



Aides personnelles locatives et à l'accession à la propriété : un point sur l'état des connaissances

par [Jean Cavailhès*](#)

septembre 2017

Table des matières

1. Quelques enseignements de la théorie économique	2
1.1. L'équilibre offre – demande sur les marchés du logement.....	2
1.2. L'élasticité de l'offre et de la demande.....	4
1.3. Aides personnelles au logement et économie publique.....	5
2. Etat de travaux appliqués.....	8
2.1. La rareté des travaux appliqués	8
2.2. Les méthodes d'évaluation existent.....	9
2.3. L'allocation personnelle locative (APL)	10
2.4. Le prêt à taux zéro (PTZ) pour l'accession à la propriété	14
3. Conclusions et résumé	23
Références	26

** Directeur de recherche émérite en économie à l'Institut national de la recherche agronomique (INRA). Ses articles scientifiques et chapitres d'ouvrages portent sur l'économie urbaine appliquée aux espaces périurbains et aux formes urbaines, l'économie foncière et immobilière appliquée au logement et au marché foncier, et l'économie de l'environnement appliquée aux usages des sols, au climat et aux paysages urbains et périurbains.*

Aides personnelles locatives et à l'accession à la propriété : un point sur l'état des connaissances

La politique du logement est en cours de réforme. Son coût élevé (1,9% du Produit intérieur brut en 2016) justifie les débats sur cette question « chaude »¹. La section 1 présente des enseignements qui peuvent être tirés de la théorie économique. La section 2 fait un état de travaux appliqués concernant deux dispositifs utilisés en France : les allocations personnelles locatives (APL) et le prêt à taux zéro (PTZ)². La section 3 conclut et présente un résumé.

1. Quelques enseignements de la théorie économique

Il n'est pas possible de tirer des conclusions opérationnelles de la théorie, en particulier parce qu'une politique publique n'a pas la flexibilité qui permettrait de la réformer à volonté. La théorie n'en est pas moins utile : elle indique une direction vers laquelle il faut aller.

1.1. L'équilibre offre – demande sur les marchés du logement

Les aides au logement sont analysées par la théorie des équilibres de marché : il s'agit de savoir comment une politique se traduisant par un choc sur l'offre ou sur la demande modifie le prix et la quantité d'équilibre du marché. C'est la loi connue de l'offre et de la demande.

La figure 1 synthétise le raisonnement. Les quantités sont en abscisses et les prix en ordonnées. L'équilibre en t_0 (bleu) est obtenu pour la quantité Q^*_0 et le prix P^*_0 (les astérisques désignent des équilibres) Une aide à la demande en t_1 se traduit par un déplacement de la courbe de demande de D_0

¹ Un point sur les débats est fait par B. Coloos sur le site « Politiquedulogement.com » (<http://politiquedulogement.com/PDF/Q&C/Aides%20au%20logement.pdf>). Nous revenons ici sur la question.

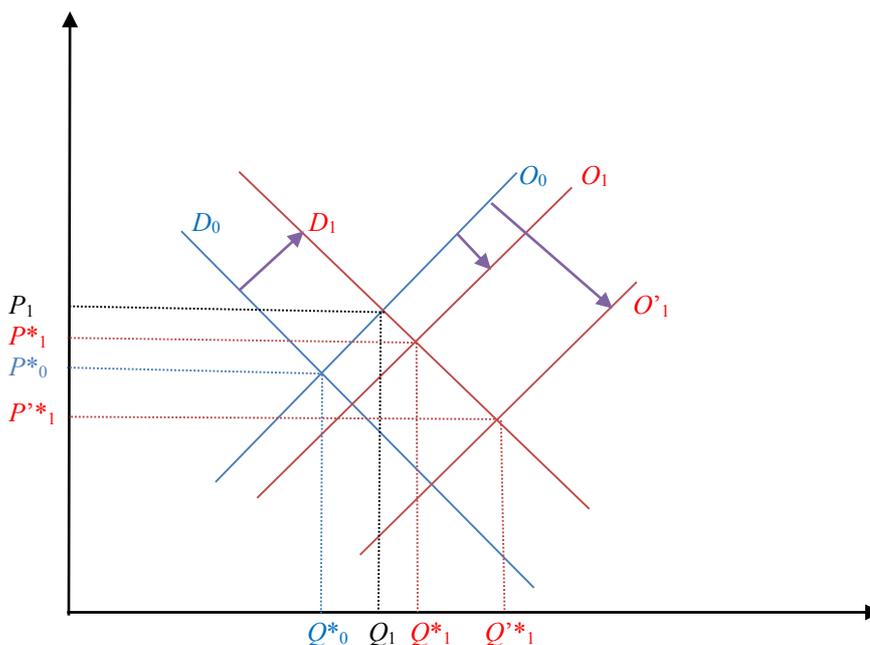
² D'autres questions ne sont pas abordées : aides à la pierre, à l'investissement locatif privé (défiscalisation « Pinel »), à la réglementation des rapports preneur – bailleur ou banque – emprunteur, etc. Sur ces points, on consultera Trannoy et Wasmer (2013a, 2013b).

à D_1 . Ce choc de demande peut être décomposé en un effet de substitution et un effet revenu³ (voir, entre autres auteurs, Deaton et Muellbauer, 1980), qui s'ajoutent pour faire augmenter la demande. Il est aussi possible que l'aide incite de nouveaux ménages à entrer sur le marché, par exemple des étudiants quittant le foyer parental.

A court terme (noir), l'offre reste fixe au niveau O_0 du fait des délais de construction de nouveaux logements. Le prix à court terme est P_1 , supérieur à P_0 . Il y a un « effet inflationniste » du choc de demande sur le prix. Le terme d'inflation est doublement inadéquat, car il désigne habituellement une hausse du niveau général des prix, et surtout parce qu'il ne permet pas de poursuivre le raisonnement comme il le faudrait.

Ce qui est en cause, c'est un transfert monétaire vers les offreurs (profit, rente). Il se traduit par un su bénéfique qui attire sur le marché d'autres opérateurs apportant capital, travail et/ou terre ce qui, à long terme, fait augmenter l'offre. La courbe passe de O_0 à O^*_1 ou à O'^*_1 (rouge ; la réaction de l'offre dépend de son élasticité). Un nouvel équilibre est obtenu, avec un prix P^*_1 qui peut être supérieur à P_0 ou P'^*_1 qui est inférieur (selon l'élasticité).

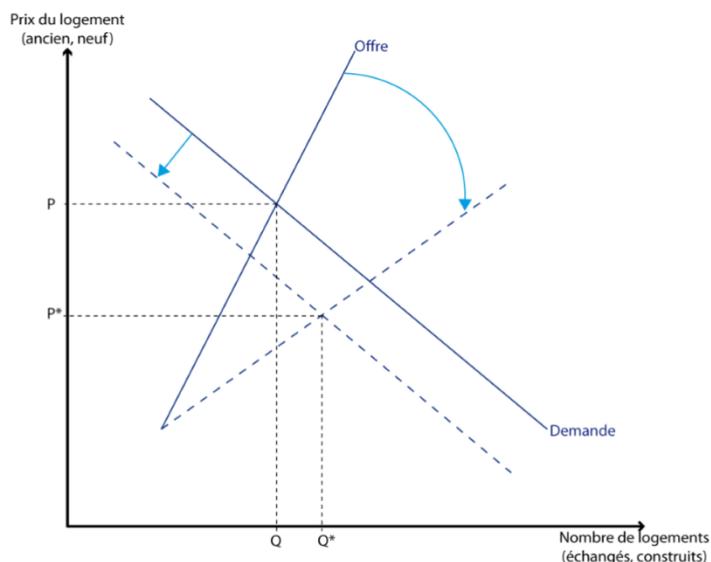
Figure 1. Marché à court et long terme avec un choc positif de demande



Trannoy et Waser (2013b) illustrent le mécanisme inverse (figure 2) : si l'aide à la demande diminue, le prix d'équilibre de long terme est P^* et la quantité Q^* .

³ Le premier est l'augmentation de la demande de logement par rapport aux autres biens, à utilité constante et le second la modification de consommation de logement permise par une augmentation de revenu (du fait de l'aide) à prix relatifs du logement et des autres biens constants.

Figure 2. Marché à court et long terme avec un choc négatif de demande



Graphique 17. Offre et demande d'immobilier.

Source : Trannoy Wassmer 2013b

Ce raisonnement est simplificateur. On peut, par exemple, introduire des « chocs répétés », lorsque les aides à la demande augmentent ou touchent de nouveaux bénéficiaires au cours du temps. Dans ce cas, le déséquilibre se perpétue si l'offre est trop inélastique pour répondre à chacun de ces chocs successifs.

On doit aussi tenir compte de ce que le marché immobilier n'est ni unifié ni concurrentiel. S'il l'était, le choc de demande se répercuterait sur l'ensemble du marché même si seulement une partie des demandeurs en bénéficiaient. Mais c'est un marché imparfait, segmenté selon la localisation, le type de logement ou les agents économiques (Rosen, 1985)⁴ du fait de l'immobilité et de l'unicité du bien. La figure 1 devrait alors être reproduite pour chacun des segments de ce marché. Il en découle, par exemple, qu'un choc positif de demande peut avoir un effet négatif sur le prix de certains segments⁵ ou, à l'inverse, un effet positif supérieur à l'effet moyen pour d'autres segments du marché.

1.2. L'élasticité de l'offre et de la demande

Dans le raisonnement qui explique le passage de O_0 à O_1 ou O'_1 , l'élasticité de l'offre⁶ joue un rôle crucial. Si elle était parfaitement élastique, c'est-à-dire si elle réagissait instantanément au choc de

⁴ "Two markets have to be equilibrated by the price of housing services: the market for existing houses and the market for new construction. The situation increases in complexity when one takes into account the multiplicity of tenure modes. Each type of housing is traded in its own submarket, and each of these (interrelated) markets has its own clearing price. (...) One of the key characteristics of urban housing markets is the existence of submarkets, each of which has different prices per unit of housing service" (Rosen, 1985. Voir aussi : Smith *et al.* (1988), Trannoy et Wasmer (2013b), etc.

⁵ C'est le cas lorsque la demande se déplace vers un segment de biens de qualité supérieure, délaissant la moindre qualité, pour lequel l'offre devient excédentaire, conduisant à une baisse du prix pour ce segment.

⁶ L'élasticité de l'offre mesure de combien de pourcent augmente l'offre lorsque le prix augmente de 1%.

demande, on passerait directement à l'équilibre $P^*_1 - Q^*_1$ (ou $P'^*_1 - Q'^*_1$). Inversement, si elle était totalement inélastique elle resterait fixée à O_0 et l'augmentation du prix serait pérenne. C'est pourquoi les travaux appliqués se centrent sur l'évolution de l'offre suite aux variations de demande : à long terme, s'ajuste-elle à celles-ci ?

Il faut également tenir compte de l'élasticité-prix de la demande ε_D , qui se combine à l'élasticité de l'offre ε_S pour déterminer l'évolution du prix ou du loyer Δl . C'est ce que fait, par exemple, Fack (2007). En supposant que l'aide, a , est réservée à des bénéficiaires qui louent sur un segment du marché, elle montre que, pour ce segment, $\Delta l = \frac{\varepsilon_D}{\varepsilon_D + \varepsilon_S} a$. Cela permet de conclure (p. 66-67) que « dans ce modèle, c'est l'écart entre les deux élasticités qui est important : Δl est d'autant plus élevé que l'élasticité de l'offre est faible par rapport à l'élasticité de la demande. (...) Dans le cas extrême d'une offre de logement inélastique ($\varepsilon_S = 0$) où le stock de logement proposé par les bailleurs est fixe, la demande de logement supplémentaire due aux aides ne sera pas satisfaite. Le montant des aides sera alors entièrement absorbé par la hausse des loyers » : $\Delta l = a$.

