

Une évaluation des achats transfrontaliers de tabac et des pertes fiscales associées en France

Documents de travail

N° 2024-06 – Avril 2024





Institut national de la statistique et des études économiques

2024/06

Une évaluation des achats transfrontaliers de tabac et des pertes fiscales associées en France*

MÉLINA HILLION[§]

16 Avril 2024

Département des Études Économiques – Timbre G201
88, avenue Verdier – CS 70058 – 92541 MONTROUGE CEDEX – France
Tél. : 33 (1) 87 69 59 54 – E-mail : d3e-dg@insee.fr – Site Web Insee : <http://www.insee.fr>

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

*Cette étude a bénéficié des commentaires constructifs des participants des séminaires de l'Insee et du Crest, et de la relecture attentive de Dominique Goux, Sébastien Roux, Corentin Trévien et Pauline Givord. Je tiens également à remercier la Direction générale des douanes et des droits indirects ainsi que Vincent Monchatre et Odran Bonnet pour leur aide précieuse dans la réalisation de ce travail.

§INSEE

Une évaluation des achats transfrontaliers de tabac et des pertes fiscales associées en France

Le tabagisme est un problème majeur de santé publique, à l'origine de nombreuses maladies évitables à travers le monde. Au cours des dernières décennies, l'augmentation du prix du tabac s'est imposée comme la principale stratégie des États pour lutter contre le tabagisme. Toutefois, les différences de prix entre certains pays frontaliers sont susceptibles de limiter l'efficacité de cette mesure en permettant à certains consommateurs d'acheter du tabac à un prix inférieur dans un État voisin. Si le problème des achats transfrontaliers n'est pas nouveau, l'ampleur du phénomène reste mal connue et fait encore l'objet de débats réguliers. Cette étude contribue à son évaluation en France en exploitant une expérience naturelle sans précédent : la fermeture des frontières terrestres entre mars 2020 et juin 2020 dans le cadre de la lutte contre la pandémie de Covid-19. Nos résultats montrent que la fermeture des frontières a généré un surplus d'achats de tabac de 9,5 % en France métropolitaine, par rapport à la situation contrefactuelle où les frontières seraient restées ouvertes. Il s'agit probablement d'une estimation basse des achats transfrontaliers. En effet, une partie de la consommation de tabac en provenance de l'étranger a pu persister pendant le premier confinement, les frontières n'ayant pas été complètement fermées, notamment aux travailleurs frontaliers. En extrapolant la consommation observée dans le reste du pays aux régions frontalières, à caractéristiques identiques, les recettes générées en France seraient environ 13,5 % plus élevées s'il n'existait pas d'alternatives moins chères à l'étranger.

Mots clés : Tabagisme, achats transfrontaliers, évitement fiscal, santé publique

Codes JEL: I12, H26, I18, H71

An assessment of cross-border tobacco purchases and associated tax losses in France

Smoking is a major public health problem, causing many preventable diseases worldwide. In recent decades, increasing the price of tobacco has become the main strategy used by governments to reduce smoking. However, price differences between certain neighbouring countries are likely to limit the effectiveness of this measure by allowing some consumers to buy tobacco at a lower price in a neighbouring country. Although the problem of cross-border shopping is not new, the extent of the phenomenon remains poorly understood and is still the subject of regular debate. This study contributes to its assessment in France by exploiting an unprecedented natural experiment : the closure of land borders between March 2020 and June 2020 as part of the fight against the Covid-19 pandemic. Our results show that the closure of the borders led to a 9.5 % surplus in tobacco purchases in mainland France compared to the counterfactual situation in which the borders had remained open. This result probably underestimates cross-border purchases. In fact, some tobacco consumption abroad may have continued during the first lockdown, as the borders were not completely closed, in particular for cross-border workers. Extrapolating the consumption observed in the rest of the country to border regions with identical characteristics, the revenue generated in France would be about 13.5 % higher if there were no cheaper alternatives abroad.

Keywords : Tobacco, cross-border shopping, tax avoidance, public health

JEL Codes : I12, H26, I18, H71

1 Introduction

Le tabagisme est un problème de santé publique majeur et l'une des principales causes de maladie et de mortalité évitable (Peto *et al.*, 1992; Doll *et al.*, 2004), responsable de plus de 8 millions de décès prématurés dans le monde en 2019 (Jha, 2009; Abbafati *et al.*, 2020). En France, environ 72 000 décès sont attribuables chaque année à une pathologie liée à la consommation de tabac¹, soit environ 13 % des décès survenus en métropole sur la période 2000-2015 (Bonaldi *et al.*, 2019). Outre les répercussions importantes sur l'économie et le bien-être, les dépenses de santé associées au tabagisme sont également très élevées. En France, elles ont été estimées à 25 milliards d'euros en 2010, soit 0,7 % du PIB, un montant qui dépasse largement les recettes fiscales générées par la taxation des produits du tabac (Kopp, 2015)².

Au cours des dernières décennies, de nombreux pays de l'OCDE ont mis en place des mesures incitatives (financières et non financières) ambitieuses en matière de lutte contre le tabagisme. Parmi ces mesures, l'augmentation des taxes sur les produits du tabac³ a rencontré un vif succès. D'une part, elle s'est avérée particulièrement efficace pour réduire la consommation de tabac ainsi que la prévalence des pathologies associées⁴ (Chaloupka et Warner, 1999; Gallet et List, 2003; Jha, 2009; Wilson *et al.*, 2012; Chaloupka *et al.*, 2011). D'autre part, elle a permis de générer des revenus importants qui ont été réinvestis par plusieurs Etats dans la prévention, les soins et la lutte contre le tabagisme⁵ (Hill et Legoupil, 2018; Binetruy *et al.*, 2011; Woerth et Park, 2021).

En Europe, cette politique s'est traduite par une forte augmentation des prix du tabac à partir des années 1990 (Nguyen *et al.* 2012⁶, Bogdanovica *et al.* 2012⁷). Tou-

1. Dont 45 000 décès imputables chaque année à un cancer lié au tabac.

2. Les recettes fiscales (hors TVA) associées à la taxation des produits du tabac représentaient environ 10 milliards d'euros en 2010 (Kopp, 2015) et 13 milliards en 2019 (Woerth et Park, 2021).

3. D'autres mesures réglementaires ont vu le jour en matière de lutte contre le tabagisme telles que les restrictions sur la publicité et la vente de produits du tabac, les avertissements sur les emballages de produits du tabac, les interdictions de fumer dans les lieux publics.

4. La majorité des études s'accorde sur une élasticité-prix de la consommation de tabac comprise entre -0,4 et -0,6.

5. C'est notamment le cas en France et dans l'Etat de Californie aux Etats-Unis.

6. Nguyen *et al.* (2012) présente l'évolution des prix réels du tabac (corrigés de l'inflation) entre 1950 et 2010 pour 11 pays européens. En France, le prix réel du tabac a été multiplié par 3 entre 1990 et 2010, tandis que les ventes de cigarettes manufacturées par habitant de 15 ans et plus ont été divisées par 2 sur la même période.

7. Bogdanovica *et al.* (2012) estiment que le prix du paquet de 20 cigarettes le plus vendu dans les pays membres de l'Union européenne a augmenté de 40 % par rapport aux revenus du travail entre 2003 et 2009 (le temps travaillé nécessaire pour l'achat d'un paquet de 20 cigarettes était de 21,4 minutes en moyenne en 2003 contre 31,3 minutes en moyenne en 2009).

tefois, cette évolution s'est faite de manière relativement hétérogène entre les pays, si bien que des écarts de prix importants, autrefois relativement peu marqués, ont pu apparaître entre pays frontaliers (Joossens et Raw, 1995; Lakhdar *et al.*, 2011). A titre d'exemple, l'écart de prix relatif entre la France et la Belgique est passé de 13 % environ en 1999 à près de 33 % en 2007 (Lakhdar *et al.*, 2016)⁸.

Cette absence d'uniformité fiscale entre pays voisins est susceptible d'accroître l'évitement fiscal, alimentant la contrebande organisée⁹ et les achats transfrontaliers occasionnels (qu'ils soient légaux ou illégaux)¹⁰ depuis les zones où le taux de taxation est faible vers les zones où le taux de taxation est plus élevé. Elle est également susceptible de compromettre les efforts des pays pour limiter la consommation de tabac par le biais de la fiscalité en permettant à certains consommateurs d'acheter du tabac à un prix inférieur dans un Etat voisin.

Si ce phénomène est connu et documenté depuis plusieurs décennies (ACIR, 1977, 1985; Warner, 1981; Baltagi et Levin, 1986; Chaloupka et Saffer, 1992; Chaloupka et Warner, 1999), et loin de se limiter aux seuls produits du tabac (Wales, 1968; Beard *et al.*, 1997; Asplund *et al.*, 2007; Stehr, 2007; Leal *et al.*, 2009; Jansen et Jonker, 2018), il demeure cependant difficile à quantifier (Saba *et al.*, 1995; Thursby et Thursby, 2000; Yurekli et Zhang, 2000; Merriman, 2010). En particulier, l'ampleur des achats transfrontaliers occasionnels (légaux ou non) reste mal connue et les estimations disponibles¹¹, bien qu'essentielles pour évaluer l'efficacité de l'outil fiscal¹², ne font pas consensus au sein de la littérature économique (Chaloupka et Warner, 1999; Lovenheim,

8. Le prix du paquet de 20 cigarettes le plus vendu en Europe était de 2,6 euros (respectivement 3,7 euros) en Belgique contre 3 euros (respectivement 5 euros) en France en 1999 (respectivement en 2008). L'écart de prix relatif entre ces deux pays était de nouveau de 13 % en 2020 (*European Commission, Excise duty tables*, calculs des auteurs).

9. La contrebande organisée peut concerner des produits du tabac importés illicitement de pays producteurs ou de pays où la taxation du tabac est plus faible. Cependant, Joossens et Raw (1998) notent qu'en Europe occidentale, une corrélation directe entre la contrebande organisée et les prix du tabac n'a pas été prouvée.

10. Les achats transfrontaliers désignent l'achat de biens par un particulier en dehors de sa région administrative habituelle (pays, état, etc.), afin de bénéficier de taxes moins élevées. Ces achats peuvent être légaux s'ils sont destinés à la consommation personnelle et s'ils respectent les réglementations en vigueur dans le pays (état) importateur, telles que les quantités maximales autorisées, et dans le pays exportateur, tel que l'acquittement des droits d'accise. Ils peuvent également être illégaux s'ils ne sont pas destinés à la consommation personnelle ou s'ils contreviennent aux règles en vigueur dans les pays importateurs ou exportateurs.

11. Les estimations des achats transfrontaliers oscillent entre moins de 1 % et plus de 13 % des ventes nationales aux Etats-Unis au milieu des années 1990 (Yurekli et Zhang, 2000; Stehr, 2005; Lovenheim, 2008; Chiou et Muehlegger, 2008) et entre 6 % et 20 % des ventes nationales en France au début des années 2000 (Besson, 2006; Lakhdar, 2005, 2008; Lakhdar *et al.*, 2011, 2016)

12. En premier lieu la capacité des taxes à réduire le tabagisme.

2008; Lakhdar *et al.*, 2011).

La littérature propose principalement deux approches pour estimer l'ampleur des achats transfrontaliers¹³. La première approche consiste à estimer une forme réduite dans laquelle les ventes ou les quantités de tabac consommées par habitant sont expliquées par le prix, les caractéristiques sociodémographiques et un ensemble de facteurs influençant la décision d'acheter du tabac en dehors de sa zone de résidence - tels que le différentiel de prix et la distance avec la zone voisine la plus proche (Coats, 1995; Saba *et al.*, 1995; Yurekli et Zhang, 2000; Thursby et Thursby, 2000; Stehr, 2005; Besson, 2006; Lovenheim, 2008; Chiou et Muehlegger, 2008; Lakhdar, 2008; Lakhdar *et al.*, 2011). Cette forme réduite est ensuite utilisée pour estimer la situation *contrefactuelle*, c'est-à-dire la situation hypothétique qui serait observée en l'absence d'achats transfrontaliers. Cette méthode d'estimation indirecte nécessite de faire des hypothèses sur les déterminants de l'offre et de la demande de tabac (variables explicatives et formes fonctionnelles), ce qui peut être source de biais. En outre, la qualité des estimations dépend du type de données utilisées (données agrégées versus individuelles ; données issues d'enquêtes versus de sources administratives). La plupart des études sont confrontées à des problèmes d'endogénéité en raison de l'utilisation de variables agrégées, ou de mesures approchées des distances et des prix de vente des produits du tabac¹⁴.

La seconde approche consiste à exploiter les données provenant de la collecte d'échantillons aléatoires de paquets de cigarettes abandonnés dans les rues. Plus précisément, les auteurs examinent si les taxes acquittées par les consommateurs correspondent à celles exigées dans la zone de collecte (Lakhdar, 2008; Merriman, 2010; Merriman et Chernick, 2012; Barker *et al.*, 2016; Szklo *et al.*, 2022; Pizarro *et al.*, 2022). Cette approche fournit une estimation plus directe des achats transfrontaliers et aboutit à des niveaux de non-conformité fiscale nettement plus élevés que la première. Toutefois, les échantillons recueillis sont rarement représentatifs de l'ensemble du territoire, ce qui peut limiter la généralisation des résultats à grande échelle. De plus, la distinction entre les achats transfrontaliers, liés à l'évitement fiscal, et ceux liés aux autres mobilités (travail, tourisme, loisir, etc.) entre les régions (et/ou les Etats) n'est pas toujours

13. Une troisième approche s'appuie sur les informations déclarées (lieu de résidence, lieu d'achat des cigarettes, quantités consommées) par les personnes interrogées dans le cadre d'enquêtes (par téléphone, par écrit ou en face à face) menées dans un grand nombre de pays (Emery *et al.*, 2002; Hyland *et al.*, 2005; Guindon *et al.*, 2014; DeCicca *et al.*, 2013; Andler *et al.*, 2019; OCDE, 2021).

14. Notons que cette méthode permet d'estimer l'ampleur des achats "atypiques" du fait de l'existence d'un différentiel de prix entre zones voisines. Il peut s'agir d'achats transfrontaliers (légaux ou illégaux), mais également en partie d'achats auprès de contrebandiers si ceux-ci sont plus importants à proximité des frontières.

aisée. Ces mobilités peuvent donner lieu à des biais d'interprétation lorsqu'elles ne sont pas correctement prises en compte¹⁵.

La présente étude propose d'estimer l'ampleur des achats transfrontaliers et la perte de recettes fiscales induite en France en exploitant une expérience naturelle sans précédent : la fermeture des frontières terrestres et les restrictions de mobilités imposées à la population française entre mars 2020 et juin 2020 dans le cadre de la lutte contre la pandémie de Covid-19. Ces mesures exceptionnelles sont susceptibles d'avoir considérablement restreint la possibilité d'effectuer des achats à l'étranger, obligeant les consommateurs à s'approvisionner auprès des détaillants situés dans leur pays de résidence. Sous certaines hypothèses, cette situation inédite offre l'opportunité d'estimer l'ampleur des achats transfrontaliers, ainsi que du préjudice fiscal associé en France.

Notre approche consiste à examiner le transfert de la consommation de tabac des points de vente situés à l'étranger vers les points de vente situés en France métropolitaine au moment de la fermeture des frontières. Les données administratives de la Direction générale des douanes et des droits indirects (DGDDI)¹⁶ renseignent le montant mensuel (en euros) des achats effectués par chaque débit de tabac en France métropolitaine auprès des fournisseurs de tabac agréés sur la période 2010-2020. Ces montants incluent les taxes et droits d'accise¹⁷ ainsi que la rémunération du point de vente (il s'agit d'un pourcentage fixé par l'État), ce qui signifie qu'ils correspondent, en négligeant les effets de stocks (nous y reviendrons), au chiffre d'affaires mensuel (prix de détail multiplié par les quantités vendues) réalisé par chaque débit de tabac situé en France métropolitaine. Nous disposons également de l'adresse exacte de chaque point de vente ce qui, à notre connaissance, fait de cette étude la première à mobiliser des données d'achats exhaustives aussi finement géolocalisées¹⁸.

15. Les informations recueillies dans le cadre de la collecte de paquets abandonnés dans les rues ne permettent pas toujours de prendre en compte les caractéristiques des zones étudiées et de construire la situation contrefactuelle qui prévaudrait en l'absence d'achats transfrontaliers.

16. La Direction générale des douanes et des droits indirects (DGDDI) est chargée de l'application de la politique de l'État en matière d'approvisionnement, de distribution et de taxation des produits du tabac.

17. Le droit d'accise est un impôt indirect qui dépend de la quantité plutôt que de la valeur des produits consommés. Il s'applique généralement aux produits considérés comme nocifs pour la santé ou l'environnement, tels que le tabac, l'alcool et les produits pétroliers. L'objectif de cette taxation est de décourager la consommation de ces produits, de générer des recettes pour l'État et d'atteindre des objectifs de santé publique ou environnementaux.

18. Seuls [Nicholson et al. \(2016\)](#) utilisent des données similaires portant sur les taxes collectées par les principaux détaillants de tabac dans l'État du Kansas aux États-Unis. Toutefois, ces données ne permettent pas de différencier les taxes prélevées sur les produits du tabac de celles prélevées sur les autres produits vendus. Elles ne fournissent pas non plus d'informations sur le montant, ni sur la

Nos résultats montrent que la fermeture des frontières en avril et mai 2020 a généré un surplus d'achats de tabac dans le réseau officiel de l'ordre de 9,5 % au niveau national. Cependant, cette estimation constitue une borne basse des achats transfrontaliers en France, car une partie des achats a pu se poursuivre, notamment du fait du maintien des frontières ouvertes aux travailleurs frontaliers. En outre, certains consommateurs habitués à des prix plus avantageux ont pu ajuster leur consommation à la baisse lorsqu'ils ont été contraints d'acheter en France. Nous proposons donc de comparer ces résultats avec ceux d'une approche alternative, plus classique, basée sur l'hypothèse d'uniformité des achats de tabac sur le territoire en l'absence d'un écart de prix avec l'étranger, à caractéristiques sociodémographiques identiques. Cette approche suggère que la perte de recettes induite par le différentiel de prix entre la France et les pays voisins représenterait environ 13,5 % des recettes actuelles. Ce chiffre est probablement lui-même un minorant du volume total des achats transfrontaliers en période "normale"¹⁹ : compte-tenu de la possibilité de se procurer du tabac meilleur marché à l'étranger, la consommation de tabac par habitant dans les zones frontalières est probablement plus élevée que la moyenne nationale à caractéristiques identiques.

Peu d'études sont en mesure d'estimer avec précision le lien entre l'ampleur des achats transfrontaliers et la distance (ou le temps de trajet) qui sépare les consommateurs des zones où les produits sont plus faiblement taxés. La plupart des études concluent que les achats transfrontaliers sont négligeables au-delà d'une distance comprise entre 60 km (Chiou et Muehlegger, 2008; Merriman, 2010; Cho, 2016) et 110 km (Lovenheim, 2008; Harding *et al.*, 2012; Nicholson *et al.*, 2016). Notre approche permet d'estimer de manière non paramétrique l'effet de la distance sur le recours aux achats transfrontaliers. Nous montrons que l'effet de la fermeture des frontières sur les achats de tabac en France en avril et mai 2020 décroît avec le temps d'accès par la route à la frontière la plus proche : les achats ont augmenté de 90 % en moyenne à moins de 10 minutes d'une frontière, de 65 % entre 10 et 20 minutes, de 40 % entre 20 et 40 minutes, de 30 % entre 40 et 50 minutes, de 20 % entre 50 et 70 minutes et d'environ 10 % entre 70 et 110 minutes d'une frontière. Les variations deviennent faibles et non significatives au-delà de 120 minutes d'une frontière²⁰, suggérant que les achats

quantité, de tabac vendu par chaque détaillant.

19. C'est-à-dire en présence d'un différentiel de prix avec les pays voisins et lorsque les frontières sont ouvertes.

20. Comme pour la plupart des études, ces estimations dépendent du contexte étudié. En effet, un écart de prix plus faible entre zones frontalières, où un coût de transport plus élevé en moyenne, est susceptible de réduire la distance que les consommateurs sont prêts à parcourir pour s'approvisionner

transfrontaliers sont négligeables à cette distance. Ces résultats et ceux de l’approche alternative permettent d’estimer les pertes de recettes dans le réseau officiel dues aux achats transfrontaliers en fonction de la distance aux frontières : elles représenteraient entre 90 et 300 % des recettes actuelles à moins de 10 minutes d’une frontières, entre 25 et 33 % à 60 minutes d’une frontière et seraient négligeables au-delà de 120 minutes d’une frontière.

Cette étude présente plusieurs atouts par rapport à la littérature existante. D’abord, le prix du tabac est fortement encadré par l’État en France, ce qui a au moins deux avantages. D’une part, le prix est uniforme sur l’ensemble du territoire national (hors Corse et DOM-COM), et d’autre part, son évolution dépend essentiellement de celle des taxes (TVA), des droits d’accise et de la rémunération des buralistes (fixée par l’Etat), qui représentent plus de 94 % du prix vente au public en 2020²¹. Par conséquent, le prix final ne résulte pas d’ajustements locaux de l’offre et de la demande de tabac. Il est très peu influencé par les stratégies des fabricants, qui ont une marge de manœuvre limitée, ou des buralistes, dont la rémunération est fixée par l’État, et ne présente aucune corrélation avec la proximité des frontières terrestres²². En comparaison, les études existantes s’appuient majoritairement sur des taux de taxation (par exemple [Stehr 2005](#) et [Lovenheim 2008](#)) et/ou des prix de détail endogènes ([Harding et al., 2012](#)). Un autre avantage tient à la situation géographique de la France métropolitaine. Le pays partage près de 3 000 kilomètres de frontières terrestres avec sept pays²³ dont les prix du tabac sont tous plus bas qu’en France en 2020, ce qui signifie que les flux d’achats liés à l’évitement fiscal en France sont nécessairement sortants. En outre, il existe des zones très éloignées des frontières terrestres²⁴, pour lesquelles l’achat de tabac à l’étranger présente un coût d’opportunité élevé. Ces régions, qui sont susceptibles d’être peu concernées par les achats transfrontaliers, apparaissent comme des zones témoins privilégiées²⁵.

