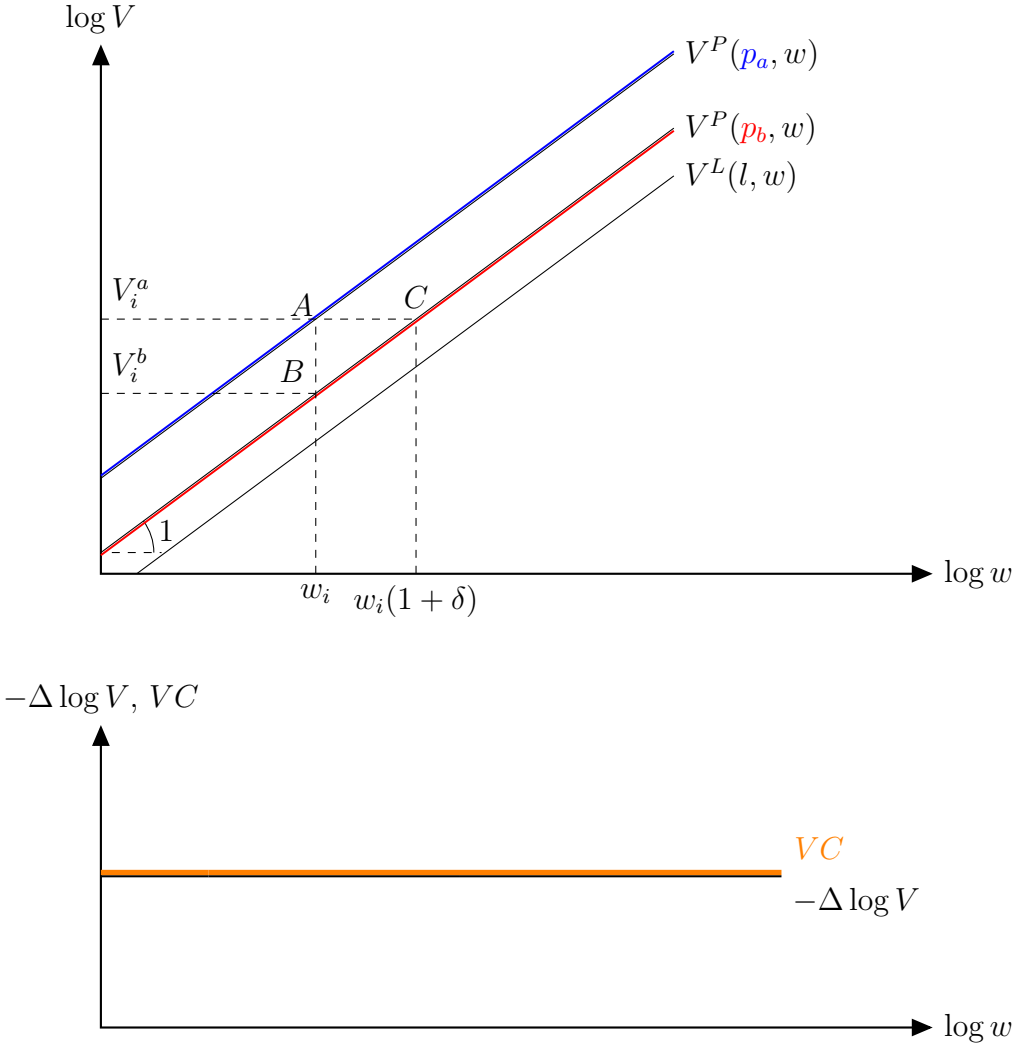




FIGURE 17 – Effets d’une hausse des prix sur le bien-être et variation compensatrice (contrainte d’endettement saturée, sans effet d’éviction)

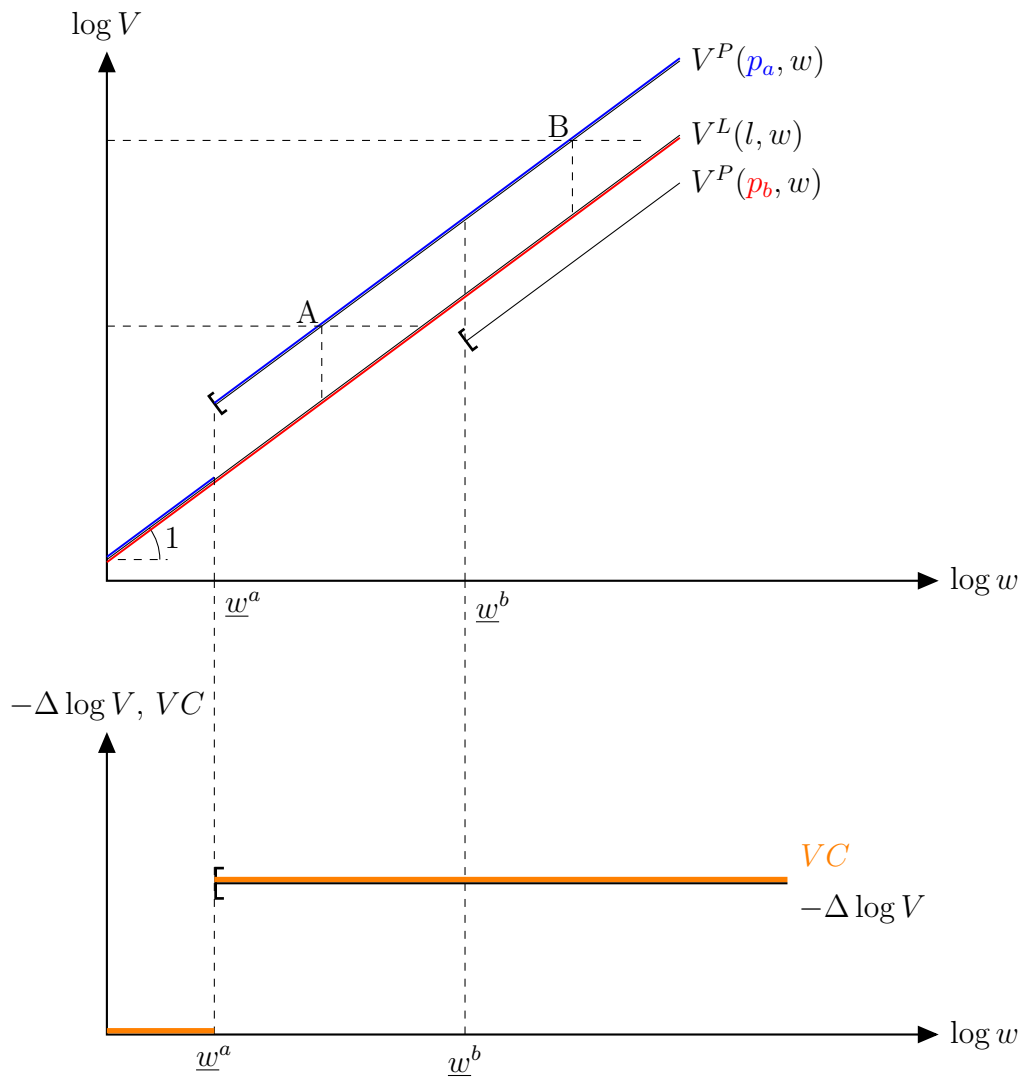


FIGURE 18 – Effets d’une hausse des prix sur le bien-être et variation compensatrice (contrainte d’endettement saturée, avec effet d’éviction)

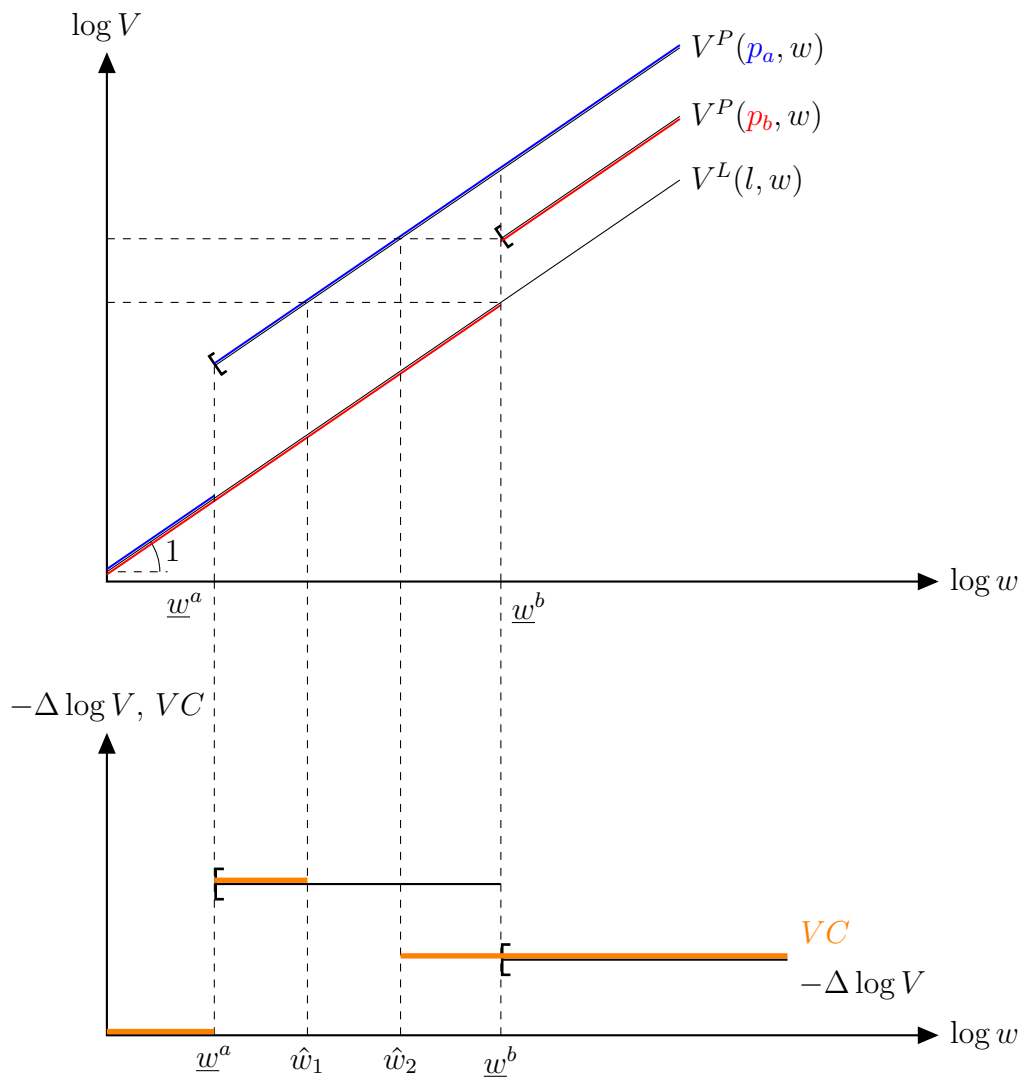


FIGURE 19 – Effets d’une hausse des prix sur le bien-être et variation compensatrice en présence d’inflation immobilière (contrainte d’endettement saturée)

