

L'impact de la hausse des droits de mutation immobiliers de 2014 sur le marché du logement français

The impact of the 2014 increase in the real estate transfer taxes on the French housing market

Guillaume Bérard* et Alain Trannoy*

Résumé – Cette étude estime les effets d'une hausse de la part départementale des taux des droits de mutation à titre onéreux (DMTO) de 3.80 % à 4.50 %. L'augmentation des DMTO n'a pas été votée par tous les départements à la même date, ce qui constitue le point de départ d'une expérience naturelle. En utilisant la méthode des doubles différences, nous estimons deux effets principaux. (1) Un effet d'anticipation, un mois avant la mise en œuvre de la réforme, afin d'éviter l'augmentation des DMTO. (2) Un effet de rétention dans la période postérieure à la réforme. Au final, l'effet net (rétention moins anticipation) correspond à une baisse moyenne des transactions de l'ordre de 6 % sur les trois premiers mois après la réforme, soit environ 15 000 transactions perdues au niveau national. Si nous constatons un effet à court terme de la réforme, nous n'observons aucune preuve d'un effet à moyen ou long terme.

Abstract – This paper estimates the effects of an increase in the share of the real estate transfer taxes (RETT) rates going to the French départements from 3.80% to 4.50%. Not all the départements voted the RETT increase on the same date, which is the starting point of a natural experiment. Using a difference-in-differences design, we estimate two main effects. (1) An anticipation effect, one month before the implementation of the reform, in order to avoid the RETT increase. (2) A retention effect in the post-reform period. In the end, the net effect (retention minus anticipation) corresponds to an average drop in transactions of around 6% over the first three months after the reform, that is, approximately 15,000 transactions lost at national level. If we find a short-term effect of the reform, we do not find evidence of a medium- or long-term effect.

Codes JEL / JEL classification : H71, R21, R31, R51

Mots-clés : collectivité locale, marché immobilier, droits de mutation, expérience naturelle
Keywords: local government, real estate market, transfer taxes, natural experiment

Rappel :

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

* Aix-Marseille Université, CNRS, EHESS, Centrale Marseille, AMSE (guillaume.berard@univ-amu.fr ; alain.trannoy@univ-amu.fr).

Nous remercions chaleureusement Jacques Friggit et Gérard Forgeot pour leur aide sur les données, Stephen Bazen, Pierre Cahuc, Habiba Djebbari, Emmanuel Flachaire, Xavier Joutard, Barbara Petrongolo, Marc Sangnier, Patrick Sevestre et deux rapporteurs pour leurs commentaires, Pierre-Yves Cusset pour son soutien et Gustave Kenedi pour ses corrections. Nous assumons l'entière responsabilité de toute erreur qui pourrait subsister.

Reçu le 7 juin 2017, accepté après révisions le 24 avril 2018
L'article en français est une traduction de la version originale en anglais

Pour citer cet article : Bérard, G. & Trannoy, A. (2018). The impact of the 2014 increase in the real estate transfer taxes on the French housing market. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 500-501-502, 179–200. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.500t.1951>

La réforme française de 2014 portant sur les droits de mutation à titre onéreux (DMTO) autorisant une hausse maximale du taux administré par les départements de 0.7 points (de 3.80 % à 4.50 % de l'assiette fiscale) visait à augmenter leurs recettes fiscales dans un contexte de réduction des dotations de l'État et d'augmentation des dépenses sociales. L'augmentation des DMTO n'a pas été mise en œuvre par tous les départements et ceux qui l'ont appliquée ne l'ont pas tous fait au même moment, ce qui constitue le point de départ d'une expérience naturelle. Même s'il ne s'agit pas d'une expérience purement aléatoire, nous montrons au cours de l'article qu'il n'y a pas eu de biais de sélection départemental dans l'adoption de la hausse fiscale : ce choix n'était pas corrélé avec le marché local du logement ou des caractéristiques politiques.

Les droits de mutation immobiliers, également appelés droits de mutation à titre onéreux (DMTO), sont des taxes prélevées sur tous les transferts de propriété de biens immobiliers ou fonciers (encadré 1). Les DMTO représentent une source importante de revenus pour les départements français : environ 10 milliards d'euros par an. Toutefois, si les DMTO comme les autres coûts de transaction (frais de notaires et des experts) ne peuvent être financées par des prêts et doivent être payés lors de l'achat entièrement par l'acheteur, l'éventuel impact négatif sur le marché du logement n'a pas été évalué, ni même discuté lors de la mise en œuvre de la réforme. Dans l'étude qui suit, nous utilisons des données en libre accès sur le nombre mensuel de transactions et les assiettes fiscales par départements, et appliquons une méthode dite des doubles différences à l'aide d'un modèle quasi-myopique¹ développé par Malani et Reif (2015). Nous supposons que cette réforme a eu deux effets principaux : (1) un effet d'anticipation des acheteurs et des vendeurs visant à éviter la hausse de la fiscalité (réaction temporelle) et (2) un effet de rétention – effet de dépression classique d'une taxe sur la quantité d'équilibre – dans la période postérieure à la réforme. À noter qu'à très court terme, cet effet tient compte d'une reprogrammation des transactions en raison des anticipations de hausse de la fiscalité (substitution intertemporelle par ceux qui auraient, de toute façon, acheté un bien immobilier) et de réactions de marge extensive (ceux qui auraient acheté un bien immobilier en l'absence de la réforme et qui décident d'y sursoir). Nous cherchons à estimer les réactions comportementales des agents (acheteurs et vendeurs) en termes temporels et en termes

de marge extensive. Nous évaluons également l'élasticité des assiettes fiscales des DMTO.

Nous estimons qu'il y a eu un effet d'anticipation de 26 % sur le volume des transactions, c'est-à-dire que les acheteurs et les vendeurs ont réagi à la hausse des DMTO, le mois précédant la mise en place de cette hausse, en avançant la date de la vente. Nous estimons également un effet de rétention mensuel moyen pendant chacun des trois mois suivant la hausse des droits de mutation à environ 14 % du volume des transactions (en supposant l'absence d'effet sur les prix de vente) – 49 % de cette perte est due à un pur effet de marge extensive (le reste à la reprogrammation des transactions) – ce qui signifie que la hausse de la taxe a eu un impact négatif sur le marché du logement. Au total, l'effet net mensuel moyen correspond à une baisse globale des transactions d'environ 6 % sur une période de trois mois suivant la date de mise en œuvre. Aucune des estimations après ces trois mois ne donne d'effet significativement différent de zéro. Une estimation grossière des transactions perdues correspondantes est d'environ 15 000 au niveau national. Il existe donc des preuves irréfutables d'un fort effet à court terme, mais pas d'un effet à moyen ou long terme. Par ailleurs, nous estimons que l'élasticité des assiettes fiscales à la hausse du taux est de l'ordre de - 0.42, ce qui signifie que les assiettes fiscales diminuent de 0.42 % pour une hausse de 1 % du taux des DMTO (soit une perte d'assiette fiscale qui réduit les gains provenant des recettes fiscales pour les budgets locaux). En calculant le taux de Laffer (qui maximise les recettes fiscales), nous concluons que les recettes fiscales des départements sont toujours sur la partie ascendante de la courbe de Laffer. Notons que nos résultats sont valables uniquement en équilibre partiel : nous n'estimons pas le possible équilibre général résultant de la distorsion du marché du logement. Enfin, nous effectuons une série de tests de robustesse tels qu'un test placebo, un test d'auto-sélection et un contrôle des modifications éventuelles des conditions économiques locales, confirmant que nos résultats sont robustes et non biaisés.

Revue de littérature

La littérature antérieure sur l'impact de la hausse du taux des DMTO est relativement récente. La première estimation empirique

1. *Modèle économétrique avec anticipation (voir encadré 3).*

a été publiée en 1993 et d'autres évaluations, essentiellement théoriques et empiriques, ont été réalisées principalement au cours des quatre dernières années. Comme le flux des recherches suit une évolution naturelle, nous les présentons par ordre chronologique pour une meilleure compréhension.

La première étude approfondie sur les DMTO a été réalisée par Benjamin *et al.* (1993), qui analysent l'effet d'une augmentation de 45 % des droits de mutation de la ville de Philadelphie en 1988. La spécificité des droits de mutation

de cette ville par rapport aux taxes françaises est que le paiement de ceux-ci est partagé à parts égales entre le vendeur et l'acheteur. Les auteurs se concentrent sur l'effet de la hausse des DMTO sur le prix de vente de l'immobilier résidentiel, en utilisant un modèle hédonique et des micro-données (environ 350 transactions). Malheureusement, ils n'ont pu estimer l'impact sur le volume des transactions. Néanmoins, ils constatent une baisse des prix après la réforme égale à la hausse des droits de mutation, ce qui signifie que la charge de la hausse d'impôt pèse sur le vendeur, au moins à court terme.

ENCADRÉ 1 – Le système fiscal français des droits de mutation immobiliers

Les droits de mutation immobiliers sont prélevés sur tous les transferts de propriété de biens immobiliers et fonciers. La loi française distingue deux types de transfert, les droits de mutation à titre onéreux (DMTO), basés sur les transferts de propriété dans le cadre d'une vente, et les droits de mutation à titre gratuit, qui reposent sur les transferts de propriété à la suite d'un don ou d'un héritage. Contrairement au Royaume-Uni ou à certains comtés des États-Unis, les droits de mutation en France sont proportionnels et non progressifs. Cependant, différents taux existent. Ils dépendent des caractéristiques du bien immobilier, du type d'acheteur et de vendeur (particulier ou professionnel) et du type de transfert. Les droits de mutation sont calculés sur l'assiette fiscale après abattements, lesquels sont très rares et très réduits. L'assiette fiscale reflète donc le prix de vente du bien immobilier dans presque tous les cas.

Trois régimes fiscaux existent en France pour les droits de mutation immobiliers, avec des taux applicables différents :

(1) *Régime de droit commun.* Il s'applique aux DMTO sur les biens immobiliers exonérés de TVA : biens immobiliers anciens (de plus de 5 ans), biens immobiliers neufs (de moins de 5 ans) vendus entre particuliers (sauf si le vendeur l'a acheté dans le cadre d'une Vente en l'état futur d'achèvement (VEFA)) et terrains constructibles vendus entre particuliers. Le taux applicable à ce régime fiscal se décompose comme suit : 3.80 % vont aux départements (taux avant la réforme de 2014 qui nous intéresse), 1.20 % vont aux communes et enfin un pourcentage de 2.37 % est appliqué au taux d'imposition des départements et va à l'État (pour les frais d'assiette fiscale et de recouvrement) (soit 0.09 % de l'assiette fiscale). Ainsi, le taux total de ce régime était de 5.09 % avant la réforme, et est maintenant de 5.81 % pour les départements qui ont mis en œuvre la réforme.

(2) *Régime dérogatoire.* Il s'applique d'abord aux DMTO soumis à la TVA : les biens immobiliers neufs et les terrains vendus par un professionnel ou les biens immobiliers neufs achetés dans le cadre d'une VEFA vente en l'état futur d'achèvement et revendus entre particuliers au taux de 0.715 %. Ensuite, il s'applique à tous les droits de mutation à titre gratuit, au taux de 0.60 %. Au sein de ce régime fiscal, la part des transactions

correspondant à des droits de mutation à titre gratuit est d'environ 40 %.

(3) *Exonération des droits de mutation.* Ce régime fiscal s'applique uniquement aux acquisitions faites par l'État ou les collectivités locales et correspond donc à une exonération fiscale totale.

Le délai moyen entre la signature de l'accord de vente préliminaire (entre le vendeur et l'acheteur) et l'acte de vente est de 3 mois. Le minimum est de 1 mois du fait du délai légal de rétractation.

Les coûts de transaction (c'est-à-dire les DMTO, les honoraires du notaire et des experts) d'une vente de logement ou de terrain sont payés par l'acheteur et doivent être payés en totalité lorsque l'acte de vente est signé. Avant la réforme, le taux moyen des coûts de transaction pour l'immobilier soumis au régime de droit commun était d'environ 7 %. Ces coûts de transaction sont encaissés par le notaire pour le compte du Trésor Public (Direction Générale des Finances Publiques, DGFIP).

Ensuite, tous les transferts de propriété et les informations y afférant (par ex. nombre de transactions, prix de vente, recettes fiscales, localité, identité des propriétaires) sont enregistrés par le *Service de publicité foncière*, qui dépend de la DGFIP, à l'exception du territoire d'Alsace-Moselle, composé des départements de la Moselle (57), du Bas-Rhin (67) et du Haut-Rhin (68) qui dispose de son propre service d'enregistrement : le Livre foncier. Cette situation est due au statut juridique particulier de ce territoire, hérité de l'annexion allemande de 1870 à 1914.

Il est important de noter que, dans presque tous les cas, les coûts de transaction ne peuvent pas être financés par des emprunts. En d'autres termes, les coûts de transaction doivent être payés par l'acheteur en puisant dans son épargne. Par conséquent, même une légère augmentation des DMTO peut avoir un impact important sur le comportement des acheteurs, car elle augmente leur contribution personnelle, ce qui peut avoir un impact important sur le marché du logement.