à l’étranger, et donc réduire l’ampleur des achats transfrontaliers à distance donnée.

21. Voir la Section 3.2 pour une présentation de l’encadrement du marché du tabac et de la fixation des prix en France. A titre de comparaison, les taxes (TVA) et droits d’accise (variables entre Etats) aux Etats-Unis représentent en 2020 environ 40 % du prix de vente au public ([OCDE, 2022](#)).

22. Ce n’est pas le cas aux Etats-Unis où le prix du tabac est (localement) endogène et dépend notamment du différentiel de prix et de la proximité des Etats voisins, voir notamment [Chiou et Muehlegger \(2008\)](#).

23. La Belgique, le Luxembourg, l’Allemagne, la Suisse, l’Italie, Andorre et l’Espagne. Les prix du tabac sont identiques en France et à Monaco.

24. Environ 15 % de la population vit à plus de 4 heures de route de la frontière terrestre la plus proche.

25. Il convient de noter que ces zones ne sont pas nécessairement exemptes d’achats transfrontaliers.

Un autre avantage de cette étude tient à la richesse des données mobilisées. Nous disposons d'informations exhaustives sur l'ensemble des points de vente de tabac de France métropolitaine (hors Corse), ce qui permet d'obtenir des estimations représentatives à cette échelle. De plus, contrairement à la majorité des études utilisant des données administratives (Saba *et al.*, 1995; Stehr, 2005; Besson, 2006; Cho, 2016; Lakhdar *et al.*, 2011, 2016), les débits de tabac sont ici finement géolocalisés, ce qui permet de mesurer avec précision le temps de trajet entre chaque point de vente et la frontière terrestre la plus proche, et donc de minimiser les biais d'erreur de mesure.

Le reste de l'étude est structuré comme suit. La section 2 précise les apports et les limites de la littérature existante sur les achats transfrontaliers de tabac, la section 3 présente le contexte et les spécificités du marché du tabac en France, la section 4 détaille les sources de données mobilisées, la section 5 décrit l'échantillon étudié et présente une première analyse exploratoire, la section 6 présente la méthode d'estimation, la section 7 expose les résultats, la section 8 présente plusieurs tests de robustesse, la section 9 discute les principaux résultats, et la section 10 conclut.

2 Littérature

De nombreuses études ont entrepris d'estimer l'ampleur des achats transfrontaliers de tabac dans différents pays. L'un des objectifs est d'évaluer l'efficacité des stratégies fiscales en matière de lutte contre le tabagisme, dans un contexte de perception croissante des disparités de prix entre les régions frontalières. Une première approche, la plus ancienne et la plus fréquemment utilisée, consiste à estimer une forme réduite (micro-fondée ou non), plus rarement un modèle structurel (Chiou et Muehlegger, 2008). Dans cette approche, les ventes de tabac (généralement issues de données administratives agrégées), et/ou les quantités consommées par habitant (généralement issues de données d'enquêtes individuelles), sont expliquées par le prix, les caractéristiques sociodémographiques et un ensemble de facteurs susceptibles d'expliquer la décision

En particulier, des achats transfrontaliers peuvent avoir lieu pendant la saison estivale, lorsque le coût d'un voyage à l'étranger diminue depuis le lieu de villégiature (par rapport au lieu de résidence). Les résultats de la première partie de cette étude suggèrent toutefois que les achats transfrontaliers sont négligeables à cette distance, confirmant les résultats des enquêtes déclaratives de Santé publique France (Andler *et al.*, 2019) et ceux de la littérature existante aux Etats-Unis (Lovenheim, 2008; Harding *et al.*, 2012; Nicholson *et al.*, 2016). Ces achats transfrontaliers "résiduels" seront donc négligés dans la seconde partie de cette étude, qui vise à estimer l'ampleur des achats transfrontaliers à l'échelle nationale.

d'acheter du tabac en dehors de sa zone de résidence - tels que le différentiel de prix et la distance avec la zone voisine la plus proche. Cette méthode fournit une estimation "indirecte" des achats transfrontaliers dans la mesure où elle équivaut à comparer, à caractéristiques observées identiques, les ventes (respectivement la consommation) de tabac effectuées à proximité et loin des frontières, et à attribuer la différence résiduelle aux achats transfrontaliers (Chiou et Muehlegger, 2008).

Les études qui utilisent cette approche, si elles permettent généralement de mettre en évidence un phénomène compatible avec l'existence d'achats transfrontaliers, fournissent des estimations hétérogènes, y compris lorsqu'elles portent sur des périodes et des zones géographiques très proches. Ainsi, aux États-Unis, la part des achats de cigarettes en dehors de l'État de résidence représenterait dans les années 1990 de moins de 1 % à plus de 13 % des ventes nationales selon les études (Yurekli et Zhang, 2000; Stehr, 2005; Lovenheim, 2008; Chiou et Muehlegger, 2008). De même, en France, la part des achats transfrontaliers a été estimée entre 6 % et 20 % de la consommation nationale française au début des années 2000 (Besson, 2006; Lakhdar, 2005, 2008; Lakhdar *et al.*, 2011).

Plusieurs facteurs sont susceptibles d'expliquer l'hétérogénéité de ces résultats. D'abord, les estimations obtenues dépendent fortement des choix de spécification retenus (forme fonctionnelle, variables explicatives) et des hypothèses d'exogénéité formulées par les auteurs, ce qui peut être source de biais importants (Saba *et al.*, 1995). En outre, la majorité des études reposent sur des données agrégées au niveau de régions administratives relativement vastes (Coats, 1995; Saba *et al.*, 1995; Yurekli et Zhang, 2000; Thursby et Thursby, 2000; Besson, 2006; Lakhdar, 2005; Lakhdar *et al.*, 2011) et ne disposent que de mesures très approximatives des prix et des distances entre zones géographiques. Certaines études aux États-Unis ont montré que le prix de vente varie au sein des États avec la proximité du point de vente et/ou du consommateur par rapport à la frontière la plus proche²⁶ (Chiou et Muehlegger, 2008; Harding *et al.*, 2012).

26. Chiou et Muehlegger (2008) montrent que le prix du tabac au sein des États aux États-Unis dépend à la fois des prix pratiqués dans les États voisins et de la proximité des consommateurs et/ou des détaillants avec ces États voisins. Les études transversales qui utilisent des données agrégées, et qui ne disposent la plupart du temps que du prix de vente moyen pour chaque État, sont donc susceptibles d'attribuer de manière erronée l'augmentation de la consommation individuelle dans l'État de résidence à proximité des frontières aux achats transfrontaliers (Saba *et al.*, 1995; Stehr, 2005; Lovenheim, 2008), alors que celle-ci résulte en partie de prix plus faibles dans l'État de résidence (à proximité des frontières). Harding *et al.* (2012) montrent en outre que la répercussion sur les prix (*pass-through*) des taxes fixées par les États diminue avec la proximité des consommateurs et/ou des détaillants avec les régions où les taxes sont plus faibles. Lovenheim (2008) souligne que les taxes sont

L'utilisation (très fréquente) d'un prix de vente moyen agrégé au niveau de l'Etat (unité d'observation) est donc susceptible de biaiser l'estimation des achats transfrontaliers aux Etats-Unis²⁷. De même, les distances moyennes entre régions administratives ou pays sont souvent calculées en tenant compte de la répartition géographique de la population en leur sein (Saba *et al.*, 1995; Stehr, 2005), mais il est également fréquent que les auteurs soient contraints de comparer des régions dites "frontalières" à des régions "non frontalières", ces définitions variant selon la granularité des données disponibles (Besson, 2006; Cho, 2016; Lakhdar *et al.*, 2011, 2016).

Les données de consommations individuelles issues d'enquêtes permettent généralement de connaître précisément les quantités consommées, les lieux de résidence, ainsi que les lieux d'achat et les prix d'achat du tabac (Chiou et Muehlegger, 2008; Lovenheim, 2008). Néanmoins, elles peuvent être sujettes à la sous-déclaration (Stehr, 2005), ne sont pas toujours représentatives de la consommation nationale et ne permettent pas toujours d'extrapoler les résultats à cette échelle (Lovenheim, 2008; Cho, 2016). Les estimations transversales sont susceptibles d'intégrer des biais spatiaux (Chiou et Muehlegger, 2008; Cho, 2016), et les études longitudinales, qui exploitent des variations de prix ou de taux de taxation entre localités au cours du temps, sont également sujettes à des problèmes d'endogénéité (par exemple, liés aux changements de contexte inobservés affectant le comportement des consommateurs). En l'absence de variation exogène fiable, ces facteurs sont susceptibles d'expliquer en partie l'hétérogénéité des estimations obtenues.

Une deuxième approche, plus récente et qui tend à se généraliser, consiste à exploiter les données provenant de la collecte d'échantillons aléatoires de paquets de cigarettes abandonnés dans les rues et à examiner si les taxes appliquées, identifiables grâce aux informations fiscales et/ou linguistiques figurant sur le paquet, correspondent à celles requises dans la zone de collecte (Lakhdar, 2008; Merriman, 2010; Merriman et Chernick, 2012; Barker *et al.*, 2016; Szklo *et al.*, 2022; Pizarro *et al.*, 2022). Cette approche fournit une estimation plus "directe" des achats transfrontaliers (Merriman, 2010) et aboutit à des niveaux de non-conformité fiscale généralement plus élevés que la première. Par exemple, la part des paquets de cigarette dont le timbre fiscal est non conforme, c'est-à-dire qu'il ne correspond pas à celui de la zone où il a été retrouvé, a

le reflet très imparfait des prix aux États-Unis et que l'utilisation de ce type d'information, qui est souvent la seule disponible (Stehr, 2005), introduit une erreur de mesure supplémentaire.

27. Comme mentionné dans l'introduction, le problème ne se pose pas avec les données françaises puisque le prix du tabac est homogène sur l'ensemble du territoire.

été estimée à 18,5 % pour l'ensemble des Etats-Unis en 2012 ([Barker *et al.*, 2016](#)), 75 % pour la ville de Chicago en 2007 ([Merriman, 2010](#)) et 50 % pour la ville de New-York en 2009 ([Merriman et Chernick, 2012](#)).

L'un des principaux avantages de cette méthode, par rapport aux approches plus classiques utilisant les ventes observées ou les consommations déclarées, est qu'elle ne nécessite pas d'hypothèse sur les déterminants de l'offre et de la demande de tabac (variables explicatives et formes fonctionnelles). Les biais de spécification et de variables omises sont donc susceptibles d'être plus limités. En outre, le fait de disposer d'informations géographiques précises (lieux de provenance et de consommation) réduit la nécessité de recourir à des mesures approchées des distances entre lieux d'achat et de consommation.

Toutefois, cette méthode nécessite de collecter, analyser et classifier des centaines - voire des milliers - de paquets de cigarettes selon la provenance géographique et le lieu de collecte, ce qui peut être coûteux en temps et en ressources. Les échantillons recueillis présentent souvent un nombre limité d'observations et sont rarement représentatifs de l'ensemble du territoire, ce qui peut affecter la précision des estimations d'une part, et limiter la généralisation des résultats obtenus à grande échelle d'autre part. En outre, les paquets de cigarettes jetés dans les rues ne sont pas nécessairement représentatifs de l'ensemble des paquets consommés.

Par ailleurs, les études basées sur cette approche ne prennent pas toujours en compte l'effet des caractéristiques observées et non observées des zones étudiées (activité économique, tourisme, etc.), ce qui peut donner lieu à des biais d'interprétation. Les informations recueillies ne permettent pas toujours de construire la situation contre-factuelle qui prévaudrait en l'absence d'achats transfrontaliers, c'est-à-dire en l'absence d'un écart de prix entre zones voisines. Or, les taux de non-conformité fiscale pourraient être importants dans cette situation hypothétique, notamment en raison des déplacements liés au travail et aux loisirs.

D'une manière générale, la distinction entre les achats transfrontaliers, liés à l'évitement fiscal, et ceux liés aux autres mobilités (travail, tourisme, loisir etc.) entre les régions (et/ou les Etats) n'est pas toujours aisée. Qu'il s'agisse de la première ou de la seconde approche, ces mobilités peuvent être source d'endogénéité si elles sont corrélées à la fiscalité des lieux d'achat et de consommation du tabac, et si elles ne sont pas correctement prises en compte²⁸.

28. Les auteurs disposent rarement de zones témoins, exempte de disparités de prix par rapport aux zones voisines.

Notre étude s'inscrit également dans la lignée des travaux qui examinent l'influence de la distance aux frontières sur les habitudes d'achat des consommateurs. Peu d'études sont en mesure d'estimer avec précision la relation entre la prévalence des achats transfrontaliers et la distance (ou le temps de trajet) séparant les consommateurs des zones où les produits sont plus faiblement taxés. [Lovenheim \(2008\)](#) postule une relation log-linéaire, tandis que [Nicholson *et al.* \(2016\)](#) suppose une relation linéaire entre la part des achats transfrontaliers et la distance par rapport à la frontière la plus proche²⁹. La plupart des études suggèrent que les achats transfrontaliers sont négligeables au-delà d'une distance comprise entre 60 km ([Chiou et Muehlegger, 2008](#); [Merriman, 2010](#); [Cho, 2016](#)) et 110 km ([Lovenheim, 2008](#); [Harding *et al.*, 2012](#); [Nicholson *et al.*, 2016](#)).

3 Contexte

3.1 Un tabagisme plus élevé mais des ventes plus faibles en France que dans la plupart des pays de l'OCDE

La situation de la France est singulière à plusieurs égards. D'une part, la politique du pays en matière de taxation des produits du tabac et, plus généralement, les mesures de lutte contre le tabagisme mises en œuvre au cours des dernières décennies³⁰, sont parmi les plus ambitieuses d'Europe. Le *Tobacco control scale*³¹, une échelle internationale

29. La plupart des auteurs choisissent de normaliser leurs estimations en imposant que les achats transfrontaliers représentent 100 % des achats effectués près de la frontière (et 0 % au-delà d'une certaine distance, variable selon les études). Les résultats de [Merriman \(2010\)](#), obtenus en analysant un échantillon de paquets de cigarettes abandonnés dans la rue, laissent toutefois entrevoir la possibilité que les achats transfrontaliers soient nettement inférieurs à 100 %, même à une distance de quelques kilomètres seulement des frontières.

30. En France, la lutte contre le tabagisme s'est traduite par la limitation ("Loi Veil", 1976) puis l'interdiction ("Loi Evin", 1991) de la publicité en faveur des produits du tabac ; la limitation ("Loi Veil", 1976) puis l'interdiction ("Loi Evin", 1991) de l'usage du tabac dans les lieux publics, y compris les lieux de travail, mesure qui a été renforcée et étendue aux cafés, bars, restaurants et discothèques en 2006 ; le renforcement des avertissements sur les conséquences du tabagisme sur la santé à travers des campagnes de sensibilisation, l'obligation d'apposer des messages "choc" (tels que "Fumer tue" ou "Fumer nuit gravement à votre santé et à celle de votre entourage") sur les paquets en 2005, puis d'afficher des images "choc" à partir de 2010 ; l'interdiction de la vente de tabac aux mineurs en 2009 ; la prise en charge partielle (forfaitaire en 2007 puis à hauteur de 65 % en 2018) des thérapies de sevrage et des substituts nicotiniques par l'assurance maladie ; l'introduction du paquet neutre (sans autre élément marketing que le nom de la marque) en 2017.

31. Le *Tobacco control scale* synthétise, sous la forme d'un score unique, l'engagement des Etats en faveur des six mesures identifiées par la Banque mondiale comme prioritaires afin de réguler de manière coordonnée la consommation de tabac. Ces mesures recoupent celles de la Convention-cadre de l'Organisation mondiale de la santé (OMS) pour la lutte anti-tabac : l'augmentation des prix par

(Joossens et Raw, 2006; Joossens *et al.*, 2020), classe en 2018 la France au deuxième rang (après le Royaume-Uni) en Europe en termes de mesures de contrôle du tabagisme, et au troisième rang (après le Royaume-Uni et l’Islande) en termes de prix du tabac exprimé en parité de pouvoir d’achat ³².

D’autre part, malgré une baisse notable depuis les années 2000 (Pasquereau *et al.*, 2021; Bagein *et al.*, 2022) ³³, la prévalence du tabagisme quotidien est nettement plus élevée en France que dans les autres pays de l’Union européenne (Lermenier-Jeannet, 2018) ³⁴, et même de l’OCDE (OCDE, 2021). La France se situerait ainsi au 3^e rang (derrière la Bulgarie et la Grèce) des pays de l’Union européenne en 2017, et au 7^e rang sur 43 pays de l’OCDE (hors Bulgarie) en 2019, en termes de prévalence du tabagisme quotidien chez les personnes âgées de 15 ans et plus.

le biais des taxes sur les cigarettes et les autres produits du tabac ; l’interdiction de fumer dans les lieux publics et sur les lieux de travail ; l’information des consommateurs, notamment au travers des campagnes d’information et de sensibilisation du public, une couverture médiatique et la diffusion des résultats de la recherche ; l’interdiction complète de la publicité et de la promotion de tous les produits du tabac, ainsi que des logos et des noms de marque ; l’application d’étiquettes bien visibles sur les paquets mettant en garde contre les effets du tabac sur la santé ; l’accès aux traitements visant le sevrage tabagique, y compris l’accès aux médicaments.

32. En 2016 (respectivement en 2005), la France était classée en 6^e position (respectivement en 4^e position) en termes de mesures de lutte contre le tabagisme, et en 4^e position (respectivement en 9^e position) en termes de prix du tabac exprimé en parité pouvoir d’achat (Joossens et Raw, 2006, 2017; Joossens *et al.*, 2020). Pour rappel, le prix réel (corrigé de l’inflation) des cigarettes manufacturées en France a été multiplié par 3,5 entre 1990 et 2014 (Hill, 2015), et par 4,5 entre 1990 et 2020 (calculs de l’auteur).

33. En France, deux sources permettent d’estimer la prévalence du tabagisme et son évolution au cours du temps. Le baromètre de Santé publique France est une enquête téléphonique menée depuis 1992 auprès d’environ 10 000 individus sélectionnés par génération aléatoire de numéros de téléphone fixe et mobile. L’absence d’échantillonnage à partir d’une base administrative et le relativement faible taux de participation (40 %) sont les principales faiblesses de cette enquête. Les enquêtes européennes de santé (EHIS) sont réalisées tous les 6 ans depuis 2008 auprès d’environ 12 000 individus de 15 ans et plus. L’échantillonnage est effectué à partir de la base Fidéli (fichiers démographiques sur les logements et les individus). Selon le baromètre de Santé publique France (Pasquereau *et al.*, 2021), la part des fumeurs quotidiens de 18 à 75 ans est passée de 30 % à 25 % entre 2000 et 2020. Selon, les enquêtes européennes de santé (Bagein *et al.*, 2022), la part des fumeurs quotidiens de 15 ans ou plus est passée de 25 % en 2014 à 18,5 % en 2019. Elle était de 21 % en 2019 pour les 18-75 ans.

34. Lermenier-Jeannet (2018) mobilisent les données de l’enquête Eurobaromètre tabac de la Commission européenne, qui fournit pour la France un niveau de prévalence du tabagisme quotidien très supérieur (33 % de la population de 15 ans ou plus en 2017) à celui estimé à partir des enquêtes européennes de santé (18,5 % de la population de 15 ans ou plus en 2019). Outre le faible nombre d’observations (environ 1 000 personnes interrogées par pays), la méthode d’échantillonnage, la méthode de redressement et le taux de participation de l’Eurobaromètre ne sont pas communiqués, ce qui invite à considérer ces résultats avec prudence. A contrario, les enquêtes européennes de santé (EHIS) sont menées auprès d’environ 12 000 personnes en France, l’échantillonnage et le redressement sont effectués à partir de la base de données administratives Fidéli (fichiers démographiques sur les logements et les individus), ce qui permet d’obtenir des résultats plus fiables (Bagein *et al.*, 2022).

Pourtant, les ventes officielles de cigarettes (en volume) par habitant en France sont parmi les plus faibles d'Europe ([Lermenier-Jeannet, 2018](#)). En comparaison, les ventes de cigarettes (en volume) par habitant au Luxembourg, pays limitrophe de la France, sont sept fois plus élevées qu'en France, alors que la prévalence du tabagisme y est 40 % plus faible et que le prix du tabac y est parmi les plus bas d'Europe. Plus généralement, sur la période 2000-2020, les prix du tabac dans les six pays limitrophes de la France (à l'exception de la Suisse)³⁵ sont systématiquement inférieurs à ceux pratiqués en France. Cette situation est susceptible de favoriser l'évitement fiscal par le biais des achats transfrontaliers, ce que suggèrent plusieurs enquêtes déclaratives. Selon l'enquête *International Tobacco Control in Europe*³⁶, la France est l'un des pays où la proportion de fumeurs déclarant acheter fréquemment du tabac à l'étranger est la plus élevée³⁷. Ce constat est particulièrement marqué dans les départements frontaliers : environ un quart des fumeurs interrogés résidants dans un département frontalier déclarent acheter fréquemment du tabac à l'étranger, contre moins de 5 % dans les départements non frontaliers ([Nagelhout et al., 2014](#)). De même, selon le baromètre de Santé publique France, en 2018, 78 % des fumeurs de cigarettes manufacturées ou de tabac à rouler âgés de 18 à 75 ans ont déclaré avoir effectué leur dernier achat de tabac dans un point de vente officiel en France, 16 % dans un pays voisin, 2,1 % dans un point de vente "duty free", moins de 2 % dans un pays non frontalier, et moins de 1 % dans la rue (contrebande). Par ailleurs, environ 11 % des personnes interrogées déclarent avoir acheté du tabac à l'étranger entre 3 et 9 fois au cours de l'année écoulée, et environ 12 % déclarent en avoir acheté plus de 10 fois ([Andler et al., 2019](#)). Le baromètre révèle également de fortes disparités régionales, la part des achats récents effectués à l'étranger étant insignifiante dans les Pays de la Loire et avoisinant les 50 % dans les régions Grand Est et Hauts-de-France.