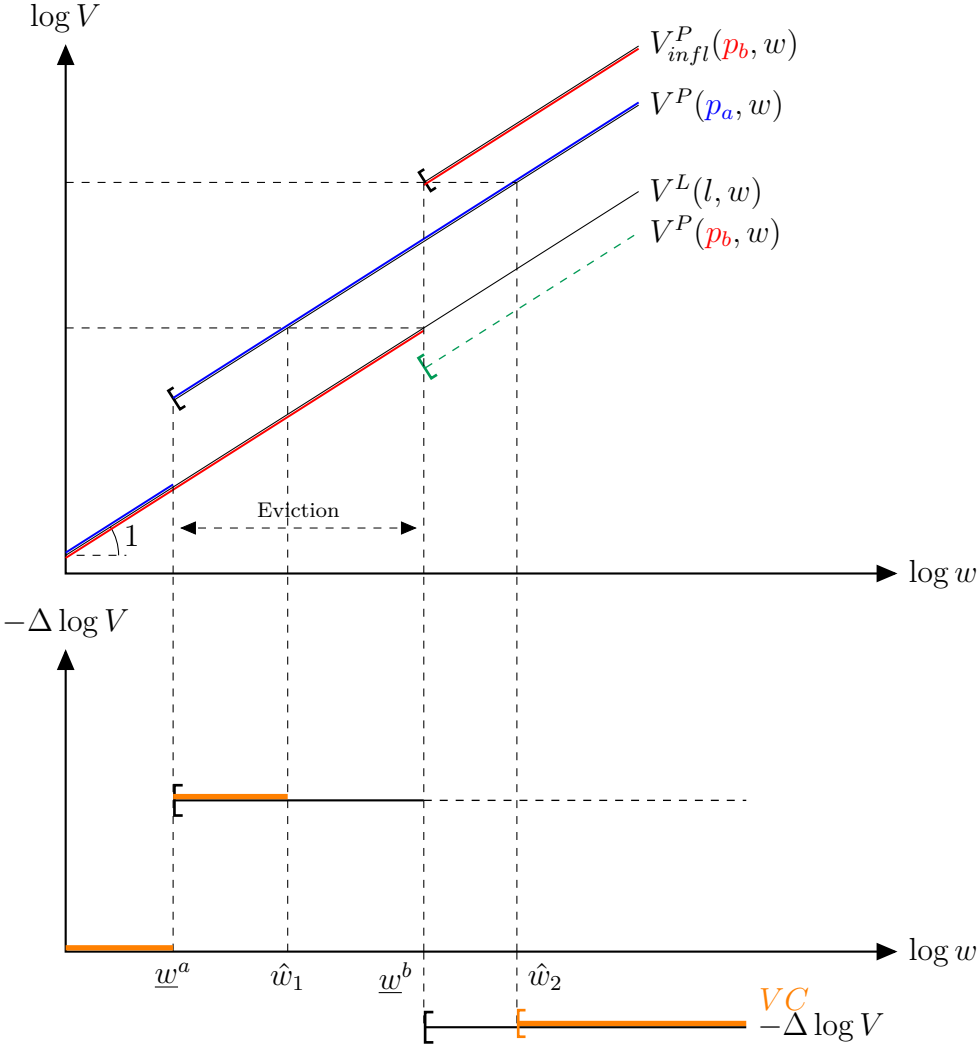
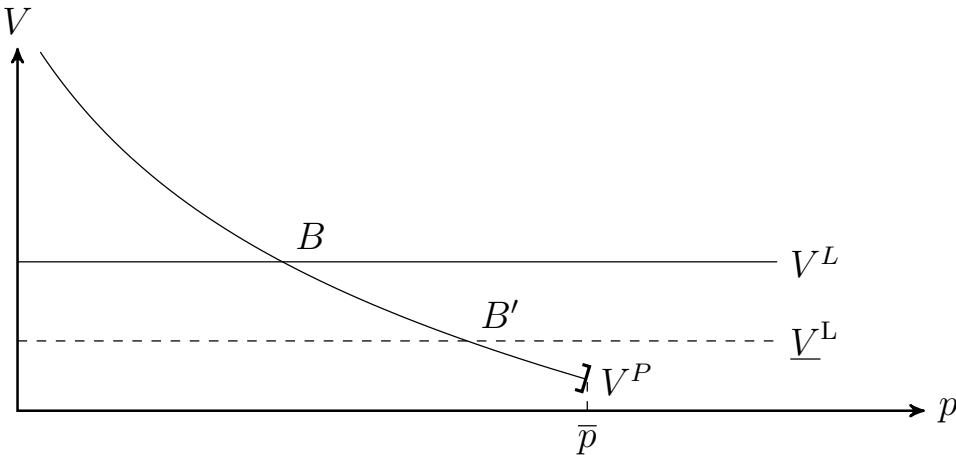
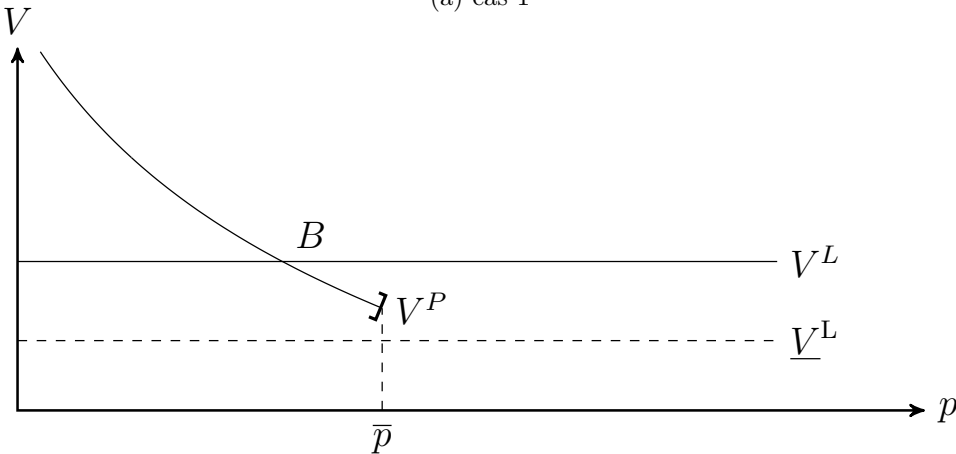


FIGURE 20 – Effets de l'introduction de contraintes de surface minimale dans le programme du locataire



(a) cas 1



(b) cas 2

FIGURE 21 – Effets d’une hausse des prix sur le bien-être (contrainte de surface minimale saturée, cas 2-1)

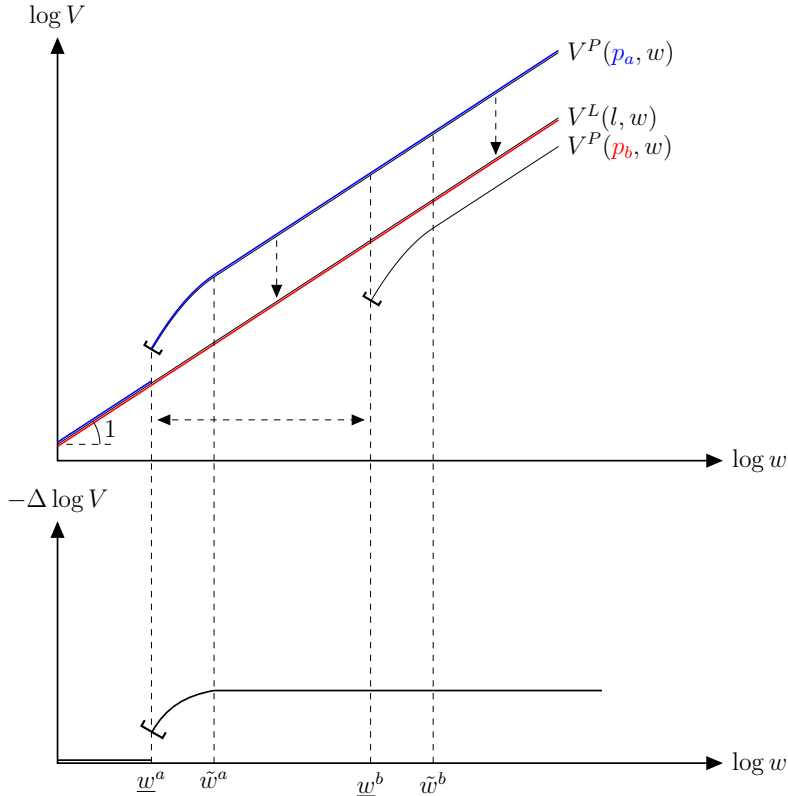


FIGURE 22 – Effets d’une hausse des prix sur le bien-être (contrainte de surface minimale saturée, cas 2-2)