(Sources: DGFIP et Légifrance, *Bulletin officiel des Finances publiques – Impôts 2017*)

L'article suivant, de Ioannides et Kan (1996), n'est pas directement lié à l'impact des DMTO sur le marché du logement mais plus généralement à ses effets sur la mobilité résidentielle, la décision de déménager, et celle de louer ou d'acheter. Cet article développe un modèle théorique de choix du type de logement et de mobilité résidentielle qui est ensuite utilisé comme base dans de nombreux documents postérieurs. Les auteurs constatent que les propriétaires réagissent aux conditions du marché en ajustant leurs actifs. Leurs estimations empiriques suggèrent que des coûts de transaction proportionnels ne sont pas pires que des coûts de transaction forfaitaires dans les décisions de mobilité des ménages. Les hausses de prix des logements semblent également décourager les déménagements pour les locataires ainsi que leur accession à la propriété. De ce fait, l'appréciation du prix des logements est susceptible d'avoir des effets importants sur le marché du logement locatif. En utilisant le même cadre théorique, Van Ommeren et Van Leuvensteijn (2005) évaluent l'impact d'une augmentation du coût des transactions aux Pays-Bas, qui s'avèrent proches des droits de mutation français car il s'agit de coûts de transaction *ad valorem* principalement payés par l'acheteur. En utilisant des modèles de durée, ils constatent qu'une hausse de 1 % des coûts de transaction diminue la mobilité de 8 %, ce qui est assez important, même s'ils n'ont pas conclu quant à la durée de cet effet. Ils en déduisent que les coûts de transaction pourraient impliquer un effet de verrouillage avec des impacts négatifs sur le marché du logement et sur le marché du travail. Leur conclusion est qu'une diminution ou une suppression des coûts de transaction supportés par l'acheteur améliorerait la mobilité des propriétaires.

Une étude plus récente de Dachis *et al.* (2012) estime l'effet de la mise en place de droits de mutation progressifs à Toronto (1.1 % en moyenne), payés par l'acheteur. Malheureusement, ils n'ont pas pu considérer un effet d'anticipation potentiel dans leur étude. Combinant les méthodes des doubles différences et de régression sur discontinuité sur un large échantillon, ils estiment que la nouvelle taxe a réduit le volume des transactions de 14 %, et les prix de vente d'un montant proportionnel à la taxe mise en place. Leur modèle théorique permet de calculer une perte de bien-être d'environ 1 \$ pour 8 \$ de recettes fiscales levées. Ils en concluent que les DMTO devraient être supprimés au profit d'une taxe foncière.

Davidoff et Leigh (2013) évaluent la réforme des DMTO progressifs en Australie. Instrumentant la variable DMTO endogène, ils obtiennent des résultats similaires à ceux de Benjamin *et al.* (1993) : les hausses des droits de mutation font baisser les prix de l'immobilier, ce qui suggère que l'incidence économique est supportée par les vendeurs. Ils évaluent également que de telles augmentations ont un impact négatif sur la mobilité des propriétaires et que cet effet augmente au fil du temps. Besley *et al.* (2014) évaluent l'impact sur le marché du logement d'une suppression temporaire des DMTO au Royaume-Uni à partir de données sur les prix de vente et le nombre de transactions. Ils développent des évaluations empiriques détaillées et convaincantes ainsi qu'un modèle de négociation. Ils constatent une augmentation significative de l'ordre de 8 % du volume des transactions suite à la réduction fiscale, mais seulement à court terme. Leur modèle théorique leur permet d'estimer que 60 % de la baisse d'impôt profite à l'acheteur. Kopczuk et Munroe (2015) estiment l'effet de type de DMTO spécifique, la « *mansion tax* », portant sur les résidences de luxe de New-York. Ils estiment que cette taxe crée une discontinuité (ou *notch*), avec un excédent de ventes en dessous du seuil et un écart important au-dessus du seuil. Ils estiment que le volume de transactions manquantes au-dessus du seuil est supérieur au volume des transactions réalisées en-dessous du seuil. Ils en concluent que cette différence est due aux négociations entre acheteurs et vendeurs. Ils constatent que cette taxe particulière influence négativement la recherche de biens immobiliers situés autour de la discontinuité et qu'elle est inefficace en termes de recettes fiscales.

Slemrod *et al.* (2017) évaluent les réactions comportementales suite à un changement dans les taux des DMTO à Washington D.C. Ils fournissent également un modèle de négociation entre vendeurs et acheteurs, avec une taxe progressive. Utilisant la méthode des doubles différences, ils ne trouvent aucune preuve de l'existence d'un effet de verrouillage, mais ils estiment un léger effet temporel, qui correspond à un effet d'anticipation destiné à éviter l'augmentation de la taxe. Par ailleurs, ils concluent que les acheteurs et les vendeurs sont plus en mesure d'ajuster le prix de vente en réponse à la hausse fiscale que de modifier la date de vente (ce qui ne fonctionne qu'avec des DMTO progressifs). Enfin, Best et Kleven (2018) analysent également des discontinuités sur le marché du logement au Royaume-Uni, dues à des DMTO progressifs. Leurs conclusions sont

similaires à celles des articles précédents : il existe des distorsions du marché du logement pour l'ensemble des taux d'imposition marginaux. Analysant la même réduction fiscale que Besley *et al.* (2014), ils obtiennent des résultats similaires pour le volume de transactions : la suppression de droits de mutation au taux de 1 %, a accru l'activité du marché du logement de 20 %. Il y a donc des réactions temporelles importantes et des réactions de marge extensive de la part des acheteurs et des vendeurs en raison de la modification des DMTO.

Pour résumer, les coûts de transaction ont un impact négatif sur la mobilité résidentielle. Ils conduisent à un équilibre sous-optimal du marché du logement : ils modifient les choix des propriétaires et des locataires entre rester ou partir, et louer ou acheter. La littérature empirique sur les DMTO a principalement recours aux méthodes de régression sur discontinuité ou des doubles différences sur des expériences naturelles. Elle a prouvé que les droits de mutation avaient un effet de distorsion important à court terme, en termes de volume, de prix et de calendrier des transactions. Les effets à moyen et long terme sont plus ambigus et dépendent de la spécificité de chaque système juridique et des conditions du marché local. La spécificité du cas français a trait au fait que les DMTO sont proportionnels, qu'ils sont payés uniquement par l'acheteur, et qu'il s'agit d'une réforme qui a touché l'ensemble du pays.

Contexte de la réforme en France

Comme l'expliquent tous les documents et journaux officiels, il existe deux raisons principales pour lesquelles le gouvernement et les départements souhaitaient augmenter les DMTO. (1) Depuis plusieurs décennies, un processus de décentralisation et d'autonomie fiscale des collectivités locales est engagé. En conséquence, les dotations de l'État ont considérablement diminué. Par ailleurs, en 2010, l'État a supprimé la taxe professionnelle, l'une des principales sources de recettes fiscales pour les collectivités locales. (2) La croissance du marché immobilier entre 2000 et 2007 a permis aux départements de suivre le rythme de croissance des dépenses publiques locales jusqu'à la crise financière de 2007. Ensuite, du fait du ralentissement économique, les revenus générés par les droits de mutation immobiliers ont baissé. Simultanément, le montant des dépenses sociales des départements (RSA, APA et PCH² en particulier) a fortement augmenté et ces deux

facteurs ont entraîné un étranglement financier de ces derniers. Ainsi, dans le cadre du Pacte de confiance et de responsabilité entre l'État et les collectivités territoriales, le Premier Ministre et les élus locaux ont discuté de la possibilité d'une augmentation des DMTO, pour aider les départements en difficulté financière.

Par conséquent, nous pouvons affirmer que le choix d'augmenter ou non les taux des droits de mutation immobiliers n'avait pas pour objectif de stimuler le marché du logement, ou d'aider les acheteurs et les vendeurs grâce à une politique fiscale. Ce changement de politique s'explique principalement par les difficultés financières des départements ; l'étude qui en est faite peut donc être qualifiée de quasiment aléatoire (dans le sens où elle n'est pas faussée par un biais de sélection). Le projet de loi de finances pour 2014 a été annoncé publiquement le 25 septembre 2013 et a fait état d'un premier accord entre les départements et l'exécutif, concernant l'augmentation du régime de droit commun des DMTO (cf. encadré 1). Au cours du premier semestre 2014, la plupart des départements ont indiqué s'ils allaient ou non augmenter les DMTO et dans l'affirmative, à quel moment.

À ce stade, nous pouvons dire que tant les acheteurs que les vendeurs de biens immobiliers étaient informés sur la réforme et sur sa date de mise en œuvre, et savaient si le département où ils avaient l'intention d'acheter ou de vendre allait ou non augmenter la taxe³. Ils ont donc pu anticiper la réforme en avançant la date de la vente afin d'éviter l'augmentation des droits de mutation.

La réforme des DMTO a été adoptée le 29 décembre 2013 par l'article 77 de la Loi de finances pour 2014, autorisant les départements désireux de le faire (la mise en place de la hausse reste donc facultative) à augmenter leur part des DMTO pour le régime de droit commun de 0.7 points de pourcentage au maximum. Le taux des DMTO qui va aux départements peut donc passer de 3.80 % à 4.50 % (soit une hausse de 18.42 % pour la part revenant au département). Par ailleurs, à ce stade, la réforme avait été adoptée comme temporaire et n'aurait dû

2. Revenu de solidarité active, Allocation personnalisée d'autonomie et Prestation de compensation du handicap.

3. Un argument supplémentaire pour démontrer qu'ils étaient informés de la réforme, est le fait que les acheteurs et les vendeurs mandatent généralement un agent immobilier et/ou un notaire pour le compromis de vente et, par la suite, pour des conseils sur les documents nécessaires à l'accord préliminaire (par exemple les diagnostics d'experts ou pour la notification concernant la taxe foncière). Ces courtiers et experts s'avèrent bien informés des évolutions du contexte juridique de l'immobilier.

être mise en œuvre que sur les ventes réalisées entre mars 2014 et février 2016 ; par la suite, les DMTO auraient dû revenir au taux maximum de 3.80 %. Cependant, le 29 décembre 2014, l'article 116 de la Loi de finances pour 2015 a rendu permanente la possibilité pour les départements d'augmenter leur part des DMTO jusqu'à un taux de 4.50 %. Le choix d'augmenter ou non la taxe et dans quelle proportion incombe aux élus locaux. Le taux de 4.50 % est un plafond, et les départements peuvent fixer le taux qui leur convient entre 1.20 % et 4.50 %. Cependant, en pratique, tous les départements qui ont choisi d'augmenter les DMTO les ont augmentées au niveau maximum (soit 4.50 %)⁴.

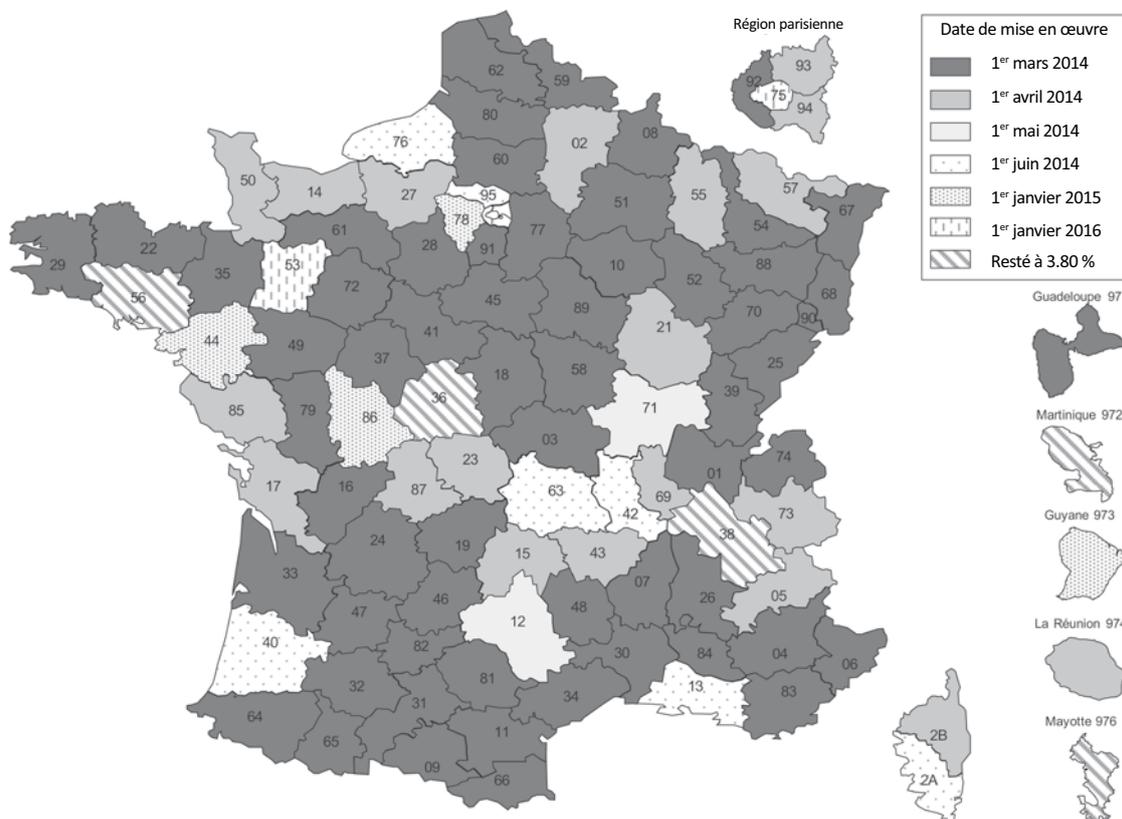
Un premier groupe de 61 départements a mis en œuvre la réforme le 1^{er} mars 2014, un deuxième groupe de 20 départements le 1^{er} avril 2014, un troisième groupe de 2 départements le 1^{er} mai 2014, un quatrième groupe de 7 départements le 1^{er} juin 2014, un cinquième groupe de 4 départements le 1^{er} janvier 2015 et enfin, un groupe composé de 2 départements le 1^{er} janvier 2016. Toutefois, ce dernier groupe n'est pas traité dans

nos estimations, puisque nous arrêtons la période d'estimation en octobre 2015. Enfin, 5 départements⁵ sont encore actuellement⁶ à 3.80 %.