Si le marché immobilier n'est pas segmenté, le choc positif de demande se diffuse à l'ensemble des logements. C'est ce que Laferrère et LeBlanc (2002) appellent une « contagion ». L'augmentation du loyer est alors moindre, mais elle concerne tous les ménages.

Au total, retenons que l'enjeu des travaux appliqués n'est pas tant d'estimer un « effet inflationniste » à court terme d'un choc positif de demande, puisque celui-ci est certain, mais de savoir, d'une part, s'il touche un segment particulier du marché ou s'il se diffuse à l'ensemble du marché et, d'autre part, si cet effet persiste à long terme du fait d'une offre de logement inélastique. L'enjeu est aussi de savoir si des propriétaires (de logements, de terrains) ou des entrepreneurs de la construction s'approprient une partie des aides.

1.3. Aides personnelles au logement et économie publique

Les aides au logement se justifient par deux raisons économiques. L'une tient à l'efficacité lorsqu'il s'agit de corriger une externalité (Rosen, 1985). Un exemple souvent cité est l'entretien d'une maison, qui offre une vue plaisante aux voisins ou aux promeneurs et qui augmente la valeur non seulement du logement concerné, mais aussi celle des logements voisins (Olsen et Zabel, 2015). Une autre externalité vient du coût social de logements anciens et dégradés qui, lorsqu'ils sont en nombre dans un quartier, affectent le bien-être des habitants (Rosen, 1985). Une aide affectée au logement permet de corriger ces externalités. La seconde raison avancée par Rosen (1985) tient à la redistribution : des aides au logement pour des ménages pauvres permettent de réduire l'inégalité sociale.

Pourquoi inciter les ménages à devenir propriétaires ?

Une aide à l'accession à la propriété se justifie, du point de vue économique, s'il existe une externalité⁷. Outre la vue d'un logement bien entretenu, déjà évoquée, il peut aussi s'agir de la jouissance réputée plus tranquille et paisible d'un propriétaire que celle d'un locataire, censé être plus bruyant ou turbulent (cela suppose que ces clichés soient crédibles !). Dans ce cas, il est justifié d'inciter

⁷ Nous présentons ici les analyses des manuels de référence pour chercheurs (Handbook of Regional and Urban Economics, Handbook of Public Economics). D'autres articles analysent l'accession à la propriété en relation avec la mobilité (en lien avec le marché du travail), les trajectoires résidentielles et le choix du statut d'occupation dans le cycle de vie. De plus, des effets redistributifs pourraient être introduits.

les ménages à sortir du statut de locataire dans lequel ils ont tendance à se complaire en les aidant à devenir propriétaire de leur logement.

Cette justification apparaît peu recevable dans le cas des aides à l'accèsion à la propriété. Il y a, certes, de jeunes ménages instables (risques professionnels, rupture du couple) qui restent locataires pour éviter les frais de mutation élevés pour un propriétaire (dans le cas des Etats-Unis : cf. Rosen, 1985). Mais dans la plupart des cas, la France connaît l'équivalent d'un « rêve américain » (Olsen et Zabel, 2015) : le « rêve français » est aussi d'accéder au statut de propriétaire de sa maison. Les ménages ne renâclent pas à l'accèsion : ils la désirent, comme le montrent toutes les enquêtes d'opinion. Dans ce cas, une politique d'aide à l'accèsion à la propriété n'est pas économiquement justifiée⁸.

Elle peut s'expliquer par des raisons paternalistes ou de stabilité sociale (les dirigeants pensent que les propriétaires contestent moins l'ordre établi que les locataires). Il peut aussi s'agir de raisons électoralistes : s'attacher en même temps l'électorat de ménages modestes et de professionnels de la construction qui réalisent des profits grâce à ces aides (Rosen, 1985).

Comment aider les locataires de condition modeste ?

Dans la plupart des pays, il est admis que les ménages pauvres doivent bénéficier de mesures redistributives pour contrer les inégalités de revenu ou de patrimoine (cf. par exemple, Piketty, 2013). C'est ainsi que se justifie la progressivité de l'impôt sur le revenu et, là où ils existent, des impôts sur les successions ou la fortune.

L'objectif redistributif est la première raison des aides personnelles locatives à des ménages modestes : « l'intervention publique en matière de logement se justifie d'abord pour des raisons de redistribution : les pouvoirs publics doivent faire en sorte que les ménages modestes et ceux en situation de précarité économique aient accès à un logement décent. Cet objectif d'équité est renforcé par l'impact du logement sur la santé et sur la scolarité des enfants » (Trannoy et Wasmer, 2013a). Une seconde raison est allocative : « le second objectif de la politique du logement est de favoriser l'emploi et la croissance à travers une plus grande mobilité de la main d'œuvre et des dépenses de logement plus modérées. L'analyse macroéconomique keynésienne montre aussi qu'une relance de la consommation des ménages modestes est plus efficace pour la croissance que d'autres mesures budgétaires, compte tenu de leur forte propension à consommer. La question de la politique publique la plus efficace pour atteindre ces objectifs allocatifs et redistributifs est posée. C'est au second que nous nous attachons ici.

« Face à cet objectif redistributif, trois instruments sont généralement utilisés :

« – un transfert non affecté aux bas revenus ;

« – une aide affectée. Par exemple, les bailleurs reçoivent directement des bons, et le locataire ne paye que la différence entre le loyer et la valeur du bon. Alternativement, l'État rembourse une part des dépenses de loyer sur présentation de quittance ;

⁸ Toutefois, Thalmann et Favarger (2002), passant en revue les arguments en faveur de l'accèsion à la propriété, remarquent que l'appétence pour la propriété peut amener des accédants à un effort financier supérieur à ce qu'ils accepteraient s'ils étaient locataires. De ce fait, il coûterait moins cher de les aider à accéder que de leur verser des aides en tant que locataires. Cet argument est difficile à vérifier.

« – la mise à disposition de logements sociaux. La puissance publique se substitue aux bailleurs privés pour éviter qu'ils ne détournent les subventions à leur profit » (Trannoy et Wasmer, 2013a).

Une des formes de l'intervention est une aide affectée directement à un bien, alors que si elle est versée en espèces elle risque d'être détournée vers la consommation d'autres biens. L'aide au logement locatif est à mi-chemin entre une subvention affectée et un versement en espèces : lorsqu'elle est versée directement au bailleur elle est affectée, mais son utilisation est libre lorsque c'est le locataire qui la perçoit (quoique son libellé incite à l'utiliser pour le logement). Elle se justifie s'il s'agit d'un bien indispensable qui n'est pas suffisamment consommé par les ménages : « les ménages sous-estiment le logement pour eux ou leurs enfants. » (Olsen et Zabel, 2015)⁹.

Toutefois, Laferrère et LeBlanc (2002) font remarquer que « cette rationalisation se heurte à des objections théoriques de type taxation optimale : sous certaines conditions (voir Salanié (2002), chapitre 5), l'impôt sur le revenu suffit à accomplir des objectifs de redistribution (Atkinson et Stiglitz, 1976) ». En effet, « les économistes sont en général assez réticents vis-à-vis des transferts en nature » (Salanié, 2002), car ils ne permettent pas au ménage de choisir le panier de consommation qu'il considère optimal.

Au nom de la responsabilité tutélaire de l'Etat, Trannoy (2017), préconise le maintien d'APL pour des familles ayant des enfants mineurs. Certes, cela les prive d'une liberté de choix qu'ils auraient eue avec un impôt négatif ou une aide non affectée, mais c'est nécessaire au nom de l'intérêt de l'enfant¹⁰.

Au nom de la liberté de choix de leur panier de consommation par les ménages, Bozio, Fack et Grenet (2015) proposent de fusionner trois prestations sociales, conçues séparément (donc mal articulées¹¹) : les allocations logement, le revenu de solidarité active (RSA) et la prime pour l'emploi (PPE).

Trannoy et Wasmer (2013a) ont adopté un point de vue voisin en proposant de « mettre en cohérence le dispositif d'aides au logement avec l'ensemble de notre système redistributif en les intégrant dans le système d'impôt sur le revenu ». Le loyer, sous un plafond, deviendrait déductible de l'impôt sur le revenu imposable. L'aide au logement se transformerait en impôt négatif pour les non-imposables et pour les imposés elle deviendrait une réduction d'impôt.

Les modalités de versement d'aides aux ménages modestes sont également étudiées par l'économie comportementale. Les réformes en cours des aides sociales et, en particulier, au logement, au Royaume-Uni offrent des éléments de réflexion dans ce domaine (Hickman, Kemp, Reeve et Wilson,

⁹ Dans le même sens: "The primary purpose of low-income housing assistance is to induce recipients to occupy better housing than they would choose if given an equally costly unrestricted cash grant" (Olsen et Zabel, 2015) ; ou encore : « les non économistes (...) semblent se reposer sur une approche paternaliste selon laquelle les individus, laissés à eux-mêmes, ne consomment pas assez de certains biens essentiels (les *merit goods*) comme la nourriture ou le logement » (Salanié, 2002).

¹⁰ Pourtant, dans ce cas, des allocations familiales majorées et non natalistes (i.e. sous condition de ressources et à partir du premier enfant) auraient laissé la liberté de choix en permettant aux ménages d'arbitrer, par exemple, dans l'intérêt de l'enfant, entre une dépense en logement ou une dépense en éducation : mauvais logement mais bonne carte scolaire ou école privée, ou l'inverse (en outre, les allocations familiales ne sont pas « capturables » par le bailleur).

¹¹ Les simulations réalisées montrent qu'un retour partiel à l'emploi peut se traduire par un gain de revenu très minime, alors que le RSA a pour finalité d'inciter financièrement au retour à l'emploi.

2017). Depuis les années 1980, le Housing benefit (HB) des locataires modestes était payé directement au propriétaire bailleur, dans le secteur social et privé. A partir de 2010, plusieurs projets gouvernementaux prévoient de le verser aux locataires (direct payment, DP) dans le cadre d'un projet de fusion de six minima sociaux.

Des expériences pilotes de cette réforme, dont la montée en charge est progressive, sont en cours. Les premiers résultats montrent qu'elle change les comportements des preneurs et des bailleurs. Parmi les premiers, certains (une minorité seulement) sont plus responsables dans la gestion de leur budget ou dans la recherche d'emploi, ce qui est un des objectifs de cette réforme néolibérale. Les bailleurs, qui font face à des retards de paiement, ont tendance à adopter un comportement plus commercial que social. « En d'autres mots, le passage du HB au DP n'est pas une petite question technique. Au contraire, c'est une réforme très controversable ou même émotionnelle qui a de profondes conséquences sur le bien-être de nombreux locataires à bas revenu du secteur du logement social » (Hickman, Kemp, Reeve et Wilson, 2017).

Le débat en économie publique n'est donc pas clos sur l'intérêt ou non de maintenir des aides affectées au logement locatif pour les ménages modestes, car l'arbitrage entre la liberté de choix des ménages et l'intervention tutélaire de l'Etat au nom d'intérêts supérieurs est d'ordre philosophique ou idéologique plus qu'économique, sans parler du débat politique sur le niveau de redistribution et de lutte contre les inégalités que souhaite la société.

2. Etat de travaux appliqués

Il s'agit de faire un point sur les travaux appliqués concernant deux dispositifs en France : les allocations personnelles locatives (APL)¹² et le prêt à taux zéro (PTZ). Ces deux questions sont celles privilégiées par Olsen et Zabel (2015) dans un chapitre du dernier *Handbook* d'économie urbaine, sur lequel nous nous appuyons pour un éclairage international.

Personne ne pense que la hausse des prix immobiliers (forte) et celle des loyers (moins forte) depuis la fin du XXème siècle sont dues à ces dispositifs d'aide. La question est ailleurs. Ils ont un coût élevé pour la collectivité : 1,9% du Produit intérieur brut en France en 2016. Atteignent-elles leurs objectifs, en termes d'efficacité et d'équité ? Ou, au contraire, une fraction des budgets publics dédiés à ces politiques n'atteint-elle pas sa cible ?