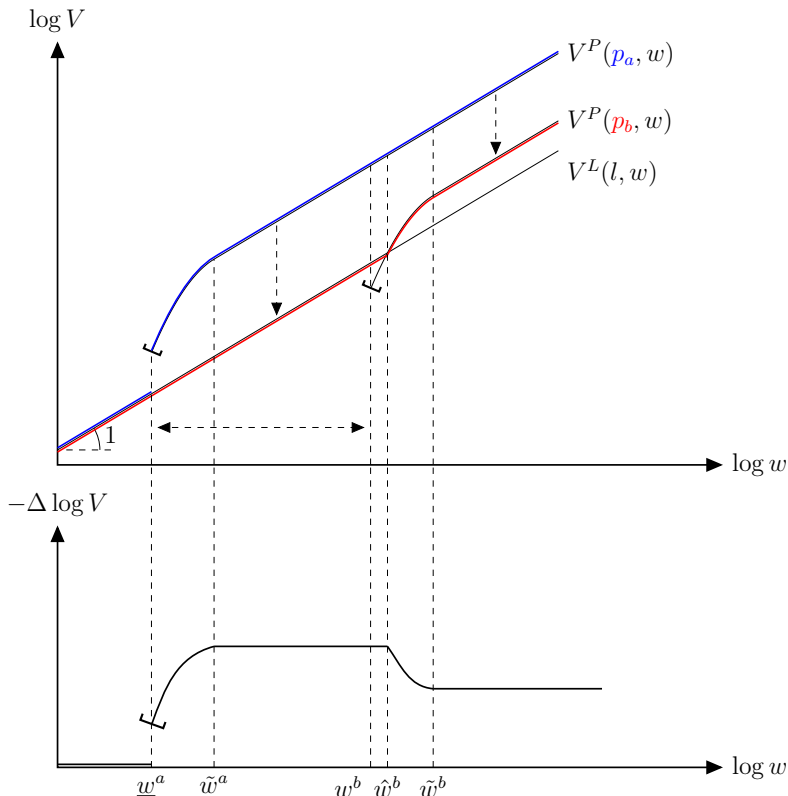
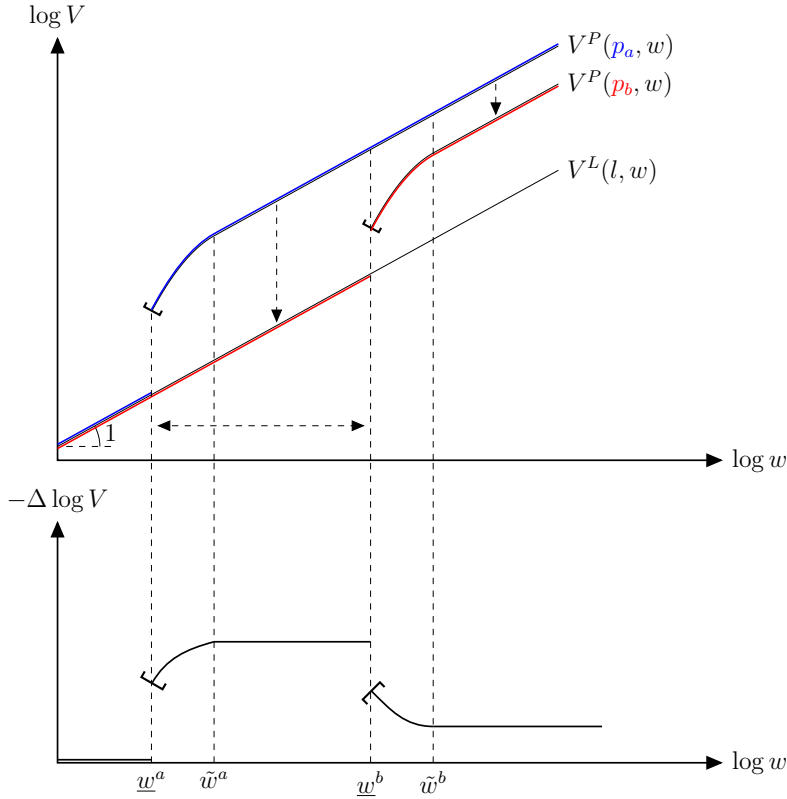


FIGURE 23 – Effets d’une hausse des prix sur le bien-être (contrainte de surface minimale saturée, cas 2-3)



## Liste des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques

ii

|        |   |        |  |        |  |            |   |
|--------|---|--------|--|--------|--|------------|---|
| G 9001 | J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY<br>Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises  | G 9202 | J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE<br>Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade                                  | G 9310 | J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT<br>Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère   | G 9410     | F. ROSENWALD<br>Suivi conjoncturel de l'investissement  |
| G 9002 | H. ROUSSE<br>Détection et effets de la multicolinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH | G 9203 | I. STAPIC<br>Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT  | G 9311 | J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT<br>Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital | G 9411     | C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION<br>Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande   |
| G 9003 | P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE<br>Indexation des salaires : la rupture de 1983   | G 9204 | P. SEVESTRE<br>L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive  | G 9312 | L. BLOCH - B. CŒURÉ<br>Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers  | G 9412     | J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT<br>Investissement, incertitude et irréversibilité de l'investissement  |
| G 9004 | D. GUELLECC et P. RALLE<br>Compétitivité, croissance et innovation de produit   | G 9205 | H. ERKEL-ROUSSE<br>Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)   | G 9313 | Équipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Méric (DP)<br>Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public                         | G 9413     | B. DORMONT - M. PAUCHET<br>L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?  |
| G 9101 | Équipe AMADEUS<br>Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale   | G 9206 | N. GREENAN et D. GUELLECC<br>Coordination within the firm and endogenous growth  | G 9314 | B. CREPON - E. DUGUET<br>Research & Development, competition and innovation  | G 9414     | I. KABLA<br>Le Choix de breveter une invention  |
| G 9102 | J.L. BRILLET<br>Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles  | G 9207 | A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE<br>Technology and trade: empirical evidences for the major five industrialized countries   | G 9315 | B. DORMONT<br>Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?   | G 9501     | J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT<br>Irreversible Investment and Uncertainty: When is there a Value of Waiting?  |
| G 9103 | D. GUELLECC et P. RALLE<br>Endogenous growth and product innovation   | G 9208 | B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNIEN<br>Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life   | G 9316 | D. BLANCHET - C. BROUSSE<br>Deux études sur l'âge de la retraite   | G 9502     | L. BLOCH - B. CŒURÉ<br>Imperfections du marché du crédit, investissements des entreprises et cycle économique   |
| G 9104 | H. ROUSSE<br>Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international  | G 9209 | G. CREPON et E. DUGUET<br>Research and development, competition and innovation: an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity | G 9317 | D. BLANCHET<br>Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes  | G 9503     | D. GOUX - E. MAURIN<br>Les transformations de la demande de travail par qualification en France   |
| G 9105 | H. ROUSSE<br>Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies         | G 9301 | J. TOUJAS-BERNATE<br>Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale                             | G 9318 | D. EYSSARTIER - N. PONTY<br>AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term  | G 9504     | N. GREENAN<br>Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière  |
| G 9106 | B. CREPON<br>Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques   | G 9302 | Ch. CASES<br>Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature   | G 9319 | G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIE<br>Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes   | G 9505     | D. GOUX - E. MAURIN<br>Persistance des hiérarchies sectorielles de salaires : un relaxement sur données françaises  |
| G 9107 | B. AMABLE et D. GUELLECC<br>Un panorama des théories de la croissance endogène  | G 9303 | H. ERKEL-ROUSSE<br>Union économique et monétaire : le débat économique   | G 9401 | D. BLANCHET<br>Les structures par âge importent-elles ?  | G 9505 Bis | D. GOUX - E. MAURIN<br>Persistance of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data   |
| G 9108 | M. GLAUDE et M. MOUTARDIER<br>L'évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989  | G 9304 | N. GREENAN - D. GUELLECC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI<br>Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises                          | G 9402 | J. GAUTIE<br>Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat                                       | G 9506     | S. JACOBZONE<br>Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective   |
| G 9109 | P. RALLE et alli<br>France - Allemagne : performances économiques comparées   | G 9305 | P. JAILLARD<br>Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique  | G 9403 | P. QUIRION<br>Les déchets en France : éléments statistiques et économiques   | G 9507     | G. CETTE - S. MAHFOUZ<br>Le partage primaire du revenu  |
| G 9110 | J.L. BRILLET<br>Micro-DMS   | G 9306 | J.L. BRILLET<br>Micro-DMS : présentation et propriétés   | G 9404 | D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME<br>Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrêmes de série   | G 9601     | Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasm - INSEE - OFCE<br>Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français   |
| G 9111 | A. MAGNIER<br>Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques   | G 9307 | J.L. BRILLET<br>Micro-DMS - variantes : les tableaux   | G 9405 | V. MAILLARD<br>Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables  | G 9602     | Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995   |
| G 9112 | B. CREPON et G. DUREAU<br>Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé                      | G 9308 | S. JACOBZONE<br>Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne  | G 9406 | F. ROSENWALD<br>La décision d'investir   | G 9603     | J. BOURDIEU - A. DRAZNIENKS<br>L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires   |
| G 9113 | J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE<br>"France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique                | G 9309 | L. BLOCH - B. CŒURÉ<br>Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers  | G 9407 | S. JACOBZONE<br>La stratégie économique de l'hôpital public  | G 9604     | A. TOPIOL-BENSAÏD<br>Les implantations japonaises en France   |
| G 9201 | W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA<br>Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée  |        |  | G 9408 | L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE<br>Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté                         | G 9605     | P. GENIER - S. JACOBZONE<br>Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagisme : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ?<br><i>Une modélisation microéconométrique empirique</i> |