Sur l'échantillon complet des départements (soit 101), nous écartons 9 départements, en raison d'un manque de données, ou parce que nous les suspectons fortement d'avoir un marché du logement hétérogène et/ou des éléments inobservables qui affectent leur marché du logement différemment au fil du temps (voir figure II). Ces départements sont les 3 départements du territoire d'Alsace-Moselle, pour les raisons déjà définies plus haut (cf. encadré 1), les 5 départements d'outre-mer et enfin le département de Paris (75). La figure I présente une carte du calendrier de mise en œuvre de la réforme par les départements.

4. À l'exception de la Côte d'Or (21) qui les a augmentées jusqu'à 4.45 %. Nous l'avons donc considérée comme étant à 4.50 % dans les estimations.
5. Indre (36), Isère (38), Morbihan (56) et deux départements d'outre-mer : la Martinique (972) et Mayotte (976).
6. Mai 2017.

Figure I
Carte des départements selon la date de mise en œuvre



Note : carte mise à jour en mai 2017.
Source : DGFIP, Droits d'enregistrement : taux, abattements et exonérations 2017 ; schéma des auteurs.

Objectif de l'évaluation

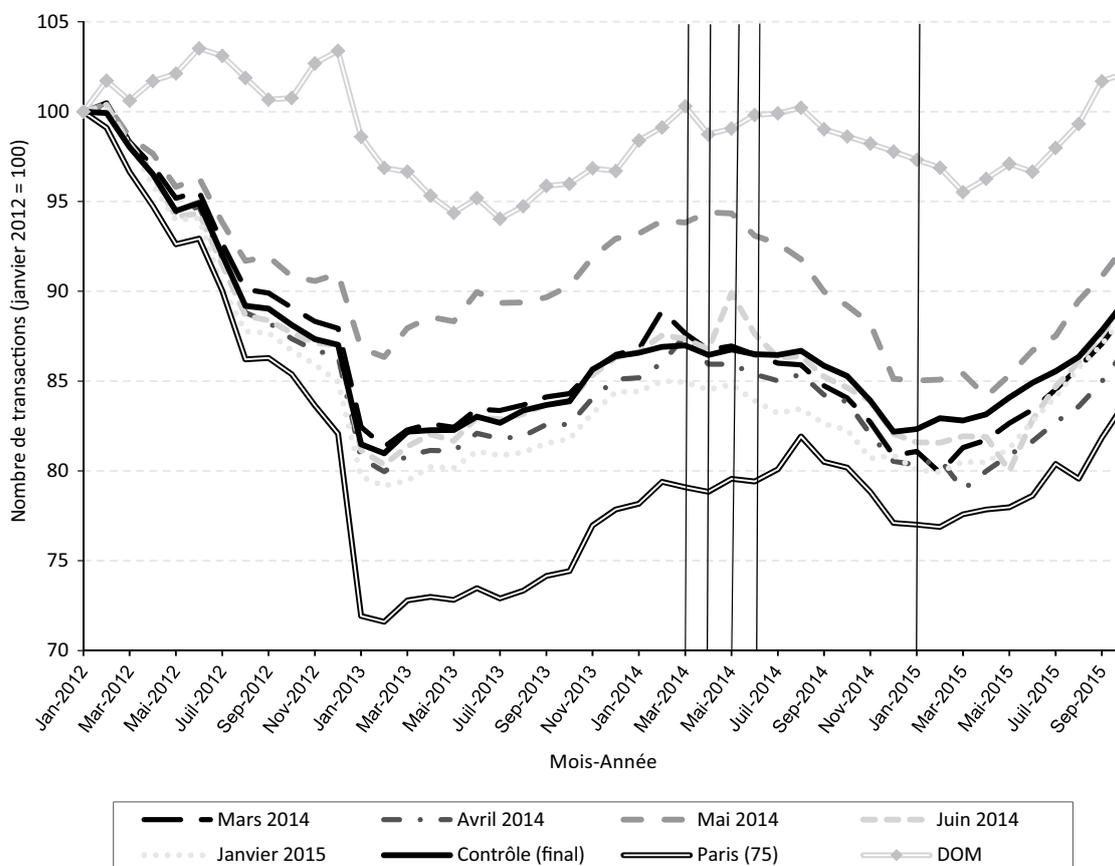
Dans l'évaluation suivante, nous nous concentrons sur deux effets potentiels principaux, bien que trois effets puissent être distingués.

(1) Un effet d'anticipation. La réforme ayant été annoncée publiquement longtemps à l'avance, nous pouvons supposer que les acheteurs et les vendeurs n'ont pas été pris de court, et que nombre d'entre eux ont pu choisir d'avancer la date de la vente afin d'éviter l'augmentation de la taxe dans leur département. Ce comportement peut être qualifié d'effet d'optimisation dynamique ou de réaction temporelle. Cette période d'anticipation devrait précéder le mois de mise en œuvre. Cette hypothèse semble plausible quand on observe l'évolution du nombre de transactions et de l'assiette fiscale totale du régime de droit commun de janvier 2012 à octobre 2015 (figure II). En effet, certains pics distincts apparaissent juste avant la date de mise en œuvre.

Aucune modification des prix de vente ne devrait avoir lieu pendant la période d'anticipation. Deux raisons peuvent justifier cette hypothèse. En premier lieu, comme indiqué précédemment, le prix de vente est fixé lors de l'accord préliminaire, qui est signé environ 3 mois avant la date de la vente. Les personnes ayant anticipé ne pouvaient donc modifier que la date de vente, et non le prix de vente fixé par l'accord. En outre, étant donné que tant le vendeur que l'acheteur souhaitent éviter la hausse de la taxe, aucune négociation sur le prix n'a dû avoir lieu.

(2) Un effet de rétention ou de marge extensive. Le marché du logement devrait être durablement impacté par l'augmentation des DMTO, empêchant certains acheteurs de déménager et d'acquérir un bien. Par conséquent, une diminution du volume des transactions devrait être observée. L'effet de rétention devrait commencer à la date de mise en œuvre de la réforme et pourrait avoir soit perduré, soit diminué au

Figure II
Nombre mensuel de transactions (cumulé sur 12 mois) de janvier 2012 à octobre 2015, par groupes selon la date mise en œuvre



Note : le nombre de transactions des départements de chaque groupe est cumulé sur les 12 derniers mois et correspond au nombre de transactions du régime de droit commun enregistrées par la DGFIP dans chaque département. Les départements de la Moselle (57), du Bas-Rhin (67), du Haut-Rhin (68) et de Mayotte (976), sont exclus. Les lignes verticales correspondent aux dates de mise en œuvre.
Source : CGEDD selon DGFIP (MEDOC + Fidji), Nombre de ventes immobilières taxées au taux de droit commun par département de 2012 à 2015.

cours du temps (« résilience du marché »). À noter qu'à très court terme, cet effet est accentué en raison des transactions anticipées (substitution intertemporelle par ceux qui auraient de toute façon acheté un bien immobilier). Si l'effet de marge extensive domine l'effet temporel, nous devrions observer un effet de « verrouillage » (les acheteurs renoncent à acheter, reportent leur achat, ou décident de rester locataire plutôt que de devenir propriétaires).

(3) Un effet prix. La théorie suggère aussi un effet sur les prix de vente : en raison de la réaction de marge extensive, la demande doit avoir diminué alors que l'offre doit être restée la même ; donc, le pouvoir de négociation des acheteurs doit être plus élevé, la concurrence entre les vendeurs doit s'accroître, et certains pourraient ainsi baisser leur prix de vente. Mais c'est une hypothèse forte sachant que le marché du logement français est inélastique en matière de prix. En France, les DMTO doivent être payés par les acheteurs, mais sachant que le marché du logement est rigide, les vendeurs ont un pouvoir de négociation plus important. De ce fait, contrairement à la réforme des DMTO de Philadelphie (où le paiement des droits est partagé par moitié entre l'acheteur et le vendeur) étudiée par Benjamin *et al.* (1993) et qui ont estimé que les prix de l'immobilier diminuaient, ce phénomène de baisse est moins susceptible d'être observé en France. Par ailleurs, les DMTO en France sont proportionnels et non progressifs. Les agents ont donc moins intérêt à modifier le prix de vente – par comparaison avec les DMTO progressifs – que la date de vente (voir Davidoff & Leigh, 2013 ; Slemrod *et al.*, 2017). Par ailleurs, les données que nous utilisons ne sont pas vraiment adaptées pour tester cet effet prix. Nous nous concentrons donc sur les deux premiers effets.

Données

Pour réaliser cette évaluation, nous utilisons deux variables principales, à savoir le nombre de transactions et les assiettes fiscales, à la fois par département et par mois. La source de ces variables est le Conseil général de l'environnement et du développement durable (CGEDD). Les données brutes sur les DMTO proviennent du Service de publicité foncière (ensembles de données *MEDOC* et *Fidji*) et sont compilées et modifiées par le CGEDD avant leur mise à disposition en libre accès au niveau départemental.

L'ensemble de données *MEDOC* fournit les recettes fiscales par département et par mois. Ce

sont des données exhaustives. L'ensemble de données *Fidji* fournit les assiettes fiscales et le nombre de transactions par département et par mois mais présente l'inconvénient de ne pas être totalement exhaustif (1 % des transactions sont manquantes). Pour résoudre ce problème, le CGEDD utilise les deux bases de données et applique un coefficient de correction⁷, afin d'obtenir une estimation du nombre total de transactions par département⁸. Ensuite, le CGEDD calcule les assiettes fiscales totales mensuelles de chaque département, en divisant les recettes fiscales par le taux correspondant des DMTO et met à disposition, en libre accès, les deux jeux de données.

Le premier fournit des données mensuelles sur le nombre de transactions du régime de droit commun par département, pour la période allant d'avril 2004 jusqu'à aujourd'hui (issues de *MEDOC + Fidji*), mais ces données sont calculées sur une base cumulée sur 12 mois.

Le second fournit les assiettes fiscales totales mensuelles (brutes et cumulées sur 12 mois) du régime de droit commun et du régime dérogatoire séparément et par département, pour la période allant de janvier 2000 jusqu'à aujourd'hui (données issues de *MEDOC*). Les données sur le régime de droit commun (pour lequel la réforme est mise en œuvre) sont composées d'environ 95 % d'immeubles anciens (dont 15 % sont des locaux non résidentiels) et d'environ 5 % de terrains. Nous n'utilisons que ce second ensemble de données car il est impossible à ce stade de récupérer les données mensuelles du premier ensemble de données.

Nous avons ensuite appliqué une correction sur ces ensembles de données brutes afin de les faire correspondre aux mois de signature des actes de vente (et non aux mois de recouvrement des recettes fiscales).

Nos variables de contrôle sont composées du taux de chômage, du nombre de nouvelles constructions, de la population, du taux de taxe foncière et de trois variables locales sur les finances des départements. Les données sur les taux de chômage proviennent de l'Insee. Ce sont des données trimestrielles par département pour la France

7. $\text{Nombre de Transactions} = \text{Nombre de Transactions (Fidji)}$

$$\times \frac{\text{Assiettes fiscales (MEDOC)}}{\text{Assiettes fiscales (Fidji)}}$$

8. Les données de 4 départements sont manquantes : les 3 départements de l'Alsace-Moselle car nous ne disposons pas de données précises en raison de son système d'enregistrement spécifique (cf. encadré 1) et les données sur Mayotte (976), car c'est un département français seulement depuis 2011.

métropolitaine et des données annuelles pour les départements d'outre-mer, toutes ces données étant ajustées saisonnièrement. Afin d'estimer les données mensuelles, nous avons effectué une interpolation linéaire. Les données sur les nouvelles constructions (permis de construire mensuels par département) proviennent de la base *Sit@del2*, et sont compilées par l'Insee. La population estimée au 1^{er} janvier de chaque année pour chaque département, provient du recensement annuel de l'Insee. Les taux de taxe foncière votés chaque année par les départements proviennent de la DGFIP⁹. Les trois variables locales sont issues de la DGFIP-DGCL¹⁰ et servent à calculer un « indice de bonne administration » des collectivités locales. Ces variables sont : les charges de personnel, les recettes de fonctionnement (qui comprennent les recettes fiscales locales totales) et les dépenses d'aides sociales, toutes ces variables étant par habitant et par département.

Enfin, nous avons à notre disposition d'autres variables afin de vérifier la présence éventuelle d'inobservables qui pourraient affecter les groupes d'échantillons différemment dans le temps. Ces variables ne sont en définitive pas incluses dans les estimations car elles ne varient pas sur la période de régression. Leur effet devrait donc être capturé par les effets fixes départementaux et mensuels. Ces données sont composées de deux variables locales de l'Insee, destinées à comparer les marchés du logement des groupes traités et des groupes de contrôle. Il s'agit de la part de logement social, et de la part des résidences secondaires dans le nombre total de logements, par département.