Ces résultats doivent être considérés avec prudence car ils s'appuient sur des informations déclaratives provenant d'enquêtes dont la représentativité est difficile à évaluer (possibles biais d'échantillonnage et de non-réponse notamment).

35. Seuls les prix en Suisse sont légèrement plus élevés qu'en France certaines années (de 10 % au maximum).

36. L'enquête *International Tobacco Control in Europe* a été menée en 2007 dans 15 pays d'Europe occidentale. Les personnes ont été sélectionnées par génération aléatoire de numéros de téléphone fixe et devaient fumer au moins une fois par mois pour être éligibles à l'enquête. L'échantillon comptait 1 735 participants en France et le taux de réponse était de 75 %.

37. L'enquête considère qu'une personne achète fréquemment du tabac à l'étranger si elle déclare avoir acheté du tabac à l'étranger plusieurs fois ou systématiquement au cours des six derniers mois.

3.2 L’encadrement du marché du tabac et la fixation des prix du tabac en France

En France métropolitaine, le monopole de la vente au détail des produits du tabac est détenu par l’État depuis 1906³⁸. La distribution des produits du tabac est assurée par un réseau de commerçants - les débiteurs de tabac ou buralistes - en contrat de gérance avec une administration de l’Etat, la Direction générale des douanes et des droits indirects (DGDDI).

La DGDDI encadre la création, la fermeture et le transfert des points de ventes, et régule les conditions d’accès et d’exercice des détaillants. Elle a le pouvoir de sanctionner (sous forme d’amende ou de résiliation du contrat de gérance) les buralistes en cas de non respect des conditions d’exercice. La DGDDI procède également à l’agrément et au contrôle des fournisseurs de tabac, seuls professionnels autorisés à approvisionner le réseau des buralistes.

En France métropolitaine, le prix (hors taxe) du tabac est fixé librement par les fabricants mais fait l’objet d’une homologation par l’administration des douanes, qui veille à ce que le prix de chaque référence soit supérieur à un prix plancher et soit homogène sur l’ensemble du territoire national (à l’exception des départements d’outre-mer et de la Corse). Les taxes (TVA), les droits d’accise et la rémunération des détaillants, également fixée par l’Etat, s’ajoutent au prix du fabricant pour former le prix final. En 2020, l’ensemble de ces prélèvements représentent plus de 94 % du prix de vente au public ([Woerth et Park, 2021](#)). Plus précisément, les taxes (TVA) et droits d’accise représentent environ 84 % du prix final, la remise brute du buraliste (avant prélèvement du droit de licence et des cotisations retraits par l’administration) fixée par l’Etat, représente environ 10 % du prix final (environ 8 % après prélèvement du droit de licence), et la part (coûts et marges) qui revient aux fabricants et fournisseurs agréés est d’environ 6 % (DGDDI).

38. En revanche, la fabrication des produits du tabac est ouverte à la concurrence. Seuls les fournisseurs de tabac agréés peuvent importer et vendre en gros du tabac. Ce mode de fonctionnement se retrouve en Espagne, en Italie et en Autriche ([Binetruy et al., 2011](#)).

3.3 La fermeture des frontières dans le cadre de la lutte contre la pandémie de Covid-19

Dans le cadre de la lutte contre la propagation du virus Covid-19, la France, comme de nombreux pays en Europe et à travers le monde, annonce le 16 mars 2020 la fermeture de ses frontières ainsi que le confinement de sa population. Initialement prévues pour une durée de 15 jours, les restrictions de circulation seront levées le 3 juin 2020, après une période d'assouplissement entre le 11 mai et le 2 juin 2020³⁹. Les frontières françaises quant à elles resteront fermées jusqu'au 15 juin⁴⁰. Durant cette période, les commerces et services dits "non essentiels" ont l'interdiction d'exercer. Toutefois, le tabac est reconnu comme un produit de première nécessité par les arrêtés des 14 et 17 mars 2020 et l'activité des buralistes est légalement maintenue.

La fermeture des frontières et les restrictions de circulation sont susceptibles d'avoir fortement limité le recours aux marchés parallèles du tabac, au premier rang desquels figurent les achats transfrontaliers. Cette situation a pu conduire à un report des achats vers le réseau des buralistes, hypothèse que nous explorons dans la suite de cette étude.

4 Sources

4.1 Achats de tabac

Les données de gestion de la Direction générale des douanes et des droits indirects (DGDDI) permettent de connaître, pour chaque débit de tabac installé en France, la commune d'implantation et le montant des achats mensuels effectués auprès des fournisseurs de tabac agréés entre janvier 2010 et décembre 2020. Ces montants incluent le coût de revient du fabricant (coûts de fabrication et de production, frais logistiques, charges, coûts marketing etc.), la marge du fabricant, la rémunération du fournisseur, les taxes (droit de consommation et TVA) et la marge (remise brute) du buraliste. Dans cette étude, ces flux entrants sont utilisés pour mesurer les achats de tabac par les consommateurs (flux sortants). Nous ne disposons pas d'informations relatives aux

39. Le confinement strict, observé entre le 17 mars et le 10 mai 2020, limitait les déplacements dans un rayon de 1 km autour du domicile (sauf situations exceptionnelles dûment justifiées). Pendant la première phase de déconfinement, entre le 11 mai et le 1er juin, les déplacements étaient autorisés dans un rayon de 100 km autour du lieu de résidence.

40. Toutefois, les frontières terrestres n'ont pas été complètement fermées : certains points de passage ont été maintenus, notamment pour permettre le passage des travailleurs frontaliers, nous y reviendrons un peu plus tard dans cette étude.

stocks des débits de tabac au cours de la période étudiée. La DGDDI dispose également de données hebdomadaires agrégées au niveau départemental issues du principal fournisseur de tabac en France⁴¹. Ces données permettent de connaître, pour chaque catégorie de tabac (cigarettes, tabac à rouler, cigarillos/cigares et autres tabac manufacturés), les volumes et les valeurs (quantités vendues multipliées par le prix de vente au public) achetés chaque semaine par les buralistes au cours de la période 2012-2020.

4.2 Zones de chalandise

En 2019, 23 777 détaillants de tabac ont effectué au moins un achat auprès d'un fournisseur de tabac agréé au cours de l'année. Ces détaillants sont implantés dans 11 271 municipalités, soit environ un tiers des communes de France continentale. Toutefois, seules 7 597 communes (environ 25 %) disposent d'un (ou plusieurs) point(s) de vente actif(s) chaque mois entre 2010 et 2020⁴².

Afin d'obtenir un découpage territorial stable sur la période 2010-2020 (environ 20 % des buralistes sont apparus ou ont disparu pendant cette période), tel que chaque unité géographique dispose d'un approvisionnement continu en tabac, nous regroupons les communes en "zones de chalandise". Ces zones sont centrées autour des 7 597 communes ayant au moins un détaillant actif chaque mois au cours de la période 2010-2020⁴³. Les zones de chalandise sont ensuite construites en affectant chaque commune "non-centre" à la zone la plus proche en temps de déplacement par la route (en dehors des heures de pointe). Les achats de tabac auprès des fournisseurs agréés sont ensuite regroupés au sein de ces zones, qui constituent les unités statistiques de notre échantillon.

Ce découpage géographique permet de réduire la volatilité des achats de tabac ainsi que les problèmes de contagion⁴⁴. En outre, les données issues du recensement de la

41. Le principal fournisseur agréé de tabac, Logista, assure plus de 99 % de l'approvisionnement en tabac des buralistes en France.

42. La volatilité des achats de tabac agrégés au niveau de la commune demeure forte. Environ les deux tiers des achats agrégés à l'échelle commune x mois x année étaient nuls pendant la période 2010-2020. Cela peut être dû à un manque d'offre (absence de débit de tabac durablement implanté dans la commune) ou à des détaillants s'appuyant sur des stocks de tabac (absence de livraisons mensuelles).

43. La présence d'un mois sans achat sur la période 2010-2020 est tolérée pour qu'une commune soit éligible au statut de "commune-centre".

44. Par exemple, le fait qu'un détaillant n'achète pas de tabac un mois donné ne traduit pas nécessairement une baisse de la demande. Cela peut refléter une diminution de l'offre, engendrée par des situations aussi diverses qu'une réduction de l'activité du buraliste pendant une période de vacances (4,2 % des buralistes n'effectuent aucun achat de tabac en août, contre seulement 2,7 % en moyenne pour les autres mois de l'année), l'utilisation de stocks ou encore une cessation d'activité. Les clients des détaillants qui voient leur activité temporairement ou durablement réduite sont susceptibles de

population (Insee) fournissent le nombre d’habitants âgés de 15 ans ou plus dans chaque zone de chalandise sur la période 2010-2020, ce qui permet de connaître la taille de la population desservie.

Enfin, ce découpage géographique offre un maillage du territoire suffisamment fin pour envisager d’estimer avec précision l’ampleur des achats transfrontaliers en France métropolitaine en fonction de la distance à l’étranger (hors Corse et hors communes insulaires non reliées par la route au continent).

4.3 Temps d’accès à l’étranger

Pour déterminer le temps d’accès de chaque zone de chalandise au pays frontalier le plus proche, nous commençons par identifier les communes frontalières françaises qui disposent d’un accès routier direct vers l’étranger grâce aux cartes du réseau routier de l’Institut national de l’information géographique et forestière (IGN)⁴⁵. Le distancier Metric (MEsure des TRajets Inter-Communes, Insee) de l’INSEE permet de calculer le temps de trajet par la route depuis chaque commune française vers ces communes frontalières.

Pour chaque commune, le temps d’accès à l’étranger correspond au temps de trajet le plus court (en heures creuses) jusqu’au centre ville de la commune frontalière française la plus proche. Par construction, les communes frontalières sont situées à zéro minute de l’étranger. Pour chaque zone de chalandise, nous obtenons une mesure approximative du temps d’accès à l’étranger en procédant à la moyenne des temps de trajet de chaque commune qui la compose, pondérée par le nombre d’habitants âgés de 15 ans et plus.

Les régions dépourvues de liaisons routières, comme la Corse, les territoires français d’outre-mer et les communes insulaires sans accès routier au continent⁴⁶, sont exclues de l’analyse.

se tourner vers d’autres buralistes, ce qui entraîne une augmentation des achats chez ces derniers (contagion).

45. IGN-Route 500®.

46. Il s’agit de 11 communes : Île-d’Aix, Île-d’Arz, Île-de-Batz, Île-de-Bréhat, Groix, Hoëdic, Île-d’Houat, Île-aux-Moines, Île-Molène, Ouessant, Île-de-Sein et Île-d’Yeu

4.4 Prix du tabac en France et dans les pays limitrophes

Pour la période 2010-2020, nous connaissons le prix moyen du paquet de 20 cigarettes le plus vendu en France et dans les pays limitrophes⁴⁷.

Chaque année (généralement en janvier et en juillet), la Commission européenne publie le prix du paquet de 20 cigarettes le plus vendu dans chaque État membre de l'Union européenne⁴⁸. La base de données collaborative Numbeo.com permet de compléter cette information pour Andorre et la Suisse⁴⁹. Les arrêtés ministériels *portant homologation des prix de ventes au détail des tabacs manufacturés en France* fournissent en outre les prix trimestriels pour chaque référence de tabac (catégorie x marque x référence) vendue en France.

4.5 Téléphonie mobile et populations présentes sur le territoire

À titre expérimental, l'Insee s'est appuyé en 2020 sur les données de téléphonie mobile issues de deux opérateurs (Orange et Bouygues Telecom) pour estimer l'évolution infra-annuelle de la population en France métropolitaine au niveau départemental dans le contexte de la pandémie de covid-19.

Afin de tester la robustesse de nos résultats aux mouvements de la population à la veille du premier confinement, cette étude s'appuie sur les estimations de la population (résidente et non-résidente) présente au niveau départemental pour les périodes du 16 janvier au 17 mars 2020 (période hors confinement), du 17 mars au 11 mai 2020 (période de confinement), et du 11 mai au 31 mai 2020 (période de la première phase de déconfinement)⁵⁰.

47. Il s'agit de la même référence en France et dans les pays frontaliers.

48. *Tobacco excise duty tables*.

49. Les données issues de Numbeo.com sont déclaratives. Pour la France et les pays limitrophes de l'Union européenne (Belgique, Luxembourg, Allemagne, Italie et Espagne), le coefficient de corrélation entre les données de la Commission européenne (moyennées sur un an) et celles de Numbeo.com est de 0,94. Ce résultat nous permet d'accorder un bon niveau de confiance aux prix moyens annuels pour la Suisse et l'Andorre issus de Numbeo.com. Les prix du tabac à Monaco sont identiques aux prix en France.

50. Communiqué de presse, « Population présente sur le territoire avant et après le début du confinement : résultats consolidés », Insee, 18 mai 2020. Les données agrégées par département sont disponibles ici : <https://www.insee.fr/fr/information/4493611>.

4.6 Transactions bancaires et pays d’achat du tabac

Afin de tester la robustesse et les hypothèses de notre stratégie principale, nous mobilisons également les données de transactions par cartes bancaires de 160 044 ménages clients de l’une des principales banques de détail françaises. L’échantillon, qui n’est pas représentatif la population française, est constitué de clients actifs effectuant au moins un paiement par carte bancaire mensuellement de juillet 2019 à décembre 2023. Chaque compte client est lié en moyenne à 2,1 membres du même foyer.

Nous nous intéressons aux dépenses effectuées dans les points de vente dont l’activité principale est enregistrée dans la catégorie "Cigar Stores and Stands" de la nomenclature internationale Merchant Category Code (MCC 5993)⁵¹. Nous connaissons le montant de chaque transaction (en euros) ainsi que le département de résidence du ménage⁵² et le pays destinataire de la transaction. Les données dont nous disposons sont agrégées par mois, département de résidence et pays d’achat.

Ces données ne concernent que les dépenses par carte bancaire, dont la plupart sont effectuées par carte de débit⁵³, ce qui exclut les dépenses en espèces. Les transactions observées peuvent correspondre à des achats de tabac, mais également à des dépenses liées aux activités secondaires des buralistes, telle que la vente de presse ou la gestion d’un bar, qui ne peuvent être distinguées des ventes de tabac. En outre, les clients de notre échantillon peuvent détenir des comptes dans d’autres banques, tandis que les modes d’utilisation des cartes bancaires peuvent avoir évolué dans le temps et selon les régions, notamment après la crise sanitaire de 2020.

Cet échantillon n’offre pas un aperçu précis, complet ni représentatif des achats de tabac en France, mais il fournit néanmoins des informations précieuses sur les achats de tabac à l’étranger, ce qui permet de compléter les informations issues des données de ventes officielles en France.

51. Les commerçants classés dans cette catégorie vendent du tabac, des cigarettes, des cigarettes électroniques, des cigares, des pipes et des articles pour fumeurs.

52. Il s’agit du département de résidence à la date de la dernière mise à jour des informations sur le ménage par l’institution bancaire. Il peut y avoir une différence entre le département de résidence et le département connu par la banque si les mises à jour ne sont pas effectuées régulièrement.

53. 90 % des achats par carte bancaire en France sont effectués par carte de débit ([Adam et al., 2023](#)).

5 Statistiques descriptives

5.1 Prix, montants et volumes de tabac par habitant de 15 ans ou plus

La Table 1 présente, pour chaque catégorie de tabac (cigarettes, tabac à rouler, cigares/cigarillos et autres tabacs⁵⁴), le montant et le volume de tabac acheté mensuellement par habitant âgé de 15 ans ou plus, ainsi que le prix moyen d’une unité (cigarette, cigarillo ou cigare) ou d’un gramme (tabac à rouler et autres tabacs) de tabac en 2019. Les cigarettes (82 %) et le tabac à rouler (14 %) représentent plus de 95 % du montant de tabac acheté en France continentale. En 2019, la consommation moyenne dans le réseau officiel s’élevait à 58 cigarettes et 11 grammes de tabac à rouler par mois et par habitant âgé de 15 ans ou plus. Le prix moyen d’une cigarette était de 0,43 euro, tandis que le prix d’un gramme de tabac à rouler s’établissait en moyenne à 0,38 euro⁵⁵.

La Figure 11 en annexe montre que le prix moyen en 2020 du paquet de 20 cigarettes le plus vendu était plus élevé en France que dans les pays frontaliers. Il était d’environ 9,5 euros en France (ainsi qu’à Monaco), 8 euros en Suisse, 6,7 euros en Belgique, 6,5 euros en Allemagne, 5,3 euros au Luxembourg, 5 euros en Italie et en Espagne, et 3,8 euros en Andorre. La Figure 12 en annexe présente l’évolution du prix de ce paquet de 20 cigarettes au cours de la période 2010-2020. Bien que la tendance soit à la hausse dans tous les pays, elle montre que le prix du tabac a augmenté beaucoup plus rapidement en France que dans les pays voisins à partir de 2019.

54. Il s’agit du tabac à pipe, du tabac à mâcher et du tabac à priser.

55. Le poids standard d’une cigarette manufacturée est de 0,8 gramme. Le poids moyen d’une cigarette réalisée à partir de tabac à rouler est inconnu. Par convention, les fournisseurs de tabac calculent le volume total de tabac vendu en additionnant les grammes et les unités de tabac. Nous suivons cette convention pour établir la part de chaque catégorie de tabac dans le volume total de tabac acheté dans le réseau officiel.

TABLE 1 – Prix, montant et quantité de tabac acheté par mois et par habitant en 2019 dans le réseau officiel français, par catégorie de tabac

	Cigarette (unité)	Tabac à rouler (gramme)	Cigare/cigarillo (unité)	Autre tabac (gramme)
Prix d’une unité ou d’un gramme de tabac (euros) ⁽¹⁾	0,43	0,38	0,49	0,24
Montant mensuel de tabac ⁽²⁾				
Par habitant de 15 ans ou plus (euros)	24,9	4,3	0,9	0,3
En part du montant toutes catégories de tabac (%)	82	14	3	1
Quantité mensuelle de tabac ⁽¹⁾				
Par habitant de 15 ans ou plus (unités ou grammes)	58,3	11,2	1,9	1,2
En part du volume toutes catégories de tabac (%)	80	15	3	2

Note : ⁽¹⁾ Les cigarettes, cigares et cigarillos manufacturés sont comptés en unités, tandis que le tabac à rouler et les autres tabacs (tabac à pipe, à priser et à mâcher) sont comptés en grammes.

⁽²⁾ Achats mensuels - nets des reprises de stock après transfert ou cessation d’activité - auprès des fournisseurs de tabac agréés, divisés par le nombre d’habitants âgés de 15 ans ou plus en 2019.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI. Insee - Recensement de la population 2019.

5.2 Caractéristiques des zones de chalandise et temps d’accès à l’étranger

La Table 2 présente, pour l’année 2019, les caractéristiques des 7 597 zones de chalandises de l’échantillon. En moyenne, une zone de chalandise est composée de 5 communes et compte environ 7 000 habitants de 15 ans ou plus. Plus précisément, 90 % des zones de chalandise ont moins de 12 000 habitants et 99 % ont moins de 54 000 habitants de 15 ans ou plus. Les zones de chalandise incluant les grandes métropoles sont le plus souvent constituées d’une seule commune et leur population peut compter plusieurs centaines de milliers d’habitants (jusqu’à 1,87 million d’habitants de 15 ans ou plus à Paris).

La Figure 13 en annexe présente le temps d’accès moyen par la route (en minutes) depuis chaque zone de chalandise jusqu’à la commune frontalière la plus proche, et la Figure 14 en annexe présente la répartition de la population de 15 ans et plus en 2019 en fonction de ce temps d’accès à l’étranger. Près de 20 % de la population vit dans une commune située à moins de 60 minutes d’une frontière, 43 % à moins de 120 minutes et 75 % à moins de 180 minutes d’une frontière. Les zones de chalandise sont situées en moyenne à 159 minutes de la frontière la plus proche (par la route en heures creuses). Plus précisément, 10 % sont situées à moins de 33 minutes d’une frontière, et 10 % sont situées à plus de 293 minutes d’une frontière (Table 2).

TABLE 2 – Description des zones de chalandise en 2019

Nombre de zones de chalandise dans l'échantillon	7 597		
Caractéristiques des zones de chalandise en 2019 :	Moyenne	1er décile	9è décile
Nombre de communes	5	1	10
Nombre d'habitants de 15 ans ou plus	7 006	1 472	12 103
Montant mensuel de tabac par habitant de 15 ans ou plus (euros) ⁽¹⁾	30	13	46
Temps de trajet jusqu'à la frontière terrestre la plus proche (minutes) ⁽²⁾	159	33	293

Note : ⁽¹⁾ Achats mensuels moyens - nets des reprises de stock après transfert ou cessation d'activité - auprès des fournisseurs de tabac agréés, divisés par le nombre d'habitants âgés de 15 ans ou plus dans la zone de chalandise en 2019.

⁽²⁾ Temps de trajet en heures creuses par la route depuis le barycentre de la zone de chalandise jusqu'à la commune française frontalière la plus proche (en minutes).

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI. Insee - Recensement de la population 2019.