2.1. La rareté des travaux appliqués

L'effet sur les loyers des aides au logement locatif est analysé en France dans deux thèses et un article de revue scientifique : Fack (2006, 2007) et Grislain-Lertemy et Trevien (in : Trevien, 2016). Concernant les aides à l'accession à la propriété aucune n'a été publiée dans une revue académique pour la France.

¹² Il s'agit de l'*Allocation de logement familiale* (ALF) et de l'*Allocation de logement sociale* (ALS) versées à des locataires (et non à des accédants), que nous désignons ici comme des *Allocations personnelles locatives* (APL) et non de l'*Aide personnalisée au logement* (également désignée par le sigle APL) pour les locataires de logements conventionnés et les accédants bénéficiant d'un prêt conventionné (PC) ou d'un prêt d'accession sociale (PAS).

Les publications dans des rapports, documents de travail et articles de revues non académiques traitant du cas français sont également peu nombreux. Il s'agit, pour ce qui concerne les allocations personnelles locatives, de Laferrère et LeBlanc (2002), Fack (2005) et Grislain-Letremy et Trevien (2014). En ce qui concerne les aides à l'accès à la propriété, il s'agit de Gobillon et LeBlanc (2005), Beaubrun-Diant et Maury (2015), Ihmaïne, Snoussi et Souche (2017), Labonne et Welter-Nicol (2017)¹³, Dupré et Saissi (2017). Au total, eu égard au coût de ces politiques, c'est peu.

La segmentation du marché immobilier, sans laquelle il n'y a pas d'augmentation différentielle du prix sur une partie du marché, est montrée indirectement dans le cas des APL. Certains auteurs supposent que le marché est partiellement segmenté (Fack, 2007), alors que d'autres font l'hypothèse qu'un choc sur une partie de la demande peut se diffuser par « contagion » à l'ensemble du marché (Laferrère et LeBlanc, 2002). Cela suggère que la réalité est probablement entre les deux (Fack, 2007 ; Grislain-Letremy et Trevien, 2014 ; 2016), ce qui rend délicate l'estimation de l'effet des aides sur les loyers.

L'élasticité de l'offre est une question décisive pour savoir si une augmentation à court terme d'un prix ou d'un loyer s'annule à long terme. Certains travaux qui lui sont consacrés sont essentiellement indirects, que ce soit pour la France (Fack, 2005, 2007 ; Grislain-Letremy et Trevien, 2014 ; 2016) ou pour d'autres pays (Sinai et Waldfogel, 2005 ; Eriksen et Rosenthal, 2010). Saiz (2010) est l'auteur qui a le plus approfondi l'analyse directe de l'élasticité de l'offre foncière à partir du cas étatsunien. L'OCDE a estimé cette élasticité pour 21 pays, dont la France (Sánchez et Johansson, 2011). Les seuls travaux approfondis qui en traitent pour la France sont ceux de Chapelle et Eyméoud (2017) et de Combes, Duranton et Gobillon (2016).

Au total, les travaux appliqués sont rares en France. E. Malinvaud disait que lorsqu'on consacre 10000 à une politique publique, les budgets publics et le bien-être de la population se porteraient mieux si on affectait 1 unité à l'évaluation de cette politique. Il semble que ce grand économiste français ait eu tort : en consacrant à l'évaluation non pas un dix-millième mais un cent-millième de son coût, soit environ 420000 euros par an pour l'évaluation de la politique du logement en France (qui coûte environ 42 milliards par an) cette politique serait plus efficace et plus équitable. Le même constat est fait pour d'autres pays¹⁴.

2.2. Les méthodes d'évaluation existent

Pourtant, des méthodes d'évaluation sont maintenant disponibles¹⁵. Pour tirer des conclusions sur des effets causaux, il faut comparer les résultats observés sur un individu traité par une politique aux résultats (inobservables) qui auraient été obtenus sans celle-ci pour cet individu (le « contrefactuel »). Selon la source d'identification (changement de politique entre deux dates, entre deux zones, etc.) et les données disponibles, différentes méthodes d'estimation sont disponibles :

¹³ Ce document de travail fait suite à : Labonne C. et Welter-Nicol C. (2015). Cheap Credit, Unaffordable Houses?, Débats économiques et financiers de la Banque de France – ACPR, n° 20.

¹⁴ "Important gaps in our knowledge remain. We have no high-quality evidence on the cost-effectiveness and most other outcomes of the largest new low-income housing programs, and we have no recent evidence on the performance of older programs that still account for a substantial minority of assisted households" (Olsen et Zabel, 2015).

¹⁵ On trouvera un exposé synthétique dans Fougère (2010).

expériences et quasi-expériences, appariements, doubles différences, régressions avec discontinuités¹⁶.

Parmi ces méthodes, l'expérimentation, qui ne présente pas de biais, est utilisée en économie aux Etats-Unis, en particulier pour évaluer des politiques du logement (Olsen et Zabel, 2015). Elle l'est peu en France, et sur d'autres questions (expérience des « 10000 permis de conduire pour réussir », L'Horty *et al.*, 2011). La raison de cette rareté est simple. Elle n'est pas d'ordre éthique, car une expérimentation qui s'inspire de celles de la biomédecine est possible en économie. Mais cela coûte cher, ce qui renvoie à la remarque de Malinvaud. Les autres méthodes font courir des risques d'endogénéité (cf. encart 1) qui biaisent les résultats.

2.3. L'allocation personnelle locative (APL)

L'APL fait augmenter les loyers, surtout sur certains segments du marché.

Parmi les travaux sur l'APL nous ne nous arrêtons guère sur ceux de Laferrère et LeBlanc (2002) ni de Fack (2005, 2006, 2007) car ils sont anciens. Ils ne prennent pas suffisamment en compte le biais de sélection endogène (cf. encart 1), dont on sait maintenant qu'il est un problème majeur de l'évaluation des politiques publiques¹⁷. Laferrère et LeBlanc utilisent la méthode d'appariements et Fack celle des doubles différences entre segments du marché. La mise en œuvre de ces méthodes ne permet pas d'éviter le problème d'autosélection. Ces travaux concluent à un effet à court terme inflationniste des aides qui, pour Fack, se prolonge à long terme du fait d'une offre inélastique ; de plus, pour cette auteure, les aides sont en majeure part capturées par les bailleurs¹⁸.

Le travail le plus récent est celui de Grislain-Lertemy et Trevien (2016, chapitre de thèse : Trevien, 2016). Les auteurs utilisent la méthode des régressions avec discontinuité (*regression discontinuity*, RD, voir Lee et Lemieux, 2010) pour étudier les effets sur les loyers de l'APL dans des zones où elle est plus élevée (zone II, définie comme la zone « traitée ») que dans des zones comparables où elle est plus faible (zone III, dit « groupe de contrôle »)¹⁹. L'intuition est que les observations situées de part et

¹⁶ "It is well known that the gold standard for estimating the causal impact of policies on outcomes of interest is randomized controlled trials (RCT). (...) Techniques that fall under the quasi-experimental umbrella include regression discontinuity (RD) design, the difference-in-difference framework, natural experiments, and matching techniques" (Olsen et Zabel, 2015).

¹⁷ Les premières publications en France, qui intègrent l'hypothèse d'une sélection provenant à la fois des caractéristiques individuelles observables et inobservables datent du début des années 2000, soit au moment où Laferrère et LeBlanc (2002) et Fack (2005, 2006, 2007) réalisaient leurs travaux.

¹⁸ Les travaux de Fack sont souvent cités parce qu'ils sont les seuls à estimer la fraction de l'aide capturée par le bailleur (voir récemment : Askenazy, 2017). Toutefois l'effet inflationniste qu'elle a estimé s'applique à la période du « bouclage » des APL du début des années 1990. En suivant l'auteure, cet effet devrait diminuer ensuite en fonction de l'élasticité de l'offre, voire disparaître à long terme si celle-ci est suffisamment élastique.

¹⁹ La limite entre zones II et III est fixée à 100000 habitants par la réglementation, mais il y a des exceptions : des communes un peu plus petites sont classées en zone II du fait d'un marché immobilier tendu, ainsi que des communes en crise de reconversion industrielle. De ce fait, les zones traitées et de contrôle ne sont pas tirés au hasard (le zonage est dit « endogène » au traitement) et un biais peut en résulter (cf. encart 1). Il est corrigé par la méthode des doubles moindres carrés (2SLS) avec une variable instrumentale (le seuil de population de 100000 habitants) qui, elle, résulte de l'histoire démographique indépendamment du traitement.

d'autre de la limite entre zone II et zone III sont identiques (moyennant l'introduction de variables de contrôle) sauf en ce qui concerne le traitement.

Les auteurs estiment ainsi l'effet de l'APL sur les différences de loyers entre 1984 et 2012 entre zones traitées et non traitées. Cette différence n'est pas significative dans les années 1980 (faible APL²⁰) et elle le devient pour les deux décennies suivantes : « l'impact d'allocations plus élevées dans la période 1992-2004 (+7%) que par la suite peut révéler un faible ajustement de l'offre dans les années 2000 » (Grislain-Lertemy et Trevien, 2016, p. 166). Cette persistance au-delà de la période du « bouclage » des aides de 1992 suggère que la hausse des loyers se perpétue à long terme. Les auteurs montrent que la part des logements dans le secteur privé locatif, pas plus que leur qualité relative, n'augmentent pas plus dans la zone « traitée » (au sens ci-dessus) que « de contrôle » (sauf les studios), ce qui devrait être le cas si l'offre était élastique. Ils concluent que cette évolution comparable des deux parcs est cohérente avec une offre inélastique.

Au total, « l'impact du zonage des allocations logement sur les loyers est important, une localisation en zone II les faisant augmenter de 4%. Pour un loyer moyen de 475 euros, cela représente une hausse du loyer d'environ 20 euros » (Grislain-Lertemy et Trevien, 2016, p. 159). Ces auteurs montrent aussi que l'effet à la hausse est plus important pour les logements de une ou deux pièces (+ 5%) que pour les plus grands (+ 3%), plus important pour les appartements que pour les maisons (pour lesquelles l'effet est non significatif), ce qui suggère que le marché est segmenté et que les loyers des locataires ciblés par l'APL (studios pour étudiants par exemple) sont plus impactés que ceux des locataires non ciblés. Mais la segmentation n'est pas parfaite : les loyers des locataires ne percevant pas l'APL augmentent également, bien que moins fortement. En effet, « nous trouvons que la hausse des loyers est plus importante et plus significative pour les bénéficiaires de l'allocation (5%) que pour les autres (3%) » (Grislain-Lertemy et Trevien, 2016, p. 159).

Les effets réels mais inobservables de l'APL : discussion

Le lecteur est peut-être dubitatif face à ces résultats. L'écart de l'APL entre zone II et zone III est de l'ordre de 20 à 30 euros par mois et son mode de calcul est compliqué²¹, si bien que le demandeur, et le bailleur encore moins, ne peuvent aisément en évaluer le montant pour en tenir compte dans la fixation du loyer demandé et consenti. Le résultat de Grislain-Latrémey et Trevien (2016) n'en est pas moins statistiquement établi. S'il est valide (nous allons revenir sur le « si »), il peut être interprété ainsi.

Le marché fonctionne par tâtonnement, par essais et erreurs, d'où résulte un prix d'équilibre dont ni les offreurs ni les demandeurs ne connaissent les déterminants. C'est la beauté de la « main invisible » (Smith, 1776)²². De plus, l'économétrie permet de dire au lecteur incrédule : « vous êtes un

²⁰ L'APL était alors peu diffusée dans le secteur privé : elle était réservée aux familles nombreuses (ALF) et aux ménages vulnérables, personnes âgées ou handicapées, jeunes travailleurs, chômeurs. L'allocation logement n'a été généralisée sous seules conditions de ressources qu'au début des années 90.