|        |   |        |   |        |   |            |   |
|--------|---|--------|---|--------|---|------------|---|
| G 9606 | C. DOZ - F. LENGGLART<br>Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys            | G 9712 | E. DUBOIS<br>High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?           | G 9805 | P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG<br>Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms             | G 9911     | G. LAROQUE - B. SALANIÉ<br>Une décomposition du non-emploi en France  |
| G 9607 | N. GREENAN - D. GUELLEC<br>La théorie coopérative de la firme   | G 9713 | Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1996  | G 9806 | J. ACCARDO - M. JIASSI<br>La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996   | G 9912     | B. SALANIÉ<br>Une maquette analytique de long terme du marché du travail  |
| G 9608 | N. GREENAN - D. GUELLEC<br>Technological innovation and employment reallocation   | G 9714 | F. LEQUILLER<br>Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?   | G 9807 | Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997  | G 9912 Bis | Ch. GIANELLA<br>Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût  |
| G 9609 | Ph. COUR - F. RUPPRECHT<br>L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation                              | G 9715 | X. BONNET<br>Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ?   | G 9808 | A. MOUROUGANE<br>Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?  | G 9913     | Division « Redistribution et Politiques Sociales »<br>Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE   |
| G 9610 | S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT<br>Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail                             | G 9716 | N. IUNG - F. RUPPRECHT<br>Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français  | G 9809 | X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET<br>Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française                                  | G 9914     | E. DUGUET<br>Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives  |
| G 9611 | X. BONNET - S. MAHFOUZ<br>The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU: the case of France | G 9717 | E. DUGUET - I. KABLA<br>Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level                 | G 9810 | E. DUGUET - N. IUNG<br>Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data                    | G 9915     | R. DUHAUTOIS<br>Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)                                       |
| G 9612 | Ph. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY<br>The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?                 | G 9718 | L.P. PELÉ - P. RALLE<br>Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général   | G 9811 | J.P. BERTHIER<br>Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique   | G 9916     | J.Y. FOURNIER<br>Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King  |
| G 9613 | A. JACQUOT<br>Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?   | G 9719 | ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing<br>Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français  | G 9812 | C. PRIGENT<br>La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique  | G 9917     | G. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE<br>Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level   |
| G 9614 | ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing<br>Lexique macroéconomique Français-Chinois  | G 9720 | M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER<br>Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises   | G 9813 | A.Th. AERTS<br>L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France refête-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ? | G 9918     | Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE<br>Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector                                |
| G 9701 | J.L. SCHNEIDER<br>La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique  | G 9721 | A. MOUROUGANE<br>Crédibilité, indépendance et politique monétaire   | G 9814 | B. SALANIÉ<br>Guide pratique des séries non-stationnaires   | G 9919     | S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST<br>Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996   |
| G 9702 | J.L. SCHNEIDER<br>Transition et stabilité politique d'un système redistributif  | G 9722 | P. AUGERAUD - L. BRIOT<br>Les données comptables d'entreprises  | G 9901 | S. DUCHÈNE - A. JACQUOT<br>Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale                | G 2000/01  | R. MAHIEU<br>Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique  |
| G 9703 | D. GOUX - E. MAURIN<br>Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?                                 | G 9723 | P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON<br>Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience  | G 9902 | Ch. COLIN<br>Modélisation des carrières dans Destinie   | G 2000/02  | C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET<br>The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data |
| G 9704 | P. GENIER<br>Deux contributions sur dépendance et équité  | G 9724 | P. AUGERAUD<br>Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A <i>parallèle</i> | G 9903 | Ch. COLIN<br>Évolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation  | G 2000/03  | J.-Y. FOURNIER<br>L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald   |
| G 9705 | E. DUGUET - N. IUNG<br>R & D Investment, Patent Life and Patent Value   | G 9724 | P. AUGERAUD<br>Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A <i>parallèle</i> | G 9904 | B. CREPON - N. IUNG<br>Innovation, emploi et performances   | G 2000/04  | Bilan des activités de la DESE - 1999   |
| G 9706 | M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD<br>Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles                | G 9801 | H. MICHAUDON - C. PRIGENT<br>Présentation du modèle AMADEUS   | G 9905 | B. CREPON - Ch. GIANELLA<br>Wages inequalities in France 1969-1992  | G 2000/05  | B. CREPON - F. ROSENWALD<br>Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle  |
| G 9707 | M. HOUEBINE<br>Polarisation des activités et spécialisation des départements en France  | G 9802 | J. ACCARDO<br>Une étude de comptabilité génératoire pour la France en 1996  | G 9906 | C. BONNET - R. MAHIEU<br>Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France         | G 2000/06  | A. FLIJO<br>Une estimation sur données françaises   |
| G 9708 | E. DUGUET - N. GREENAN<br>Le biais technologique : une analyse sur données individuelles  | G 9803 | X. BONNET - S. DUCHÈNE<br>Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »  | G 9907 | F. ROSENWALD<br>L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement  | G 2000/07  | R. MAHIEU - B. SEDILLOT<br>Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach  |
| G 9709 | J.L. BRILLET<br>Analyzing a small French ECM Model  | G 9804 | C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL<br>The Commercial Success of Innovations   | G 9908 | Bilan des activités de la DESE - 1998   | G 2000/08  | C. AUDENIS - C. PROST<br>Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées  |
| G 9710 | J.L. BRILLET<br>Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation  | G 9909 | An econometric analysis at the firm level in French manufacturing   | G 9910 | J.P. ZOYEM<br>Contrat d'insertion et sortie du RMI  | G 2000/09  | R. MAHIEU - B. SEDILLOT<br>Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire  |
| G 9711 | G. FORGEOT - J. GAUTIÉ<br>Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement   |        |   |        |   |            |   |



|           |   |  |          |  |          |  |
|-----------|---|--|----------|--|----------|--|
| G 2000/10 | R. DUHAUTOIS<br>Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? Industrie ou tertiaire ?  | microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility  | G2002/13 | M. LECLAIR<br>Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production   | G2004/02 | M. DUÉE - C. REBILLARD<br>La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme  |
| G 2000/11 | G. LAROCHE - B. SALANIÉ<br>Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi  | J.-P. ZOYEM<br>Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages »   | G2002/14 | E. WALRAET - A. VINCENT<br>- Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé<br>- Une approche par microsimulation<br>- Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach | G2004/03 | S. RASPILLER - N. RIEDINGER<br>Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français   |
| G2000/12  | Ch. GIANELLA<br>Local unemployment and wages  | J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD<br>La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?  | G2002/15 | P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBEE<br>Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants  | G2004/04 | A. NABOULET - S. RASPILLER<br>Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes   |
| G2000/13  | B. CREPON - Th. HECKEL<br>- Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles<br>- Computerization in France: an evaluation based on individual company data | C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER<br>Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut au prix des carburants ?   | G2002/16 | F. MAUREL - S. GREGOIR<br>Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites  | G2004/05 | N. RAGACHE<br>La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?  |
| G2001/01  | F. LEQUILLER<br>- La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB<br>- The new economy and the measurement of GDP growth  | F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR<br>Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats   | G2003/01 | N. RIEDINGER - E. HAUUY<br>Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles   | G2004/06 | M. DUÉE<br>L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants   |
| G2001/02  | S. AUDRIC<br>La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?  | B. SÉDILLOT - E. WALRAET<br>La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?   | G2003/02 | P. BISCOURP et F. KRAMARZ<br>Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992   | G2004/07 | P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER<br>New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence                                       |
| G2001/03  | I. BRAJUN-LEMAIRE<br>Évolution et répartition du surplus de productivité  | G. BRILHAULT<br>- Rétropolation des séries de FBFC et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français<br>- Retropolation of the investment series (GFCE) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets | G2003/03 | P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER<br>How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach   | G2004/08 | E. DUGUET - C. LELARGE<br>Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique   |
| G2001/04  | A. BEAUDU - Th. HECKEL<br>Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées          | P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER<br>Microeconomic evidence for France based on a production function approach  | G2003/04 | P.-O. BEFFY - J. DEROYON - N. LAÏB - B. MONFORT<br>Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020  | G2004/09 | S. RASPILLER - P. SILLARD<br>Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals   |
| G2001/05  | C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL<br>Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data  | C. AUDENIS - J. DEROYON - N. FOURCADE<br>L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique   | G2003/05 | P. AUBERT<br>La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé  | G2004/10 | J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT<br>Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case  |
| G2001/06  | R. MAHIEU - B. SÉDILLOT<br>Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude   | J. BARDAJLI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET<br>Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE   | G2003/06 | P. AUBERT - B. CRÉPON<br>Age, salaire et productivité<br>La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?  | G2004/11 | S. ANANIAN - P. AUBERT<br>Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »                            |
| G2001/07  | Bilan des activités de la DESE - 2000   | J.-P. BERTHIER<br>Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées   | G2003/07 | H. BARON - P. O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU<br>Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990   | G2004/12 | X. BONNET - H. PONCET<br>Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France |
| G2001/08  | J. Ph. GAUDEMET<br>Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite   | F. HILD<br>Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?   | G2003/08 | P.-O. BEFFY - B. MONFORT<br>Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation   | G2004/13 | C. PICART<br>Évaluer la rentabilité des sociétés non financières   |
| G2001/09  | Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles   | I. ROBERT-BOBÉE<br>Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familleale 1999  | G2003/09 | P. BISCOURP - N. FOURCADE<br>Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90   | G2004/14 | J. BARDAJLI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET<br>Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE                        |
| G2001/10  | B. CRÉPON - R. DESPLATZ<br>Évaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires   | J.-P. ZOYEM<br>La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté  | G2003/10 | M. LECLAIR - P. PETIT<br>Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?   | G2005/01 | S. BUFFETEAU - P. GODEFROY<br>Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974                              |
| G2001/11  | J.-Y. FOURNIER<br>Comparaison des salaires des secteurs public et privé   | F. HILD<br>Prévisions d'inflation pour la France   | G2003/11 | P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT<br>MZE: a small macro-model for the euro area   | G2005/02 | C. AFSA - S. BUFFETEAU<br>L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel   |
| G2001/12  | J.-P. BERTHIER - C. JAULENT<br>R. CONVENEVOLE - S. PISANI<br>Une méthodologie de comparaison entre consommateurs intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale          | J.-P. ZOYEM<br>Les entrées-sorties de pauvreté   | G2004/01 | P. AUBERT - M. LECLAIR<br>La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie   | G2005/03 | P. AUBERT - P. SILLARD<br>Détachements et réductions d'effectifs dans l'industrie française  |
| G2001/13  | P. BISCOURP - Ch. GIANELLA<br>Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry    | F. HILD<br>Prévisions d'inflation pour la France   | G2004/02 | P. AUBERT - M. LECLAIR<br>La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie   | G2005/04 | M. LECLAIR - S. ROUX<br>Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises   |
| G2001/14  | I. ROBERT-BOBEE<br>Modelling demographic behaviours in the French   |  | G2004/03 | P. AUBERT - M. LECLAIR<br>La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie   | G2005/05 | C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE<br>Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique                              |