5.3 Disparité géographique des achats de tabac au sein du réseau officiel et lien avec la prévalence du tabagisme

La Figure 15 en annexe présente le montant des achats de tabac⁵⁶ par habitant âgé de 15 ans ou plus en 2019 en fonction du temps d'accès à la frontière la plus proche. En moyenne, le montant des achats de tabac (toute catégorie confondue) s'élève à 30,5 euros par mois et par habitant âgé de 15 ans ou plus en France continentale (Table 2), mais il varie sensiblement selon le lieu d'achat. Plus précisément, les achats de tabac représentent 33,5 euros par mois et par habitant âgé de 15 ans ou plus dans les zones situées à plus de 180 minutes d'une frontière terrestre, contre 26 euros en moyenne à 60 minutes d'une frontière, et 11 euros en moyenne à moins de 10 minutes d'une frontière. Les Figures 1 et 20 présentent la répartition géographique des achats de tabac (dans le réseau officiel) par habitant âgé de 15 ans ou plus en 2019, respectivement sur données brutes (Figure 1), et à caractéristiques socio-démographiques observées identiques (Figure 20 en annexe)⁵⁷. Nous constatons que les achats de tabac dans le

56. Achats effectués par les buralistes auprès des fournisseurs agréés.

57. On estime le modèle $Y_{id2019} = \exp(\alpha + \mu X_{id2019}) \nu_{id2019} = \widehat{Y_{id2019}} \nu_{id2019}$, $d > 180$, où les achats de tabac par habitant âgé de 15 ans ou plus en 2019 dans la zone de chalandise i située à la distance $d > 180$ minutes sont expliqués par un vecteur de caractéristiques observables X_{id2019} incluant : la part des différentes catégories socioprofessionnelles, la part des femmes, la part des inactifs, la part des actifs occupés, la part des chômeurs, la structure par âge décennale, le nombre d'emplois rapporté à la population de 15 ans ou plus, le nombre d'hébergements touristiques rapporté à la population de 15 ans ou plus. Le vecteur de coefficients μ , estimé pour $d > 180$ minutes, est ensuite utilisé pour prédire la valeur $\widehat{Y_{id2019}}$ à partir des caractéristiques observables des zones de chalandise. La Figure 20 représente les valeurs de $\widehat{Y_{2019}} \nu_{id2019}$, où $\widehat{Y_{id2019}}$ correspond à la valeur moyenne prédite des achats par habitant en 2019, lissée dans un rayon de 20 kilomètres après découpage du territoire en carreaux

réseau officiel français par habitant de 15 ans ou plus en 2019 sont sensiblement plus faibles à proximité de la plupart des frontières, à l'exception des frontières avec la Suisse et le nord de l'Italie.

Paradoxalement, cette diminution des achats dans le réseau officiel avec la proximité des frontières ne s'accompagne pas d'une diminution de la prévalence du tabagisme dans la population. La Figure 2 présente, pour l'année 2019, la part des fumeurs quotidiens (DREES, enquête Epicov) dans la population de 15 ans et plus (courbe verte, axe de droite) ainsi que le montant des achats de tabac dans le réseau officiel par habitant âgé de 15 ans ou plus (courbe bleue, axe de gauche)⁵⁸. La prévalence du tabagisme a tendance à augmenter, alors que les achats de tabac par habitant a tendance à diminuer, avec la proximité des frontières.

de 2 kilomètres de côté.

58. Les achats de tabac (DGDDI) sont agrégés au niveau départemental afin de faciliter la comparaison avec la prévalence du tabagisme (DREES, enquête Epicov) disponible à cette échelle.

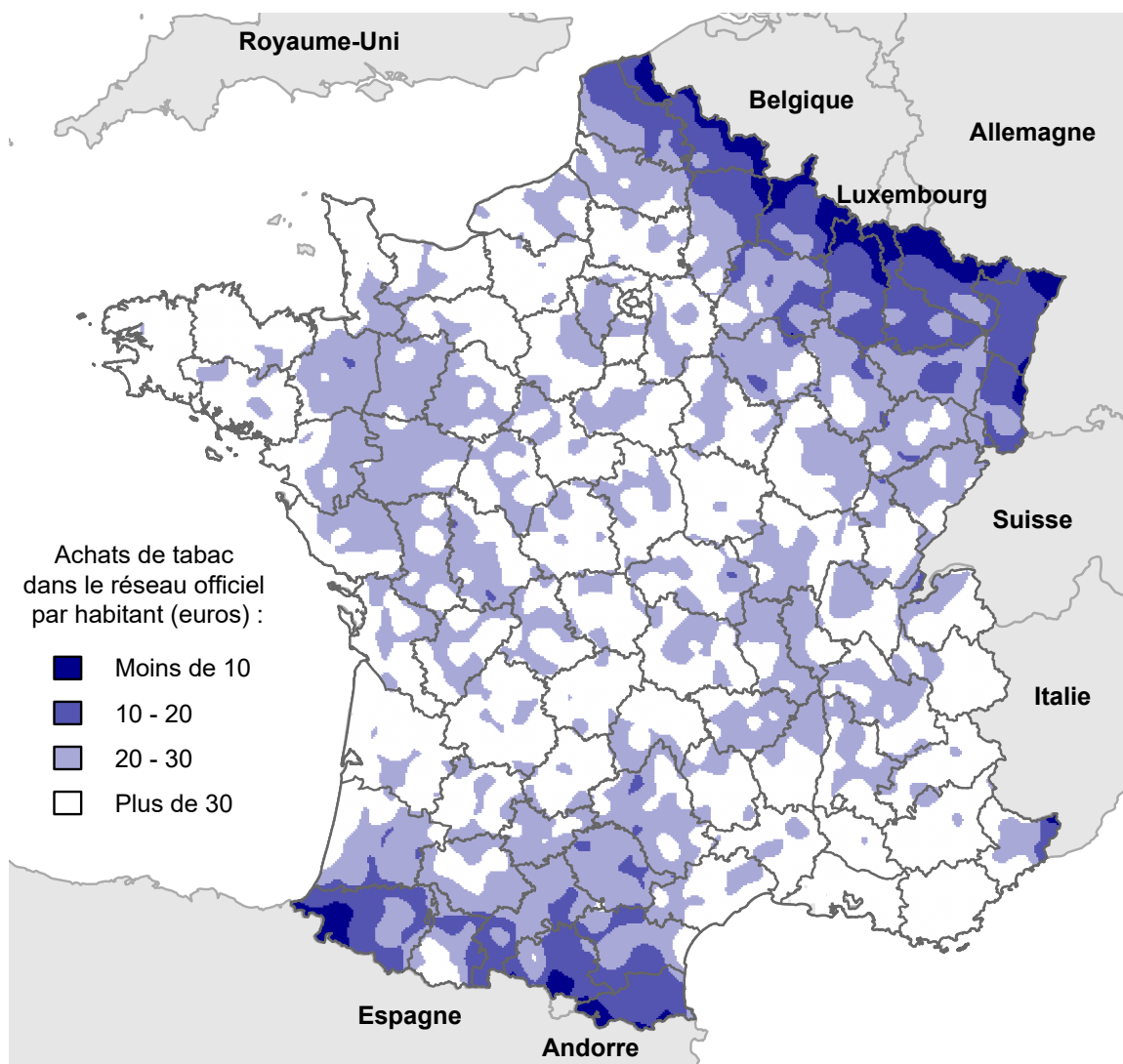


FIGURE 1 – Achats mensuels de tabac dans le réseau officiel français par habitant âgé de 15 ans ou plus en 2019.

Note : Les achats de tabac (exprimés en euros) par habitant âgé de 15 ans ou plus à l'échelle de la zone de chalandise sont lissés sur données carroyées (carreau de côté 2 km et rayon de lissage de 20 km).

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI, Insee - Recensement de la population 2019.

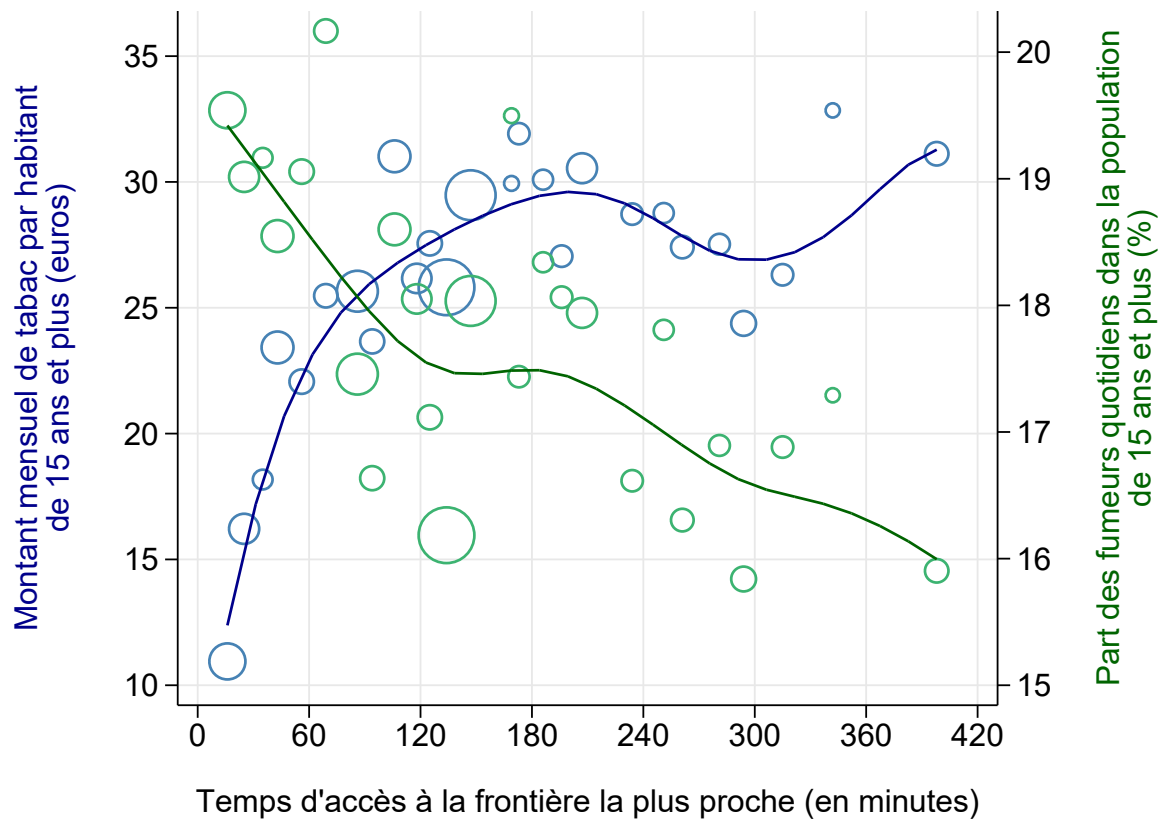


FIGURE 2 – Achats mensuels de tabac et part des fumeurs quotidiens de 15 ans ou plus en novembre 2020 en fonction du temps d'accès à la frontière terrestre la plus proche.

Note : L'axe x correspond au temps de trajet (par la route et en heures creuses) jusqu'à la commune frontalière la plus proche (en minutes).

Les achats de tabac (axe gauche) sont exprimés en euros. La part des fumeurs quotidiens (axe droit) est donnée en pourcentage de la population âgée de 15 ans ou plus.

La taille des cercles est proportionnelle au nombre d'habitants âgés de 15 ans ou plus résidant à la distance x de la frontière la plus proche. Chaque cercle représente entre 500 000 et 7 800 000 d'habitants âgés de 15 ans ou plus.

Les courbes sont des approximations linéaires locales (noyau gaussien et fenêtre de lissage 50 minutes).

La part des fumeurs quotidiens est connue au niveau départemental. Les achats de tabac par habitant âgés de 15 ans ou plus sont également agrégés à cette échelle.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI, Insee - Recensement de la population 2019, DREES - Enquête Epicov 2020, L'état de santé de la population en France. Les dossiers de la DREES n° 102, Septembre 2022.

5.4 L'effet de la fermeture des frontières en avril et mai 2020 : une analyse exploratoire

Pour expliquer le fait que la prévalence du tabagisme est élevée mais que les achats de tabac par habitant sont paradoxalement faibles, en particulier près des frontières, un mécanisme souvent avancé est que les personnes vivant près des frontières achètent davantage à l'étranger, où le prix du tabac est plus bas. Afin d'examiner cette hypothèse, cette étude s'appuie sur la fermeture des frontières dans le cadre de la lutte contre la pandémie de covid 19 en avril et mai 2020, une expérience naturelle susceptible d'avoir fortement contraint les fumeurs à s'approvisionner dans leur pays de résidence.

La Figure 3 présente l'évolution des achats de tabac (en valeur) entre 2019 et 2020, respectivement pour les périodes d'avril-mai (en bleu) et de janvier-février (en vert), en fonction du temps d'accès à la frontière la plus proche. La Figure 3 révèle une forte hausse des montants achetés à proximité des frontières en avril-mai 2020 (en bleu), période où les frontières sont restées fermées, par rapport à la même période un an auparavant. Plus précisément, les achats dans le réseau officiel français ont augmenté de l'ordre de 80 % à moins de 10 minutes d'une frontière, contre une augmentation d'environ 7 % au-delà de 180 minutes d'une frontière. La Figure 3 montre également que les montants de tabac achetés entre 2019 et 2020 ont moins varié pour la période de janvier-février (en vert)⁵⁹. Les montants ont diminué de l'ordre de 5 % à moins de 10 minutes d'une frontière, contre une augmentation d'environ 8 % au-delà de 180 minutes d'une frontière.

Comment expliquer cette évolution entre 2019 et 2020 ? Au cours de cette période, les prix du tabac ont augmenté d'environ 13,5 % en France, contre environ 1 % dans les pays frontaliers⁶⁰. L'augmentation du montant des achats par habitant "loin des frontières" suggère une élasticité-prix à court terme de la consommation (en volume)

59. Plus précisément, en notant T_{2020} (respectivement T_{2019}) le montant de tabac par habitant âgé de 15 ans ou plus en avril-mai 2020 (respectivement 2019), C_{2020} (respectivement C_{2019}) le montant de tabac par habitant âgé de 15 ans ou plus en janvier-février 2020 (respectivement 2019), la variation relative représentée sur la Figure 3 correspond à :

$((T_{2020} - T_{2019}) - (C_{2020} - C_{2019})) * 100 / (T_{2019} + C_{2020} - C_{2019})$. Il s'agit d'une variation relative en avril-mai 2020 par rapport à une situation "contre-factuelle" dans laquelle on suppose que les achats en avril-mai auraient évolué de la même manière que les achats en janvier-février entre 2019 et 2020 en l'absence de fermeture des frontières.

60. Il s'agit de l'évolution du prix du paquet de 20 cigarettes le plus vendu entre janvier-mai 2019 et janvier-mai 2020 pour la France (voir également la Figure 16 en annexe), et entre 2019 et 2020 pour les pays voisins, obtenue en pondérant le prix de chaque pays par la part de la population française résidant à proximité de sa frontière).

de l'ordre de -0,4⁶¹, ce qui est compatible avec les estimations fournies par la littérature (Gallet et List, 2003; IARC, 2011; Tauras *et al.*, 2016). En revanche, l'élasticité-prix à moins de 10 minutes d'une frontière est nettement plus forte en valeur absolue pour la période janvier-février, de l'ordre de -1,2. Ce résultat peut refléter un effet de substitution en faveur des achats transfrontaliers à proximité des frontières lorsque le prix du tabac augmente en France. L'élasticité-prix "apparente" de la demande est alors plus faible que l'élasticité-prix "réelle" qui serait observée sans la possibilité d'acheter du tabac à un prix réduit à l'étranger. La forte augmentation des achats de tabac par habitant entre avril-mai 2019 et avril-mai 2020 est également compatible avec l'existence d'achats transfrontaliers à proximité des frontières. Elle suggère un report d'une partie de la consommation de tabac vers le réseau officiel français pendant la période de fermeture des frontières en avril-mai 2020.

Les résultats de la Figure 3 semblent donc compatibles avec l'existence d'achats transfrontaliers à proximité des frontières, qu'ils se manifestent à travers une baisse de la consommation apparente de tabac lorsque les prix augmentent (courbe verte inférieure à 8 %) ou par une hausse des achats dans le réseau officiel français lorsque les frontières sont fermées (courbe bleue supérieure à 7 %). En outre, ces derniers semblent négligeables au-delà de 120 minutes d'une frontière. La section suivante généralise cette analyse exploratoire. Elle présente la méthode utilisée pour estimer l'effet de la fermeture des frontières sur les achats de tabac en France et précise sous quelles hypothèses cette approche permet de quantifier l'ampleur des achats transfrontaliers.

61. Les élasticité-prix des montants (ϵ_{valeur}) et quantités (ϵ_{volume}) de tabac achetées par habitant sont liées par la relation suivante : $\epsilon_{valeur} = \epsilon_{volume} + 1$. Loin des frontières, on obtient par exemple pour la période janvier-février : $\epsilon_{volume} = 0,08/0,135 - 1 = -0,4$.

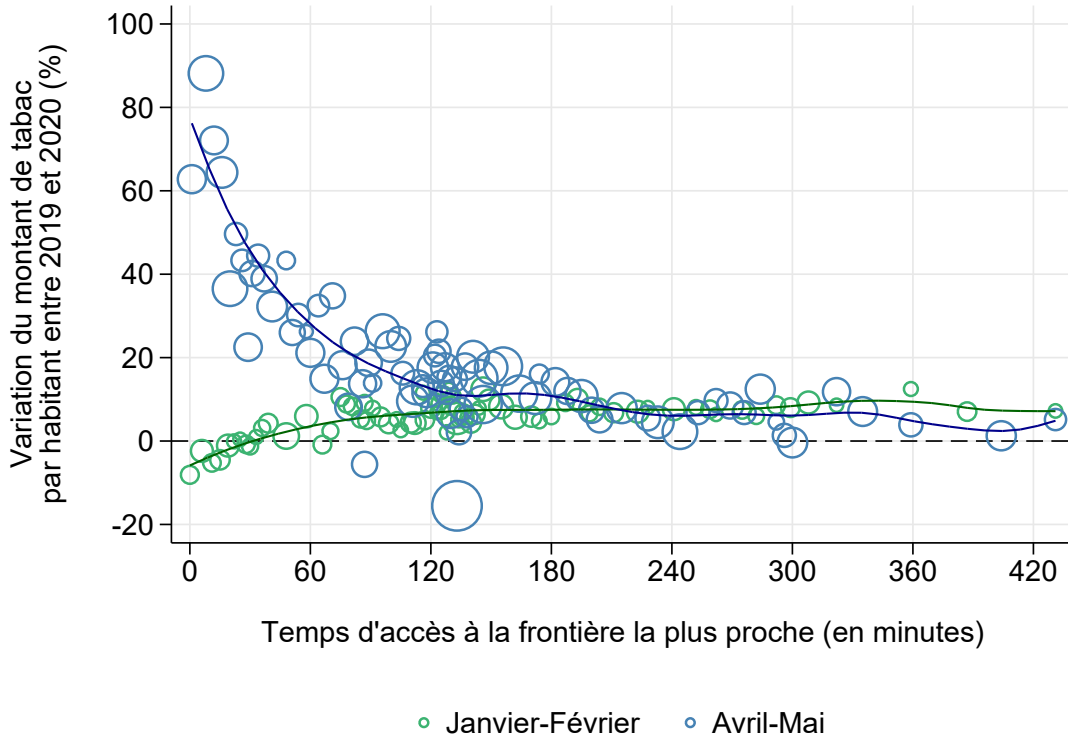


FIGURE 3 – Variation relative des achats de tabac en valeur par habitant âgé de 15 ans ou plus entre 2019 et 2020 pour les périodes de janvier à février et d’avril à mai en fonction du temps d’accès à la frontière terrestre la plus proche.

Note : L’axe x correspond au temps de trajet (par la route et en heures creuses) jusqu’à la commune frontalière la plus proche (en minutes).

Les achats de tabac sont exprimés en euros.

La taille des cercles est proportionnelle au nombre d’habitants âgés de 15 ans ou plus résidant à la distance x de la frontière la plus proche. Chaque cercle représente entre 150 000 et 2 170 000 habitants âgés de 15 ans ou plus.

Les courbes sont des approximations linéaires locales (noyau gaussien et fenêtre de lissage 50 minutes).

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI, Insee - Recensement de la population 2019.

6 Méthode

Cette section présente la méthode utilisée pour estimer l’effet de la fermeture des frontières sur les achats de tabac au sein du réseau officiel français. Dans un premier temps, nous estimons cet effet en fonction de la distance du point de vente (zone de

chalandise) à la frontière la plus proche (6.1), et dans un second temps, nous estimons cet effet à l'échelle nationale (6.2).

Les données étant disponibles mensuellement sur la période 2010-2020, nous excluons de l'analyse les mois de mars et de juin 2020, qui comportent à la fois une période de fermeture et une période d'ouverture des frontières⁶². Dans cette étude, la principale variable d'intérêt est le montant (en euros) mensuel de tabac acheté (par les débits de tabac) dans la zone de chalandise, divisé par le nombre d'habitants âgés de 15 ans et plus. Le fait de considérer ce ratio, plutôt que le numérateur seul, réduit la variance des estimations et limite les problèmes d'hétéroscédasticité (Saba *et al.*, 1995). Les observations sont pondérées par le nombre d'habitants âgés de 15 ans et plus dans la zone de chalandise, ce qui permet d'obtenir un résultat représentatif à l'échelle nationale. Les écarts-types sont clusterisés au niveau de la zone de chalandise.

Le prix du tabac ayant fortement augmenté en France sur la période étudiée (+ 76 % entre 2010 et 2020, dont + 37 % entre 2018 et 2020)⁶³, il est intéressant de distinguer les contributions du prix et du volume dans l'évolution de la valeur (prix x volume) des achats de tabac. Les quantités⁶⁴ de tabac achetées étant disponibles mensuellement au niveau départemental sur la période 2012-2020, nous construisons une mesure approchée des volumes achetés par zone de chalandise. Pour ce faire, nous construisons un prix composite, obtenu chaque mois au niveau départemental en effectuant le rapport valeur/volume. Le volume de tabac ainsi obtenu⁶⁵ tient compte des préférences de consommation (type de tabac, marque, référence) au niveau départemental. Les principaux résultats de cette étude sont obtenus en considérant successivement les achats de tabac en valeur et en volume⁶⁶ par habitant âgé de 15 ans et plus.