²¹ Le calcul peut être fait sur le site de la CNAF, mais ses modalités sont complexes. Un preneur peut obtenir une évaluation auprès de l'ADIL de son département, s'il se rend sur place pour demander le montant de l'allocation selon qu'une commune où il envisage de louer est en zone II ou III. Il est probable que ces démarches sont rarement faites dans un but de comparaison de l'APL.

²² Prenons un exemple fictif. Lors du renouvellement d'un bail en zone II, un bailleur, qui reçoit peut-être directement l'APL, essaye d'augmenter le loyer de 10 ou 20 euros. Le locataire examine son budget, et il accepte. Le bailleur se dit que ce niveau de loyer peut aussi être accepté pour un nouveau bail. Il fixe ainsi l'offre, et il

expert averti des marchés immobiliers, qui pense qu'un effet différencié entre zone II et zone III de l'APL sur le loyer est impossible. Je suis un observateur instruit par les sciences statistiques et je vous dis que cet effet existe et qu'il est significativement positif ». C'est assez habituel que le regard instruit d'un scientifique montre une causalité invisible pour l'observateur direct. Il en va de même de toutes les disciplines savantes, qui démontrent et « mesurent » des liens causaux inapparents ou contre-intuitifs. Naturellement, il s'agit d'une « vérité relative ». C'est le rôle du chercheur de la remettre en cause (c'est ainsi que les connaissances avancent), ce qu'il convient de faire maintenant.

Notons, tout d'abord, que la décision de louer en zone II ou en zone III est très probablement prise sans tenir compte de l'APL, difficile à calculer et qui diffère peu entre ces deux zones. Tout se passe comme si cette décision était prise au hasard par rapport au traitement. Cela se traduit par une absence de sélection endogène des locataires (cf. encart 1), ce qui est une difficulté les plus gênantes en matière d'évaluation des politiques publiques.

Mais, pour autant, ce *satisfecit* n'emporte pas accord complet. Un modèle du même type mériterait d'être estimé sur d'autres échantillons (comme celui des enquêtes *Logement* de l'Insee) car la répétition accroît la valeur d'une démonstration statistique, en économie comme dans d'autres disciplines. En particulier, les résultats ne valent ici que pour des agglomérations de taille moyenne (entre 50000 et 180000 habitants), qui sont les seules qui entrent dans le cadre de l'étude. L'extrapolation en-deca et au-delà peut être faite, mais elle est pure hypothèse, car la méthode de régression avec discontinuité ne permet pas de tirer de conclusions lorsqu'on est éloigné de la limite de la discontinuité.

De plus, cette méthode pose problème ici, dans la mesure où la quasi-identité des zones traitées et contrefactuelles de part et d'autre des zones II et III n'est pas respectée : la fourchette (population comprise entre 50000 et 180000 habitants) est très large (cf. encart 1). Conscients de cette limite, indépassable avec les données qu'ils utilisent (l'enquête *Loyers et charges* de l'Insee ne permet pas d'avoir suffisamment d'observations proches de la frontière entre zone II et zone III), les auteurs introduisent des variables de contrôle pour se rapprocher au mieux du cadre théorique et ils font des tests de robustesse. Mais, en bonne rigueur statistique, on ne peut être pleinement assuré de la validité de leur résultat.

Au total, si on admet, avec Lee et Lemieux (2010), que la méthode de régression avec discontinuité est proche de l'expérimentation contrôlée dès lors que les conditions de son application sont remplies, l'étude de Grislain-Latrémey et Trevien (2016) remplit ces conditions (il n'y a probablement pas de sélection endogène des bénéficiaires ; le zonage II et III est endogène, mais les auteurs l'instrumentent pour l'exogénéiser, cf. encart 1), à une exception près : l'existence de variables

attend de voir si un bénéficiaire de l'APL se présente. Ce locataire entrant accepte aussi. Ces essais réussis sont faits par plusieurs agences immobilières, tant et si bien que le loyer un peu plus cher, de 10 ou 20 euros, devient la nouvelle référence du marché, ou d'un segment du marché (les studios, les appartements petits ou en mauvais état), référence qui progressivement s'impose. Personne n'a clairement conscience de ce que ce prix incorpore – ou non – une APL, pas plus que ne sont connus des acheteurs et vendeurs les parts du prix du terrain, du coût de construction, les marges des opérateurs, les impôts et taxes, etc. La main invisible dirige les agents du marché vers le prix d'équilibre sans qu'il ne soit besoin d'individualiser chacun de ses déterminants, de la même manière que le mouvement brownien (parfaitement aléatoire) dirige des molécules d'une masse gazeuse de la partie froide vers la partie chaude d'un récipient.

omises peut entraîner une endogénéité. Malgré cette limite, leurs résultats (pour des agglomérations de taille moyenne) sont cohérents avec les enseignements de la théorie, ce qui leur donne du poids.

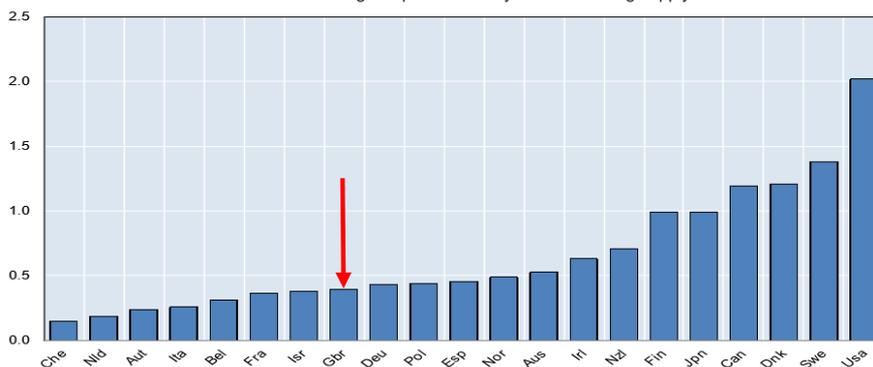
L'élasticité de l'offre

L'élasticité de l'offre de logements est un élément décisif pour expliquer l'effet à long terme d'une variation de la demande sur le prix d'équilibre. Son étude détaillée nous conduirait au-delà de l'objectif de cet article. Seules les conclusions des principaux articles sont résumées ici.

Sánchez et Johansson (OCDE, 2011) utilisent des données temporelles au niveau macroéconomique pour estimer l'élasticité de la demande par des équations simultanées de prix à long terme et d'investissement immobilier brut. Pour tenir compte de l'hétéroscédasticité et de corrélations temporelles entre les erreurs des deux équations, ils font une *seemingly unrelated regressions* (SUR), méthode usuelle en macroéconomie de données temporelles. Le modèle est estimé pour chacun des 21 pays étudiés.

Les résultats montrent que la France, avec une élasticité de long terme de 0,34, se situe parmi les pays où l'offre est la plus inélastique (cf. Figure 3). Les raisons avancées par les auteurs pour expliquer la faible réactivité de l'offre au prix sont géographiques (contraintes physiques : mer, montagnes) ; réglementaires (délais d'obtention de permis de construire, zonages fonciers) et économiques (concurrence entre offreurs sur le marché).

Figure 3. Price responsiveness of housing supply: selected countries¹
 Estimates of the long-run price-elasticity of new housing supply



Dans un modèle microéconomique d'économie urbaine, Saiz (2010) étudie les déterminants de l'élasticité de l'offre et il estime celle-ci pour les principales villes des Etats-Unis. Il obtient une élasticité moyenne de 1,75, assez proche de l'estimation de l'OCDE pour les Etats-Unis. Cette moyenne recouvre de larges variations selon les villes. Les modèles analytique et économétrique de Saiz (2010) montrent que l'offre est d'autant plus inélastique que la géographie offre un faible volume de terrains constructibles et que cette contrainte est liée à des contraintes réglementaires : moins la géographie offre de terrains, plus le planificateur urbain restreint l'offre.

Chapelle et Eyméoud (2017) présentent un travail appliqué à la France, qui reprend les résultats précédents de l'OCDE et de Saiz ainsi que ceux de Combes, Duranton et Gobillon (2016). Leur apport théorique essentiel est d'introduire plus explicitement que dans des articles anciens la distinction entre les travaux macroéconomiques et ceux de l'économie urbaine. Les premiers s'attachent à une élasticité à court ou moyen terme dite de « marge intensive », c'est-à-dire où le flux de constructions nouvelles dépend de l'évolution de court terme du prix, sans tenir compte de la croissance urbaine. L'économie urbaine se centre sur la « marge extensive » qui correspond à une élasticité de long terme,

où l'évolution du prix en longue période, qui dépend de la croissance de la population et du nombre de ménages, détermine l'augmentation du stock de logements, à l'horizon d'une décennie ou plus²³.

Dans l'optique de la durabilité de l'effet d'un choc positif de demande, c'est l'élasticité de long terme qui est pertinente. Les auteurs obtiennent pour celle-ci une valeur de 0,33, quasi-identique au résultat de Sánchez et Johansson (2011) alors que la méthode est différente. Le modèle économétrique permet d'analyser les principales raisons de cette faible élasticité. En France, les contraintes géographiques (disponibilité de terre en fonction de facteurs naturels) sont moins importantes qu'aux Etats-Unis où Saiz considère qu'elles sont centrales. C'est principalement la réglementation qui explique l'inélasticité de l'offre en France²⁴.

Il résulte de cette inélasticité que l'effet d'un choc de la demande sur les prix ou les loyers (comme l'APL) doit être plus pérenne à long terme dans les régions où la réglementation est très contraignante, comme l'Île-de-France, surtout si elle se combine avec une géographie qui l'est aussi, comme la Côte d'Azur, que dans des régions où géographie et réglementation le sont moins comme, par exemple, les bassins de la Loire ou de la Garonne. Dans le premier cas, les loyers (ou les prix) sont élevés du fait du malthusianisme de la Nature et de l'action de l'Homme, et le choc sur la demande les maintient à un niveau haut à long terme, le propriétaire bailleur capturant durablement une partie de l'aide. Dans le second cas, le choc de prix de court terme s'annule plus facilement à long terme, donc le surbénéfice du bailleur également. L'application uniforme sur le territoire d'une politique a des effets différenciés sur les loyers (ou les prix) et sur les bénéficiaires de cette politique.

Allocations logement : en conclusion

Au total, Trannoy et Wasmer concluent que « il est dans la nature d'une aide affectée de susciter une hausse de la demande et donc une hausse du prix d'équilibre, et ce d'autant plus que l'offre est rigide. Mais le fait que les aides au logement puissent être perçues directement par le bailleur accentue les phénomènes de capture : le bailleur peut afficher un loyer net de l'aide et réajuster le loyer brut à la hausse à mesure que l'aide augmente. Ce phénomène semble être une réalité pour ce qui concerne, notamment, la location de chambres pour étudiants » (Trannoy et Wasmer, 2013a). La seule nuance à apporter à cette analyse tient au fait qu'il ne s'agit pas forcément d'une volonté cynique du bailleur, profitant de son pouvoir de marché pour un bien immobile et unique, mais du résultat du marché où agissent, peut-être inconsciemment, l'ensemble des bailleurs et preneurs. La théorie et la seule étude appliquée récente sur le sujet se conjuguent pour tirer cette conclusion.

2.4. Le prêt à taux zéro (PTZ) pour l'accession à la propriété

Des aides facilitant l'accès à la propriété sont accordées en France avec le prêt à taux zéro (PTZ) et dans d'autres pays, comme les Etats-Unis, qui s'expliquent pour des raisons paternalistes ou électoralistes, ou encore par l'activité de lobbies. Il est utile d'analyser ces travaux, pour trois raisons.

La première résulte d'enjeux d'économie publique : quel est l'effet du PTZ sur la distribution des revenus ? L'objectif visé, la démocratisation de l'accession à la propriété, est-il atteint ? Une distorsion de la distribution de revenus résulte-elle de l'appropriation par des propriétaires fonciers ou des

²³ Dans les deux cas, le prix qui résulte du flux de constructions nouvelles ou du stock de logements dépend également de la demande, ce qui conduit à une estimation par variables instrumentales.