|           |   |  |          |  |          |  |
|-----------|---|--|----------|--|----------|--|
| G2000/10  | R. DUHAUTOIS<br>Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? Industrie ou tertiaire ?  | microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility  | G2002/13 | M. LECLAIR<br>Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production   | G2004/02 | M. DUÉE - C. REBILLARD<br>La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme  |
| G 2000/11 | G. LAROCHE - B. SALANIÉ<br>Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi  | J.-P. ZOYEM<br>Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages »   | G2002/14 | E. WALRAET - A. VINCENT<br>- Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé<br>- Une approche par microsimulation<br>- Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach | G2004/03 | S. RASPILLER - N. RIEDINGER<br>Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français   |
| G2000/12  | Ch. GIANELLA<br>Local unemployment and wages  | J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD<br>La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?  | G2002/15 | P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBEE<br>Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants  | G2004/04 | A. NABOULET - S. RASPILLER<br>Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes   |
| G2000/13  | B. CREPON - Th. HECKEL<br>- Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles<br>- Computerization in France: an evaluation based on individual company data | C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER<br>Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut au prix des carburants ?   | G2002/16 | F. MAUREL - S. GREGOIR<br>Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites  | G2004/05 | N. RAGACHE<br>La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?  |
| G2001/01  | F. LEQUILLER<br>- La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB<br>- The new economy and the measurement of GDP growth  | F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR<br>Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats   | G2003/01 | N. RIEDINGER - E. HAUUY<br>Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles   | G2004/06 | M. DUÉE<br>L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants   |
| G2001/02  | S. AUDRIC<br>La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?  | B. SÉDILLOT - E. WALRAET<br>La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?   | G2003/02 | P. BISCOURP et F. KRAMARZ<br>Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992   | G2004/07 | P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER<br>New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence                                       |
| G2001/03  | I. BRAJUN-LEMAIRE<br>Évolution et répartition du surplus de productivité  | G. BRILHAULT<br>- Rétropolation des séries de FBFC et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français<br>- Retropolation of the investment series (GFCE) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets | G2003/03 | P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER<br>How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach   | G2004/08 | E. DUGUET - C. LELARGE<br>Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique   |
| G2001/04  | A. BEAUDU - Th. HECKEL<br>Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées          | P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER<br>Microeconomic evidence for France based on a production function approach  | G2003/04 | P.-O. BEFFY - J. DEROYON - N. LAÏB - B. MONFORT<br>Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020  | G2004/09 | S. RASPILLER - P. SILLARD<br>Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals   |
| G2001/05  | C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL<br>Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data  | C. AUDENIS - J. DEROYON - N. FOURCADE<br>L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique   | G2003/05 | P. AUBERT<br>La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé  | G2004/10 | J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT<br>Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case  |
| G2001/06  | R. MAHIEU - B. SÉDILLOT<br>Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude   | J. BARDAJLI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET<br>Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE   | G2003/06 | P. AUBERT - B. CRÉPON<br>Age, salaire et productivité<br>La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?  | G2004/11 | S. ANANIAN - P. AUBERT<br>Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »                            |
| G2001/07  | Bilan des activités de la DESE - 2000   | J.-P. BERTHIER<br>Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées   | G2003/07 | H. BARON - P. O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU<br>Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990   | G2004/12 | X. BONNET - H. PONCET<br>Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France |
| G2001/08  | J. Ph. GAUDEMET<br>Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite   | F. HILD<br>Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?   | G2003/08 | P.-O. BEFFY - B. MONFORT<br>Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation   | G2004/13 | C. PICART<br>Évaluer la rentabilité des sociétés non financières   |
| G2001/09  | Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles   | I. ROBERT-BOBÉE<br>Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familleale 1999  | G2003/09 | P. BISCOURP - N. FOURCADE<br>Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90   | G2004/14 | J. BARDAJLI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET<br>Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE                        |
| G2001/10  | B. CRÉPON - R. DESPLATZ<br>Évaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires   | J.-P. ZOYEM<br>La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté  | G2003/10 | M. LECLAIR - P. PETIT<br>Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?   | G2005/01 | S. BUFFETEAU - P. GODEFROY<br>Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974                              |
| G2001/11  | J.-Y. FOURNIER<br>Comparaison des salaires des secteurs public et privé   | F. HILD<br>Prévisions d'inflation pour la France   | G2003/11 | P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT<br>MZE: a small macro-model for the euro area   | G2005/02 | C. AFSA - S. BUFFETEAU<br>L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel   |
| G2001/12  | J.-P. BERTHIER - C. JAULENT<br>R. CONVENEVOLE - S. PISANI<br>Une méthodologie de comparaison entre consommateurs intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale          | J.-P. ZOYEM<br>Les entrées-sorties de pauvreté   | G2004/01 | P. AUBERT - M. LECLAIR<br>La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie   | G2005/03 | P. AUBERT - P. SILLARD<br>Détachements et réductions d'effectifs dans l'industrie française  |
| G2001/13  | P. BISCOURP - Ch. GIANELLA<br>Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry    | F. HILD<br>Prévisions d'inflation pour la France   | G2004/02 | P. AUBERT - M. LECLAIR<br>La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie   | G2005/04 | M. LECLAIR - S. ROUX<br>Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises   |
| G2001/14  | I. ROBERT-BOBEE<br>Modelling demographic behaviours in the French   |  | G2004/03 | P. AUBERT - M. LECLAIR<br>La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie   | G2005/05 | C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE<br>Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique                              |