Enfin, nous introduisons quelques notations qui seront utiles pour l'interprétation des résultats : Y_t désigne les achats de tabac effectués dans le réseau officiel français à la date t , X_t les achats de tabac effectués à l'étranger à la date t et $Z_t = Y_t + X_t$ le total des achats effectués en France et à l'étranger à la date t . La variation relative des achats de tabac dans le réseau officiel français au moment de la fermeture des frontières peut s'écrire comme suit :

62. La période concernée par la fermeture des frontières terrestres s'étend du 17 mars 2020 au 15 juin 2020 (1er juin pour Andorre, levée des mesures de quarantaine le 3 juin pour l'Italie).

63. En comparaison, l'inflation était de 11 % entre 2010 et 2020, et de 1,4 % entre 2018 et 2020.

64. Il s'agit des volumes obtenus en effectuant la somme des grammes et des unités de tabac achetées auprès du principal fournisseur de tabac agréé (99 % de part de marché en France).

65. En supposant que le prix composite est homogène au sein d'un département, nous divisons les montant achetés au sein de chaque zone de chalandise par ce prix composite.

66. Ces derniers étant une mesure approchée des volumes réels.

$$\frac{\Delta Y_t}{Y_t} = \frac{Z_t}{Y_t} \frac{\Delta Z_t}{Z_t} - \frac{X_t}{Y_t} \frac{\Delta X_t}{X_t} \quad (0),$$

où ΔY_t , ΔX_t et ΔZ_t désignent la variation des achats respectivement en France, à l'étranger et totaux au moment de la fermeture des frontières en avril et mai 2020. La relation (0) fait apparaître les conditions permettant d'estimer la part des achats transfrontaliers de tabac ($\frac{X_t}{Y_t}$) à partir des variations observées en France en avril et mai 2020 ($\frac{\Delta Y_t}{Y_t}$) : l'absence de variation du montant total des achats de tabac ($\frac{\Delta Z_t}{Z_t} = 0$) et la disparition complète des achats transfrontaliers de tabac ($\frac{\Delta X_t}{X_t} = -1$) au moment de la fermeture des frontières en avril et mai 2020. La validité de ces hypothèses sera discutée dans la Section 8.

6.1 L'effet de la fermeture des frontières sur les achats de tabac en fonction du temps d'accès à la frontière la plus proche

Nous commençons par discrétiser le temps de trajet jusqu'à la frontière terrestre la plus proche afin d'obtenir des fenêtres temporelles relativement homogènes en temps et en nombre d'observations⁶⁷. Nous répartissons ensuite les zones de chalandise au sein de cette partition, notée $\mathcal{D}$, selon leur éloignement de la frontière terrestre la plus proche.

Notre stratégie d'estimation repose sur une double différence. Pour chaque zone de chalandise caractérisée par le temps d'accès $d \in \mathcal{D}$ à l'étranger, la méthode consiste à estimer une première différence, notée $D1$, qui permet de comparer la situation en avril-mai d'une année donnée, à la situation des autres mois de la même année⁶⁸. Nous estimons ensuite une seconde différence, notée $D2$, qui compare la différence $D1$ obtenue pour l'année 2020 aux valeurs de $D1$ obtenues pour les années $t \in [2010, 2019]$.

La première différence permet de neutraliser les effets (constants) annuels non spécifiques aux mois d'avril et de mai (par exemple, l'effet d'une hausse du prix moyen du tabac au cours d'une année donnée). La seconde différence permet de neutraliser les effets (constants) spécifiques aux mois d'avril et de mai, estimés sur l'ensemble de la

67. Plus précisément, nous considérons des fenêtres de 10 minutes lorsque la distance à la frontière est comprise entre 0 et 210 minutes, de 15 minutes lorsque la distance est comprise entre 210 et 300 minutes, et de 30 minutes lorsqu'elle est comprise entre 300 et 360 minutes d'une frontière. Les zones situées à plus de 360 minutes d'une frontière forment le dernier groupe.

68. A l'exception des mois de mars et de juin 2020. Nous conservons toutefois les mois de mars et de juin des années 2010-2019, les résultats étant inchangés lorsque nous les excluons de l'analyse.

période 2010-2019⁶⁹. L'avantage de cette méthode d'estimation est qu'elle ne nécessite aucune hypothèse sur la structure de l'offre et de la demande de tabac.

Notre estimation repose sur l'hypothèse fondamentale selon laquelle, pour chaque temps d'accès $d \in \mathcal{D}$ à la frontière la plus proche, les achats de tabac en avril-mai auraient évolué de la même manière que les achats effectués le reste de l'année (janvier-février et juillet-décembre) en l'absence de fermeture des frontières en 2020 (hypothèse dite de "tendance commune")⁷⁰.

Formellement, pour chaque zone de chalandise i située à la distance $d \in \mathcal{D}$ de l'étranger, pour chaque mois m et pour chaque année a , nous estimons le modèle de Poisson⁷¹ suivant :

$$Y_{ima} = \exp(\alpha_i + \mu X_{ima} + \sum_{\substack{d \in \mathcal{D} \\ d \neq d_0}} \beta_d \mathbb{1}_d + \sum_{d \in \mathcal{D}} \gamma_d \mathbb{1}_d \mathbb{1}_{AM} + \sum_{d \in \mathcal{D}} \delta_d \mathbb{1}_d \mathbb{1}_{2020} + \sum_{d \in \mathcal{D}} \theta_d \mathbb{1}_d \mathbb{1}_{AM} \mathbb{1}_{2020}) \nu_{ima} \quad (1)$$

où Y_{ima} correspond aux achats (en volume ou en valeur) de tabac par habitant âgé de 15 ans ou plus dans la zone de chalandise i , au cours du mois m et de l'année a , α_i est un effet fixe lié à la zone de chalandise i , X_{ima} est un vecteur de variables de contrôles⁷², $\mathbb{1}_d$ est une indicatrice qui vaut 1 lorsque la zone de chalandise i est éloigné

69. Une troisième différence, notée $D3$, permettrait de comparer la seconde différence $D2$, obtenue pour chaque éloignement $d \in \mathcal{D}$, par rapport à la valeur $D2$ obtenue pour un éloignement de référence (correspondant par exemple au temps d'accès du ou des zones de chalandise les plus éloignées des frontières terrestres), noté d_{ref} . Cette troisième différence permettrait de neutraliser les effets propres aux mois d'avril et de mai 2020, qui ne dépendent pas de la distance à la frontière.

70. Plus exactement, l'hypothèse de tendance commune porte dans cette étude sur le logarithme des achats de tabac (Barkowski, 2021). Cette hypothèse peut être testée empiriquement sur la période 2010-2019 (dite période de "pré-traitement"). En revanche, elle ne peut pas être testée sur la période 2020 (dite période de "traitement"). La Figure 17 en annexe permet d'apprécier la plausibilité de cette hypothèse sur la période de pré-traitement. Pour chaque temps d'accès $d \in \mathcal{D}$ à l'étranger, elle montre l'évolution de l'écart des achats de tabac par habitant de 15 ans ou plus (en logarithme) entre les période avril-mai et janvier-février/juillet-décembre (sans variables de contrôle) au cours de la période 2010-2020. Ces écarts sont centrés sur 0 quel que soit le temps d'accès à l'étranger jusqu'en 2019, puis divergent en 2020 pour les zones situées à proximité des frontières (lignes rouge). Le test placebo de la section 7.1 permettra également de tester l'hypothèse de tendance commune sur la période de pré-traitement conditionnellement aux variables de contrôle du modèle.

71. Le modèle de Poisson est particulièrement adapté aux variables dont la distribution est positive et asymétrique, tels que les achats de tabac par habitant de 15 ans ou plus. Lorsque l'espérance conditionnelle de la variable d'intérêt (ici, les achats de tabac en volume ou en valeur) est correctement spécifiée, les coefficients du modèle peuvent être estimés sans biais par pseudo maximum de vraisemblance (Gourieroux *et al.*, 1984). Les coefficients ainsi obtenus s'interprètent facilement en termes d'élasticité. La variance des résidus est obtenue par un estimateur robuste de type "Sandwich" (Eicker, 1963; Huber, 1967; White, 1980; Freedman, 2006).

72. Les variables de contrôle incluent une tendance temporelle (polynôme d'ordre 3) et le prix du

de $d \in \mathcal{D}$ de la frontière la plus proche (0 sinon), $\mathbb{1}_{AM}$ est une indicatrice qui vaut 1 lorsque le mois m correspond aux mois d'avril ou de mai (0 sinon), $\mathbb{1}_{2020}$ est une indicatrice qui vaut 1 lorsque l'année t correspond à l'année 2020 (0 sinon), et ν_{ima} est un terme d'erreur, supposé indépendant conditionnellement aux variables explicatives du modèle, tel que $E[\nu_{ima}] = 1$.

Afin d'obtenir des estimations qui ne dépendent pas du découpage géographique choisi, les unités d'observation (zones de chalandise) sont pondérées par les achats moyens de tabac au cours de l'année 2019. En pratique, cette pondération a très peu d'effet sur les résultats obtenus à partir du découpage en zones de chalandise.

Les coefficients d'intérêt sont les paramètres θ_d , $d \in \mathcal{D}$. Sous l'hypothèse de tendance commune et de l'absence d'effet concomitant⁷³, la transformation $(\exp(\theta_d) - 1) * 100$ s'interprète comme l'effet relatif (en pourcentage) de la fermeture des frontières terrestres sur les achats de tabac par habitant âgé de 15 ans ou plus dans les zones de chalandise situées à la distance $d \in \mathcal{D}$ de la frontière la plus proche⁷⁴.

Cependant, l'absence d'effet concomitant est une hypothèse forte dans un contexte de crise sanitaire qui a conduit à des mesures exceptionnelles telles que le confinement strict de la population et l'arrêt des activités économiques dites "non essentielles". Le

paquet de 20 cigarettes le plus vendu en France (polynôme d'ordre 3). Il s'agit d'un modèle relativement parcimonieux, basé sur l'évolution observée des achats de tabac par habitant de 15 ans ou plus au cours de la période de contrôle (janvier-février et juillet-décembre). La Figure 18 en annexe présente cette évolution en volume (courbe verte en pointillés) et en valeur (courbe bleue en trait continu) sur la période 2010-2020. Les résultats sont également robustes au remplacement de la tendance temporelle par un vecteur d'indicatrices de mois et d'années (hypothèse non paramétrique), ainsi que par l'interaction de la tendance polynomiale avec un vecteur d'indicatrice de temps d'accès $d \in \mathcal{D}$ à la frontière la plus proche (hypothèse de tendance commune distincte pour chaque éloignement d de l'étranger).

73. Cette dernière hypothèse est fondamentale pour attribuer les effets estimés par le modèle (1) à la fermeture des frontières. Si d'autres éléments contextuels sont spécifiques aux mois d'avril et de mai 2020, les effets observés pourraient en partie être attribués à tort à la fermeture de la frontière.

74. En notant $E[Y^1|M = \text{avril}/\text{mai}, A = 2020, D = d, X]$ les achats de tabac réalisés en avril-mai 2020 dans les zones situées à la distance d de l'étranger (conditionnellement aux variables de contrôle X) et $E[Y^0|M = \text{avril}/\text{mai}, A = 2020, D = d, X]$ les achats de tabac "contrefactuels" qui auraient été réalisés en avril-mai 2020 à la distance d de l'étranger en l'absence de fermeture des frontières. Sous l'hypothèse de tendance commune logarithmique, on obtient une estimation des achats contrefactuels en avril-mai 2020 : $\log(E[Y^0|M = \text{avril}/\text{mai}, A = 2020, D = d, X]) = \log(E[Y|M = \text{avril}/\text{mai}, T = 2019, D = d, X]) + \log(E[Y|G \neq \text{avril}/\text{mai}, A = 2020, D = d, X]) - \log(E[Y|G \neq \text{avril}/\text{mai}, T = 2019, D = d, X]) = \alpha_i + \mu X_{ima} + \delta_d$.

Sous cette hypothèse, on obtient alors :

$$\frac{E[Y^1|M = \text{avril}/\text{mai}, A = 2020, D = d, X] - E[Y^0|M = \text{avril}/\text{mai}, A = 2020, D = d, X]}{E[Y^0|M = \text{avril}/\text{mai}, A = 2020, D = d, X]} = \exp(\theta_d) - 1$$

stress généré par la situation sanitaire et les difficultés économiques associées (chômage partiel, difficulté à trouver un emploi) ont également pu modifier le comportement des consommateurs de tabac en avril et mai 2020.

Afin d'isoler les effets associés à la proximité des frontières, susceptibles de refléter le report des achats transfrontaliers vers le réseau officiel français, une troisième différence peut être envisagée pour neutraliser les effets propres aux mois d'avril et de mai 2020 qui ne dépendent pas du temps d'accès à l'étranger (autrement dit, qui concernent l'ensemble de la population). Cette troisième différence, notée $D3$, consiste à comparer la seconde différence $D2$, obtenue pour chaque éloignement $d \in \mathcal{D}$, par rapport à la valeur $D2$ obtenue pour un éloignement de référence, noté d_{ref} . Il peut s'agir, par exemple, du temps de trajet depuis les zones de chalandise les plus éloignées des frontières terrestres.

6.2 L'effet de la fermeture des frontières terrestres sur les achats de tabac à l'échelle nationale (France continentale)

Afin d'estimer l'effet de la fermeture des frontières terrestres sur les achats de tabac à l'échelle nationale, notre stratégie d'estimation repose sur une double différence similaire à celle de la section 6.1. Cette fois, le vecteur d'intérêt est constitué d'un seul paramètre, noté θ , qui ne dépend pas de l'éloignement de l'étranger⁷⁵.

Plus précisément, en reprenant les notations de la section 6.1, nous estimons le modèle de Poisson suivant :

$$Y_{ima} = \exp(\alpha_i + \mu X_{ima} + \gamma \mathbb{1}_{AM} + \delta \mathbb{1}_{2020} + \theta \mathbb{1}_{AM} \mathbb{1}_{2020}) \nu_{ima} \quad (2)$$

La validité de cette approche repose une fois encore sur l'hypothèse fondamentale selon laquelle, à l'échelle nationale, les achats de tabac en avril-mai auraient évolué de la même manière que les achats de tabac des autres mois (janvier-février et juillet-décembre) en l'absence de fermeture des frontières (hypothèse dite de "tendance commune"). Cette hypothèse sera testée sur la période de pré-traitement.

Afin d'isoler l'effet plus spécifiquement lié au report des achats transfrontaliers vers le réseau officiel français, nous cherchons à neutraliser les changements de comporte-

75. Dans la section précédente, nous estimions $Card(\mathcal{D})$ paramètres, chaque paramètre θ_d correspondant à l'espérance des doubles différences obtenues pour les zones de chalandises situées à la distance $d \in \mathcal{D}$ de l'étranger. Afin d'obtenir une estimation au niveau national qui ne dépende pas du découpage géographique choisi, les unités d'observation (zones de chalandise) sont pondérées par la moyenne des achats de tabac au cours de l'année 2019. En pratique, cette pondération a très peu d'effet sur les résultats obtenus.

ment des consommateurs en avril-mai 2020 qui ne seraient pas liés à la proximité des frontières. Pour ce faire, nous proposons une estimation en triple différence⁷⁶.

Plus spécifiquement, nous considérons une troisième différence, notée $D3$, qui consiste à comparer l'effet de la fermeture des frontières pour l'ensemble des zones de chalandise à l'effet estimé lorsque l'on restreint l'échantillon aux zones "suffisamment éloignée" des frontières terrestres, dont on suppose qu'elles sont peu concernées par le phénomène des achats transfrontaliers⁷⁷.

En pratique, nous estimons le modèle (3) en 2 étapes :

$$Y_{ima} = \exp(\alpha_{1i} + \mu_1 X_{ima} + \gamma_1 \mathbb{1}_{AM} + \delta_1 \mathbb{1}_{2020} + \theta_1 \mathbb{1}_{AM} \mathbb{1}_{2020}) \nu_{ima}, \quad d > T \quad (3.1)$$

$$Y_{ima} = \exp(\alpha_{2i} + \mu_2 X_{ima} + \gamma_2 \mathbb{1}_{AM} + \delta_2 \mathbb{1}_{2020} + \theta_2 \mathbb{1}_{AM} \mathbb{1}_{2020}) \nu_{ima} \quad (3.2)$$

où Y_{ima} correspond aux achats (en volume ou en valeur) de tabac par habitant âgé de 15 ans ou plus dans la zone de chalandise i , pour le mois m de l'année a , α_i est un effet fixe lié à la zone de chalandise i , X_{ima} est un vecteur de variables de contrôles⁷⁸, $\mathbb{1}_{AM}$ est une indicatrice qui vaut 1 lorsque le mois m correspond aux mois d'avril ou de mai (0 sinon), $\mathbb{1}_{2020}$ est une indicatrice qui vaut 1 lorsque l'année t correspond à l'année 2020 (0 sinon), et ν_{ima} est un terme d'erreur, supposé indépendant conditionnellement aux variables du modèle, tel que $E[\nu_{ima}] = 1$.

76. Comme évoqué dans la section précédente, la baisse de la population présente sur le territoire français, les fluctuations de l'activité économique et le stress induit par la pandémie comptent parmi les facteurs susceptibles d'influencer les achats de tabac en France, indépendamment de la distance du point de vente à l'étranger. Les variations estimées loin des frontières étant négligeables par rapport à celles estimées près des frontières (voir Figure 3), les ignorer ne modifie pas fondamentalement les résultats obtenus en fonction de la distance à l'étranger. En revanche, les négliger au niveau national peut avoir un impact significatif, l'effet moyen étant beaucoup plus modeste à cette échelle. Pour cette raison, nous employons une estimation en triple différence au niveau national, tandis que nous conservons une estimation en double différence au niveau local.

77. Plus précisément, la triple différence vise à neutraliser la variation des achats totaux de tabac (relation (0)) supposée homogène sur l'ensemble du territoire. En effet, en supposant que les achats transfrontaliers de tabac sont négligeables au-delà d'une certaine distance de l'étranger ($\frac{X_t}{Y_t}|_{d>T} \approx 0$ pour $d > T$ minutes), la variation des achats en France "loin de la frontière" ($\frac{\Delta Y_t}{Y_t}|_{d>T}$) permet d'estimer la variation des achats totaux au niveau national : $\frac{\Delta Y_t}{Y_t}|_{d>T} \approx \frac{\Delta Z_t}{Z_t}|_{d>T} \approx \frac{\Delta Z_t}{Y_t}$. On obtient alors $\frac{\Delta Y_t}{Y_t} - \frac{\Delta Y_t}{Y_t}|_{d>T} \approx -\frac{X_t}{Y_t} \frac{\Delta X_t}{X_t}$. En supposant par ailleurs que les frontières sont parfaitement fermées en avril et mai 2020 (impossibilité d'effectuer des achats transfrontaliers, soit $\frac{\Delta X_t}{X_t} = -1$), la triple différence permet d'estimer l'ampleur des achats transfrontaliers de tabac : $\frac{\Delta Y_t}{Y_t} - \frac{\Delta Y_t}{Y_t}|_{d>T} \approx \frac{X_t}{Y_t}$. Retenons que cette estimation suppose que : 1) la variation des achats totaux est homogène sur l'ensemble du territoire et 2) les achats transfrontaliers de tabac sont négligeables loin des frontières. L'invalidité de ces hypothèses est susceptible de biaiser l'estimation des achats transfrontaliers de tabac.

78. Les variables de contrôle incluent une tendance temporelle (polynôme d'ordre 3) et le prix du paquet de 20 cigarettes le plus vendu en France (polynôme d'ordre 3).

La première étape (3.1) permet d’estimer par double différence l’effet $(\exp(\theta_1) - 1) * 100$ de la fermeture des frontières en avril-mai 2020 sur les achats de tabac dans les zones de chalandise situées à plus de T minutes de la frontière la plus proche. La seconde étape (3.2) permet d’estimer par double différence l’effet $(\exp(\theta_2) - 1) * 100$ de la fermeture des frontières sur les achats de tabac pour l’ensemble des zones de chalandise de France continentale.

Sous l’hypothèse de tendance commune, la transformation $(\exp(\theta_2) - \exp(\theta_1)) * 100$ s’interprète comme l’effet de la fermeture des frontières terrestres sur les achats de tabac à l’échelle nationale, net des variations observées loin des frontières. Le coefficient $(\exp(\theta_2) - \exp(\theta_1)) * 100$ est susceptible de refléter l’effet spécifiquement lié au report des achats transfrontaliers, une fois neutralisés les effets liés au contexte général de la pandémie⁷⁹. Les écarts-types sont estimés par la méthode du bootstrap par bloc (tirage aléatoire avec remise des zones de chalandise). Le temps de trajet de référence T , au-delà duquel l’effet lié au report des achats transfrontaliers est supposé négligeable, sera estimé dans une première étape à partir des résultats du modèle (1). Nous testerons également la robustesse des résultats du modèle (3) au choix de la valeur du temps de trajet de référence T .

7 Résultats

Cette section présente les résultats de l’estimation de l’effet de la fermeture des frontières en avril et mai 2020 sur les achats de tabac dans le réseau officiel français. La Section 7.1 présente les résultats obtenus en fonction de la distance à l’étranger, tandis que la Section 7.2 présente les estimations obtenues à l’échelle de la France métropolitaine (hors Corse et communes insulaires).

79. Il convient de noter que cette triple différence conduit nécessairement à négliger les achats transfrontaliers dans les régions les plus éloignées des frontières. En outre, les effets liés au contexte générale de la crise sanitaire sont supposés indépendant de la distance à l’étranger. Ces hypothèses seront discutées dans la Section 8.

7.1 L'effet de la fermeture des frontières sur les achats de tabac dans le réseau officiel en fonction du temps d'accès à l'étranger

Cette section examine l'effet de la fermeture des frontières en avril et mai 2020 sur les achats de tabac dans le réseau officiel français en fonction du temps de trajet jusqu'à la frontière terrestre la plus proche. Les Tables 7 et 8 en annexe et la Figure 4 présentent les résultats de l'estimation du modèle (1). Les observations sont pondérées par le nombre d'habitants de 15 ans ou plus de la zone de chalandise, et les écarts-types sont clusterisés au niveau de la zone de chalandise.