²⁴ Il s'agit du malthusianisme des plans locaux d'urbanisme (PLU). Les auteurs n'ont pas à leur disposition une variable mesurant celui-ci et ils utilisent des variables approchées (permis de construire refusés, etc.).

promoteurs d'une partie des aides, par ce qu'on appelle un effet inflationniste ? Deuxièmement, certains travaux concluent à un effet positif du PTZ sur les prix des terrains à bâtir, d'autres à l'absence d'effet significatif et d'autres à un effet négatif sur le prix des logements ; il est utile de chercher à connaître les raisons de ces résultats contradictoires. Troisièmement, notre analyse permet de présenter d'autres méthodes d'évaluation des politiques publiques, dont des leçons peuvent être tirées.

Nous ne reviendrons pas en détail sur l'étude de Gobillon et LeBlanc (2005) pour les mêmes raisons que les travaux de la même période sur les APL : elle est ancienne, surtout compte-tenu des nombreuses modifications apportées au dispositif du PTZ depuis cette époque. Les auteurs montrent, pour cette période, d'une part, un effet d'aubaine (la majorité des bénéficiaires auraient investi sans aide) et, d'autre part, que le PTZ fait baisser les valeurs immobilières dans le neuf, résultat apparemment étonnant (sur lequel nous reviendrons : encart 1), qu'ils expliquent par une sélection endogène des attributaires : « La répartition spatiale des ménages acquéreurs de logements neufs durant la période 1998-2002 est en effet très différente selon que ces ménages sont des bénéficiaires du PTZ ou non » (Gobillon et Le Blanc, 2005).

La démocratisation de l'accession par le PTZ

Labonne et Welter-Nicol (2017) analysent l'effet du PTZ sur l'accession à la propriété, principalement du fait des conditions du crédit, ainsi que son effet sur le prix auquel les accédants achètent. Elles disposent de données bancaires et exploitent trois réformes du dispositif intervenues entre 2009 et 2011, qui ont eu des effets différents selon les zones auxquelles s'applique le PTZ. Cela leur permet d'utiliser la méthode de régression avec discontinuité en comparant la situation de communes voisines qui ne sont pas soumises au même barème de PTZ.

Les résultats montrent que le PTZ permet un relâchement du ratio entre le montant du prêt et la valeur du bien. Les conditions de crédit sur l'accès à la propriété montrent une diminution de la sélection sur le marché du crédit, le PTZ permettant à des ménages à bas revenu d'accéder ; l'effet est significatif, mais faible. Toutefois, cette démocratisation relative s'inscrit dans un trend de hausse des valeurs immobilières. Enfin, le PTZ est un choc positif de crédit qui se transmet aux prix immobiliers, du fait d'une forte élasticité à court terme du prix au volume du crédit. Les auteures ne parlent pas, pour autant, d'effet inflationniste : l'objet de leur étude est l'effet du PTZ pour les attributaires en fonction du marché du crédit, et non l'effet sur le prix d'équilibre du marché immobilier.

Cette étude étudie minutieusement les principales sources d'endogénéité et met en œuvre des techniques pour pallier les biais qui peuvent en découler et se rapprocher au mieux des conditions théoriques de l'économétrie. La méthode utilisée est celle des doubles différences entre une zone « traitée » (i.e. des communes où les accédants bénéficient d'une modalité « favorable » de PTZ) et les communes adjacentes où le dispositif est moins favorable. L'hypothèse est que, du fait de ce voisinage spatial, les zones traitées et non traitées sont identiques, sauf le dispositif du PTZ, ce qui permet d'attribuer à ce dernier un effet causal.

Si le traitement théorique des biais d'endogénéité n'appelle pas de remarques particulières, les conditions d'application sont moins satisfaisantes, en particulier du fait des limites des données dont disposent les auteures²⁵. L'exogénéité du zonage est peu crédible : il ne résulte pas du seul hasard mais dépend, en partie au moins, des tensions sur le marché immobilier, ce qui le rend endogène au

²⁵ Des critiques sur des aspects techniques du PTZ sont apportées par Ihmaïne, Snoussi et Souche (2017).

traitement (cf. encart 1). De plus, les logements appartenant à des zones adjacentes diffèrent par de nombreuses caractéristiques : il aurait fallu une analyse hédoniste des caractéristiques des logements, ce qui était impossible avec la base de données utilisée. Labonne et Welter-Nicol (2017), conscientes de cette limite mentionnée à plusieurs reprises, ont tenté de la surmonter en raisonnant sur des taux d'évolution des prix, ce qui suppose que les caractéristiques des logements restent inchangées dans le temps. C'est une hypothèse astucieuse, bien qu'assez courante pour des indices de prix hédonistes comme ceux produits, par exemple, en France, ou par l'OCDE. Mais ce n'est qu'une hypothèse.

Au total, des conclusions en termes de bien-être sont tirées de cette étude. « Les aides à l'accession permettent à de nouveaux ménages d'entrer sur le marché du crédit. Mais elles alimentent aussi les prix immobiliers. Ce qui signifie que les intérêts payés sont plus élevés que sans PTZ, à cause des prix immobiliers plus élevés et d'un endettement supérieur. L'effet du PTZ est positif si le montant du prêt à taux zéro est supérieur à l'augmentation du montant emprunté induit par le PTZ. Nos estimations montrent un petit, mais positif, effet pour les ménages éligibles. Mais les ménages non éligibles font également face à la hausse des prix. Une part appréciable du surplus économique créé est approprié par les vendeurs » (Labonne et Welter-Nicol, 2017). Ce sont ces effets inflationnistes que d'autres travaux analysent.

L'effet inflationniste du PTZ

Beaubrun-Diant et Maury (2015) étudient les effets sur le prix des terrains à bâtir d'une augmentation du PTZ en 2009, différenciée selon les zones. Ils comparent celles qui ont bénéficié d'une forte revalorisation à d'autres pour lesquelles l'augmentation a été moins forte²⁶. Ils utilisent une méthode « d'appariement géographique » dans laquelle une commune traitée (zone B2, forte augmentation) est associée à une commune non traitée (zone C, groupe de contrôle, faible augmentation) la plus proche possible quant à ses caractéristiques. L'objectif est de comparer les prix des terrains à bâtir en 2009 par un modèle de prix hédonistes pour voir si la différence de traitement a eu un effet sur le prix des terrains.

Les résultats de l'estimation de référence montrent que, pour les terrains à bâtir, « les prix au m² de foncier dans la partie la moins tendue de la zone B2 sont plus élevés de 7,4% en 2009 qu'ils ne l'auraient été s'ils avaient suivi la tendance observée en zone C comparable » (Beaubrun-Diant et Maury, 2015). Cependant, « l'effet inflationniste de 2009 a été effacé en 2010. Ce retournement de tendance en 2010 peut être dû à la baisse du montant des aides accordées à partir de juillet 2010, mais aussi à une correction du marché lui-même » (idem). Cela amène à conclure que « nos résultats suggèrent une faible réactivité de l'offre à court terme (i.e., à un horizon d'un an), mais une plus grande élasticité sur un horizon plus long (i.e., 2 ans). (...) L'effet inflationniste mis en évidence en 2009 absorbe plus de la moitié des gains en pouvoir d'achat consécutifs à la hausse du PTZ. Une partie conséquente de l'aide aurait donc été captée par le vendeur du terrain. Ce constat doit cependant être relativisé puisque l'effet inflationniste disparaît à l'horizon de 2 ans » (idem). Notons que les causes du retournement en 2010-2011 sont incertaines, puisque « dès le second semestre 2010, le dispositif PTZ est passé du doublement à une simple majoration de 50% » (idem), ce qui pourrait suffire à expliquer une baisse du prix par une contraction de la demande.

²⁶ Les deux types de zones bénéficiaient du même montant maximal de PTZ avant réforme, alors que, après celle-ci, il est de 47700€ en zone B2 pour un couple avec 2 enfants contre 40350€ en zone C (chiffres des auteurs).

La méthode des auteurs est proche de celle de l'appariement (matching) : « chaque commune de zone C (non traitée) est appariée avec un sous-échantillon de communes de zone B2 (traitée) de la même région, avec des prix au m² voisins » (Beaubrun-Diant et Maury, 2015). Toutefois, la méthode d'appariement n'est pas explicitée dans le seul document actuellement publié (Position Paper de l'EDHEC, qui est un support qui s'adresse à un large public)²⁷. Il est à craindre que les communes appariées ne soient pas quasi-identiques²⁸, comme le reconnaissent les auteurs. En effet, l'appariement de communes B2 avec des communes C ne peut tenir compte de toutes les variables qui différencient ces deux ensembles très vastes (la population descend à 20000 habitants en C et monte à 250000 habitants en B2), ce qui peut remettre en cause les résultats (encadré 1).

Enfin, deux types d'endogénéité existent probablement. D'une part, une autosélection des bénéficiaires. Par exemple, comme le suggèrent Gobillon et LeBlanc (2005), les bénéficiaires de PTZ peuvent se concentrer sur certaines localisations (certains types de communes, ou plus ou moins loin du centre de la commune, puisque la localisation précise du terrain n'est pas contrôlée²⁹) ou encore certains biens (qualité basse). D'autre part, il y a des variables omises. Les auteurs ne peuvent pas corriger ces deux biais potentiels.

Au total, malgré ces limites, un effet positif du PTZ semble pouvoir être retenu du fait de la réforme intervenue en 2009, sans qu'il soit possible de se prononcer sur sa durabilité puisqu'une réforme de sens inverse est intervenue en 2010. L'augmentation du PTZ suite à la réforme de 2009 (le montant maximal de PTZ en B2 augmente de plus de 7000 euros pour un couple avec deux enfants), rend plausible ce résultat, qui est conforme à la théorie.

L'effet statistiquement non significatif du PTZ

Ihmaïne, Snoussi et Souche (2017) étudient la réforme du PTZ en 2014, qui a reclassé des communes de la zone C (groupe dit « de contrôle ») en B2 (dit groupe « traité »), ainsi que d'autres reclassements opérés par la même réforme)³⁰. Les auteurs utilisent ces changements du dispositif pour

²⁷ Un document de travail à destination académique est en cours de rédaction.

²⁸ Les auteurs nous ont précisé que l'appariement est réalisé par la démarche suivante. Un modèle logit estimant la probabilité qu'une commune soit classée en zone B2 plutôt que C permet de retenir les variables explicatives qui ont un impact significatif. Ensuite, l'appariement des communes B2 (dans des agglomérations de moins de 250 000 habitants) avec des communes C (dans des agglomérations de plus de 20 000 habitants) se fait sur la base d'un « kernel matching » dont les variables sont les prix initiaux de l'immobilier en 2006, la taille de la commune et le revenu médian de la commune.

²⁹ Les auteurs suggèrent que certains ménages - qui n'auraient pas acheté sans le doublement du PTZ - peuvent se décider à acheter, mais loin du centre (effet négatif), mais d'autres - par exemple ceux qui auraient acheté même sans le doublement - peuvent utiliser leur surcroît de pouvoir d'achat pour acheter plus près du centre que prévu (effet positif).

³⁰ L'écart de l'aide entre C et B2 est d'environ 3000 euros, le taux de l'aide après réforme étant de 3,7% en zone C et de 5,2% en zone B2 (selon les tableaux des auteurs). Sur les zonages de la politique du logement, voir la rubrique « dictionnaire de l'habitat » du site [Politiquedulogement.com](http://politiquedulogement.com) qui présente le zonage A, B1, B2 et C (<http://politiquedulogement.com/dictionnaire-du-logement/w-x-y-z/les-zonages-de-la-politique-du-logement/>).

estimer leurs effets sur le prix des logements. Pour cela, ils utilisent une estimation « en doubles différences » (*difference in difference*³¹).

La synthèse des estimations réalisées montre que « le résultat le plus important est qu'on peut affirmer avec une probabilité suffisante de ne pas se tromper (supérieure à 80% en général, sauf dans le cas de déclassement où on n'est qu'à 57%) que le reclassement de certaines communes intervenu en octobre 2014 simultanément à une réforme du PTZ n'a pas eu pas d'effet inflationniste significatif dans le neuf dans les communes reclassées » (Ihmaïne, Snoussi et Souche, 2017).