Stratégie empirique

Afin d'estimer les effets de l'augmentation des DMTO, nous utilisons la méthode des doubles différences (Donald & Lang, 2007). Pour

réaliser notre analyse par doubles différences (encadré 2), nous séparons notre échantillon en deux groupes : (1) le groupe de traitement, composé des départements ayant mis en œuvre la réforme sur la période allant de mars 2014 à janvier 2015, (2) le groupe de contrôle, composé des départements n'ayant pas encore mis en œuvre la réforme lors des mois estimés (c'est à dire les départements qui étaient encore dans leur période de pré-réforme) et les 4 départements qui sont restés à un taux de DMTO de 3.80 % pendant notre période de régression, c'est à dire le groupe de contrôle (final).

La spécificité de notre méthode des doubles différences est l'attrition du groupe de contrôle sur la période de régression, et l'augmentation du nombre de départements dans le groupe de traitement (tableau 1 et figure III). Nous avons également subdivisé le groupe de traitement en cinq sous-groupes (tableau A1 en annexe), les départements étant regroupés par date de mise en œuvre (c'est-à-dire mars 2014, avril 2014, mai 2014, juin 2014 et janvier 2015), afin d'estimer s'il y a eu des effets différents, et des chocs hétérogènes entre tous les groupes et sous-groupes.

Nous limitons nos estimations à la période allant de janvier 2012 à octobre 2015, pour deux raisons. Nous avons choisi en premier lieu de commencer à partir de janvier 2012 pour éviter un éventuel bruit dû à la réduction de la période de transmission de l'acte de vente par les notaires de 2 mois à 1 mois (à partir de 2011). Ensuite, nous avons arrêté l'étude en octobre 2015, car au 1^{er} janvier 2016, la Mayenne (53), l'un des départements du groupe de contrôle (final), a augmenté son taux de DMTO. Par conséquent, sa période d'anticipation devrait débuter en novembre 2015 (date de son annonce publique) (encadré 3).

9. Ces taux correspondent aux taux de la taxe foncière sur les propriétés bâties.
10. Direction générale des collectivités locales.

Tableau 1
Taille des groupes de traitement et de contrôle sur la période estimée, par date de mise en œuvre

Période (à partir de)	Groupe		Total	
	Traitement	Contrôle		
Traitement	Mars 2014	58	34	92
	Avril 2014	76	16	92
	Mai 2014	78	14	92
	Juin 2014	85	7	92
	Janvier 2015	88	4	92

Note : les chiffres correspondent au nombre de départements. Les dates correspondent au mois de mise en œuvre et sont différentes des sous-groupes de traitement.

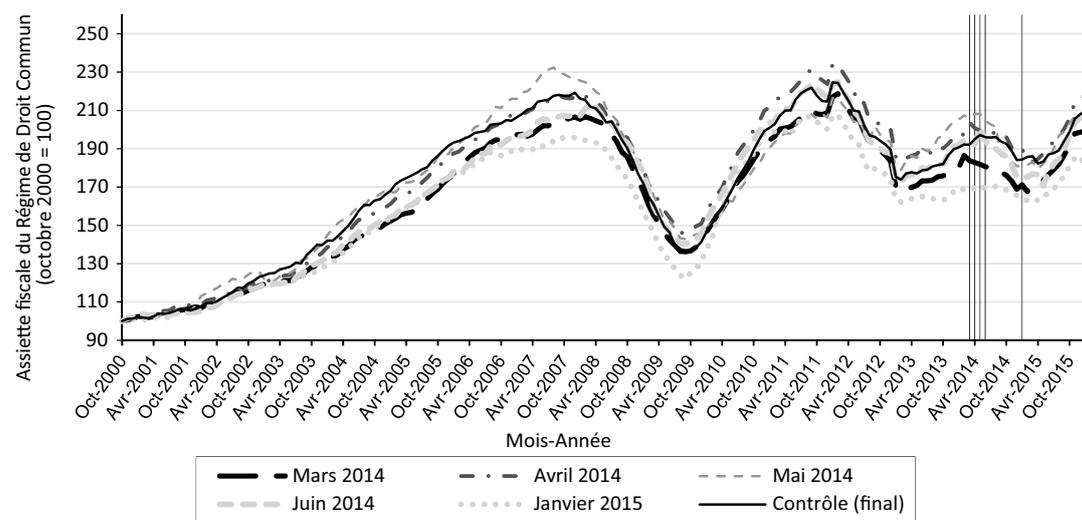
ENCADRÉ 2 – Validité de l'estimation en doubles différences

L'hypothèse la plus importante dans le cadre de la méthode des doubles différences est l'hypothèse de tendance commune, qui suppose que l'évolution de la variable d'intérêt aurait été la même pour les groupes de traitement et de contrôle sans la réforme. Cette hypothèse pourrait s'avérer fautive en cas de chocs exogènes ou d'inobservables affectant différemment les groupes au fil du temps. Cependant, les tendances des variables principales sur

la période estimée montrent qu'elles ont suivi exactement la même tendance et les mêmes variations jusqu'à la réforme, à l'exception du département de Paris (75) et des départements d'outre-mer (DOM). Il y a parfois une légère différence dans la tendance du groupe de mai 2014 également (figures II et A). Ces observations méritent une étude supplémentaire, que nous effectuons ci-dessous, ainsi que dans la section des tests de robustesse.

Figure A

Tendances de l'assiette fiscale totale mensuelle (en cumulé sur 12 mois) du régime de droit commun d'octobre 2000 à février 2016, par groupe selon la date de mise en œuvre



Note : l'assiette fiscale totale des départements de chaque groupe est cumulée sur les 12 derniers mois et correspond aux recettes fiscales du régime de droit commun enregistrées par la DGFIP dans chaque département, divisées par le taux correspondant des DMTO. Les départements de la Moselle (57), du Bas-Rhin (67), du Haut-Rhin (68), de Paris (75) et les départements d'outre-mer (DOM), sont exclus. Les lignes verticales correspondent aux dates de mise en œuvre.

Source : CGEDD selon DGFIP (MEDOC), Assiettes des droits de mutation immobiliers par département de 2000 à 2016.

Test d'une possible auto-sélection : Logit

Le logit binaire permet de tester l'existence d'un biais de sélection dans les départements qui ont augmenté les DMTO par rapport aux départements qui ne l'ont pas fait (c.-à-d. groupe de contrôle (final)). Nous utilisons un logit binaire sur la période de janvier 2008 à décembre 2013.

$$Y_{dt} = \sum_{x=1}^9 \beta_x X_{dt} + \epsilon \quad (1)$$

Dans cette équation, Y_{dt} est égal à 1 si le département a augmenté les DMTO, 0 sinon ; X_{dt} correspond à une des variables d'intérêt ou de contrôle, dans un département d , sur la période t .

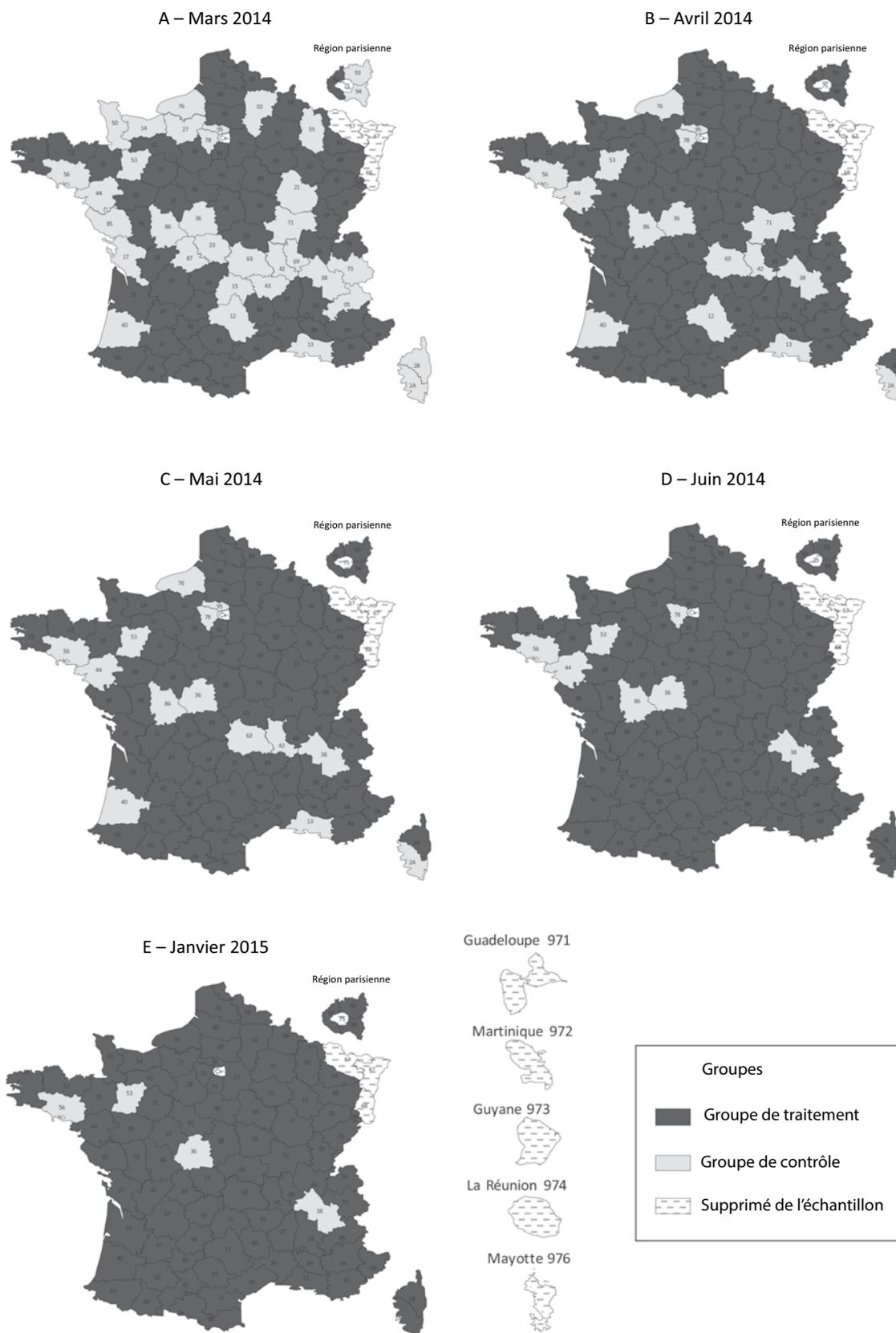
Les estimations sont présentées dans le complément en ligne C5. Les estimations du tableau C5-1 montrent que les coefficients sont proches de zéro, même s'ils sont statistiquement significatifs. Le choix d'augmenter la taxe n'est pas corrélé à ces variables. Il n'y a donc pas de biais de sélection dans les départements traités : ils n'ont pas augmenté les DMTO en raison d'une possible différence dans les variables explicatives, comparé aux départements qui sont restés à 3.80 %.

Test placebo

Le test placebo permet de vérifier empiriquement la validité de l'hypothèse de tendance commune, en estimant nos variables d'intérêt sur une période précédant la réforme et avant la période utilisée dans les régressions (janvier 2012 à octobre 2015). Pour mettre en œuvre ce test, nous utilisons la période allant de janvier 2008 à octobre 2011 et nous régressons le modèle mensuel (voir plus loin) sur l'ensemble des variables, en utilisant les mêmes groupes. Nous définissons nos variables binaires pour l'anticipation et la rétention comme étant les mêmes que l'équation (2) ci-dessous, mais les périodes sont reculées de quatre ans. Par exemple, pour les départements qui ont mis en œuvre la réforme le 1^{er} mars 2014, la variable binaire de l'effet d'anticipation ($T_d - 1$) est égale à 1 en février 2010, 0 sinon.

Les développements et les estimations détaillés se trouvent dans l'annexe en ligne C5. Le tableau C5-2 ne montre aucun coefficient significativement différent de zéro au seuil de 10 % pour toutes les variables d'intérêt ce qui signifie que les tendances des groupes de traitement et de contrôle sont les mêmes avant la mise en œuvre de la réforme. Par conséquent, l'hypothèse de tendance commune semble valide et la méthode des doubles différences peut être mise en œuvre.

Figure III
Cartes des départements traités et de contrôle



Note : les dates correspondent au mois de mise en œuvre et sont différentes des sous-groupes de traitement.
Source : schémas des auteurs.

ENCADRÉ 3 – Modèle d'estimation avec anticipation

Pour estimer correctement les effets d'anticipation et de rétention, nous utilisons un modèle d'étude d'événement standard (voir par exemple Jacobson *et al.*, 1993) comme proposé dans Malani et Reif (2015) qui permet d'estimer correctement les effets d'un traitement, lorsqu'il y a des anticipations de la part de la population traitée, comme c'est le cas dans notre évaluation. En effet, comme expliqué dans les articles précédemment cités, en cas d'anticipations, l'effet complet du traitement dépend à la fois des effets en période *ex ante* et en période *ex post*. Ces effets doivent donc être estimés simultanément pour éviter un biais dans les estimations. Deux modèles sont proposés : (1) le modèle

quasi-myopique et (2) le modèle dit à facteur d'escompte proportionnel. Dans cette étude, nous avons retenu le modèle quasi-myopique pour deux raisons principales. Tout d'abord, ce modèle est plus facile à mettre en œuvre que le modèle à facteur d'escompte proportionnel et fournit des estimations équivalentes ou meilleures lorsque la période d'anticipation est limitée et connue, comme c'est le cas dans cette expérience naturelle. Deuxièmement, le modèle à facteur d'escompte proportionnel nécessite une structure sur le terme d'erreur et suppose en outre que les agents actualisent le futur de manière exponentielle et aient des attentes rationnelles, ce qui est une hypothèse particulièrement forte.