Les coefficients des Tables 7 et 8 correspondent aux paramètres d'intérêt $\hat{\theta}_d$, $d \in \mathcal{D}$. Les variables expliquées sont respectivement le montant de tabac par habitant de 15 ans ou plus (colonne 1) et la quantité de tabac par habitant de 15 ans ou plus (colonne 2)⁸⁰. La spécification principale inclut un vecteur d'effets fixes de zones de chalandise, mais les résultats (non reportés) sont inchangés lorsque celui-ci est omis, ce qui suggère l'absence de biais d'hétérogénéité inobservée statique (c'est-à-dire stable dans le temps) entre zones de chalandise⁸¹. En outre, les résultats sont comparables que l'on considère les achats de tabac en valeur (colonne 1) ou en volume (colonne 2).

La Figure 4 présente l'effet relatif de la fermeture des frontières en avril-mai 2020 sur le montant des achats de tabac dans le réseau officiel français en fonction du temps d'accès $d \in \mathcal{D}$ à la frontière terrestre la plus proche (colonne 1 des Tables 7 et 8)⁸².

80. Les achats de tabac en volume (quantité en gramme ou en unité) sont obtenus en divisant les achats de tabac en valeur (montants en euros) par le prix moyen toute catégorie de tabac confondue au niveau du département (pour rappel, les ratios valeur/volume sont disponibles mensuellement au niveau du département).

81. Ce résultat n'est pas surprenant compte tenu de la structure des données et de la stratégie d'identification mise en œuvre. En effet, l'échantillon est constitué d'un panel équilibré de zones de chalandise, ce qui limite les biais de sélection (liés à l'apparition et/ou la disparition d'unités statistiques) sur la période étudiée (notamment avant/après 2020). En outre, la stratégie d'identification repose sur une comparaison des périodes avril-mai (groupe traité) et janvier-février/juillet-décembre (groupe témoin) pour chaque distance d de l'étranger. Cela signifie que les groupes traité et témoin sont constitués des mêmes unités statistiques (zones de chalandise), observées à des moments différents (au cours de la même année a), ce qui limite a priori les risques d'hétérogénéité statique (écart moyen entre les groupes) et dynamique (évolution différenciée de l'écart entre les groupes traité et témoin). En d'autres termes, le vecteur d'indicatrices d'appartenance au groupe traité (pour chaque distance d) du modèle (1) capture l'hétérogénéité statique inobservée la plus structurante dans l'identification de l'effet de la fermeture des frontières sur les achats de tabac par habitant. L'inclusion d'effets fixes de zones de chalandise améliore marginalement les résultats du modèle.

82. Les coefficients de la Figure 4 sont obtenus en effectuant une transformation $((\exp(\theta_d) - 1) * 100)$ sur les estimations de la seconde colonne des Tables 7 et 8.

A moins de 10 minutes d’une frontière par transport terrestre, les achats de tabac sont plus élevés d’environ 90 % lorsque les frontières sont fermées. Cet effet décroît rapidement avec le temps de trajet jusqu’à l’étranger : le surplus d’achats est de 65 % en moyenne pour les zones situées à 10-20 minutes, 35 % pour celles situées à 20-40 minutes, et de 20 % pour celles situées à 40-70 minutes d’une frontière. L’effet moyen est négligeable (compris entre -3 et +3 %) et généralement non significatif pour les zones situées à plus de 200 minutes d’une frontière.

Afin de tester la robustesse de ces résultats, nous proposons un *test placebo* en annexe A.1, qui consiste à comparer l’effet estimé en avril-mai 2020 avec l’effet estimé en avril-mai pour les années 2010-2019⁸³. La Figure 8 en annexe montre que l’augmentation forte et significative des achats de tabac dans le réseau officiel français estimée en avril-mai 2020 à proximité des frontières n’est pas observée les années précédentes. Elle concerne principalement les zones de chalandise situées à moins de 120 minutes d’une frontière, et plus particulièrement celles situées à moins de 60 minutes d’une frontière.

83. Ce test placebo s’apparente à un test de l’hypothèse de tendance commune entre la période traitée (avril-mai) et la période témoin (janvier-février/juillet-décembre).

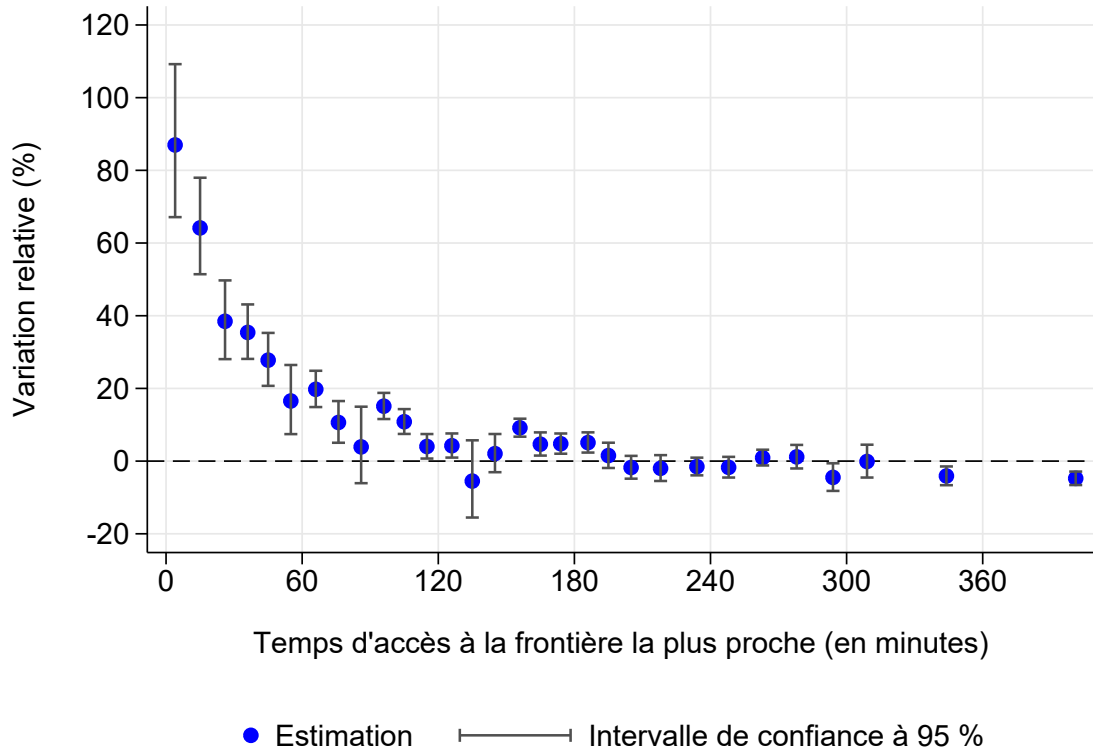


FIGURE 4 – Estimation de l’effet de la fermeture des frontières (avril-mai 2020) sur les achats de tabac par habitant (variation relative) en fonction du temps d’accès à la frontière terrestre la plus proche (modèle 1).

Note : L’axe x correspond au temps de trajet (par la route et en heures creuses) jusqu’à la commune frontalière la plus proche (en minutes).

L’axe y présente les coefficients d’intérêt (θ_d , $d \in \mathcal{D}$) estimés à partir du modèle (1). Ces coefficients sont transformés $((\exp(\theta_d) - 1) * 100)$ afin de correspondre à la variation relative des achats de tabac (exprimés en euros) par habitant âgé de 15 ans ou plus lors de la fermeture des frontières en avril et mai 2020. Les coefficients d’intérêt (avant transformation) sont également présentés dans les Tables 7 et 8 en annexe (colonne 1 pour les achats en valeur et colonne 2 pour les achats en volume).

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI, Insee - Recensements de la population 2010-2020.

7.1.1 Des effets hétérogènes selon la localité

Afin d’examiner l’effet de la fermeture des frontières sur les achats de tabac dans le réseau officiel français à un niveau plus finement localisé, nous estimons une version légèrement modifiée du modèle (1). Plus précisément, le vecteur d’indicatrices de

distances $\mathbb{1}_d$ est remplacé par un vecteur d'indicatrices de zones de chalandise $\mathbb{1}_i$. Le paramètre d'intérêt θ_i est estimé pour chaque zone de chalandise i par double différence.

La Figure 5 montre une représentation cartographique de l'effet de la fermeture des frontières sur les achats de tabac en France métropolitaine (hors Corse et communes insulaires). Les estimations sont moyennées dans un rayon de 20 kilomètres et tiennent compte de la densité de population locale⁸⁴. Elles montrent que l'effet de la fermeture des frontières sur les achats de tabac est hétérogène, y compris à proximité des frontières terrestres. En particulier, les régions françaises avoisinant la Suisse et le nord de l'Italie manifestent une relative résilience face aux restrictions imposées en avril-mai 2020. Le différentiel de prix du tabac avec la Suisse atteint environ 15 % en 2020, alors qu'il est de plus de 30 % avec les autres pays frontaliers (voir la Figure 11). L'écart de prix avec la Suisse, bien que notable, pourrait être insuffisant pour générer d'importants achats transfrontaliers (le coût d'opportunité peut être faible au regard du coût de transport, par exemple). L'hétérogénéité de l'effet le long de la frontière italienne est plus difficile à interpréter. En effet, le prix moyen du tabac en Italie est constant le long de sa frontière terrestre, et inférieur de près de 50 % à celui de la France en 2020 (voir la Figure 11). Il est toutefois possible que les coûts de transport soient plus élevés dans le nord de l'Italie, notamment du fait de l'existence de très nombreux tunnels à péage⁸⁵. Il est intéressant de souligner que, pour l'année 2019, les zones limitrophes de la Suisse et du nord de l'Italie affichent un montant d'achat moyen par habitant - au sein du réseau officiel français - qui ne se distingue pas significativement de celui des régions les plus éloignées des frontières (voir Figure 1 et Figure 20 en annexe). En outre, les résultats du baromètre de Santé publique France montraient qu'en 2018, parmi l'ensemble des fumeurs ayant effectué leur dernier achat dans un pays limitrophe, moins de 5 % l'avaient effectué en Suisse ou en Italie (Andler *et al.*, 2019)⁸⁶. Ces résultats semblent confirmer que la modeste fluctuation des achats de

84. Le territoire national est d'abord divisé en carreaux de 2 kilomètres de côté. En utilisant les estimations du modèle (1), et connaissant les contours des zones de chalandise, nous pouvons estimer le surplus d'achats de tabac attribuable à la fermeture des frontières en avril-mai 2020 à l'intérieur de chaque carreau (en supposant une répartition uniforme du surplus d'achat au sein de chaque zone de chalandise). Nous procédons de la même manière pour répartir (uniformément) la population des zones de chalandise au sein de chaque carreau. La Figure 5 est ensuite obtenue en effectuant le ratio du surplus d'achat de tabac (estimé) sur le nombre d'habitants âgés de 15 ans ou plus pour chaque carreau, puis en lissant les résultats obtenus dans un rayon de 20 kilomètres autour de chaque carreau.

85. D'autres voies d'accès passent par des cols de montagne, ce qui allonge la durée du trajet. En outre, certains passages peuvent être fermés en hiver et au printemps.

86. La répartition des achats de tabac dans les autres pays frontaliers était la suivante : 40 % déclaraient avoir fait l'achat en Belgique, 20 % en Espagne, 15 % au Luxembourg, 11 % en Allemagne

tabac près de la Suisse et du nord de l'Italie en avril et mai 2020 peut être attribuable à un faible recours initial aux achats transfrontaliers de tabac dans ces régions⁸⁷.

La Figure 24 en annexe présente les résultats de l'estimation du modèle (1) lorsque le vecteur d'indicatrices de distances $\mathbb{1}_d$ est remplacé par un vecteur d'indicatrices de départements $\mathbb{1}_i$. La Figure 24 montre que la variation des achats de tabac (en valeur) dans le réseau officiel en avril et mai 2020 a été particulièrement marquée dans les départements de l'Ariège, du Bas-Rhin, des Pyrénées-Orientales, des Ardennes, du Nord, de la Moselle, du Haut-Rhin et des Pyrénées-Atlantique (par ordre décroissant). L'effet est maximal en Ariège (+ 90 %), bien que le département se classe au 23ème rang en termes de proximité des frontières⁸⁸. La proximité de l'Andorre (la population ariégeoise vit en moyenne à 84 minutes d'une frontière avec l'Andorre), où le prix du tabac est particulièrement attractif (- 60 % par rapport au prix en France en 2020) peut expliquer l'ampleur de l'effet observé. A l'inverse, dans le département de la Haute-Savoie, limitrophe de la Suisse et de l'Italie, dont la population réside en moyenne à 22 minutes d'une frontière, les achats de tabac ont augmenté de seulement 13 % environ en avril et mai 2020. Enfin, le département de Paris, situé à un peu plus de 130 minutes de la frontière la plus proche, se distingue par la forte baisse des achats de tabac en avril et mai 2020 (-18 %), qui s'explique par la forte diminution de sa population (-20 %), suite à l'annonce des mesures strictes de confinement (Galiana *et al.*, 2020).

La Figure 26 présente les résultats de l'estimation du modèle (1) pour chaque région de France métropolitaine. La variation des achats de tabac (en valeur) dans le réseau officiel en avril et mai 2020 a été particulièrement marquée dans les régions Grand-Est (+ 45 %), Hauts-de-France (+ 35 %) et Occitanie (+ 20 %) et, dans une moindre mesure, dans les régions Nouvelle-Aquitaine et Bourgogne-Franche-Comté (+ 8 %).

et 7 % en Andorre.

87. Un modèle très simple d'utilité du consommateur pourrait conclure que les zones proches des pays où le différentiel de prix est le plus élevé (Andorre, Luxembourg, Espagne et Italie) sont aussi celles où les achats transfrontaliers sont les plus importants, et donc celles où le surplus d'achats de tabac doit être le plus élevé lors de la fermeture des frontières en avril-mai 2020. Or, ce n'est pas toujours ce que l'on observe empiriquement. Plusieurs facteurs (tels que le pourcentage de travailleurs frontaliers, les coûts de transport vers les autres pays, etc.) font que les zones proches des frontières ne sont pas directement comparables. Le cas de l'Italie est révélateur : malgré un différentiel de prix constant le long de sa frontière avec la France, les résultats de la Figure 5 mettent en évidence un excédant d'achat notable dans le sud, mais pas dans le nord de l'Italie en avril et mai 2020. Ce résultat incite à la prudence lorsqu'il s'agit de comparer des régions et des pays présentant des écarts de prix distincts. Il souligne également la nécessité d'adopter une stratégie d'identification plus élaborée pour examiner l'influence des différentiels de prix sur les comportements d'achats transfrontaliers.

88. Voir la Figure 25 en annexe pour un classement des départements en fonction du temps d'accès moyen (pondéré par la taille de la population) à la frontière la plus proche

Ces estimations sont cohérentes avec les résultats du baromètre de Santé publique France (données déclaratives) qui montrent que la part des fumeurs ayant effectué leur dernier achat de tabac dans un pays frontalier était de l'ordre de 50 % dans les régions Grand-Est et Hauts-de-France, 20 % en Occitanie, et 12 % en Nouvelle-Aquitaine, Bourgogne-Franche-Comté et Normandie en 2018 ([Andler *et al.*, 2019](#)).

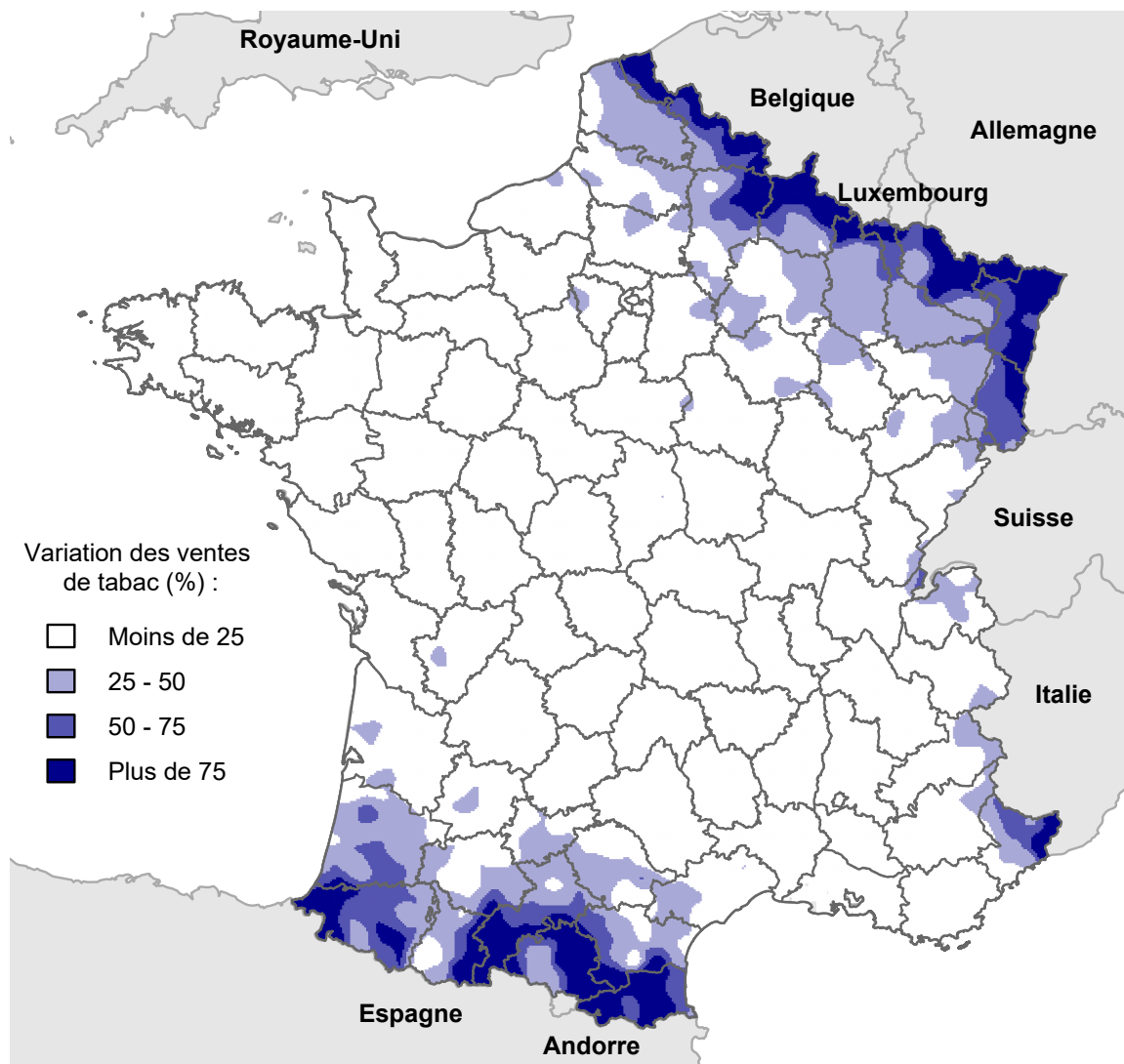


FIGURE 5 – Estimation localisée de l'effet de la fermeture des frontières (avril-mai 2020) sur les achats de tabac dans le réseau officiel français par habitant âgé de 15 ans ou plus.

Note : Les estimations sont lissées sur données carroyées (carreau de côté 2 km et rayon de lissage de 20 km).

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI, Insee - Recensements de la population 2010-2020.

7.1.2 Des effets hétérogènes selon la catégorie de tabac

Un rapport de l’Assemblée nationale publié en 2021 (Woerth et Park, 2021) souligne que la hausse du prix des cigarettes manufacturées en France a entraîné, par un effet de substitution, une augmentation de la consommation de tabac à rouler du fait de son prix plus attractif au cours de la période 2010-2020 (voir la Table 1 pour une comparaison du prix moyen d’une cigarette manufacturée et d’un gramme de tabac à rouler en 2020). Ainsi, malgré une augmentation du prix du tabac à rouler d’environ 260 % sur la période 2000-2020, les ventes correspondantes ont augmenté de 14 %⁸⁹.

Dans cette section, nous examinons si, en contraignant certains consommateurs à s’approvisionner en France, la fermeture des frontières en avril et mai 2020 a également favorisé la substitution des achats de tabac en faveur du tabac à rouler. Nous disposons de données agrégées permettant de connaître, pour chaque catégorie de tabac (cigarettes, tabac à rouler, cigarillos/cigares et autres tabac manufacturés), les quantités et les montants de tabac achetés mensuellement par département sur la période 2012-2020. Le modèle (1) est estimé pour chaque catégorie de tabac en fonction du temps de trajet d ⁹⁰ entre les départements et la frontière la plus proche.

La Figure 27 en annexe montre qu’à moins de 45 minutes de l’étranger, la fermeture des frontières en avril et mai 2020 a entraîné un surplus d’achat d’environ 120 % pour le tabac à rouler, 40 % pour les cigarettes et autres tabac manufacturés, et 20 % pour les cigares et cigarillos. Quelle que soit la catégorie de tabac considérée, l’effet diminue rapidement avec le temps d’accès à la frontière. Il est non significatif au-delà de 125 minutes pour le tabac à rouler, 70 minutes pour les cigarettes et autres tabac manufacturés, et 45 minutes pour les cigares et cigarillos.

Malgré cette substitution en faveur du tabac à rouler, la Figure 29 en annexe suggère (voir également les résultats de la Section 7.1) que l’effet de la fermeture des frontières est comparable sur les achats de tabac en volume (Figure 29.a) et en valeur (Figure 29.b). En effet, même si le prix du tabac à rouler est inférieur à celui des cigarettes manufacturées, il ne représente que 15 % du tabac acheté dans le réseau officiel en France (en supposant une équivalence gramme-unité).