Observons que, dans cette étude, les trois biais d'endogénéité (présentés dans l'encadré 1) existent. (a) Le reclassement des communes entre zones n'est pas fait au hasard mais en fonction des tensions sur le marché foncier ou de pressions des élus : le redécoupage spatial du dispositif est endogène à la variable de traitement ; (b) L'écart de l'aide entre C et B2 est important (note 27) et il est connu de l'acheteur et de son banquier, ce qui conduit à en tenir compte dans le choix de localisation, qui dépend de caractéristiques inobservables du ménage : c'est une autosélection, endogène au traitement³²) ; (c) Des variables omises peuvent expliquer des différences d'évolution entre les communes traitées et les communes adjacentes de contrôle, qui seraient faussement attribuées à l'évolution du PTZ.

Encadré 1

Les biais d'endogénéité

La méthode de régression multiple repose sur des postulats. En particulier, les régresseurs (ou variables explicatives) doivent être indépendants de l'erreur. Lorsque ce n'est pas le cas (covariance non nulle), les paramètres estimés sont biaisés. Trois causes d'endogénéité se présentent fréquemment dans l'évaluation d'une politique publique, que nous examinons successivement.

L'endogénéité d'un découpage spatial

Un découpage spatial peut être exogène (exemple : un carroyage régulier du territoire), mais souvent il ne l'est pas dans le cas d'un dispositif de politique publique (sur ce sujet : Allcott, 2015). En laissant de côté la région parisienne, lorsqu'un règlement définit des zones II et III dans le cas des APL, ou des zones C, B2 et B1 dans le cas d'un PTZ, cela n'est pas fait au hasard.

La discontinuité spatiale semble nette dans le cas de l'APL, avec un seuil de population de 100000 habitants entre zones II et III, mais des communes de moins de 100000 habitants sont classées en zone II lorsque le marché locatif est tendu (ainsi que des zones industrielles en crise où il est détendu). Dans ce cas, la différence de loyer entre zones II et III tient en partie au découpage : par construction, certains loyers en zone II sont plus (respectivement : moins) élevés qu'en zone III parce que ce sont des communes tendues (resp. : détendues), au loyer élevé (faible). Il n'est donc pas sûr qu'on puisse attribuer à l'APL la cherté (ou non) du loyer puisqu'il est aussi le résultat du découpage. On dit que le découpage est endogène au traitement. Le biais qui peut en résulter est corrigé par Grislain-Latrémy et Trevien (2016) par la méthode

³¹ L'ouvrage de référence sur la méthode des doubles différences est celui de Angrist et Pischke (2008). Il s'adresse aux économètres en présentant les aspects techniques de cette méthode, mais il est compréhensible par des non spécialistes car chaque théorème (et sa démonstration) est suivi d'une présentation littéraire qui en donne le sens.

³² Le vendeur du terrain ne connaît pas ce montant, mais c'est l'acquéreur qui fixe son « enchère foncière » en le connaissant (enchère au sens de l'économie urbaine : le prix est celui de l'enchérisseur le plus offrant, que retient le vendeur), sans parler de la « beauté de la main invisible » décrite en note 22 à propos des APL.

instrumentale : une variable qui n'est pas liée à l'APL est utilisée à la place de la variable zonale du traitement.

Dans la réforme du PTZ de 2014 le reclassement, par exemple, de communes de la zone C à la zone B2, n'est pas faite au hasard : ce sont les communes où le prix des terrains à bâtir est élevé, ou celles où il a fortement augmenté, qui passent de C à B2. La cherté des terrains en B2 n'est peut-être pas due au PTZ mais au fait que sont reclassées en B2 des zones où les terrains sont chers. En ce sens, le découpage du dispositif est endogène au traitement. Il en est probablement de même des réformes de 2009-2011 étudiées par Labonne et Weltel-Nicol (2017), qui utilisent le même zonage.

L'endogénéité d'une autosélection

Des bénéficiaires d'un PTZ dans une commune passant en 2014 de C en B2 n'auraient peut-être pas décidé d'accéder à la propriété dans une commune B2 si le reclassement n'avait pas eu lieu. Suite aux modifications du zonage, d'autres ménages ont pu choisir de faire construire dans une autre commune que celle qu'ils auraient choisie sans le reclassement. Ces ménages s'autosélectionnent en fonction du dispositif du PTZ, selon des « caractéristiques particulières » inconnues de l'économètre³³.

Ces caractéristiques particulières peuvent être liées au prix immobilier : « La répartition spatiale des ménages acquéreurs de logements neufs durant la période 1998-2002 est en effet très différente selon que ces ménages sont des bénéficiaires du PTZ ou non. (...) D'une manière qualitative, il est souvent fait mention de 'lotissements PTZ' consistant en voisinages entiers de maisons individuelles destinées à des accédants modestes, construits dans des secteurs éloignés des centres » (Gobillon et LeBlanc 2005). L'accès de ménages de condition plus modeste permis par le PTZ est également montré par Labonne et Weltel-Nicol (2017).

Cette hypothèse suggère que, dans une commune où le PTZ est plus attractif après la réforme, des ménages plus modestes qu'auparavant décident d'accéder à la propriété. Leur contrainte financière plus stricte les conduit à construire plus loin du centre, parce que le terrain y est moins cher. Cette autosélection se traduit par un effet négatif sur les valeurs immobilières. Ihmaïne, Snoussi et Souche (2017) reconnaissent ce problème : pour l'application de la méthode des doubles différences « il ne peut y avoir ni attrition, ni sélection endogène avant/après traitement ».

Nous sommes, dans le cas du PTZ, en présence de trois effets : (a) l'endogénéité du zonage, qui entraîne mécaniquement une tendance à la hausse du prix des terrains reclassées de C en B2, (b) l'endogénéité de l'autosélection des ménages, qui (dans l'hypothèse ci-dessus) tire le prix vers le bas dans les communes reclassées et (c) l'effet propre du PTZ, qui est la variable d'intérêt. Les résultats sur ce dernier aspect ne sont pas conclusifs si les deux premiers ne sont pas contrôlés.

Notons que, par contraste, dans le cas de l'APL, Grislain-Latrémy et Trevien (2014 ; 2016) évitent ces deux écueils : l'endogénéité du découpage des zones II et III des APL est traitée par la méthode instrumentale et il n'y a probablement pas d'autosélection endogène à ce découpage.

L'endogénéité due à des variables omises

Les méthodes d'évaluation des politiques publiques reposent sur une comparaison entre des individus bénéficiant d'une intervention publique et des individus n'en bénéficiant pas. Cela suppose que les deux groupes soient aussi proches que possible dans leurs caractéristiques observables et inobservables qui ne sont pas indépendantes de la politique à évaluer. Les caractéristiques inobservables sont des variables omises, dont il ne faut pas que l'effet soit confondu avec l'effet causal de la politique. Dans une expérimentation contrôlée où les individus traités sont tirés au hasard, la loi des grands nombres fait que

³³ Conscients de ce problème, Ihmaïne, Snoussi et Souche (2017) ont accompagné chacun des cas de reclassement/déclassement d'un bilan des restants dans leur commune d'origine vs les nouveaux entrants qui montre que ce bilan est plutôt stable que ce soit avant ou après traitement. Cependant, cette stabilité globale ne dit rien des flux croisés.

les individus traités sont statistiquement identiques aux non traités, avec les mêmes caractéristiques observables et non observables.

Dans d'autres cas, le respect de cette condition est plus difficile. C'est ainsi qu'on ne peut pas supposer qu'une commune classée en B2 pour l'attribution du PTZ est identique à une commune adjacente classée en C : il peut y avoir des évolutions de prix des logements liées à la géographie (ville centre, de banlieue ou périurbaine, etc.) qui se combinent aux évolutions liées au PTZ³⁴. Dans ce cas, une condition de la méthode des doubles différences, selon laquelle « les effets temporels sont supposés être communs aux deux groupes de traitement et de contrôle » (Ihmaïne, Snoussi et Souche, 2017), n'est pas remplie.

Les variables omises invalident également les conclusions de la méthode de l'appariement. Par exemple, Beaubrun-Diant et Maury (2015) apparie des communes de la zone C à des communes de la zone B2, mais ils ne peuvent être assurés que les communes appariées (dont la population peut descendre à 20000 habitants ou monter à 200000 habitants ne diffèrent pas par des caractéristiques autres que le niveau du PTZ.

Grislain-Latrémy et Trevien (2014 ; 2016), avec une fourchette de 50000 à 180000 habitants pour appliquer la méthode de régression avec discontinuité, courent le même risque. Face à cette difficulté, ils utilisent des variables de contrôle pour rendre « plus identiques » les communes traitées et non traitées, et ils font des tests de robustesse, ce qui est utile : le paramètre de la zone II de l'APL est sensible à ces variables de contrôle, passant de + 9,3% (sans contrôle) à + 4% (contrôle maximum). Mais les variables de contrôle de la qualité du logement ou de la localisation pourraient être réinterrogées, conduisant peut-être à une valeur différente de ce paramètre d'intérêt de l'étude.

Enfin, les variables omises, car inobservables, rendent endogènes certaines variables dans la méthode des prix hédonistes utilisée dans plusieurs études sur le PTZ. Pour donner l'intuition de cette endogénéité, considérons l'exemple de la taille d'un logement. Un ménage peut décider d'acheter un logement ayant une pièce de plus en fonction d'une variable inobservable (exemple : un enfant à naître plus tard, une grand-mère à loger bientôt) si son banquier accepte un endettement supérieur, ce qui dépend de ses caractéristiques (revenu, emploi, etc.). Dans ce cas, le ménage choisit en même temps, en fonction de la contrainte d'endettement qui lui est propre, le prix (à gauche de l'équation économétrique) et la taille du logement (à droite). Cette dernière est alors corrélée à l'erreur : le paramètre de la surface, estimée par les MCO, est biaisé.

La deuxième observation à propos de l'étude de Ihmaïne, Snoussi et Souche (2017) est qu'ils étudient le prix payé par des attributaires³⁵. La question qu'ils étudient est la même que celle de Labonne et Veltel-Nicol (2017) : ces attributaires payent-ils leur logement plus cher du fait du PTZ ? Ce n'est pas la question d'un effet « inflationniste » qui se formule ainsi : le prix de marché du terrain à bâtir est-il plus élevé du fait du PTZ ? Or, l'attributaire du PTZ n'est pas un agent représentatif : il paye peut-être un prix différent du prix moyen du marché. Une illustration de cette possibilité est donnée dans l'encadré 2 et la figure 4.

³⁴ La période de 12 mois avant et après le reclassement réduit la possibilité de ces effets temporels autres que le traitement.

³⁵ « Ne sont donc conservés dans l'étude que les ménages éligibles au dispositif du PTZ avec les plafonds de ressources de la zone la plus "basse" et à toute date dans la période d'étude. On est d'autant plus légitime à le faire que c'est pour cette catégorie de ménages que l'aide conférée sous-jacente au PTZ est la plus forte et que l'effet inflationniste devrait normalement être le plus fort » (Ihmaïne, Snoussi et Souche, 2017).