|          |  |          |  |          |   |          |  |
|----------|--|----------|--|----------|---|----------|--|
| G2005/06 | Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004   | G2006/07 | C. AFSA - P. GIVORD<br>Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie  | G2007/11 | R. RATHÉLOT - P. SILLARD<br>Zones Françaises Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?   | G2009/04 | P. GIVORD - L. WILNER<br>Les contrats temporaires : trappe ou marche-pied vers l'emploi stable ?   |
| G2005/07 | S. RASPILLER<br>La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique  | G2006/08 | P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE<br>Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires<br>Une analyse structurelle sur 12 ans | G2007/12 | V. ALBOUY - B. CRÉPON<br>Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin   | G2009/05 | G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON<br>Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus                                  |
| G2005/08 | C. L'ANGEVIN - N. LAÏB<br>Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE  | G2006/09 | X. BOUTIN - S. QUANTIN<br>Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002  | G2008/01 | C. PICART<br>Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques   | G2009/06 | L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE<br>Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête  |
| G2005/09 | N. FERRARI<br>Prévoir l'investissement des entreprises<br>Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.                        | G2006/10 | C. AFSA<br>L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés   | G2008/02 | P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ<br>The Effects of Retail Regulations on Prices<br>Evidence from the Loi Galland  | G2009/07 | S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE<br>Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises                                    |
| G2005/10 | P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN<br>Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »   | G2006/11 | C. LELARGE<br>Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?   | G2008/03 | Y. BARBESOL - A. BRIANT<br>Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises                                      | G2009/08 | M. CLERC - V. MARCUS<br>Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages  |
| G2005/11 | B. HEITZ<br>A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral  | G2006/12 | O. BIAU - N. FERRARI<br>Théorie de l'opinion<br>Faut-il pondérer les réponses individuelles ?  | G2008/04 | D. BLANCHET - F. LE GALLO<br>Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française  | G2009/09 | G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON<br>Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme   |
| G2005/12 | O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI<br>Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière | G2006/13 | A. KOUBI - S. ROUX<br>Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises   | G2008/05 | D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE<br>Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?   | G2009/10 | P. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS<br>Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background  |
| G2005/13 | P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU<br>The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison   | G2006/14 | R. RATHÉLOT - P. SILLARD<br>The impact of local taxes on plants location decision  | G2008/06 | M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON<br>Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?   | G2009/11 | V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD<br>Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003 |
| G2005/14 | D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET<br>L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française  | G2006/15 | L. GONZALEZ - C. PICART<br>Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)  | G2008/07 | C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR<br>Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program   | G2009/12 | J. BARDAJI - F. TALLET<br>Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data  |
| G2005/15 | M. DUÉE<br>La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE   | G2007/01 | D. SRAER<br>Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale   | G2008/08 | X. BOUTIN - L. JANIN<br>Are Prices Really Affected by Mergers?  | G2009/13 | R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHÉLOT<br>Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?   |
| G2005/16 | H. RAOUJ - S. ROUX<br>Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises   | G2007/02 | V. ALBOUY - L. LEQUIEN<br>Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé  | G2008/09 | M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON<br>Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu | G2009/14 | Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN<br>Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques  |
| G2006/01 | C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY<br>Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?   | G2007/03 | D. BLANCHET - T. DEBRAND<br>Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne  | G2008/10 | M. BEFFY - É. COUDJIN - R. RATHÉLOT<br>Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition                      | G2009/15 | I. BUONO - G. LALANNE<br>The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade   |
| G2006/02 | C. PICART<br>Les gazelles en France  | G2007/04 | M. BARLET - L. CRUSSON<br>Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?  | G2008/11 | M. ROGER - E. WALRAET<br>Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France  | G2010/01 | C. MINODIER<br>Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel                    |
| G2006/03 | P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA<br>Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires                                | G2007/05 | C. PICART<br>Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen  | G2008/12 | C. AFSA<br>Analyser les composantes du bien-être et de son évolution  | G2010/02 | V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND<br>Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data  |
| G2006/04 | J.-F. OUVRRARD - R. RATHÉLOT<br>Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?   | G2007/06 | V. ALBOUY - C. TAVAN<br>Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France   | G2008/13 | M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON<br>Microsimuler le marché du travail : un prototype  | G2010/03 | C. KLEIN - O. SIMON<br>Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000<br>Tome 1 – Version avec volumes à prix constants   |
| G2006/05 | D. BLANCHET - J.-F. OUVRRARD<br>Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types     | G2007/07 | T. LE BARBANCHON<br>The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach  | G2009/01 | P.-A. PIONNIER<br>Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007  | G2010/04 | M.-É. CLERC - É. COUDJIN<br>L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel   |
| G2006/06 | G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE<br>Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data  | G2007/08 | T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR<br>Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market   | G2009/02 | Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER<br>A Monthly Indicator of the French Business Climate  | G2010/05 | N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER<br>Les seuls de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises   |
| G2007/10 | C. AFSA<br>Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail  | G2007/09 | J. BOISSINOT<br>Consumption over the Life Cycle: Facts for France  | G2009/03 | H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER<br>Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data                  |          |  |

|          |   |          |  |                |   |          |  |
|----------|---|----------|--|----------------|---|----------|--|
| G2010/06 | R. AEBERHARDT - J. POUGET<br>National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset               | G2011/04 | M. ROGER - M. WASMER<br>Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills  | G2012/04       | M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD<br>School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France   | G2013/07 | P.-Y. CABANNES - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER<br>Évaluer la productivité globale des facteurs en France : rapport d'une mesure de la qualité du capital et du travail     |
| G2010/07 | S. BLASCO - P. GIVORD<br>Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?  | G2011/05 | J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER<br>V. LAPEGUE - O. MONSO<br>De la crise financière à la crise économique L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés | G2012/05       | M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD<br>A scarred generation? French evidence on young people entering into a tough labour market                                | G2013/08 | R. AEBERHARDT - C. MARBOT<br>Evolution of Instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years   |
| G2010/08 | P. GIVORD<br>Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques  | G2011/06 | Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis  | G2012/06       | P. AUBERT - M. BACHELET<br>Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français  | G2013/09 | J.-B. BERNARD - G. CLÉAUD<br>Oil price: the nature of the shocks and the impact on the French economy  |
| G2010/09 | P.-Y. CABANNES - V. LAPEGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI<br>Quelle croissance de moyen terme après la crise ?   | G2011/07 | M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET<br>Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations  | G2012/07       | R. AEBERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT<br>An Unconditional Quantile Regression Approach  | G2013/10 | G. LAME<br>Was there a « Greenspan Conundrum » in the Euro area?   |
| G2010/10 | I. BUONO - G. LALANNE<br>La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers  | G2011/08 | M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET<br>Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles  | G2012/08       | A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD<br>Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010         | G2013/11 | P. CHONÉ - F. EVAÏN - L. WILNER - E. YILMAZ<br>Introducing activity-based payment in the hospital industry: Evidence from French data                                    |
| G2010/11 | R. RATHÉLOT - P. SILLARD<br>L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999                    | G2011/09 | C. LOUVOT-RUNAVOT<br>L'évaluation de l'activité dissimulée des entreprises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux   | G2012/09       | O. BARGAIN - A. VICARD<br>Le RMI et son successeur le RSA décourageant-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans      | G2013/12 | C. GRISLAIN-LETREMY<br>Natural Disasters: Exposure and Underinsurance  |
| G2010/12 | M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE<br>Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public                               | G2011/10 | A. SCHREIBER - A. VICARD<br>La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008   | G2012/10       | C. MARBOT - D. ROY<br>Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie                | G2013/13 | P.-Y. CABANNES - V. COTTET - Y. DUBOIS - C. LELARGE - M. SICSC<br>French Firms in the Face of the 2008/2009 Crisis   |
| G2010/13 | D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER<br>S. LE MINEZ<br>Le modèle de microsimulation Destinie 2: principales caractéristiques et premiers résultats   | G2011/11 | M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN<br>Les inégalités entre générations depuis le baby-boom  | G2012/11       | A. MAURUOX<br>Le crédit d'impôt dédié au développement durable : une évaluation économétrique   | G2013/14 | A. POISSONNIER - D. ROY<br>Households Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of domestic production                               |
| G2010/14 | D. BLANCHET - E. CRENNER<br>Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur   | G2011/12 | C. MARBOT - D. ROY<br>Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007   | G2012/12       | V. COTTET - S. QUANTIN - V. RÉGNIER<br>Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008                    | G2013/15 | G. CLÉAUD - M. LEMOINE - P.-A. PIONNIER<br>Which size and evolution of the government expenditure multiplier in France (1980-2010)?                                      |
| G2010/15 | M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUFECH<br>Des services échangés aux services échangés: une application sur données françaises   | G2011/13 | P. GIVORD - R. RATHÉLOT - P. SILLARD<br>Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program  | G2012/13       | X. D'HAULTFOEUILLE - P. FÉVRIER - L. WILNER<br>Demand Estimation in the Presence of Revenue Management  | G2014/01 | M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO<br>Les biographies du modèle Destinie II : rebasage et projection   |
| G2010/16 | M. BEFFY - T. KAMIONKA<br>Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?   | G2011/14 | X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN<br>The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"   | G2012/14       | D. BLANCHET - S. LE MINEZ<br>Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms                         | G2014/02 | B. GARBINI<br>L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?  |
| G2010/17 | P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN<br>Le modèle Méserange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés                               | G2011/15 | M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPEGUE - V. MARCUS<br>La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconomique pour la zone euro   | G2013/01-F1301 | T. DERUYON - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER<br>Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle : apport d'une modélisation espace-état | G2014/03 | N. CECI-RENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI<br>Evolution de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968  |
| G2010/18 | R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES<br>Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases   | G2011/16 | R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER<br>Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: Theory and Evidence from French Firms  | G2013/02-F1302 | C. TREVIEN<br>Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?  | G2014/04 | P. AUBERT<br>Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension   |
| G2011/01 | T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON<br>Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE                            | G2011/17 | C. KERDRAIN - V. LAPEGUE<br>Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?  | G2013/03       | A. POISSONNIER<br>Temporal disaggregation of stock variables - The Chow-Lin method extended to dynamic models   | G2014/05 | C. GRISLAIN-LETREMY - A. KATOSSKY<br>The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models |
| G2011/02 | C. MARBOT<br>Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile  | G2012/01 | P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN<br>A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones   | G2013/04       | P. GIVORD - C. MARBOT<br>Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies      | G2014/06 | J.-M. DAUSSIN-BENICHOU - A. MAUROUX<br>Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?                          |
| G2011/03 | L. DAVEZIES<br>Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées | G2012/02 | N. CECI-RENAUD - V. COTTET<br>Politique salariale et performance des entreprises   | G2013/05       | G. LAME - M. LEQUIEN - P.-A. PIONNIER<br>Interpretation and limits of sustainability tests in public finance  | G2014/07 | C. LABONNE - G. LAMÉ<br>Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?  |
|          |   | G2012/03 | P. FÉVRIER - L. WILNER<br>Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior   | G2013/06       | C. BELLEGO - V. DORTET-BERNADET<br>La participation aux pôles de compétitivité : quelle incidence sur les dépenses de R&D et l'activité des PME et ETI ?    | G2014/08 | C. GRISLAIN-LETREMY et C. TREVIEN<br>The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example  |
|          |   |          |  |                |   | G2014/09 | M. LEQUIEN et A. MONTAUT<br>Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation   |