89. En comparaison, le prix des cigarettes manufacturées a augmenté d’environ 210 % et les ventes associées ont chuté de 57 % au cours de la même période.

90. Il s’agit d’une discrétisation (en déciles) du temps de trajet moyen de chaque département à la frontière la plus proche. La distance d’un département à l’étranger correspond à la moyenne des distances des zones de chalandise qui le composent, pondérées par le nombre d’habitants de 15 ans ou plus. L’effet de la fermeture des frontières est estimé pour chaque décile de distance à l’étranger.

7.2 L'effet de la fermeture des frontières sur les achats de tabac à l'échelle nationale

7.2.1 Les variations estimées à l'échelle nationale en avril-mai 2020 s'expliquent en partie par celles observées "loin des frontières"

La Table 3 présente les résultats de l'estimation du modèle (2) lorsque la variable expliquée correspond aux achats de tabac en valeur (colonne 1) et en volume (colonne 2)⁹¹. La situation exceptionnelle en avril et mai 2020 a engendré un surplus d'achat de tabac en France métropolitaine de 8,5 % en volume et de 7,2 % en valeur. L'écart en volume et en valeur s'explique par un prix moyen du tabac (en unité ou gramme) en léger recul en avril et mai 2020 par rapport à la situation contrefactuelle (colonne 3), du fait notamment d'une plus grande consommation de tabac à rouler, en particulier à proximité des frontières (voir la Figure 29 en annexe pour une estimation de la variation du prix moyen d'une unité ou d'un gramme de tabac en avril-mai 2020, et la Figure 30 en annexe pour une estimation de la variation de la proportion de tabac à rouler dans les achats de tabac en valeur, en fonction du temps d'accès à l'étranger).

D'une manière générale, la crise sanitaire, qui atteint son paroxysme entre mars et mai 2020 en France, a généré de profonds changements dans les modes de vie⁹², et a pu entraîner une modification de la consommation de tabac, indépendamment de la proximité des frontières et de la facilité d'accès à un tabac meilleur marché à l'étranger. La baisse de l'activité touristique et professionnelle⁹³, la détérioration de la santé mentale causée par la pandémie (Bagein *et al.*, 2022), la perte de revenus due au chômage partiel⁹⁴, la plus grande difficulté à trouver un emploi ou encore l'arrêt de l'activité pour certains indépendants pourraient avoir eu un impact sur la

91. Les écarts-types doublent quasiment lorsqu'ils sont clusterisés au niveau du département (0.021) plutôt qu'au niveau de la zone de chalandise (0.013). Comme pour les sections précédente, les résultats (coefficient et écarts-types) sont inchangés lorsque le modèle inclut ou non des effets fixes de zones de chalandise.

92. On peut mentionner l'affaiblissement des interactions sociales, la fermeture de nombreux lieux de rassemblement public et privé (établissements sportifs et culturels, restaurants, bars, cinémas etc.), le recours accru au télétravail, etc.

93. Une étude de l'Insee a estimé, à partir des données de téléphonie mobile, que 1,3 million de visiteurs étrangers ou de résidents des DOM ont quitté la France métropolitaine pendant le premier confinement entre la mi-mars et la mi-mai 2020 (Galiana *et al.*, 2020).

94. L'indemnisation du chômage partiel correspond généralement à 84 % du salaire net. Le taux de recours à l'activité partielle a atteint son plus haut niveau entre la fin mars et le mois d'avril 2020, avec près de 40 % des salariés concernés (Brunner et Maurin, 2021). Le taux de recours à l'activité partielle dans le secteur privé était de 25 % en avril, et de 8% en novembre 2020 (Bach *et al.*, 2022).

consommation de tabac. L'augmentation de la part du tabac à rouler (en volume et en valeur) en avril et mai 2020 (Figure 30 en annexe), y compris loin des frontières (+ 5 %), contribue à soutenir cette hypothèse.

Afin d'interpréter l'effet estimé en avril-mai 2020 comme le transfert des achats transfrontaliers vers le réseau officiel français, il est nécessaire d'isoler l'effet de la fermeture de la frontière des conséquences plus générales de la pandémie. Les sections suivantes visent à neutraliser les effets observés "loin des frontières", c'est-à-dire dans les zones où les achats transfrontaliers sont supposés négligeables, susceptibles de refléter l'effet (uniforme) de la crise sanitaire sur le territoire national.

TABLE 3 – Effet estimé de la fermeture des frontières sur les achats de tabac en France métropolitaine (modèle (2) en double différence).

	(1)	(2)	(3)
	Montant de tabac par habitant	Quantité de tabac par habitant	Prix moyen du tabac
Fermeture des frontières (θ)	0.0696*** (0.0127)	0.0820*** (0.0130)	-0.0123*** (0.000231)
Variables de contrôle	Oui	Oui	Oui
Effets fixes de zones de chalandise	Oui	Oui	Oui
Pondération par le nombre d'habitants	Oui	Oui	
Observations	987 610	987 610	987 610
Variation relative [†] (%)	7.2	8.5	- 1.2

Note : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont clusterisés au niveau de la zone de chalandise et sont robustes à l'hétéroscédasticité et à l'auto-corrélation. Les observations sont pondérées par le nombre d'habitants de 15 ans ou plus en 2019.

Les variables de contrôle incluent une indicatrice par mois, une tendance temporelle (polynôme d'ordre 3), le prix mensuel du paquet de 20 cigarettes le plus vendu en France (polynôme d'ordre 3) et une indicatrice de temps d'accès (par la route et en heures creuses) à la frontière terrestre la plus proche.

[†] Les variations relatives sont exprimées en pourcentage et sont obtenues par la formule suivante : $(e^\theta - 1) * 100$.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020

7.2.2 Identifier le temps de trajet "limite" au-delà duquel les achats transfrontaliers peuvent être considérés comme négligeables

La Figure 31 en annexe présente l'effet estimé de la fermeture des frontières (et de la crise sanitaire) en avril et mai 2020 sur les achats de tabac en valeur et en volume, en restreignant progressivement l'échantillon aux zones de chalandise les plus éloignées des

frontières terrestres. Le point situé le plus à gauche sur la Figure 31.a (respectivement sur la Figure 31.b) correspond à l'estimation de la colonne (1) (respectivement de la colonne (2)) de la Table 3 obtenue en estimant le modèle (2) (double différence) pour l'ensemble des zones de chalandises de France métropolitaine (soit 100 % des achats de tabac réalisés en France métropolitaine, axe de droite des Figures 31.a et 31.b respectivement). Le point situé le plus à droite correspond à l'estimation de l'effet de la fermeture des frontières (et de la crise sanitaire) en avril et mai 2020 sur les achats de tabac en valeur (respectivement en volume) dans les zones de chalandise situées à plus de 270 minutes d'une frontière (soit environ 10 % des achats de tabac en France métropolitaine). La Figure 31.a (respectivement la Figure 31.b) montre que l'effet de la fermeture des frontières (et de la crise sanitaire) sur les achats de tabac en valeur (respectivement en volume) est stable et négatif, de l'ordre de - 2,1 % (respectivement de l'ordre de - 0,9 %), dans les zones situées à plus de 200 minutes d'une frontière. Puisque cet effet "loin des frontières terrestres" est peu susceptible de refléter une variation liée à un report des achats transfrontaliers en faveur du réseau officiel français⁹⁵, nous estimons dans la section suivante les variations nationales en avril et mai 2020 nettes des variations observées à plus de 200 minutes d'une frontière.

7.2.3 Estimer l'effet de la fermeture des frontières au moyen d'une triple différence

La Table 4 présente les résultats de l'estimation du modèle (3) lorsque le temps de trajet au-delà duquel les achats transfrontaliers sont considérés comme négligeables est fixé à 200 minutes (voir la section précédente pour une justification de ce choix). La variable expliquée correspond aux achats de tabac par habitant en valeur (colonne 1) et en volume (colonne 2). Les observations sont pondérées par le nombre d'habitants de 15 ans ou plus de la zone de chalandise, et les écarts-types sont estimés par la méthode

95. La plupart des études concluent que les achats transfrontaliers aux Etats-Unis sont négligeables au-delà d'une distance comprise entre 60 km (Chiou et Muehlegger, 2008; Merriman, 2010; Cho, 2016) et 110 km (Lovenheim, 2008; Harding *et al.*, 2012; Nicholson *et al.*, 2016) des zones où le tabac est plus abordable. En outre, le baromètre de Santé publique France 2018 (enquête déclarative, Andler *et al.* 2019) suggère que les achats transfrontaliers de tabac sont négligeables dans les régions Bretagne (moins de 3 % des fumeurs ont effectué leur dernier achat de tabac dans un pays limitrophe) et Pays de la Loire (moins de 1 % des fumeurs ont effectué leur dernier achat de tabac dans un pays limitrophe), qui concentrent les zones de chalandise éloignées de plus de 200 minutes d'une frontière (voir Figure 13). Enfin, les résultats de la Section 7.1 suggèrent également que les achats transfrontaliers de tabac sont négligeables en France métropolitaine au-delà de 200 minutes d'une frontière terrestre.

du bootstrap par bloc⁹⁶. Comme pour les modèles (1) et (2), la prise en compte de l'hétérogénéité fixe inobservée entre zones de chalandise (effets fixes) modifie très peu les estimations.

Les résultats de la Table 4 montrent que la fermeture des frontières en avril et mai 2020 a entraîné un surplus d'achats de tabac à l'échelle nationale de 9,5 % (en valeur et en volume), net des variations imputables au contexte générale de la pandémie estimées à plus de 200 minutes d'une frontière⁹⁷.

Afin de tester la robustesse de ces résultats, nous proposons un *test placebo* en annexe A.2, qui consiste à comparer l'effet estimé en avril-mai 2020 avec l'effet estimé en avril-mai pour les années 2010-2019⁹⁸. La Figure 9 en annexe montre que l'augmentation forte et significative des achats de tabac dans le réseau officiel français estimée en avril-mai 2020 à l'échelle nationale n'est jamais observée les années précédentes.

96. 500 échantillons (de taille égale à l'échantillon principal) sont obtenus par tirage aléatoire avec remise des zones de chalandise.

97. Une méthode alternative pour estimer l'effet de la fermeture des frontières en avril et mai 2020 sur les achats de tabac en France métropolitaine consiste à utiliser les estimations obtenues à partir du modèle (1). Cette méthode permet d'estimer un effet sur les achats de tabac (en volume et en valeur) de 9,2 % au niveau national (net de l'effet observé à plus de 200 minutes d'une frontière).

98. Ce test placebo s'apparente à un test de l'hypothèse de tendance commune entre la période traitée (avril-mai) et la période témoin (janvier-février/juillet-décembre).

TABLE 4 – Effet estimé de la fermeture des frontières sur les achats de tabac en France métropolitaine (modèle 3).

	(1)	(2)
	Montant de tabac par habitant	Quantité de tabac par habitant
Fermeture des frontières (θ)	0.0912*** (0.0125)	0.0912*** (0.0127)
Variables de contrôle	Oui	Oui
Effets fixes de zones de chalandise	Oui	Oui
Pondération par le nombre d'habitants	Oui	Oui
Observations	987 610	987 610
Variation relative [†] (%)	9,5	9,5

Note : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont clusterisés à l'échelle de la zone de chalandise et sont robustes à l'hétéroscédasticité et à l'auto-corrélation. Ils sont estimés par bloc-bootstrap (tirage aléatoire de zones de chalandise avec remise, 500 itérations). Les observations sont pondérées par le nombre d'habitants de 15 ans ou plus en 2019.

Les variables de contrôle incluent une indicatrice par mois, une tendance temporelle (polynôme d'ordre 3), le prix mensuel du paquet de 20 cigarettes le plus vendu en France (polynôme d'ordre 3) et une indicatrice de temps d'accès (par la route et en heures creuses) à la frontière terrestre la plus proche.

[†] Les variations relatives sont exprimées en pourcentage et sont obtenues par la formule suivante : $(e^\theta - 1) * 100$.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020

8 Interprétation et robustesse des résultats

Cette section examine la plausibilité des hypothèses ayant permis d'estimer l'ampleur des achats transfrontaliers de tabac ($\frac{X_t}{Y_t}$) à partir de la variation relative des achats de tabac en France lors de la fermeture des frontières en avril et mai 2020 ($\frac{\Delta Y_t}{Y_t}$). En d'autres termes, nous testons la validité des hypothèses permettant d'aboutir à la relation $\frac{\Delta Y_t}{Y_t} \approx \frac{X_t}{Y_t}$.

8.1 Lors de la fermeture des frontières, les consommateurs ont-ils pu s'appuyer sur des stocks de tabac achetés au préalable à l'étranger ?

Afin d'obtenir une estimation des achats transfrontaliers à partir des résultats des sections précédentes, il est tout d'abord nécessaire de supposer que le surplus d'achats effectué auprès des fournisseurs agréés en avril et mai 2020 reflète l'évolution de la demande de tabac pour le réseau officiel français au cours de cette période.

En effet, les données disponibles ne portent que sur les achats (flux entrants) de tabac auprès des fournisseurs agréés, et non sur les stocks des buralistes. Or, les buralistes ont pu partiellement mobiliser leurs réserves de tabac pour répondre à l'augmentation de la demande lors de la fermeture des frontières. De même, il est possible que les consommateurs qui achètent habituellement du tabac à l'étranger possèdent des réserves - puisque le coût de transport par unité diminue avec le volume de tabac acheté à l'étranger - réduisant ainsi leur besoin d'acheter en France où les prix sont plus élevés. La mobilisation de ces réserves pourrait entraîner une sous-estimation des achats transfrontaliers, le surplus d'achats de tabac auprès des fournisseurs agréés en avril et mai 2020 ne reflétant que partiellement le transfert de la demande de tabac en France.

Afin d'examiner cette hypothèse, les Figures 21 et 22 en annexe représentent l'évolution hebdomadaire des achats de tabac (exprimés en valeur) par habitant âgé de 15 ans ou plus, pour les années 2019 (courbe bleue) et 2020 (courbe verte), au sein des départements situés en moyenne à moins de 30 et 60 minutes de la frontière, respectivement⁹⁹. La Figure 23 en annexe présente l'évolution hebdomadaire des achats de tabac en 2019 et en 2020 pour les départements situés en moyenne à plus de 200 minutes d'une frontière. Les lignes rouges en pointillés indiquent les périodes de fermeture des frontières, tandis que les lignes noires en pointillés indiquent les périodes de confinement de la population.

Les Figures 21 à 23 montrent que les achats de tabac par habitant présentent des niveaux similaires en 2019 et 2020 pendant les mois de janvier et février, quelle que soit la proximité des frontières. En revanche, dans les départements situés à moins de 30 ou 60 minutes en moyenne d'une frontière, les achats de tabac augmentent au cours de la dernière semaine de mars 2020 par rapport à mars 2019. Ils demeurent stables

99. Les données mobilisées correspondent aux achats de tabac hebdomadaires effectués par les buralistes auprès du premier fournisseur agréé, qui détient 99 % du marché. Ces données ne sont disponibles que sous forme agrégée au niveau départemental.

à un niveau nettement plus élevé qu'en 2019 de la première semaine d'avril jusqu'à la réouverture des frontières à la mi-juin 2020 (Figures 21 et 22). Cette tendance ne s'observe pas dans les départements situés à plus de 200 minutes d'une frontière (Figure 23). Lorsque les frontières sont de nouveau ouvertes (semaine du 15 juin 2020), les achats de tabac retrouvent des niveaux similaires à ceux de l'année 2019, quelle que soit la distance des frontières. Les Figures 21 à 23 suggèrent également que ni la fin du premier confinement strict le 11 mai, ni le second confinement du 30 novembre au 14 décembre, n'ont significativement affecté le niveau des achats de tabac en France, quelle que soit la distance à la frontière¹⁰⁰. Seule la période correspondant à la fermeture des frontières (hormis les 15 derniers jours de mars 2020) semble avoir eu un effet notable à la hausse sur les achats de tabac dans les départements situés à proximité des frontières.

Les résultats de cette section confirment la nécessité d'exclure le mois de mars 2020 de l'analyse afin de limiter les biais d'estimation. D'une part, les frontières sont ouvertes les 15 premiers jours de mars 2020 et, d'autre part, les consommateurs et/ou les buralistes semblent effectivement s'être appuyés sur des stocks pendant les 15 derniers jours de mars 2020. Cette dernière hypothèse est confortée par les faibles fluctuations (par rapport à 2019) des achats auprès des fournisseurs agréés à proximité des frontières pendant cette période (Figures 21 et 22).

L'hypothèse selon laquelle la consommation des réserves de tabac aurait pu se prolonger au-delà de la fin du mois de mars apparaît moins probable. En effet, après une période de forte hausse, le volume des achats effectués auprès des fournisseurs agréés est resté relativement constant entre le début du mois d'avril et la ré-ouverture des frontières à la mi-juin. Ce résultat suggère soit un épuisement des stocks dans les 15 premiers jours suivant le début de la fermeture des frontières, soit l'existence de réserves remarquablement importantes capables d'assurer un approvisionnement constant tout au long de la période de fermeture des frontières. La durée de cette période (3 mois) rend cette dernière hypothèse moins plausible.

Si l'on exclut les 15 premiers jours suivant la fermeture des frontières (période exclue de l'analyse principale), les stocks semblent jouer un rôle relativement négligeable et sont donc peu susceptibles de biaiser l'estimation des achats transfrontaliers.

100. Le surplus d'achats de tabac des dernières semaines d'octobre 2020, observé dans tous les départements quelle que soit la distance aux frontières, serait lié à l'anticipation de la hausse de la fiscalité du tabac au 1er novembre 2020 (Woerth et Park, 2021).

8.2 Les mouvements de population à la veille du premier confinement sont-ils corrélés avec l'éloignement des frontières ?

Outre les restrictions de mobilité (autorisations spéciales de déplacement, couvre-feu) et la baisse significative du nombre de personnes présentes sur le territoire, estimée entre -0,9 % à -1,5 %, la veille du premier confinement de la population (du 17 mars au 11 mai 2020), puis la fin de la première phase du déconfinement (du 11 mai au 2 juin 2020), ont été marquées par de forts mouvements de la population en France métropolitaine (Galiana *et al.*, 2020). La période de fermeture des frontières considérée dans cette étude (avril et mai 2020)¹⁰¹ se caractérise ainsi par une répartition atypique de la population sur le territoire. Or, une corrélation entre les mouvements des consommateurs de tabac et la proximité des frontières terrestres serait susceptible de biaiser l'estimation des achats transfrontaliers obtenue à partir des modèles (1) et (3)¹⁰².

Les données issues de la téléphonie mobile fournissent une estimation des populations¹⁰³ présentes à l'échelle départementale pour les périodes du 16 janvier au 17 mars 2020 (période hors confinement), du 17 mars au 11 mai 2020 (période de confinement), et du 11 mai au 31 mai 2020 (période de première phase de déconfinement). Toutefois, ces données ne sont pas disponibles pour les années antérieures, et il n'est donc pas possible de contrôler la saisonnalité des mouvements de population. Nous commençons par comparer ces estimations de populations présentes aux estimations de populations résidentes issues du recensement de la population pour l'année 2019.

La Figure 37 en annexe présente l'écart (en pourcentage) entre la population présente au niveau départemental estimée via les données de téléphonie mobile pendant les semaines qui précèdent le premier confinement (du 16 janvier au 17 mars 2020, Galiana *et al.* 2020) et la population résidente issue du recensement de la population pour l'année 2019, en fonction de la distance moyenne du département (en minutes) à la frontière terrestre la plus proche¹⁰⁴. Les données de téléphonie mobile du 16 janvier au 17 mars,

101. Les données à notre disposition étant mensuelles, nous excluons de l'analyse les mois de mars et de juin 2020, partiellement concernés par la fermeture des frontières.

102. Pour rappel, l'estimation en triple différence (modèle 3) n'élimine pas les biais causés par une variation non homogène des achats (totaux) de tabac par habitant sur le territoire pendant la période de fermeture des frontières (voir Section 6.2). En particulier, l'hypothèse $\frac{\Delta Y_t}{Y_t}|_{d>T} \approx \frac{\Delta Z_t}{Y_t}|_{d>T} \approx \frac{\Delta Z_t}{Y_t}$ n'est plus valide. Le sens du biais est incertain et varie selon que l'estimation loin des frontières sous-estime ou sur-estime la variation des achats totaux de tabac à l'échelle nationale.

103. Il s'agit de la population résidente et non résidente du département, hors population issue des DOM et des pays étrangers.

104. Il s'agit du temps de trajet moyen par transport terrestre, pondéré par la taille de la population de chaque commune (Recensement de la population 2019, Insee).

période épargnée par la crise sanitaire en France, révèlent un surplus de population dans les départements situés en montagne, particulièrement fréquentés en hiver, par rapport aux estimations de population du recensement de 2019 (+38 % en Savoie, +33 % dans les Hautes-Alpes, +15 % en Haute-Savoie et +9,5 % dans les Hautes-Pyrénées). Les départements de montagne étant majoritairement situés à proximité des frontières, l'excédent de population estimé pour janvier et février 2020, par rapport au recensement de 2019, est négativement (-0,29) et significativement (p -value = 0,004) corrélé avec la distance aux frontières. Pour ces départements montagneux, les estimations de population en janvier et février ne peuvent donc pas servir de contrefactuels fiables pour les mois d'avril et de mai.

La Figure 38 présente l'écart (en pourcentage) entre la population départementale estimée via les données de téléphonie mobile pendant la période de confinement (du 17 mars au 2 juin 2020, [Galiana et al. 2020](#))¹⁰⁵ et la population départementale issue du recensement de la population pour l'année 2019, en fonction de la distance moyenne du département (en minutes) à la frontière terrestre la plus proche. La Figure 38 révèle une légère corrélation positive (+0,07), mais non significative (p -value = 0,53), entre la variation de population présente pendant le confinement par rapport à la population résidente en 2019 (recensement) et la distance du département à la frontière la plus proche ($\rho = 0.06$). Le département de Paris, situé à environ 133 minutes des frontières, se démarque par une population beaucoup plus faible pendant le confinement que celle estimée en moyenne en 2019 à partir du recensement (-20 %). Ce résultat est susceptible d'expliquer le défaut d'achat de tabac par habitant estimé entre 130 et 140 minutes d'une frontière (Figure 4) dans la Section 7.1 (la population de Paris représente un peu plus du tiers de la population de France métropolitaine résidant entre 130 et 140 minutes d'une frontière terrestre).