Nous estimons deux modèles, respectivement appelés modèle mensuel et modèle parcimonieux.

Le modèle mensuel

L'objectif de ce modèle est d'observer la dynamique des effets d'anticipation et de rétention sur les périodes pré-traitement et post-traitement. Nous cherchons à estimer à quelle vitesse les variables de résultat réagissent à la réforme des DMTO, et comment elles évoluent au fil du temps (par exemple, la durée de l'effet de rétention). Pour réaliser ces estimations, nous utilisons des valeurs mensuelles anticipées et différées : 6 mois de valeurs anticipées pour l'effet d'anticipation et 20 mois maximum de valeurs différées pour l'effet de rétention (en gardant à l'esprit que 20 mois est la durée de rétention totale : mars 2014 à octobre 2015). Ce modèle peut être considéré comme un contrôle de sensibilité par rapport au modèle parcimonieux. Le modèle avec régresseurs mensuels est présenté dans l'équation suivante :

$$\log Y_{dt} = \alpha_d + \lambda_t + \sum_{j=1}^6 \beta_{Aj} Anticipation_{d,t=T_d-j} + \sum_{k=0}^{Oct, 2015} \beta_{Rk} Retention_{d,t=T_d+k} + \rho X_{dt} + \epsilon_{dt} \quad (2)$$

où T_d est égal au mois de mise en œuvre de la réforme dans un département d .

$Anticipation_{d,t=T_d-j}$ est une variable binaire égale à 1 si l'observation dans un département d se situe dans l'un des 6 mois précédant le mois de mise en œuvre pour ce département. Sinon, cette variable est égale à 0. Par exemple, dans les départements qui ont mis en œuvre la réforme en mars 2014, la variable $Anticipation_{d,t=T_d-1} = 1$ en février 2014, $Anticipation_{d,t=T_d-2} = 1$ en janvier 2014, etc.

$Retention_{d,t=T_d+k}$ est une variable binaire égale à 1 si l'observation dans le département d se situe dans l'un des 20 mois suivant le mois de mise en œuvre pour ce département, y compris ce mois. Sinon, cette variable est égale à 0. Par exemple, dans les départements qui ont mis en œuvre la réforme en mars 2014, la variable $Retention_{d,t=T_d+0} = 1$ en mars 2014, $Retention_{d,t=T_d+1} = 1$ en avril 2014, etc.

L'effet d'anticipation en $T_d - j$ est estimé par $\hat{\beta}_{Aj}$ et l'effet de rétention en $T_d + k$ est estimé par $\hat{\beta}_{Rk}$.

De plus, les modèles comprennent X_{dt} , un vecteur de 7 variables de contrôle variant dans le temps qui pourraient affecter la variable de résultat Y_{dt} , α_d , qui contrôle les caractéristiques fixes dans le temps des départements (effets fixes départementaux), et λ_t , qui contrôle les différences temporelles partagées par les groupes échantillons (effets fixes mensuels). Enfin, le terme d'erreur ϵ_{dt} , clustérisé par département, capture les chocs *département* \times *mois* sur la variable Y_{dt} (Wooldridge, 2005). Il est présumé que ce terme d'erreur n'est pas corrélé avec les régresseurs. Des difficultés pourraient survenir en utilisant un estimateur *within* dans le cadre d'une double différence, dans le cas de variables omises variant dans le temps qui affecteraient différemment les groupes de l'échantillon.

Le modèle parcimonieux

Le modèle suivant est similaire à la régression développée par Best et Kleven (2018). C'est notre point de référence, car il est parcimonieux. En effet, comme le montrent les estimations du modèle mensuel, l'effet d'anticipation n'intervient que le mois précédant la mise en œuvre, tandis que l'effet de rétention ne semble durer qu'un court laps de temps de 3 mois après la

ENCADRÉ 4 – Interprétation des résultats à partir d'un modèle log-level

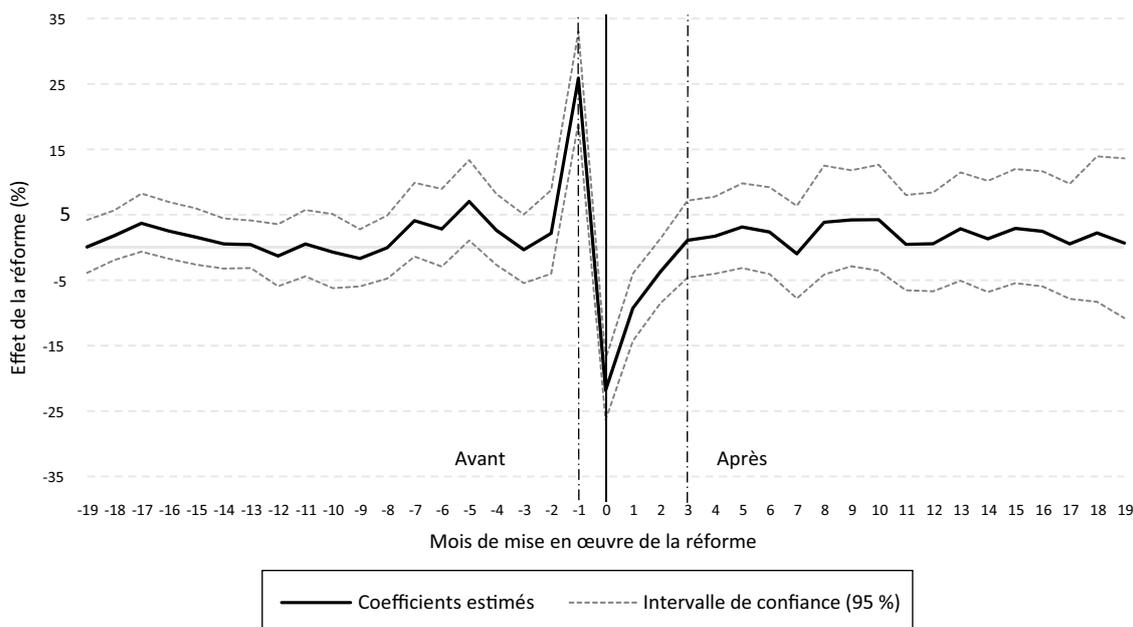
Comme tous les modèles sont estimés en log-level et comme nos variables indépendantes affichées dans les tableaux de résultats sont des variables binaires, $(\exp(\beta) - 1) \times 100$ peut être interprété comme la variation en % de la variable dépendante Y dans la situation

où $D = 1$, comparé à $D = 0$ (D représentant la variable binaire du traitement). Une approximation admissible est $\beta \times 100\%$ lorsque le coefficient est inférieur à 0.10.

À noter que tous les résultats affichés dans les tableaux sont les coefficients estimés, donc sans ce calcul.

Figure IV

Effet de la réforme sur le volume des transactions, mois par mois, avant et après la date de mise en œuvre



Note : le mois 0 (trait vertical continu) est le mois de mise en œuvre de la réforme dans un département donné ; les traits verticaux pointillés délimitent les mois statistiquement significatifs. Le modèle mensuel étant de type log-level, les coefficients « bruts » doivent être calculés comme suit afin d'être interprétés en pourcentages comme sur le graphique : $(\exp(\beta) - 1) \times 100$. Ces effets sont estimés à partir des assiettes fiscales mensuelles totales par département, et représentent donc l'évolution du volume des transactions en supposant que les prix sont restés inchangés. Note de lecture : un mois après la mise en œuvre de la réforme, le volume des transactions a chuté d'environ 10 % dans les départements ayant augmenté les DMTO.

Source : CGEDD selon DGFIP (MEDOC), Assiettes des droits de mutation immobiliers par département, Insee, Construction de logements (Sit@del2), Taux de chômage localisés, Estimation de population au 1^{er} janvier, DGFIP, Taux de fiscalité directe locale (TFPB), DGFIP-DGCL, Les budgets primitifs des départements, de 2012 à 2015 ; calculs des auteurs.

réforme. Après cet effet de court terme, les coefficients ne sont pas différents de zéro, ce qui signifie que le marché du logement a dû atteindre un nouvel état stationnaire. Nous avons donc développé le modèle suivant afin d'estimer les effets moyens de ces trois périodes.

$$\begin{aligned} \log Y_{dt} = & \alpha_d + \lambda_t + \beta_{A1} Anticipation_{d,t=T_d-1} \\ & + \beta_2 Retention_{d,t \in [T_d, T_d+1, T_d+2]} \\ & + \beta_3 Post.Retention_{d,t \in [T_d+3, Oct. 2015]} \\ & + \rho X_{dt} + \varepsilon_{dt} \end{aligned} \quad (3)$$

où T_d est égal au mois de mise en œuvre de la réforme dans un département d .

$Anticipation_{d,t=T_d-1}$ est une variable binaire égale à 1 uniquement le mois précédant le mois d'implémentation (c'est-à-dire T_d) dans un département d . Sinon, cette variable est égale à 0. Par exemple, dans les départements qui ont augmenté les DMTO en mars 2014, $Anticipation_{d,t=T_d-1} = 1$ en février 2014 ; dans les départements qui ont mis en œuvre la réforme en avril 2014, $Anticipation_{d,t=T_d-1} = 1$ en mars 2014.

$Retention_{d,t \in [T_d, T_d+1, T_d+2]}$ est égal à 1 si une augmentation des DMTO est mise en place dans un département d , et que le mois t est l'un des 3 premiers mois suivant la date de mise en œuvre. Sinon, cette variable est égale à 0.

$Post.Retention_{d,t \in [T_d+3, Oct. 2015]}$ est égal à 1 si une augmentation des DMTO est mise en place dans un département d , et que le mois t est situé dans la période postérieure aux 3 premiers mois suivant la date de mise en œuvre. Sinon, cette variable est égale à 0.

L'effet d'anticipation en $T_d - 1$ est estimé par $\hat{\beta}_{A1}$ (effet temporel positif), l'effet de rétention moyen est estimé par $\hat{\beta}_2$ (effet négatif dû à la reprogrammation + la réaction de marge extensive) et l'effet moyen après rétention est estimé par $\hat{\beta}_3$. Pour interpréter les coefficients bruts, voir l'encadré 4.

Résultats

Modèle mensuel

Le tableau 2-A présente les estimations du modèle mensuel, pour lesquelles la variable dépendante est l'assiette fiscale totale du régime de droit commun. Ces estimations sont illustrées par la figure IV, qui montre la courbe des coefficients et des intervalles de confiance

(le tableau C-2 en complément en ligne présente tous les coefficients).

Les estimations montrent une hausse d'environ 25 % le mois précédant immédiatement la mise en œuvre de la réforme (c'est à dire $T_d - 1$), significatif au seuil de 1 %. Aucun des autres coefficients de la période d'anticipation n'est significativement différent de zéro (sauf le coefficient pour $T_d - 5$, soit 5.6 %¹¹), ce qui signifie que l'effet d'anticipation est concentré sur le mois précédant immédiatement la date de mise en œuvre. Les deux spécifications suggèrent que les acheteurs et les vendeurs se sont effectivement mis d'accord pour échapper à la hausse fiscale, et ont par conséquent avancé d'un mois la date de vente.

Les estimations avec le modèle mensuel montrent une forte diminution des assiettes fiscales le premier mois de la hausse des DMTO (c'est à dire T_d), d'environ 22 %, 9.5 % le deuxième mois

11. Ce coefficient est assez surprenant et nous supposons qu'il pourrait correspondre à une éventuelle première anticipation au cours du dernier trimestre 2013, suite à la loi de finances.

Tableau 2-A
Estimations pour le modèle mensuel

	Total des assiettes fiscales du régime de droit commun
Effet d'anticipation ($T_d - 5$) ($\hat{\beta}_{A5}$)	0.055** (0.027)
Effet d'anticipation ($T_d - 4$) ($\hat{\beta}_{A4}$)	0.013 (0.022)
Effet d'anticipation ($T_d - 3$) ($\hat{\beta}_{A3}$)	- 0.013 (0.021)
Effet d'anticipation ($T_d - 2$) ($\hat{\beta}_{A2}$)	0.013 (0.022)
Effet d'anticipation ($T_d - 1$) ($\hat{\beta}_{A1}$)	0.22*** (0.021)
Effet de rétention (T_d) ($\hat{\beta}_{R0}$)	- 0.25*** (0.030)
Effet de rétention ($T_d + 1$) ($\hat{\beta}_{R1}$)	- 0.10*** (0.026)
Effet de rétention ($T_d + 2$) ($\hat{\beta}_{R2}$)	- 0.047** (0.023)
Effet de rétention ($T_d + 3$) ($\hat{\beta}_{R3}$)	0.00085 (0.029)
Effet de rétention ($T_d + 4$) ($\hat{\beta}_{R4}$)	0.0076 (0.027)
R ² ajusté	0.65
Observations	4 232

Note : pour une meilleure compréhension, nous présentons uniquement les estimations des 5 mois précédant et suivant la réforme. Tous les coefficients sont disponibles dans le complément en ligne C2. Ce tableau présente les estimations de l'équation 2, obtenues avec un estimateur *within*. La variable dépendante de l'estimation est de type logarithmique. Dans ce tableau T_d correspond au mois de mise en œuvre de la réforme dans un département d . Les écarts-types, entre parenthèses, sont clusterisés par département. Les étoiles indiquent le niveau de significativité : * p<0.1, ** p<0.05 et *** p<0.01. Source : CGEDD selon DGFIP (MEDOC), Assiettes des droits de mutation immobiliers par département, Insee, Construction de logements (Sit@del2), Taux de chômage localisés, Estimation de population au 1^{er} janvier, DGFIP, Taux de fiscalité directe locale (TFPB), DGFIP-DGCL, Les budgets primitifs des départements de 2012 à 2015.