|          |  |          |  |          |   |          |  |
|----------|--|----------|--|----------|---|----------|--|
| G2013/07 | P.-Y. CABANNES - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER<br>Évaluer la productivité globale des facteurs en France : rapport d'une mesure de la qualité du capital et du travail | G2013/08 | R. AEBERHARDT - C. MARBOT<br>Evolution of Instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years   | G2013/09 | J.-B. BERNARD - G. CLÉAUD<br>Oil price: the nature of the shocks and the impact on the French economy   | G2013/10 | G. LAME<br>Was there a « Greenspan Conundrum » in the Euro area?   |
| G2013/11 | P. CHONÉ - F. EVAÏN - L. WILNER - E. YILMAZ<br>Introducing activity-based payment in the hospital industry: Evidence from French data                                | G2013/12 | C. GRISLAIN-LETREMY<br>Natural Disasters: Exposure and Underinsurance  | G2013/13 | P.-Y. CABANNES - V. COTTET - Y. DUBOIS - C. LELARGE - M. SICSC<br>French Firms in the Face of the 2008/2009 Crisis                              | G2013/14 | A. POISSONNIER - D. ROY<br>Households Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of domestic production |
| G2013/15 | G. CLÉAUD - M. LEMOINE - P.-A. PIONNIER<br>Which size and evolution of the government expenditure multiplier in France (1980-2010)?                                  | G2014/01 | M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO<br>Les biographies du modèle Destinie II : rebasage et projection   | G2014/02 | B. GARBINI<br>L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?               | G2014/03 | N. CECI-RENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI<br>Evolution de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968          |
| G2014/04 | P. AUBERT<br>Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension   | G2014/05 | C. GRISLAIN-LETREMY - A. KATOSSKY<br>The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models | G2014/06 | J.-M. DAUSSIN-BENICHOU - A. MAUROUX<br>Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments? | G2014/07 | C. LABONNE - G. LAMÉ<br>Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?  |
| G2014/08 | C. GRISLAIN-LETREMY et C. TREVIEN<br>The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example  | G2014/09 | M. LEQUIEN et A. MONTAUT<br>Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation   |          |   |          |  |

|          |  |          |   |          |   |          |  |
|----------|--|----------|---|----------|---|----------|--|
| G2014/10 | B. GARBINTI - P. LAMARCHE<br>Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?   | G2015/12 | S. GEORGES-KOT<br>Annual and lifetime incidence of the value-added tax in France  | G2017/01 | consumption in employment: an Input-Output decomposition  | G2018/05 | C.-M. CHEVALIER<br>Financial constraints of innovative firms and sectoral growth   |
| G2014/11 | D. AUDENAERT - J. BARDAJLI - R. LARDEUX - M. ORAND - M. SICSC<br>Wage Resilience in France since the Great Recession   | G2015/13 | M. POULHES<br>Are Enterprise Zones Benefits Capitalized into Commercial Property Values? The French Case  | G2017/02 | Y. DUBOIS - M. KOUBI<br>Régies d'indexation des pensions et sensibilité des dépenses de retraites à la croissance économique et aux chocs démographiques  | G2018/06 | R. S.-H. LEE - M. PAK<br>Pro-competitive effects of globalisation on prices, productivity and markups: Evidence in the Euro Area   |
| G2014/12 | F. ARNAUD - J. BOUSSARD - A. POISSONNIER - H. SOUAL<br>Computing additive contributions to growth and other issues for chain-linked quarterly aggregates                 | G2015/14 | J.-B. BERNARD - Q. LAFFÈTER<br>Effet de l'activité et des prix sur le revenu salarial des différentes catégories socioprofessionnelles                                      | G2017/03 | A. CAZENAVE-LACROUTZ - F. GODET<br>L'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des générations nées entre 1960 et 1990 : une projection à partir du modèle Destinie   | G2018/07 | C.-M. CHEVALIER<br>Consumption inequality in France between 1995 and 2011  |
| G2014/13 | H. FRAISSE - F. KRAMARZ - C. PROST<br>Labor Disputes and Job Flows   | G2015/15 | C. GEAY - M. KOUBI - G de LAGASNERIE<br>Projections des dépenses de soins de ville, construction d'un module pour Destinie  | G2017/04 | J. BARDAJLI - B. CAMPAGNE - M.-B. KHDER - Q. LAFFÈTER - O. SIMON (Insee)<br>A.-S. DUFRERNEZ - C. ELEZAAR - P. LEBLANC - E. MASSON - H. PARTOUCHE (DG-Trésor)<br>Le modèle macroéconométrique Mésange : réestimation et nouveautés | G2018/08 | A. BAUER - B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT<br>Financial Constraints and Self-Employment in France, 1945-2014  |
| G2014/14 | P. GIVORD - C. GRISLAIN-LETRÉMY - H. NAEGELE<br>How does fuel taxation impact new car purchases? An evaluation using French consumer-level dataset                       | G2015/16 | J. BARDAJLI - J.-C. BRICONGNE - B. CAMPAGNE - G. GAULLIER<br>on the domestic and foreign markets  | G2017/05 | J. BOUSSARD - B. CAMPAGNE<br>Fiscal Policy Coordination in a Monetary Union at the Zero-Lower-Bound   | G2018/09 | P. BEAUMONT - A. LUCIANI<br>Prime à l'embauche dans les PME : évaluation à partir des déclarations d'embauche  |
| G2014/15 | P. AUBERT - S. RABATÉ<br>Durée passée en carrière et durée de vie en retraite : quel partage des gains d'espérance de vie ?  | G2015/17 | C. BELLÉGO - R. DE NIJS<br>The redistributive effect of online piracy on the box office performance of American movies in foreign markets                                   | G2017/06 | A. CAZENAVE-LACROUTZ - A. GODZINSKI<br>Effects of the one-day waiting period for sick leave on health-related absences in the French central civil service  | G2018/10 | C. BELLÉGO - V. DORTET-BERNADET - M. TÉPAUT<br>Comparaison de deux dispositifs d'aide à la R&D collaborative public-privé  |
| G2015/01 | A. POISSONNIER<br>The walking dead Euler equation<br>Addressing a challenge to monetary policy models  | G2015/18 | J.-B. BERNARD - L. BERTHET<br>French households financial wealth: which changes in 20 years?  | G2017/07 | P. CHARNOZ - M. ORAND<br>Qualification, progrès technique et marchés du travail locaux en France, 1990-2011   | G2018/11 | R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO<br>Réplication et rapprochement des travaux d'évaluation de l'effet du CICE sur l'emploi en 2013 et 2014   |
| G2015/02 | Y. DUBOIS - A. MARINO<br>Indicateurs de rendement du système de retraite français  | G2015/19 | M. POULHES<br><i>Ferrière sur Cour ou Chambre avec Vue ?</i><br>Les prix hédoniques de l'immobilier parisien  | G2017/08 | K. MLIN<br>Modélisation de l'inflation en France par une approche macrosectorielle  | G2018/12 | A. CAZENAVE-LACROUTZ - F. GODET - V. LIN<br>L'introduction d'un gradient social dans la mortalité au sein du modèle Destinie 2   |
| G2015/03 | T. MAYER - C. TREVIEN<br>The impacts of Urban Public Transportation: Evidence from the Paris Region  | G2016/01 | B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT<br>Time to smell the roses? Risk aversion, the timing of inheritance receipt, and retirement   | G2017/09 | P. BEAUMONT<br>Time is Money: Cash-Flow Risk and Export Market Behavior   | G2019/01 | M. ANDRÉ - A.-L. BIOTTEAU<br>Effets de moyen terme d'une hausse de TVA sur le niveau de vie et les inégalités : une approche par microsimulation   |
| G2015/04 | S.T. LY - A. RIEGERT<br>Measuring Social Environment Mobility  | G2016/02 | P. CHARNOZ - C. LELARGE - C. TREVIEN<br>Communication Costs and the Internal Organization of Multi-Plant Businesses: Evidence from the Impact of the French High-Speed Rail | G2018/01 | S. ROUX - F. SAVIGNAC<br>SMEs' financing: Divergence across Euro area countries?  | G2019/02 | A. BOURGEOIS - A. BRIAND<br>Le modèle Avionic : la modélisation Input/Output des comptes nationaux   |
| G2015/05 | M. A. BEN HALIMA - V. HYAFIL-SOLELHAC<br>M. KOUBI - C. REGAERT<br>Quel est l'impact du système d'indemnisation maladie sur la durée des arrêts de travail pour maladie ? | G2016/03 | C. BONNET - B. GARBINTI - A. SOLAZ<br>Gender inequality after Divorce: The Flip Side of Marital Specialization - Evidence from a French Administrative Database             | G2018/02 | C.-M. CHEVALIER - A. LUCIANI<br>Computerization, labor productivity and employment: impacts across industries vary with technological level   | G2019/03 | A. GODZINSKI - M. SUAREZ CASTILLO<br>Short-term health effects of public transport disruptions: air pollution and viral spread channels  |
| G2015/06 | Y. DUBOIS - A. MARINO<br>Disparités de rendement du système de retraite dans le secteur privé : approches intergénérationnelle et intragénérationnelle                   | G2016/04 | D. BLANCHET - E. CAROLI - C. PROST - M. ROGER<br>Health capacity to work at older ages in France  | G2018/03 | R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO<br>L'effet du CICE sur les prix : une double analyse sur données sectorielles et individuelles  | G2019/04 | L. AEBERHARDT - F. HATIER - M. LECLAIR - B. PENTINAT - J.-D. ZAFAR<br>L'économie numérique fausse-t-elle le partage volume-prix du PIB ?   |
| G2015/07 | B. CAMPAGNE - V. ALHENC-GELAS - J.-B. BERNARD<br>No evidence of financial accelerator in France  | G2016/05 | B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER<br>MELEZE: A DSGE model for France within the Euro Area  | G2018/04 | R. LARDEUX<br>Who Understands The French Income Tax? Bunching Where Tax Liabilities Start   | G2019/05 | A. CAZENAVE-LACROUTZ - E. YILMAZ<br>Dans quelle mesure les incitations tarifaires et la procédure de mise sous accord préalable ont-elles contribué au développement de la chirurgie ambulatoire ? |
| G2015/08 | Q. LAFFÈTER - M. PAK<br>Elasticités des recettes fiscales au cycle économique : étude de trois impôts sur la période 1979-2013 en France                                 | G2016/06 | B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER<br>Laffer curves and fiscal multipliers: lessons from Météze model   | G2018/05 | Who Understands The French Income Tax? Bunching Where Tax Liabilities Start   | G2019/06 | J.-P. CLING - S. EGHBAL-TEHERANI - M. ORZONI - C. PLATEAU<br>The Differences between EU Countries for Sustainable Development Indicators: It is (mainly) the Economy!                              |
| G2015/09 | J.-M. DAUSSIN-BENICHOU, S. IDMACHICHE, A. LEDUC et E. POULIQUEN<br>Les déterminants de l'attractivité de la fonction publique de l'Etat                                  | G2016/07 | B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER<br>Structural reforms in DSGE models: a case for sensitivity analyses  | G2018/06 | M. PAK - A. POISSONNIER<br>Accounting for technology, trade and final   | G2019/07 | P. CHONÉ - L. WILNER<br>Competition on Unobserved Attributes: The Case of the Hospital Industry  |
| G2015/10 | P. AUBERT<br>La modulation du montant de pension selon la durée de carrière et l'âge de la retraite : quelles disparités entre assurés ?                                 | G2016/08 | Y. DUBOIS et M. KOUBI<br>Relèvement de l'âge de départ à la retraite : quel impact sur l'activité des séniors de la réforme des retraites de 2010 ?                         | G2018/07 |   |          |  |
| G2015/11 | V. DORTET-BERNADET - M. SICSC<br>Effet des aides publiques sur l'emploi en R&D dans les petites entreprises  | G2016/09 | A. NAOUAS - M. ORAND - I. SLIMANI HOUTI<br>Les entreprises employant des salariés au Smic : quelles caractéristiques et quelle rentabilité ?                                | G2018/08 |   |          |  |