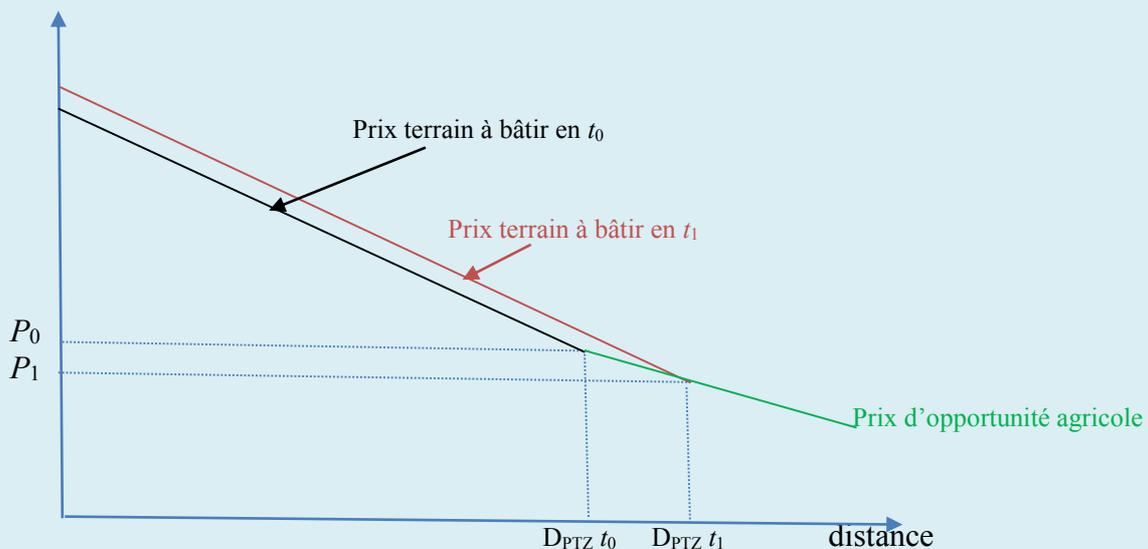
Encadré 2

Prix du terrain payé par l'attributaire ou prix d'équilibre du marché ?

D'un point de vue d'économie publique, il faut distinguer le bien-être d'un attributaire d'un dispositif d'aide du bien-être social. Le cas du PTZ permet d'illustrer la différence entre ces deux concepts. Le premier est l'effet d'une politique sur le prix payé par un attributaire, le second est le prix d'équilibre du marché. Dans ce dernier cas, on parle habituellement d'un effet inflationniste lorsque ce prix d'équilibre augmente du fait d'une politique publique, alors que le terme « inflationniste » n'a pas de sens pour le prix payé par un agent particulier. Un schéma d'économie urbaine théorique, pris à titre d'illustration, montre la différence.

Supposons qu'un ménage bénéficiant du PTZ se localise en t_0 à la distance $D_{PTZ t_0}$, qui est la distance limite au-delà de laquelle la terre est utilisée par l'agriculture (courbe verte). Le prix du terrain à bâtir dans la ville diminue avec l'éloignement, selon le trade off de l'économie urbaine (entre coût foncier et coût de transport vers le centre). Il est schématisé par la courbe noire. Supposons qu'en t_1 le PTZ soit plus attractif (reclassement de C en B2 par exemple). Dans le cas suggéré par Gobillon et LeBlanc (2005), un ménage attiré par ce PTZ supérieur choisit une localisation plus périphérique, par exemple en $D_{PTZ t_1}$. Il paye son terrain moins cher qu'en $D_{PTZ t_0}$ car le prix d'opportunité de la terre agricole est plus faible (certains modèles montrent que le prix des terres agricoles diminue avec la distance, d'où la pente de la courbe verte). C'est à ces prix, P_0 et P_1 , qu'Ihmaïne, Snoussi et Souche (2017) s'intéressent. Dans ce cas, la limite de la ville est plus périphérique et le prix d'équilibre des terrains à bâtir devient la courbe rouge, plus élevée que la courbe noire. Il est donc possible que le prix payé par l'attributaire en t_1 soit inférieur au prix en t_0 ($P_1 < P_0$) mais que le prix d'équilibre du marché ait augmenté entre t_0 et t_1 .

Figure 4. Prix d'équilibre de l'économie urbaine



Il ne s'agit pas de dire que c'est ainsi que les choses se passent, mais ce mécanisme peut exister. De ce point de vue, les données de Beaubrun-Diant et Maury (2015) sont pertinentes pour l'étude d'un effet inflationniste, puisque ce sont des prix moyens par commune des terrains à bâtir qu'ils observent. Il s'agit encore moins de dire que ce schéma théorique s'applique aux prix immobiliers, dont les déterminants sont plus complexes que ceux des terrains du fait d'interdépendances de prix : entre logements neufs et anciens, appartements et maisons, constructions nouvelles et sorties du marché (démolitions, vacance). Il s'agit seulement de montrer, sur cet exemple, que l'effet inflationniste possible doit s'observer sur le marché dans son entier.

L'effet déflationniste du PTZ

La dernière étude retenue ici conclut que, dans presque toutes les régressions économétriques faites par les auteurs (Dupré et Saissi, 2017), le PTZ a un effet déflationniste. Les auteurs « introduisent dans le modèle le plus grand nombre possible de variables relatives au logement lui-même et à son environnement, à sa localisation, mais aussi dans certains cas aux caractéristiques des acheteurs » ce qui, selon eux, « permet, à certaines conditions, d'isoler le rôle de l'aide accordée dans la détermination du prix, en éliminant les effets de structure liés aux autres variables » (Dupré et Saissi, 2017). De très nombreux modèles sont estimés (par les moindres carrés ordinaires).

La conclusion est que « aucun modèle testé n'a montré un effet inflationniste fort. Nos résultats, s'ils soulèvent des difficultés d'interprétation et présentent des limites, permettent de conclure à l'absence d'un effet inflationniste net du montant de l'aide sur les prix des logements acquis avec un PTZ » (Dupré et Saissi, 2017).

Les auteurs, étonnés de voir qu'une augmentation de la demande se traduit par une baisse du prix, discutent la validité de leurs résultats : « Il est difficile d'expliquer ce résultat, sauf à invoquer des défauts du modèle qui conduisent à remettre en cause la réalité de l'acception 'toutes choses égales par ailleurs' », ce qui peut provenir de « la moindre qualité des logements achetés », de ce que « les ménages qui bénéficient d'une subvention élevée sont aussi ceux qui achètent dans les territoires les plus dévalorisés », ou encore parce que « l'équivalent subvention est d'autant plus élevé que les revenus du ménage sont faibles. Si on suppose que les ménages qui ont les revenus les plus faibles sont aussi ceux qui achètent les biens les moins chers, cela peut expliquer l'effet déflationniste observé » (idem). Cela renvoie à la discussion précédente des résultats de Ihmaïne, Snoussi et Souche (2017).

En effet, nous sommes ici dans un cas où se cumulent toutes les difficultés présentées ci-dessus : les trois sources d'endogénéité existent et ne sont pas contrôlées et, de plus, la variable estimée (prix payé par l'acquéreur) est la même que chez Ihmaïne, Snoussi et Souche (2017), inadéquate pour estimer un effet inflationniste (cf. encadré 2)³⁶. Si bien que les résultats, bien qu'ils se présentent sous forme de régressions économétriques, ne sont pas différents des statistiques descriptives de Gobillon et LeBlanc (2005) : le PTZ semble faire baisser les prix. C'est impossible d'un point de vue théorique : il faudrait imaginer des hypothèses irréalistes de la théorie des équilibres de marché pour qu'un choc positif sur la demande ait un effet négatif sur le prix³⁷.

³⁶ Les auteurs ont conscience du problème : « le Cerema a d'abord tenté de disposer d'une base de données regroupant à la fois des transactions financées par un PTZ, un NPTZ ou un PTZ+ – et identifiables comme telles – et des transactions qui n'auraient pas fait l'objet d'une de ces aides » (Dupré et Saissi, 2017). Mais ils n'y sont pas parvenus ce qui les a contraint à étudier non pas l'effet inflationniste du PTZ sur le prix de marché mais « la présence ou l'absence d'un effet inflationniste du montant de l'aide sur les prix des logements acquis avec un PTZ » (idem, souligné par nous). Ils reviennent sur ce problème dans leur conclusion : « il ne nous a pas été possible de comparer toutes choses égales par ailleurs les transactions dont le financement a inclus un prêt à taux zéro des autres » (idem).

³⁷ Il faudrait, par exemple, que le logement soit un bien inférieur, à l'élasticité-revenu de la demande très négative, pour que l'effet revenu (négatif) l'emporte sur l'effet de substitution (positif). Une autre hypothèse serait que l'entrée sur le marché vénal d'accédants aidés libère des logements sur le marché locatif en nombre tel que les loyers diminueraient fortement, conduisant les bailleurs à se retirer immédiatement de ce secteur non rentable : ces interdépendances entre marché vénal et locatif supposent une réactivité irréaliste des agents.

3. Conclusions et résumé

Plusieurs conclusions ressortent du tour d'horizon qui vient d'être fait sur les allocations personnelles locatives (APL) et le prêt à taux zéro (PTZ).

Du point de vue théorique, les APL et le PTZ (d'autres dispositifs de politiques du logement n'ont pas été étudiés ici) sont des chocs positifs de demande qui, face à une offre qui ne réagit pas instantanément (délais de construction des logements), se traduisent par des hausses à court terme des loyers ou du prix des terrains à bâtir. Il en résulte des transferts vers les bailleurs ou les propriétaires fonciers d'une partie des aides publiques destinées aux locataires ou aux accédants. La théorie des équilibres de marché permet d'être sûr de cette première conclusion.

Ces effets de prix et de profits/rentes disparaissent si l'offre de logements s'ajuste au nouveau niveau de la demande. Tel doit être le cas à long terme (sauf si les chocs sur la demande se répètent). Dans les faits, l'élasticité de l'offre de logements semble faible en France (Sánchez et Johansson, 2011 ; Chapelle et Eyméoud, 2017), ce qui contrarie ou inhibe cet ajustement.

D'un point de vue d'économie publique, il n'y a pas de justification forte pour aider des ménages à accéder à la propriété car ils ont tendance à le faire sans aides, du fait de leur goût pour la propriété (Rosen, 1985 ; Olsen et Zabel, 2015). Pourtant, ces aides existent dans de nombreux pays. Elles s'expliquent par des raisons paternalistes ou électoralistes ou, mais ce n'est qu'une hypothèse, par le lobbying du secteur de la construction qui influence les pouvoirs publics.

Du point de vue de l'économie publique également, des aides aux ménages modestes par des politiques redistributives (comme la progressivité de l'impôt sur le revenu) sont considérées comme nécessaires dans la plupart des pays pour contrer le laisser-faire inégalitaire des marchés (Piketty, 2013 ; Trannoy et Wasmer, 2013a). La question en débat est de savoir si la redistribution doit passer par des politiques fiscales (impôt sur le revenu, impôt négatif) ou par des aides au logement locatif. Cette dernière modalité est justifiée si les ménages de condition modeste ne consomment pas spontanément suffisamment de logement, ce qui nuit à leur bien-être (en particulier celui de leurs enfants) et au bien-être social. Dans ce cas, des aides affectées au logement sont justifiées, malgré leur « capture » partielle par le bailleur (au moins à court terme) (Trannoy et Wasmer, 2013a). Par contre, si les ménages maximisent leur utilité, comme dans la théorie économique standard, un impôt négatif ou des aides non affectées à un bien particulier (comme le logement) sont optimales (Olsen et Zabel, 2015 ; Salanié, 2002). Dans ce cas, la fusion des minima sociaux (RSA, APL, PPE) et/ou un impôt négatif sont préférables à des aides ciblées distribuées par des dispositifs, qui plus est mal articulés entre eux (Bozio, Fack et Grenet, 2015 ; Trannoy et Wasmer, 2013a).

Du point de vue des travaux appliqués réalisés en France, c'est leur rareté qui ressort en premier lieu de notre tour d'horizon. Récemment, la seule publication qui traite des allocations personnelles locatives (APL) est une thèse (Trevien, chapitre écrit avec Grislain-Letremy, 2016). Quatre documents de travail (sans publication académique) ont été récemment consacrés au PTZ.