Tableau 2-B
Estimations pour le modèle parcimonieux

	Total des assiettes fiscales du régime de droit commun					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Effet d'anticipation ($T_d - 1$) ($\hat{\beta}_{A1}$)	0.19*** (0.014)	0.19*** (0.016)	0.18*** (0.016)	0.23*** (0.021)	0.23*** (0.021)	0.23*** (0.021)
Effet de rétention moyen ($\hat{\beta}_2$)	-0.16*** (0.011)	-0.15*** (0.014)	-0.17*** (0.013)	-0.14*** (0.022)	-0.15*** (0.021)	-0.15*** (0.021)
Effet post rétention moyen ($\hat{\beta}_3$)	0.031*** (0.0050)	0.049*** (0.010)	0.036*** (0.0099)	-0.0099 (0.026)	-0.018 (0.025)	-0.016 (0.024)
R ² ajusté	0.055	0.067	0.070	0.64	0.64	0.65
Observations	4 232	4 232	4 232	4 232	4 232	4 232
EF mensuels	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui
EF départementaux	Non	Non	Oui	Non	Oui	Oui
Variables de contrôle	Non	Oui	Oui	Oui	Non	Oui

Note : ce tableau présente les estimations de l'équation 3, obtenues avec un estimateur *within*. La variable de résultat des estimations est de type logarithmique. Dans ce tableau T_d correspond au mois de mise en œuvre de la réforme dans un département d . Les écarts-types, entre parenthèses, sont clusterisés par département. EF signifie effets fixes. Les étoiles indiquent le niveau de significativité : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$ et *** $p < 0.01$. Source : cf. tableau 2-A.

après la réforme ($T_d + 1$), et 4.6 % le troisième mois ($T_d + 2$), tous significatifs au seuil de 1 % et de 5 % (tableau 2-A). Aucun des autres coefficients n'est significativement différent de zéro. Ces résultats prouvent que l'essentiel de l'effet de rétention a eu lieu les trois premiers mois suivant la réforme, et que l'effet s'est dissipé plus tard, comme le montrent les courbes des coefficients estimés des effets mensuels (voir figure IV). La baisse cumulée dans les mois qui suivent la réforme est supérieure à l'augmentation de 25 % en $T_d - 1$ (voir figure V). Ce résultat prouve que la baisse estimée du nombre de transactions n'est pas seulement due à la reprogrammation (c'est-à-dire aux transactions anticipées qui se sont déjà produites en $T_d - 1$).

Modèle parcimonieux

Le tableau 2-B montre les estimations du modèle parcimonieux pour différentes spécifications, introduisant un par un les effets fixes mensuels, les effets fixes départementaux et les variables de contrôle. Pour l'effet d'anticipation, une fois que nous introduisons les effets fixes mensuels, c'est-à-dire lorsque nous adoptons réellement la stratégie d'estimation par doubles différences, ni les coefficients, ni les écarts-type ne changent vraiment avec ou sans variables de contrôle (colonnes (4) à (6)). Nous constatons une anticipation en $T_d - 1$, d'environ 26 %, significative au seuil de 1 %. L'effet de rétention mensuel moyen sur les trois mois suivant la mise en œuvre est d'environ - 14 %, significatif au seuil de 1 % (colonnes (4) à (6)), alors que nous ne constatons aucun effet significativement

différent de zéro sur la période postérieure à la rétention, lors de l'introduction des effets fixes mensuels (colonnes (4) à (6)).

Effet net

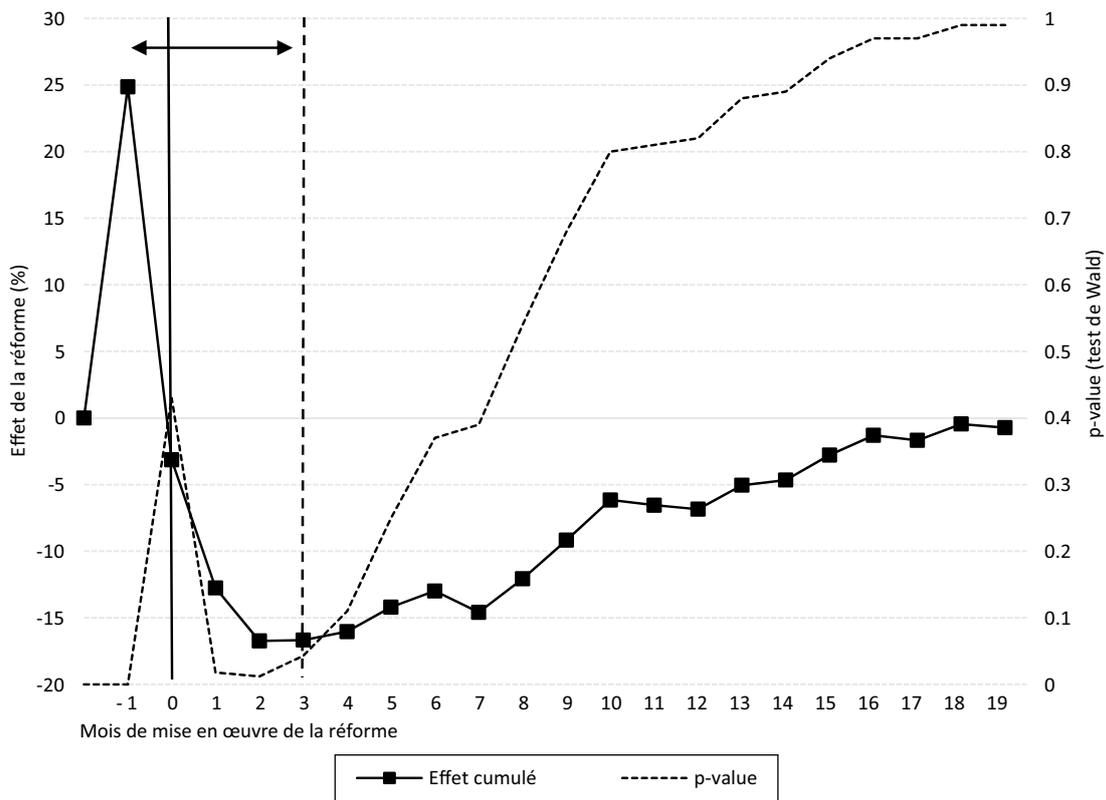
L'une des principales difficultés est de calculer l'effet de rétention net (Mian & Sufi¹², 2012 ; Best & Kleven, 2018). L'effet de rétention évalué jusqu'à présent s'avère amplifié par le fort effet d'anticipation en $T_d - 1$, qui crée une « perte » de transactions le mois suivant (reprogrammation). Le résultat en est une augmentation de l'effet négatif estimé.

Le coefficient $\hat{\beta}_{A1} = 0.23$ (0.021) de l'équation (3) implique que l'anticipation de la réforme a augmenté le volume des transactions de 26 % le mois précédant immédiatement la mise en œuvre ; le coefficient $\hat{\beta}_2 = -0.15$ (0.021) implique que l'activité mensuelle moyenne a été inférieure de 14 % dans les départements traités lors des 3 mois suivant la mise en œuvre. Ces estimations ensemble impliquent que $-\hat{\beta}_{A1}/(3\hat{\beta}_2) = 51\%$ de l'effet de rétention a été un effet de reprogrammation dû aux transactions anticipées (substitution intertemporelle par ceux qui auraient de toute façon acheté un bien immobilier), et que les 49 % restants correspondent à un effet de marge extensive (ceux qui auraient acheté un bien immobilier en l'absence de la réforme).

12. Nous ne pouvons pas appliquer la même méthode que celle proposée dans cet article, en raison des différentes vagues du processus de mise en œuvre.

Figure V

Effet cumulé de la réforme sur le volume des transactions, mois par mois, avant et après la date de mise en œuvre



Note : le mois 0 correspond au mois de mise en œuvre de la réforme dans un département donné. Le graphique représente le cumul à partir de $T_d - 1$ des coefficients estimés dans le tableau 2-A et représentés dans la figure IV (axe de gauche), et la p-value du test de Wald (échelle de droite). La double flèche illustre la période pour laquelle le test de Wald rejette H_0 (c'est-à-dire la somme des coefficients est nulle).
 Note de lecture : la valeur - 3.14 % au mois 0 est le pourcentage de variation de $T_d - 1$ à T_d (deux mois), et s'interprète de la façon suivante : au bout de deux mois après $T_d - 1$, il y a une baisse cumulée de 3.14 % du nombre de transactions mensuelles et la p-value du test de Wald de 0.43.
 Source : CGEDD selon DGFIP (MEDOC), Assiettes des droits de mutation immobiliers par département, Insee, Construction de logements (Sit@del2), Taux de chômage localisés, Estimation de population au 1^{er} janvier, DGFIP, Taux de fiscalité directe locale (TFPB), DGFIP-DGCL, Les budgets primitifs des départements de 2012 à 2015 ; calculs des auteurs.

Un nouvel élément de preuve est apporté par la figure V, qui retrace la somme cumulée des coefficients du modèle mensuel à partir d'un mois avant le mois de mise en œuvre (c'est-à-dire $T_d - 1$). Cette figure montre que l'ampleur de l'effet de rétention est supérieure à celle de l'effet d'anticipation et que, dans les mois qui suivent la date de mise en œuvre, la somme cumulée est toujours négative. En effectuant un test de Wald sur la somme des coefficients de $T_d - 1$ à $T_d + 2$, nous pouvons rejeter au seuil de 5 % l'hypothèse selon laquelle ce résultat somme à zéro (H_0). Ce résultat s'avère vrai pendant une période de 5 mois allant de $T_d - 1$ à $T_d + 3$ (figure V, double flèche), sauf pour le mois de mise en œuvre de la réforme (T_d), ce qui implique que la reprogrammation est presque totalement absorbée au cours du premier mois de la mise en œuvre. Au-delà de quatre mois après la date de mise en œuvre, nous ne pouvons pas rejeter le fait que l'évolution du groupe de traitement et celle des groupes de contrôle sont similaires.

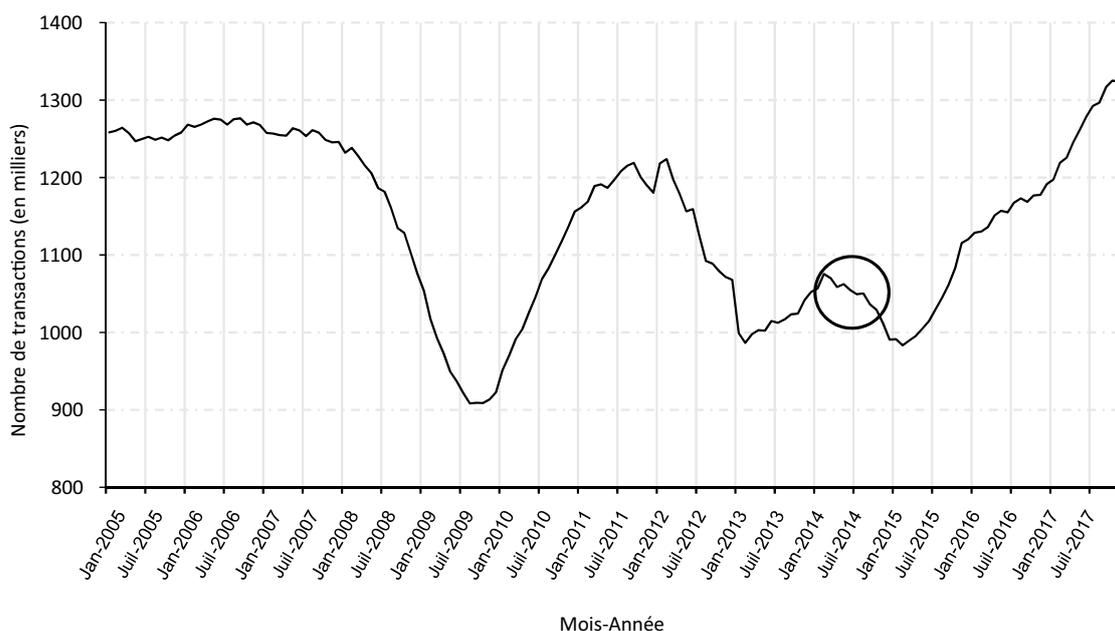
La somme cumulée des coefficients jusqu'à $T_d + 2$ est égale à - 0.18. En divisant cette somme par 3 (les 3 mois de l'effet de rétention), nous obtenons un effet net mensuel moyen de - 5.8 % sur trois mois. Le même calcul jusqu'à $T_d + 3$ (- 0.17) donne un effet net mensuel moyen de - 5.5 % sur quatre mois. Nous avons ainsi de solides preuves d'un effet à court terme.

En utilisant les coefficients du modèle parcimonieux (cf. tableau 2-B) et en appliquant un calcul similaire¹³, nous obtenons une variation proportionnelle nette mensuelle moyenne de - 7 % au cours des trois premiers mois suivant la date de mise en œuvre.