|          |   |          |  |
|----------|---|----------|--|
| G2017/01 | D. FOUGÈRE - E. GAUTIER - S. ROUX<br>Understanding Wage Floor Setting in Industry-Level Agreements: Evidence from France  | G2018/05 | C.-M. CHEVALIER<br>Financial constraints of innovative firms and sectoral growth   |
| G2017/02 | Y. DUBOIS - M. KOUBI<br>Régies d'indexation des pensions et sensibilité des dépenses de retraites à la croissance économique et aux chocs démographiques  | G2018/06 | R. S.-H. LEE - M. PAK<br>Pro-competitive effects of globalisation on prices, productivity and markups: Evidence in the Euro Area   |
| G2017/03 | A. CAZENAVE-LACROUTZ - F. GODET<br>L'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des générations nées entre 1960 et 1990 : une projection à partir du modèle Destinie   | G2018/07 | C.-M. CHEVALIER<br>Consumption inequality in France between 1995 and 2011  |
| G2017/04 | J. BARDAJLI - B. CAMPAGNE - M.-B. KHDER - Q. LAFFÈTER - O. SIMON (Insee)<br>A.-S. DUFRERNEZ - C. ELEZAAR - P. LEBLANC - E. MASSON - H. PARTOUCHE (DG-Trésor)<br>Le modèle macroéconométrique Mésange : réestimation et nouveautés | G2018/08 | A. BAUER - B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT<br>Financial Constraints and Self-Employment in France, 1945-2014  |
| G2017/05 | J. BOUSSARD - B. CAMPAGNE<br>Fiscal Policy Coordination in a Monetary Union at the Zero-Lower-Bound   | G2018/09 | P. BEAUMONT - A. LUCIANI<br>Prime à l'embauche dans les PME : évaluation à partir des déclarations d'embauche  |
| G2017/06 | A. CAZENAVE-LACROUTZ - A. GODZINSKI<br>Effects of the one-day waiting period for sick leave on health-related absences in the French central civil service  | G2018/10 | C. BELLÉGO - V. DORTET-BERNADET - M. TÉPAUT<br>Comparaison de deux dispositifs d'aide à la R&D collaborative public-privé  |
| G2017/07 | P. CHARNOZ - M. ORAND<br>Qualification, progrès technique et marchés du travail locaux en France, 1990-2011   | G2018/11 | R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO<br>Réplication et rapprochement des travaux d'évaluation de l'effet du CICE sur l'emploi en 2013 et 2014   |
| G2017/08 | K. MLIN<br>Modélisation de l'inflation en France par une approche macrosectorielle  | G2018/12 | A. CAZENAVE-LACROUTZ - F. GODET - V. LIN<br>L'introduction d'un gradient social dans la mortalité au sein du modèle Destinie 2   |
| G2017/09 | P. BEAUMONT<br>Time is Money: Cash-Flow Risk and Export Market Behavior   | G2019/01 | M. ANDRÉ - A.-L. BIOTTEAU<br>Effets de moyen terme d'une hausse de TVA sur le niveau de vie et les inégalités : une approche par microsimulation   |
| G2018/01 | S. ROUX - F. SAVIGNAC<br>SMEs' financing: Divergence across Euro area countries?  | G2019/02 | A. BOURGEOIS - A. BRIAND<br>Le modèle Avionic : la modélisation Input/Output des comptes nationaux   |
| G2018/02 | C.-M. CHEVALIER - A. LUCIANI<br>Computerization, labor productivity and employment: impacts across industries vary with technological level   | G2019/03 | A. GODZINSKI - M. SUAREZ CASTILLO<br>Short-term health effects of public transport disruptions: air pollution and viral spread channels  |
| G2018/03 | R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO<br>L'effet du CICE sur les prix : une double analyse sur données sectorielles et individuelles  | G2019/04 | L. AEBERHARDT - F. HATIER - M. LECLAIR - B. PENTINAT - J.-D. ZAFAR<br>L'économie numérique fausse-t-elle le partage volume-prix du PIB ?   |
| G2018/04 | R. LARDEUX<br>Who Understands The French Income Tax? Bunching Where Tax Liabilities Start   | G2019/05 | A. CAZENAVE-LACROUTZ - E. YILMAZ<br>Dans quelle mesure les incitations tarifaires et la procédure de mise sous accord préalable ont-elles contribué au développement de la chirurgie ambulatoire ? |

|          |   |          |  |
|----------|---|----------|--|
| G2019/08 | P. PORA – L. WILNER<br>Child Penalties and Financial Incentives: Exploiting Variation along the Wage Distribution                   | G2020/09 | J-M. GERMAIN – T. LELLOUCH<br>Comptabilité économique de la soutenabilité climatique   |
| G2019/09 | E. GAUTIER – S. ROUX – M. SUAREZ CASTILLO<br>Do Minimum Wages make Wages more Rigid? Evidence from French Micro Data                | G2020/10 | A. BAUER – M. ROTEMBERG<br>Tax avoidance in French Firms: Evidence from the Introduction of a Tax Notch  |
| G2019/10 | M. ANDRÉ – A. SIREYJOL<br>Imposition des couples et des familles : effets budgétaires et redistributifs de l'impôt sur le revenu    | G2020/11 | P. AGHION - A. BERGEAUD<br>M. LEQUIEN - M. J. MELITZ<br>The Heterogeneous Impact of Market Size on Innovation: Evidence from French Firm-Level Exports |
| G2019/11 | K. MOHKAM – O. SIMON<br>L'empreinte matière de l'économie française : une analyse par matière et catégorie de produits              | G2020/12 | L. GALIANA – B. SAKAROVITCH<br>F. SÉMÉCURBE – Z. SMOREDA<br>Residential segregation, daytime segregation and spatial frictions : an analysis           |
| G2019/12 | S. BUNEL – B. HADJIBEYLI<br>Evaluation du crédit d'impôt innovation   | G2020/13 | A. BAUER – J. BOUSSARD<br>Market Power and Labor Share   |
| G2019/13 | C. BONNET – F. GODET – A. SOLAZ<br>Gendered economic determinants of couple formation over 50 in France                             | G2020/14 | A. BAUER – J. BOUSSARD – D. LASHKARI<br>Information Technology and Returns to Scale  |
| G2019/14 | P. GIVORD – M. SUAREZ CASTILLO<br>Excellence for all? Heterogeneity in high schools' value-added                                    | G2020/15 | V. LIN – O. MESLIN<br>Hausse des prix immobiliers et mesure du niveau de vie   |
| G2019/15 | G. CETTE – L. KOEHL – T. PHILIPPON<br>Labor Share in Some Advanced Countries  |          |  |
| G2020/01 | J. SILHOL – B. VENTELOU<br>Les zones d'intervention prioritaire reflètent-elles des écarts de pratiques des médecins généralistes ? |          |  |
| G2020/02 | B. BOUCHTENIK – R. LARDEUX<br>The Take-Up of Unemployment Benefit Extensions  |          |  |
| G2020/03 | J-M. GERMAIN<br>A Welfare Based Estimate of "Real Feel GDP" for Europe and the USA  |          |  |
| G2020/04 | J. BOUSSARD – R. LEE<br>Competition, Profit Share and Concentration   |          |  |
| G2020/05 | P. PORA<br>Keep Working and Spend Less?<br>Collective Childcare and Parental Earnings in France                                     |          |  |
| G2020/06 | R. MONIN – M. SUAREZ CASTILLO<br>Product Switching, market power and distance to core competency                                    |          |  |
| G2020/07 | L. WILNER<br>How do citizens perceive centralization reforms? Evidence from the merger of French regions                            |          |  |
| G2020/08 | L. WILNER<br>The persistence of subjective well-being: permanent happiness, transitory misery?                                      |          |  |