En second lieu, des difficultés apparaissent dans l'usage qui est fait des méthodes économétriques. Certaines d'entre elles tiennent aux limites des données. Soit les bases de données

dont disposent les auteurs comptent peu d'observations³⁸, soit les variables pertinentes n'y sont pas³⁹. Pourtant des données existent. Leur accès pour des travaux de recherche s'améliore progressivement, mais il reste insuffisant. Les organismes statistiques (Insee, SDES) mettent à disposition des organismes de recherche les enquêtes *Logement* (Insee) ou *l'Enquête sur le prix des terrains à bâtir*, EPTB, SDES), etc. Mais l'administration fiscale (DGFIP) freine la mise à disposition de la recherche des *Demande de valeurs foncières* (DVF). Les organismes privés (Perval, Biens) y consentent, mais à des prix élevés. Quant aux loyers, ils ne sont observés que dans très peu de villes. Cela explique, en partie, les difficultés économétriques auxquelles sont confrontés les auteurs.

D'autres difficultés viennent de l'économétrie elle-même. Avec des méthodes telles que celles que nous avons rencontrées (appariements, doubles différences, régressions avec discontinuité), trois problèmes d'endogénéité risquent de biaiser les résultats : endogénéité du découpage géographique du dispositif d'aide, autosélection des attributaires des aides, variables omises. Au point qu'on peut obtenir, pour le même dispositif (en l'occurrence : le PTZ), des conclusions d'un effet inflationniste positif (Beaubrun-Diant et Maury, 2015, pour l'année 2009), d'un effet non significativement différent de zéro (Ihmaïne, Snoussi et Souche, 2017, pour l'année 2014) ou d'un effet significativement négatif (Dupré et Saissi, 2017).

Cette rareté des travaux, les difficultés tenant aux bases de données et à leur exploitation statistique expliquent que les inférences causales qu'il est possible de retenir soient limitées.

Le seul travail récent qui respecte presque les conditions méthodologiques de l'économétrie (Gislain-Lertemy et Trevien, 2016), par une régression avec discontinuité, conclut que l'APL fait augmenter les loyers, surtout pour les segments du marché dont les locataires sont la cible (petits logements, appartements). L'effet moyen de la différence de loyer entre zone II et zone III pour des agglomérations moyennes (entre 50000 et 180000 habitants), qui est attribué à l'APL, est de +4%, avec des variations de $\pm 1\%$ selon le segment du marché. Ce surplus de loyer est en partie capturé par le bailleur. L'offre ne semble pas s'ajuster à la demande aidée par l'APL, car elle est inélastique. Ce résultat mériterait d'être confirmé par des études à partir d'autres échantillons et par des affinements de la méthode pour se rapprocher des conditions de la théorie. Mais il est conforme aux enseignements de la théorie et à d'autres travaux sur l'inélasticité de l'offre, ce qui le rend assez solide⁴⁰.

En ce qui concerne les effets du PTZ sur le prix de marché des terrains à bâtir ou de l'immobilier, la conclusion est qu'on ne sait rien de ses effets inflationnistes. Aucune inférence causale ne peut être retirée des travaux qui cherchent à les estimer. Dans le cas de deux d'entre eux (Ihmaïne, Snoussi et Souche, 2017 ; Dupré et Saissi, 2017), c'est dû à l'absence, dans la base de données, de la variable à

³⁸ L'enquête *Loyers et charges* de l'Insee, utilisée par Gislain-Lertemy et Trevien (2016), ne permet pas de remplir toutes les conditions d'une régression avec discontinuité.

³⁹ Les données de la SGFGAS, utilisées par Beaubrun-Diant et Maury (2015), Ihmaïne, Snoussi et Souche (2017) et Dupré et Saissi (2017) ne contiennent que le prix des logements construits par des bénéficiaires d'un PTZ, qui ne sont pas des agents représentatifs du marché et qui payent un prix qui n'est pas le prix moyen du marché foncier ou immobilier. La base de données de Labonne et Welter-Nicol (2017) ne permet pas de connaître les caractéristiques de logements qui auraient été nécessaires pour permettre un contrôle par la méthode hédoniste.

⁴⁰ Sachant qu'un travail appliqué n'est valable que pour un échantillon donné, une zone donnée et une période donnée, alors que la théorie a une portée générale dans le cadre de ses postulats et hypothèses.

analyser, qui est le prix de marché : cette base ne comporte que le prix payé par l'attributaire d'un PTZ, qui n'est pas un agent représentatif. Dans le troisième cas (Beaubrun-Diant et Maury, 2015), où la variable est présente dans la base de données, les résultats semblent montrer que le prix moyen par commune des terrains à bâtir dépend positivement du PTZ (i.e. effet inflationniste pour une période particulière du dispositif : 2009), sous la réserve faite en note 42. Dans les trois cas, les résultats sont entachés de problèmes d'endogénéité qui sont susceptibles d'inverser les conclusions causales. Les effets positifs du PTZ sur la démocratisation de l'accès à la propriété sont analysés par Labonne et Welter-Nicol (2017), qui montrent aussi que ceux sur le bien-être des attributaires semblent positifs mais faibles. Mais, si le traitement théorique des biais économétriques possibles est conforme à la théorie, les conditions d'une application au PTZ peuvent être interrogées dans cette étude.

Au total, les pouvoirs publics sont bien éclairés en matière d'enseignements de la théorie économique. Sur les effets dits « inflationnistes » des dispositifs étudiés, ils le sont en partie (APL), voire ou pas du tout (PTZ) par des travaux appliqués. C'est à eux-mêmes qu'ils doivent s'en prendre, et non aux auteurs des rares études réalisées, puisqu'ils ne dégagent suffisamment de moyens (financement, données) pour évaluer ces politiques publiques, comme on sait maintenant le faire en économie.

Références

- Allcott H. (2015). "Site selection bias in program evaluation", *The Quarterly Journal of Econometric*, vol. 130 (3), pp. 1117-1165.
- Angrist J.D. et Pischke (2008). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricists Companion*,
- Askenazy P. (2017). « L'APL est-elle coupable de l'inflation des loyers ? », *Le Monde*, 30 août.
- Beaubrun-Diant, K.E., et Maury T.P. (2015). *Quels sont les effets du prêt à taux zéro sur les prix du foncier ?*, Publications du Pôle de Recherche en Economie de l'EDHEC Business School, n° 20.
- Bozio A., Fack G., Grenet J. (2015). *Les allocations logement. Comment les réformer ?*, Ed. rue d'Ulm, 94 p.
- Chapelle G. et Eyméoud J.B. (2017). The housing supply elasticity and the cost of agglomeration. The extensive and intensive margin housing supply elasticities, 70 p.
- Combes P.P., Duranton G., Gobillon L. (2016). *The costs of agglomeration: house and land prices in French cities*, CEPR Discussion paper n° 9240 (revision d'une version précédent, 2012).
- Deaton A. et Muellbauer J. (1980). *Economics and Consumption Behaviour*, Cambridge University Press.
- Dupré O. et Saissi M. (2017). Essai d'évaluation d'un effet du montant de l'aide sur les prix des logements acquis par des bénéficiaires du Prêt à Taux Zéro, CEREMA, Direction territoriale Nord-Picardie, 49 p.
- Eriksen, M. D. et Ross, A. (2014). « Housing Vouchers and the Price of Rental Housing », *American Economic Journal: Economic Policy*.
- Eriksen, M.D., Rosenthal, S.S. (2010). « Crowd out effects of place-based subsidized rental housing: New evidence from the LIHTC program », *Journal of Public Economics*, 94(11), 953-966.
- Fack G. (2005). « Pourquoi les ménages à bas revenu paient-ils des loyers de plus en plus élevés ? L'incidence des aides au logement en France (1973-2002) », *Economie et Statistique*, n°381-382, 2005, pp. 17-40.
- Fack G. (2006). « Are housing benefits an effective way to redistribute income? Evidence from a natural experiment in France », *Labour Economics*, 13, pp. 747-771.
- Fack G. (2007). *Formation des inégalités, politique du logement et ségrégation résidentielle*, thèse en Sciences Sociales et Sciences Economiques, Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales, 292 p.
- Fougère D. (2010). « Les méthodes économétriques d'évaluation », *Revue Française des Affaires Sociales*, n° 1-2.
- Gobillon, L. et LeBlanc, D. (2005). « Quelques effets du prêt à taux zéro », *Economie et Statistique*, 381-382.
- Grislain-Letremy C. et Trevien C. (2014). « L'impact des aides au logement sur le secteur locatif », *Insee Analyses*, n°19.
- Hickman P., Kemp P.A., Reeve K. et Wilson I (2017). "The impact of the direct payment of housing benefit: evidence from Great Britain", *Housing Studies*, vol. 32 (8), pp. 1105-1126.
- Ihmaïne S., Snoussi S. et Souche P. (2017). « Le prêt à taux zéro dans le neuf a-t-il un effet inflationniste ? » *Politiquedulogement.com*, 31 p.

Labonne C. et Welter-Nicol C. (2015). *Cheap Credit, Unaffordable Houses?*, Débats économiques et financiers de la Banque de France – ACPR, n° 20.

Labonne C. et Welter-Nicol C. (2017). *Cheap Credit, Affordable Housing? Evidence from the French Interest-Free Loan Policy*, 35 p.

Laferrère A. et LeBlanc D. (2002). « Comment les aides au logement affectent-elles les loyers ? », *Economie et statistique*, Vol. 351 (1), pp. 3-30.

L'Horty Y., Duguet E., Kaltenmark S. et Petit P. (2011). *10 000 permis pour réussir. Evaluation quantitative*, Rapport de recherche.

Lee D.S. et Lemieux T. (2010). « Regression discontinuity designs in economics », *Journal of Economic Literature*, vol. 48 (2), pp. 281-355.

Olsen E.O. et Zabel J.E. (2015). "United States Housing Policy", In: *Handbook of Regional and Urban Economics*, Volume 5, Pages 887-986.

Piketty T. (2013). *Le capital au XXIème siècle*, Seuil, 970 p.

Rosen H.S. (1985). « Housing Subsidies. Effects on Housing Decisions, Efficiency, and Equity », in *Handbook of Public Economics*, vol.1, Auerbach A.J. et Feldstein M., eds., chap. 7, pp. 375-420.

Rosenthal, S.S. (2014). « Are Private Markets and Filtering a Viable Source of Low-Income Housing? Estimates from a "Repeat Income" Model » *The American Economic Review*, 104(2), pp. 687-706.

Saiz A. (2010). « The geographic determinants of housing supply », *The Quarterly Journal of Economics*.

Salanié B. (2002). *Théorie Économique de la Fiscalité*, Collection Économie et statistiques avancées, Économica, 213 p.

Sánchez A.C. et Johansson Å. (2011). *The Price Responsiveness of Housing Supply in OECD Countries*, OECD Economics Department Working Papers, No. 837, OECD Publishing, Paris. <http://dx.doi.org/10.1787/5kgk9qhrnn33-en>.

Sinai, T. et Waldfoegel, J. (2005). « Do low-income housing subsidies increase the occupied housing stock? », *Journal of Public Economics*, 89(11), 2137-2164.

Smith A. (1776). *Recherches sur la nature et les causes de la richesse des nations*, Livre IV, ch. 2 (Réédition, éd. Flammarion, 1991, tome II p. 42-43).

Smith L.B., Rosen K.T. et Fallis G. (1988). « Recent developments in economic models of housing markets », *Journal of Economic Literature*, 1988, 26: 29-64.

Thalmann P. et Favarger PH (2002). *Locataire ou propriétaire ? Enjeux et mythes de la propriété du logement*.

Trannoy A. (2017). *Politiques du logement : éléments de diagnostic et propositions*, Politiquedulogement.com.

Trannoy A. et Wasmer E. (2013a). *La politique du logement locatif*, Les notes du Conseil d'analyse économique, n° 10, 12 p.

Trannoy A. et Wasmer E. (2013b). *Le prix de l'immobilier et les politiques inflationnistes*, Document du travail du Conseil d'analyse économique, 66 p.

Trevien C. (2016). *Four essays in empirical urban economics. Evaluation of French regional policies*, thèse de doctorat en sciences économiques, Institut d'études politiques de Paris, 174 p.