En exploitant les deux estimations et en donnant plus de poids à l'estimation mensuelle, nous concluons à une baisse à court terme située entre

13. $(0.23 + 3 \times (-0.15)) / 3 = -0.073$.

Figure VI
Total des transactions immobilières en moyenne mobile sur 12 mois



Note : le nombre de transactions est cumulé sur les 12 derniers mois et correspond au nombre de transactions du régime de droit commun enregistrées par la DGFIP.
Champ : France (sauf Mayotte).
Sources : CGEDD selon DGFIP (*MEDOC + Fidji*), nombre de ventes immobilières taxées au taux du régime de droit commun par département de 2005 à 2017.

5.5 % et 7 % par mois pendant les trois mois suivant la date de mise en œuvre (soit environ 6 %) et aucune réaction à moyen ou long terme ensuite.

Cet effet net mensuel contribue à fournir une estimation approximative du nombre de transactions définitivement perdues en 2014 en raison de la hausse des DMTO. Comme indiqué dans la figure VI le nombre annuel de transactions du régime de droit commun au niveau national s'est établi à environ 1 050 000 à la veille de 2014. Nous pouvons donc calculer l'estimation approximative de la baisse si la mise en œuvre avait eu lieu à l'échelle nationale. Nous devrions observer une chute du nombre de transactions de l'ordre de 18 % à la fin de la période de trois mois, soit $16\,142 \approx (18\%) \times \text{Nombre de Transactions}_0$, où $\text{Nombre de Transactions}_0$ est égal au nombre moyen mensuel de transactions sur les deux années précédentes (soit 89 681).

En fait, seulement 93 %¹⁴ des départements ont mis en œuvre la mesure au cours de la période de régression. De ce fait, l'effet réel est plus proche de 15 000, soit environ 1/4 de la baisse observable sur la figure VI (voir le cercle, qui donne approximativement le nombre total de transactions immobilières¹⁵). Ce calcul sous-estime certainement l'effet réel puisque nous ignorons toute interdépendance entre les marchés locaux.

Il doit être considéré comme une limite inférieure de l'effet réel.

Malheureusement, nous ne pouvons pas conclure quant à la question de savoir si cette perte de transaction des trois (quatre) premiers mois a été récupérée (c'est-à-dire si l'ensemble de la réaction à la réforme est une réaction temporelle). D'une part, un élément de preuve en faveur de l'absence de récupération a trait au fait que les coefficients mensuels ne sont pas significatifs après $T_d + 2$ dans la régression mensuelle (cf. tableau 2-A), contrairement à Mian et Sufi (2012) qui ont obtenu des coefficients d'inversion statistiquement significatifs. D'autre part, un élément de preuve dans l'autre sens a trait au fait que si l'on observe le test de Wald relatif à la nullité de la somme des coefficients, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse selon laquelle ces coefficients somment à zéro au-delà des cinq mois (c'est à dire après $T_d + 3$). Toutefois, il ne faut pas oublier que l'échelonnement de la mise en œuvre introduit un bruit au-delà de $T_d + 3$ en raison de l'attrition du groupe de contrôle (cf. tableau 1), bruit qui vient s'ajouter à la diminution de l'amplitude

14. $94 / 101 = 0.93$.

15. Habitations + locaux non résidentiels + terrains.

de l'effet, ce qui réduit la puissance statistique. Par ailleurs, la puissance statistique de l'effet cumulatif s'affaiblit également mécaniquement au fur et à mesure que nous élargissons l'horizon, en ajoutant un bruit supplémentaire pour chaque mois ajouté, comme le montre le tracé de la p-value du test de Wald. Nous choisissons donc à ce stade de laisser cette question sans réponse, et nous concluons que ce point nécessite des investigations et des données supplémentaires.

Élasticité de la taxe et courbe de Laffer

Dans cette section, nous souhaitons quantifier la réaction sur les assiettes fiscales totales pour une augmentation d'un pourcent de la taxe. Puisque nous avons estimé que l'effet net est d'environ - 6 %, alors que la hausse des taux d'imposition est d'environ 14.15 %¹⁶, l'élasticité est de :

$$\varepsilon_{TB}^{\tau} = \frac{\partial \log Y}{\partial \log \tau} \cong \frac{\frac{\Delta Y}{Y}}{\frac{\Delta \tau}{\tau}} \cong \frac{-0.06}{0.1415} = -0.42 \quad (4)$$

Ce résultat signifie que les assiettes fiscales diminuent de 0.42 % pour une hausse de 1 % du taux des DMTO (c'est à dire qu'il y a une perte des assiettes fiscales qui réduit les gains des recettes fiscales pour les budgets locaux). Ensuite, nous voulons calculer $\bar{\tau}$, le taux à partir duquel les recettes fiscales des départements seraient maximales, puis commenceraient à décliner pour chacun des $\tau > \bar{\tau}$ (soit le maximum de la courbe de Laffer).

Une légère variation du taux d'imposition change Y de :

$$\frac{\partial \tau Y}{\partial \tau} = Y + \tau \frac{\partial Y}{\partial (1 + \tau)} = Y \left(1 - \frac{\tau}{1 + \tau} \varepsilon \right) \quad (5)$$

où $\varepsilon \equiv \varepsilon_{TB}^{1+\tau} = -\frac{\partial \log Y}{\partial \log (1 + \tau)}$ est l'élasticité des assiettes fiscales par rapport aux prix taxes incluses. Le taux de Laffer qui donne un résultat de zéro pour l'équation ci-dessus est :

$$\bar{\tau} = \frac{1}{\varepsilon - 1} \quad (6)$$

Pour calculer ce taux, nous utilisons l'expression suivante :

$$\varepsilon_{TB}^{1+\tau} = \varepsilon_{TB}^{\tau} \frac{1 + \tau}{\tau} \cong 0.42 \frac{1 + 0.0509}{0.0509} \cong 8.7 \quad (7)$$

Finalement, remplacer (7) dans (6) implique que $\bar{\tau} \cong 13\%$, et que les recettes fiscales des départements se situent toujours sur la partie ascendante de la courbe de Laffer¹⁷.

Discussion

Le résultat principal – uniquement un effet à court terme de la réforme – soulève des questions intéressantes. À première vue, en augmentant les taxes, nous pourrions nous attendre à ce que le marché soit durablement affecté. Néanmoins, dans notre cas, l'effet de marge extensive est estimé durer seulement 3 mois, et nous ne voyons pas de différence au-delà entre les départements traités et de contrôle. Trois explications sont possibles. (1) Il est possible de construire un modèle théorique d'investissement immobilier où l'effet à long terme est ambigu. (2) Cette courte baisse pourrait correspondre au temps pour les individus de trouver de nouveaux acheteurs. En France, la durée moyenne d'un contrat pour l'acquisition d'un bien immobilier est de 3 mois. Il est donc possible que ces trois mois de baisse correspondent au temps pour les vendeurs de trouver de nouveaux acheteurs, après que les premiers acheteurs, informés de la hausse des taxes, aient renoncé à acheter. De plus, ces acheteurs pourraient avoir décidé d'acheter à un prix inférieur : ils ont renoncé au type de bien immobilier qu'ils recherchaient, afin d'acheter quelques mois plus tard un bien présentant des caractéristiques et donc un prix moindre. (3) Un biais cognitif de la part des agents. Comme l'a développé le prix Nobel Richard Thaler, les individus ne ressentent pas les différences de prix de façon identique quand les prix sont élevés. Par exemple, certains sont prêts à payer un « coût » relativement important pour économiser 10 € sur un petit achat (par exemple au restaurant) ; dans le même temps, ils pensent qu'un logement de 200 000 € et un logement de 205 000 € représentent quasiment la même somme, alors que l'écart est de 5 000 € !

Néanmoins, notre étude est confrontée à deux limitations principales. L'une est un possible effet de contagion (*spillover effect*) qui introduirait un biais, du fait que certains acheteurs pourraient avoir choisi de « voter avec leurs pieds ». Plus précisément, certains acheteurs disposés à acheter dans un département traité voisin d'un département de contrôle, dans une zone limitrophe entre les deux départements, pourraient avoir choisi d'acheter dans le département de contrôle en raison de la réforme. Dans une

16. Les DMTO du régime de droit commun ont augmenté de 0.7 points de pourcentage (en raison de l'augmentation de la part départementale, cf. encadré 1), passant de 5.09 % à 5.81 %, soit une hausse de 14.15 %.
17. À noter que l'estimation de l'élasticité serait plus élevée en utilisant les estimations brutes (plutôt que les estimations nettes).

étude plus approfondie de la réforme à l'aide de micro-données, cet effet de contagion pourrait être estimé en utilisant la méthode de régression par discontinuité (voir Hahn *et al.*, 2001 ; Imbens & Lemieux, 2008), et en regroupant les départements traités et de contrôle qui sont voisins. Il est également possible de définir une bande de quelques kilomètres autour de la frontière entre deux départements, pour faire la différence entre département traité et département de contrôle, et entre le marché du logement au centre des départements traités et le marché du logement dans la zone limitrophe. Nous supposons néanmoins que cet effet est de faible ampleur, car les biens immobiliers sont des biens hétérogènes, notamment en ce qui concerne leur localisation. La seconde est un possible manque de variables de contrôle, car nous n'avons pas pu obtenir toutes les données souhaitées (mensuellement et par département), notamment le loyer par département. Néanmoins, nous testons ci-après la présence d'éventuelles variables inobservables ou l'hétérogénéité possible entre les départements. Nous supposons également que la plupart des variables de contrôle éventuellement omises sont fixes dans le temps, et donc capturées par les effets fixes.

On pourrait également soutenir qu'il existe un biais de sélection, car les départements qui n'ont pas mis en œuvre l'augmentation des DMTO sont différents des autres à certains égards quant à leur marché du logement. Une telle hypothèse ne semble pas plausible si l'on examine l'évolution des variables de résultat (cf. figures II et A). De plus, dans les distributions et les tendances des autres variables locales entre les groupes (voir le complément en ligne C1), il n'existe pas de différence marquée entre les groupes traités et les groupes de contrôle. La population, les taux d'imposition

de l'immobilier, l'indice de « bonne administration » et le marché immobilier ne présentent aucune différence entre les groupes, ni entre ces groupes et les statistiques nationales. Au final, ce qui nous intéresse ici, c'est l'élasticité de l'offre et de la demande des acheteurs et des vendeurs dans l'immobilier, alors que le choix de la mise en œuvre de la réforme incombe aux élus locaux. Ces décideurs sont élus, et l'on pourrait donc en déduire qu'il existe une corrélation entre eux et la population (composée des acheteurs et des vendeurs). Cependant, il s'agit ici de savoir si ces élasticités sont corrélées avec le choix de mettre ou non en place la réforme. Une telle hypothèse d'indépendance est difficile à vérifier. Néanmoins, nous essayons ci-après de tester un biais éventuel dû à la couleur politique des collectivités locales.

Le principal problème de sélection, dans les expériences naturelles incluant une réforme de la politique fiscale locale, est la couleur politique des élus locaux qui ont décidé de mettre en œuvre (ou non) la hausse fiscale. En effet, dans notre étude, on pourrait soutenir que les départements de gauche ou de droite pourraient avoir mis en œuvre la réforme différemment. Cependant, la proportion de départements de gauche et de droite qui ont augmenté ou non les DMTO est exactement la même que la répartition des départements de gauche et de droite de l'ensemble du pays (tableau 3). Par ailleurs, lors des élections départementales 2015, 28 départements sont passés de la gauche vers la droite et un seul département est passé de la droite vers la gauche. La nouvelle répartition politique des conseils départementaux est la suivante : 34 pour la gauche et 67 pour la droite. La répartition s'est donc déplacée entre les deux orientations politiques, mais aucun département n'a décidé de réduire les DMTO alors qu'ils en ont la possibilité.

Tableau 3
Couleur politique des départements en fonction de l'augmentation ou non des DMTO

		Parti		Total
		Gauche	Droite	
DMTO = 4,50 % (augmentation)	%	60,4	39,6	100
	nombre de départements ^(a)	58	38	96
DMTO = 3,80 % (inchangé)	%	60	40	100
	nombre de départements ^(a)	3	2	5
France entière	%	60,4	39,6	100
	nombre de départements ^(a)	61	40	101

(a) Nombre de départements utilisés pour calculer les pourcentages.

Note : le parti pris en compte est celui qui dirigé le conseil départemental quand l'augmentation des DMTO a été votée. Il correspond donc soit aux élections départementales de 2011, soit à celles de 2015.

Champ : France entière. Ce calcul a été effectué sur l'ensemble des départements (soit 101).

Source : Ministère de l'intérieur, résultats des élections cantonales 2011 et départementales 2015.

D'autres éléments sont abordés dans le complément en ligne C4.

Tests de robustesse

Comme suggéré dans l'article de Meyer (1995), nous multiplions les tests de robustesse afin de vérifier la validité de nos résultats. Nous rendons compte des détails de ces tests et des estimations dans le complément en ligne C5.

(1) Variable dépendante alternative. Une variable dépendante alternative (assiette fiscale totale du régime dérogatoire) permet de déterminer si les résultats sont biaisés en raison d'un choc exogène affectant de façon différente le marché du logement de chacun des groupes. Les résultats du tableau C5-3 ne montrent aucun coefficient significativement différent de zéro au seuil de 10 %, pour les résultats utilisant la variable alternative. Il semble donc que nos résultats ne soient pas biaisés : il n'y a pas eu de choc affectant différemment le marché du logement de chaque groupe pendant la période de régression.

(2) Estimations utilisant une période différente. Nous vérifions la validité de nos résultats par rapport au choix de la période et aux groupes de l'échantillon. Le tableau C5-4 montre des estimations proches de celles des principales estimations. L'effet principal auquel nous nous intéressons est similaire à nos premières estimations. Elles semblent donc robustes par rapport au choix de la période d'estimation.

(3) Évolution des conditions économiques locales. Comme les résultats que nous avons estimés sont susceptibles d'être impactés par un choc économique exogène affectant différemment chacun des groupes de l'échantillon, nous testons ce type d'évolution dans les conditions économiques locales. Pour mettre en œuvre ce test, nous utilisons la même méthode que Benzarti et Carloni (2015). Les résultats des deux modèles, présentés dans les tableaux C5-5 et C5-6, ne montrent que de légères différences entre les estimations et nos principaux résultats. Nous pouvons donc en conclure que nos estimations sont robustes, et qu'aucun choc économique local exogène n'affecte différemment nos groupes.

(4) Régression par sous-groupes de traitement. Nous réalisons une nouvelle estimation du modèle parcimonieux dans laquelle nous

autorisons une possible hétérogénéité pour les différents sous-ensembles des groupes traités. Les résultats de cette régression sont présentés dans le tableau C5-7. L'effet d'anticipation n'est pas significatif pour le sous-groupe de Janvier et pour les autres sous-groupes, il se situe entre dans une fourchette large allant de 16 % (Mai 2014) à 45 % (Avril 2014). L'effet de rétention est également non significatif pour le sous-groupe de Janvier, et se situe entre - 10 % (Mars 2014) et - 17 % (Mai 2014) pour les autres sous-groupes. Aucun des coefficients de la période postérieure à la rétention n'est significativement différent de zéro. Il n'est cependant pas surprenant qu'il y ait une certaine hétérogénéité dans les réactions des marchés locaux.

(5) Suppression des groupes potentiellement hétérogènes. Nous pouvons suspecter une possible hétérogénéité ou des inobservables affectant différemment les groupes de Mai 2014 et Janvier 2015. Afin de tester cette hypothèse, nous estimons nos coefficients en supprimant de l'échantillon estimé le groupe de Janvier 2015, le groupe de Mai 2014, ou les deux. Le tableau C5-8 ne montre que de légères différences entre les estimations et nos principaux résultats. Nous pouvons donc conclure à la robustesse de nos résultats par rapport au choix de l'échantillon, et à un possible biais provenant de départements hétérogènes.

* *
*

Pour conclure, nous avons démontré l'impact négatif de l'augmentation des DMTO sur le marché du logement, ce qui est conforme à la littérature économique sur le sujet. Nous apportons des estimations empiriques indiquant que deux réactions comportementales ont eu lieu. Nous présentons des preuves extrêmement convaincantes d'une réaction temporelle à court terme due à une anticipation de la hausse fiscale : les agents ont avancé la date des transactions au mois qui la précédait. Le nombre de transactions a bondi de 26 % au cours du mois précédant la mise en œuvre de la réforme. Par la suite, le volume des transactions a baissé d'environ 14 % en moyenne par mois au cours des trois mois qui ont suivi le changement de taux, 51 % de cette perte étant dus à l'anticipation des transactions. Les deux effets ne s'annulent pas. Au final, l'effet net mensuel moyen correspond à une baisse des transactions de l'ordre de 6 % sur les trois mois suivant la date de la mise en œuvre, en supposant l'absence

de changement des prix de vente. Cette hypothèse semble réaliste car le système des DMTO en France est proportionnel, et le paiement des DMTO incombe à l'acheteur. Les acheteurs et les vendeurs peuvent plus facilement convenir d'une modification de la date de vente que d'une modification du prix de vente (Benjamin *et al.*, 1993 ; Davidoff & Leigh, 2013 ; Slemrod *et al.*, 2017), comportement mis en évidence par l'importance de l'effet d'anticipation. Néanmoins, il est difficile, en l'absence de données mensuelles non cumulatives sur le nombre de transactions et sans estimation hédonique, de distinguer l'effet sur le volume des transactions de l'effet prix. Nous trouvons des preuves irréfutables d'un effet à court terme substantiel – mais pas d'effet à moyen ou long terme – ce qui signifie qu'il existe une forte « résilience » du marché du logement (des ménages doivent acheter de toute façon). De plus, nous estimons que l'élasticité à court terme de l'assiette fiscale par rapport au taux d'imposition est de l'ordre de - 0.42, ce qui signifie une perte de 42 % des recettes fiscales par rapport à une situation d'absence de réaction comportementale, au cours du premier trimestre après la réforme. Calculant le taux de Laffer, nous concluons que les recettes fiscales des départements restent sur la partie ascendante de la courbe de Laffer. À noter que nos résultats sont valables en équilibre partiel uniquement. Nous n'estimons pas les éventuels autres aspects en équilibre général résultant de la distorsion du marché du logement, tels que l'évolution des investissements des collectivités locales, ou l'impact sur le marché du travail.

Appliquée aux données sur les transactions au niveau national, notre estimation indique qu'il manque environ 15 000 transactions en raison de l'augmentation des DMTO. Cette estimation correspond probablement à une limite inférieure de l'impact réel.

Cette évaluation peut être étendue de trois manières : en utilisant les données mensuelles non cumulées sur le nombre de transactions ; en effectuant une estimation précise de l'effet prix via un modèle hédonique (avec les bases de données notariales *BIEN*¹⁸ et *Perval*) ; en mettant en œuvre une régression par discontinuité afin d'estimer la possibilité que des acheteurs aient pu « voter avec leurs pieds » (effet de contagion ou *spillover effect*).

Enfin, nos résultats pourraient être utilisés pour discuter de l'impact de futures réformes des DMTO, et anticiper leur effet sur le marché du logement, notamment sur le comportement des acheteurs et des vendeurs. Même si la hausse des DMTO a été une « bonne opération » pour les départements en termes de recettes fiscales, elle a créé un effet de distorsion qui a été prouvé : certaines personnes qui auraient pu devenir propriétaires ou déménager d'un endroit à un autre, ne l'ont pas fait à cause de la réforme (effet de verrouillage). En conséquence, en accord avec les conclusions de Van Ommeren et Van Leuvensteijn (2005), nous concluons que l'augmentation des DMTO a un impact négatif significatif (au moins à court terme) sur la mobilité résidentielle et le bien-être. □

18. Base d'informations économiques notariales.

BIBLIOGRAPHIE

- Benjamin, J. D., Coulson, N. E. & Yang, S. X. (1993).** Real Estate Transfer Tax and Property Values: The Philadelphia Story. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 7(2), 151–157.
<https://doi.org/10.1007/bf01258324>
- Benzarti, Y. & Carloni, D. (2015).** Who Really Benefits from Consumption Tax Cuts? Evidence from a Large VAT Reform in France. *Job Market Paper*.
<https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2629380>
- Besley, T., Meads, N. & Surico, P. (2014).** The Incidence of Transaction Taxes: Evidence from a Stamp Duty Holiday. *Journal of Public Economics*, 119, 61–70.
<https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2014.07.005>
- Best, M. C. & Kleven, H. J. (2018).** Housing Market Responses to Transactions Taxes: Evidence from Notches and Stimulus in the UK. *The Review of Economic Studies*, 85 (1), 157–193.
<https://doi.org/10.1093/restud/rdx032>
- Dachis, B., Duranton, G. & Turner, M. A. (2012).** The Effects of Land Transfer Taxes on Real Estates Market: Evidence from a Natural Experiment in Toronto. *Journal of Economic Geography*, 12(2), 327–354.
<https://doi.org/10.1093/jeg/lbr007>
- Davidoff, I. & Leigh, A. (2013).** How Do Stamp Duties Affect the Housing Market?. *Economic Record*, 89(286), 396–410.
<https://doi.org/10.1111/1475-4932.12056>
- Donald, S. G. & Lang, K. (2007).** Inference with Difference-in-Differences and Other Panel Data. *Review of Economics and Statistics*, 89(2), 221–233.
<https://doi.org/10.1162/rest.89.2.221>
- Hahn, J., Todd, P. & Van der Klaauw, W. (2001).** Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design. *Econometrica*, 69(1), 201–209.
https://www.jstor.org/stable/2692190?seq=1#page_scan_tab_contents
- Imbens, G. & Lemieux, T. (2008).** Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice. *Journal of Econometrics*, 142(2), 615–635.
<https://doi.org/10.3386/w13039>
- Ioannides, Y. M. & Kan, K. (1996).** Structural Estimation of Residential Mobility and Housing Tenure Choice. *Journal of Regional Science*, 36(3), 335–363.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.1996.tb01107.x>
- Jacobson, L. S., LaLonde, R. J. & Sullivan, D. G. (1993).** Earnings Losses of Displaced Workers. *The American Economic Review*, 83(4), 685–709.
<https://www.jstor.org/stable/2117574>
- Kopczuk, W. & Monroe, D. J. (2015).** Mansion Tax: The Effect of Transfer Taxes on the Residential Real Estate Market. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(2), 214–257.
<https://doi.org/10.3386/w20084>
- Malani, A. & Reif, J. (2015).** Interpreting Pre-Trends as Anticipation: Impact on Estimated Treatment Effects from Tort Reform. *Journal of Public Economics*, 124, 1–17.
<https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2015.01.001>
- Meyer, B. (1995).** Natural and Quasi-experiments in Economics. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(2), 151–161.
<https://doi.org/10.3386/t0170>
- Mian, A. & Sufi, A. (2012).** The Effects of Fiscal Stimulus: Evidence from the 2009 ‘Cash for Clunkers’ Program. *The Quarterly Journal of Economics*, 127(3), 1107–1142.
<https://doi.org/10.3386/w16351>
- Slemrod, J. B., Weber, C. & Shan, H. (2017).** The Behavioral Response to Housing Transfer Taxes: Evidence from a Notched Change in D.C. Policy. *Journal of Urban Economics*, 100(C), 137–153.
<https://doi.org/10.1016/j.jue.2017.05.005>
- Van Ommeren, J. & Van Leuvensteijn, M. (2005).** New Evidence of the Effect of Transaction Tax Costs on Residential Mobility. *Journal of Regional Science*, 45(4), 681–702.
<https://doi.org/10.1111/j.0022-4146.2005.00389.x>
- Wooldridge, J. M. (2005).** Fixed Effects and Related Estimators for Correlated Random-Coefficient and Treatment-Effect Panel Data Models. *Review of Economics and Statistics*, 87(2), 385–390.
<https://doi.org/10.1162/0034653053970320>
-

ANNEXE

Tableau A1
Composition des groupes de l'échantillon^(a) par date de mise en œuvre de la réforme

Mars 2014				Avril 2014		Mai 2014	
N°	Département	N°	Département	N°	Département	N°	Département
01	Ain	47	Lot-et-Garonne	02	Aisne	12	Aveyron
03	Allier	48	Lozère	05	Hautes-Alpes	71	Saône-et-Loire
04	Alpes-de-Haute-Provence	49	Maine-et-Loire	14	Calvados		
06	Alpes-Maritimes	51	Marne	15	Cantal		
07	Ardèche	52	Haute-Marne	17	Charente-Maritime		
08	Ardennes	54	Meurthe-et-Moselle	2B	Haute-Corse		
09	Ariège	58	Nièvre	21	Côte-d'Or		
10	Aube	59	Nord	23	Creuse		
11	Aude	60	Oise	27	Eure		
16	Charente	61	Orne	43	Haute-Loire		
18	Cher	62	Pas-de-Calais	50	Manche		
19	Corrèze	64	Pyrénées-Atlantiques	55	Meuse		
22	Côtes-du-Nord	65	Hautes-Pyrénées	69	Rhône		
24	Dordogne	66	Pyrénées-Orientales	73	Savoie		
25	Doubs	70	Haute-Saône	85	Vendée		
26	Drôme	72	Sarthe	87	Haute-Vienne		
28	Eure-et-Loir	74	Haute-Savoie	93	Seine-St-Denis		
29	Finistère	77	Seine-et-Marne	94	Val-de-Marne		
30	Gard	79	Deux-Sèvres				
31	Haute-Garonne	80	Somme				
32	Gers	81	Tarn				
33	Gironde	82	Tarn-et-Garonne				
34	Hérault	83	Var				
35	Ille-et-Vilaine	84	Vaucluse				
37	Indre-et-Loire	88	Vosges				
39	Jura	89	Yonne				
41	Loir-et-Cher	90	Territoire-de-Belfort				
45	Loiret	91	Essonne				
46	Lot	92	Hauts-de-Seine				
Jun 2014		Janvier 2015		Contrôle (final)		Supprimé de l'échantillon	
N°	Département	N°	Département	N°	Département	N°	Département
13	Bouches-du-Rhône	44	Loire-Atlantique	36	Indre	57	Moselle
2A	Corse-du-Sud	78	Yvelines	38	Isère	67	Bas-Rhin
40	Landes	86	Vienne	53	Mayenne	68	Haut-Rhin
42	Loire			56	Morbihan	75	Paris
63	Puy-de-Dôme					971	Guadeloupe
76	Seine-Maritime					972	Martinique
95	Val-d'Oise					973	Guyane
						974	La Réunion
						976	Mayotte

(a) Le groupe de traitement est composé des sous-groupes : Mars 2014, Avril 2014, Mai 2014, Juin 2014 et Janvier 2015.