Enfin, la Figure 39 en annexe montre l'évolution (en pourcentage) de la population départementale estimée via les données de téléphonie mobile entre la période qui précède le confinement (du 16 janvier au 17 mars 2020) et la période de confinement (du 17 mars au 2 juin 2020), en fonction de la distance moyenne du département (en minutes) à la frontière terrestre la plus proche. Comme le révélaient les Figures 37 et 38 en annexe, les départements qui connaissent la plus forte évolution de leur population ré-

105. Les estimations de populations départementales issues des données de téléphonies mobiles sont très similaires pour la période de confinement strict (du 17 mars au 11 mai 2020) et pour la période de déconfinement progressif (du 11 mai au 31 mai 2020). Par conséquent, nous considérons les estimations moyennes obtenues sans distinction pour l'ensemble de la période de confinement, du 17 mars au 2 juin 2020.

sidente et non résidente sont la Savoie (-30 %), les Hautes-Alpes (-27 %), Paris (-20 %), les Hautes-Pyrénées (-11 %) et la Haute-Savoie (-10 %). Les évolutions de populations les plus importantes - à l'exception de Paris - sont observées dans les départements de montagne, situés à proximité des frontières, et sont en grande partie liés à la fin de la saison touristique hivernale, précipitée par le confinement de la population.

Afin de tester la robustesse des résultats des Sections 7.1 et 7.2, nous estimons les modèles (1) et (3) en excluant les départements qui ont connu les plus fortes variations de population (supérieures à 10 %) entre janvier-février et avril-mai 2020. La Figure 40 en annexe présente l'effet de la fermeture des frontières en fonction de la distance à l'étranger et la Table 9 en annexe présente l'effet estimé à l'échelle nationale en excluant la Savoie, les Hautes-Alpes, Paris, les Hautes-Pyrénées et la Haute-Savoie (en plus de la Corse et des DOM). L'effet estimé en valeur à l'échelle nationale est de 10,8 %¹⁰⁶, un résultat proche de l'estimation principale.

8.3 Les autres mesures prises dans le cadre de la crise sanitaire en 2020 (de juillet à décembre) ont-elles également pu influencer les achats de tabac selon la proximité des frontières ?

Les estimations des modèles (1) et (2) sont obtenues en comparant l'évolution des achats de tabac en avril et mai, concernés par la fermeture des frontières en 2020, aux achats effectués les autres mois de l'année (à l'exception des mois de mars et juin). Ces modèles supposent que les effets liés au contexte de la crise sanitaire sont homogènes en moyenne sur l'année 2020 et sur le territoire¹⁰⁷. Le modèle (3) relâche l'hypothèse d'homogénéité des effets de la crise sanitaire en moyenne sur l'année 2020¹⁰⁸ mais suppose encore l'homogénéité des effets sur le territoire en dehors de la période de fermeture des frontières. Dans cette section, nous examinons cette dernière hypothèse.

L'année 2020 a été marquée par deux confinements de la population¹⁰⁹, le premier

106. Les estimations localisées (voir par exemple les Figures 5 et 25) montre une hétérogénéité de l'effet de la fermeture des frontières en fonction de la frontière considérée. Par conséquent, l'effet estimé en excluant ces 5 départements n'est pas nécessairement représentatif de l'effet moyen à l'échelle nationale.

107. Plus précisément, les modèles (1) et (2) supposent que l'effet de la crise sanitaire, mise à part la fermeture des frontières, ne dépend pas de la proximité des frontières.

108. Plus précisément, le modèle (3) autorise l'existence d'un effet distinct en avril et mai 2020 par rapport aux autres mois de l'année.

109. Pendant les deux confinements de l'année 2020, les individus sont contraints de demeurer chez

du 17 mars au 10 mai 2020, et le second du 30 octobre au 14 décembre 2020. Ces périodes ont été respectivement suivies et précédées de fortes restrictions de mobilité, du 11 mai au 15 juin 2020, puis du 14 octobre au 29 octobre 2020 (instauration de couvre-feux, restriction des déplacements "non essentiels" dans un rayon de 10 kilomètres et de 20 kilomètres respectivement). En dehors de ces périodes, des restrictions de déplacement à l'étranger ont pu être ponctuellement imposées, avec l'instauration de quarantaines ou l'obligation de fournir un test PCR négatif pour traverser les frontières. Ces restrictions ont pu affecter le recours aux achats transfrontaliers en dehors de la période concernée par la fermeture des frontières, du 17 mars au 15 juin 2020, et donc affecter les achats selon la proximité des frontières pendant la période de référence (janvier-février et juillet-décembre), ce qui serait source de biais pour les estimations des modèles (1) à (3).

Afin d'examiner cette hypothèse, nous estimons une version légèrement modifiée du modèle (1). Pour chaque mois $M \in [1, 12]$ et pour chaque année $T \in [2010, 2020]$, nous considérons le modèle suivant :

$$Y_{ima} = \exp(\alpha_i + \mu X_{ima} + \sum_{\substack{d \in \mathcal{D} \\ d \neq d_0}} \beta_d \mathbb{1}_d + \sum_{d \in \mathcal{D}} \gamma_{dM} \mathbb{1}_d \mathbb{1}_M + \sum_{d \in \mathcal{D}} \delta_{dT} \mathbb{1}_d \mathbb{1}_T + \sum_{d \in \mathcal{D}} \theta_{dMT} \mathbb{1}_d \mathbb{1}_M \mathbb{1}_T) \nu_{ima} \quad (1'')$$

où $\mathbb{1}_M$ est une indicatrice qui vaut 1 si le mois $m = M$, et 0 sinon, et $\mathbb{1}_T$ est une indicatrice qui vaut 1 si l'année $a = T$, et 0 sinon.

Les coefficients d'intérêt θ_{dMT} capturent les variations des achats de tabac pour chaque mois M de l'année T . Ils sont estimés par la méthode des doubles différences. Pour chaque année $a \in [2010, 2020]$, la première différence compare les achats du mois M de l'année a aux achats des autres mois de l'année a ¹¹⁰ ; la seconde différence compare cette première différence pour l'année T à cette même différence pour les années $a \neq T$ ¹¹¹.

Les Figures 32, 33 et 34 présentent les résultats de l'estimation du modèle (1'') pour chaque valeur de $M \in [1, 12]$ et de $T \in [2010, 2020]$. Afin de simplifier la lecture, les écarts-types ne sont pas reportés et les coefficients correspondent aux transformations $(\exp(\theta_{dMT}) - 1) * 100$, $d \in \mathcal{D}$. Les coefficients estimés pour l'année 2020, pour chaque mois $M \in [1, 12]$, apparaissent en bleu sur les Figures 32, 33 et 34.

eux et ne sont autorisés à sortir de leur logement que pour des raisons professionnelles, des achats de première nécessité, des raisons de santé, des urgences familiales, ainsi que pour exercer une activité physique individuelle dans un rayon de 1 kilomètre autour du domicile.

110. A l'exclusion des mois de mars, avril, mai et juin si $M \notin [\text{mars}, \text{avril}, \text{mai}, \text{juin}]$.

111. A l'exclusion de $a = 2020$ si $T \neq 2020$.

Hormis pour les mois d'avril et de mai, et dans une moindre mesure pour le mois de juin, les variations mensuelles des achats de tabac en 2020 ne sont pas corrélées avec la proximité des frontières. En outre, l'évolution des achats de tabac estimée de janvier à février 2020 (mois non concernés par la crise sanitaire) n'est pas très différente de l'évolution estimée de juillet à décembre 2020 (mois concernés par la crise sanitaire)¹¹², ce qui suggère que les achats retrouvent à peu près leur niveau d'avant crise (janvier-février) à partir de juillet 2020.

Ces résultats suggèrent également que les diverses restrictions de mobilité imposées au cours de l'année 2020 (limitation des déplacements "non essentiels", couvre-feux, quarantaines) n'ont pas modifié de manière significative le recours aux achats transfrontaliers, à l'exception de la fermeture des frontières entre la mi-mars et la mi-juin 2020. Ce résultat confirme notre choix d'exclure les mois de mars et juin de l'analyse (partiellement concernés par la fermeture des frontières), mais de conserver les mois de juillet à décembre au sein de la période de référence (au même titre que les mois de janvier à février).

Les Figures 35 et 36 en annexe présentent les résultats de l'estimation du modèle (3) en restreignant l'échantillon respectivement aux mois de janvier, février, avril et mai (Figure 35), et aux mois d'avril, mai, et de juillet à décembre (Figure 36). Les estimations obtenues sont proches (+ 10 % pour l'année 2020, résultat non significatif pour les autres années) de l'estimation principale présentée dans la Table 4, ce qui suggère que cette dernière n'est pas significativement affectée par la période de référence choisie (mois témoin).

Ces résultats confirment que la fermeture des frontières est la principale mesure expliquant la forte hausse des achats de tabac dans le réseau officiel français à proximité des frontières en avril et mai 2020, loin devant les autres restrictions de mobilité décidées au cours de l'année 2020 dans le cadre de la lutte contre la pandémie de covid-19.

112. Hormis pour les mois d'avril à juin 2020, les écarts entre les mois de l'année 2020 (courbes bleues) sont du même ordre de grandeur que les écarts entre les mois des années précédentes (courbes grises). On note toutefois, indépendamment de la proximité des frontières, un surplus d'achats de tabac en octobre 2020, et un défaut d'achat du même ordre de grandeur en novembre 2020, comparativement aux autres mois de l'année (Figure 34). Un rapport de l'Assemblée nationale explique que le surplus d'achat en octobre 2020 proviendrait d'une anticipation de la hausse de la fiscalité du tabac au 1er novembre 2020 (+ 0,5 euro par paquet de 20 cigarettes). Le défaut d'achat en novembre 2020 résulterait d'un ajustement à la baisse des achats suite à la constitution de stocks en octobre 2020 (Woerth et Park, 2021). Enfin, notons que les achats en janvier et février 2020 sont légèrement inférieurs à ceux des autres mois de l'année 2020 (juillet à décembre), indépendamment de la proximité des frontières, par rapport aux écarts observés les années précédentes (Figure 32).

8.4 Lors de la fermeture des frontières, les consommateurs qui résident à proximité des frontières ont-ils pu continuer à s’approvisionner à l’étranger ?

Pour estimer les achats transfrontaliers de tabac sur la base des résultats des sections précédentes, nous avons supposé que tous ces achats avaient cessé et s’étaient déplacés vers la France pendant la période de fermeture des frontières.

Or, entre le 17 mars et le 15 juin 2020, les travailleurs transfrontaliers ont bénéficié d’une autorisation spéciale pour se rendre sur leur lieu de travail, sur présentation d’un certificat de l’employeur. Certains ont donc pu continuer à se procurer du tabac dans le pays où ils travaillaient, soit pour leur usage personnel, soit pour leurs proches, en dépit des restrictions frontalières. Par ailleurs, le mois de mai a été marqué par un assouplissement des contrôles et des autorisations de traversée des frontières¹¹³. Cette situation pourrait entraîner une sous-estimation des achats transfrontaliers de tabac, l’augmentation des achats observée pendant la fermeture des frontières en avril et mai 2020 ne représentant le cas échéant qu’une partie de la consommation habituellement effectuée à l’étranger¹¹⁴.

Afin de tester cette hypothèse nous mobilisons les données de transactions bancaires (non exhaustives) d’un échantillon (non représentatif) de 160 044 ménages clients de l’une des principales banques de détail françaises. Pour cet échantillon, nous disposons des dépenses réalisées par carte bancaire dans les commerces dont l’activité principale est la vente de produits du tabac (Merchant Category Code). Ces dépenses sont agrégées par département de résidence, pays d’achat et par mois d’achat de juillet 2019 à

113. À titre d’exemple, après avoir réservé le passage aux seuls travailleurs frontaliers et au transport de marchandises, les contrôles à la frontière franco-allemande ont été assouplis fin avril 2020, et les autorisations de passage ont été étendues aux motifs personnels et familiaux (visite d’enfants en garde alternée, visite à un parent malade, rapprochement de conjoints). Les élèves et étudiants transfrontaliers ont également été autorisés à franchir la frontière franco-allemande début mai. À partir de la mi-mai, les contrôles aux frontières n’étaient plus systématiques et tous les points de passage étaient ouverts (31 points de passage sur 35 étaient fermés et sous surveillance policière à la mi-mars 2020).

114. La répartition des travailleurs transfrontaliers n’est pas uniforme sur le territoire. Leur proportion au sein de la population active augmente avec la proximité des frontières terrestres, ce qui suggère que la sous-estimation des achats transfrontaliers de tabac pourrait être plus prononcée à proximité des frontières. Les données du recensement de la population indiquent qu’en 2019 les communes situées à moins de 10 minutes en voiture d’une frontière comptaient en moyenne 30 % de travailleurs transfrontaliers. En revanche, les zones situées à environ 45 minutes d’une frontière en comptaient moins de 1 % (voir Figure 41 en annexe). Ces résultats sont également hétérogènes selon la frontière considérée (voir Figure 42 en annexe).

décembre 2023 (voir la Section 4.6).

La Table 10 en annexe montre qu'entre juillet 2019 et décembre 2023, 87,6 % des dépenses effectuées dans un bureau de tabac par les clients de l'échantillon ont eu lieu en France, 12,1 % dans les pays frontaliers et 0,3 % dans les pays non frontaliers. En 2022 et 2023, après la crise sanitaire, 86,2 % des dépenses ont lieu en France, 13,5 % dans les pays frontaliers et 0,3 % dans les pays non frontaliers. Bien que non représentatifs de l'ensemble de la population française, ces résultats sont proches de ceux du baromètre de Santé publique France de 2017 et 2018, basé sur un échantillon représentatif de plus de 34 000 fumeurs âgés de 18 à 75 ans (Andler *et al.*, 2019)¹¹⁵. Lors de la fermeture des frontières en avril et mai 2020, les dépenses dans les pays frontaliers ne représentent plus que 1,6 % des dépenses effectuées en bureau de tabac en moyenne. En comparaison, elles représentent 13,9 % des dépenses effectuées en avril-mai 2022 et 2023.

La Figure 43 en annexe montre l'évolution de la part des achats effectuées à l'étranger (pays frontaliers et non frontaliers) dans les bureaux de tabac (courbe bleue) et dans les épiceries et supermarchés (courbe verte) entre juillet 2019 et décembre 2023. Elle met en évidence un pic saisonnier en août, plus marqué pour les bureaux de tabac que pour les épiceries et supermarchés. Elle montre également une baisse significative des achats dans les bureaux de tabac à l'étranger lors de la fermeture des frontières, passant d'une moyenne de 13,8 % hors crise sanitaire à 0,9 % et 2,6 % respectivement en avril et mai 2020. L'augmentation de la part des achats transfrontaliers à partir de début mai 2020 est confirmée au niveau hebdomadaire (Figure 44 en annexe), suggérant une plus grande porosité des frontières dans la seconde moitié du confinement.

La Table 5 présente l'estimation (modèle (2) - double différence) de l'effet de la fermeture des frontières en avril et mai 2020 sur les dépenses dans les bureaux de tabac en France (colonne 1), à l'étranger (colonne 2) et dans l'ensemble, sans distinction de pays (colonne 3). Les résultats obtenus montrent qu'une partie des dépenses dans les bureaux de tabac à l'étranger semble s'être maintenue lors de la fermeture des frontières (14 %). Par ailleurs, les dépenses totales effectuées dans les bureaux de tabac (en France et à l'étranger) ont également légèrement diminué (-1,7 %), en particulier dans les départements situés à moins de 120 minutes d'une frontière (-2 %), ce qui pourrait refléter un recours accru aux stocks de tabac, une baisse de la consommation totale de tabac ou encore une augmentation du recours au marché parallèle, par exemple.

115. Selon cette enquête, 80 % des fumeurs déclarent avoir effectué leur dernier achat de tabac en France, 14,4 % dans un pays frontalier, 1,2 % dans un pays non frontalier et 4,4 % ailleurs (rue, internet, duty free, ne sait pas).

Ces résultats semblent confirmer qu’une partie des dépenses habituellement effectuées à l’étranger n’a pas été transférée en France lors de la fermeture des frontières.

La relation (0) permet d’estimer le ratio contrefactuel (frontières ouvertes) des dépenses à l’étranger sur les dépenses en France en avril et mai 2020 ¹¹⁶, estimé à 14,5 % :

$$\frac{X}{Y} = \frac{\frac{\Delta Y}{Y} - \frac{\Delta Z}{Z}}{\frac{\Delta Z}{Z} - \frac{\Delta X}{X}} \approx 14,5\%$$

Cette estimation doit être considérée avec prudence, car l’échantillon n’est pas représentatif et des biais peuvent exister en raison de l’utilisation différente des cartes bancaires au fil du temps, mais aussi en fonction de la région de résidence et du lieu d’achat (voir la section suivante). Ces résultats suggèrent néanmoins que les achats transfrontaliers ont en partie persisté en avril et mai 2020, et que les dépenses totales de tabac ont légèrement baissées, mais de manière non uniforme sur le territoire. Ces deux résultats suggèrent que les estimations principales constituent un minortant des achats transfrontaliers habituels en l’absence de fermeture des frontières.

Pour clore cette section, la Table 12 en annexe ré-estime la triple différence (modèle 3) sur les données de ventes officielles hebdomadaires agrégées à l’échelle départementale pour la période du 30 mars au 31 mai (période considérée dans l’analyse principale) et pour la période du 13 avril au 17 mai, les biais de sous-estimation liés aux effets de stocks de tabac (Figures 21 et 22 en annexe) et de ré-ouverture progressive des frontières (Figure 44 en annexe) étant moindre sur cette période. Lorsque l’analyse est restreinte à la période du 13 avril au 17 mai (colonnes 2 et 4), le surplus de ventes de tabac dans le réseau officiel est estimé à environ 11,7 % en valeur (10,9 % en volume), contre 9,7 % (respectivement 9 %) pour l’ensemble des mois d’avril et de mai (colonnes 1 et 3). Les résultats de la Figure 49 en annexe confirment un surplus de ventes officielles plus important à proximité des frontières pour la période du 13 avril au 17 mai par rapport aux autres semaines concernées par la fermeture des frontières.

116. Notons que cette estimations inclut les achats transfrontaliers effectués par ceux qui résident loin des frontières.

TABLE 5 – Estimation de l’effet de la fermeture des frontières sur les dépenses de tabac en France métropolitaine, à l’étranger et au total à partir des données de transactions par carte bancaire (modèle 2).

	(1)	(2)	(3)
	Dépenses en France	Dépenses à l’étranger	Dépenses totales
Ensemble			
Fermeture des frontières (θ)	0.100*** (0.0183)	-1.985*** (0.203)	-0.0173 (0.0199)
Observations	3 760	3 760	3 760
Variation relative [†] (%)	10.5	-86	-1.7
A moins de 120 minutes d’une frontière			
Fermeture des frontières (θ)	0.184*** (0.0356)	-1.862*** (0.239)	-0.0198 (0.0418)
Observations	1 440	1 440	1 440
Variation relative (%)	20.2	-84.5	-2
A plus de 180 minutes d’une frontière			
Fermeture des frontières (θ)	0.0227* (0.0135)	-2.170*** (0.289)	-0.00992 (0.0129)
Observations	1 360	1 360	1 360
Variation relative [†] (%)	2.3	-88.6	-1
Variables de contrôle	oui	oui	oui
Effets fixes de départements	oui	oui	oui
Pondération par le nombre d’habitants	oui	oui	oui

Note : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont clusterisés au niveau département et sont robustes à l’hétéroscédasticité et à l’auto-corrélation. Les observations sont pondérées par le nombre d’habitants de 15 ans ou plus en 2019.

Les variables de contrôle incluent une indicatrice par mois, une tendance temporelle (polynôme d’ordre 3) et une indicatrice de temps d’accès (par la route et en heures creuses) à la frontière terrestre la plus proche.

[†] Les variations relatives sont exprimées en pourcentage et sont obtenues par la formule suivante : $(e^\theta - 1) * 100$.

Champ : France métropolitaine hors Corse. Période juillet 2019 - décembre 2023, à l’exclusion de l’année 2021.

Source : Transactions par carte bancaire d’un échantillon de clients d’une des principales banques de détail françaises.

8.5 Les achats transfrontaliers de tabac sont-ils négligeables "loin des frontières" ?

Dans les sections précédentes, nous avons supposé que les achats transfrontaliers de tabac étaient négligeables "loin des frontières", et plus précisément au-delà de 180 minutes de la frontière terrestre la plus proche. C'est notamment sur cette hypothèse que repose la validité de l'estimation obtenue par triple différence (modèle 3).

Le baromètre de Santé publique France semble corroborer cette hypothèse : seuls 1,5 % des fumeurs de 18 à 75 ans qui résident dans les deux régions les plus éloignées des frontières terrestres (Pays de la Loire et Bretagne) déclarent avoir effectué leur dernier achat de tabac dans un pays frontalier en 2018 ([Andler *et al.*, 2019](#)).

Les données de transactions par carte bancaire permettent également d'examiner cette hypothèse. La Table 11 en annexe suggère que la part des dépenses à l'étranger des résidents des départements situés à plus de 180 minutes d'une frontière est plus importante, atteignant près de 4 % de l'ensemble des dépenses dans les bureaux de tabac. Ce résultat est confirmé en utilisant la relation (0) et les estimations de la Table 5 ("A plus de 180 minutes d'une frontière") : la part des achats effectués à l'étranger aurait atteint 3,7 % des achats effectués en France si les frontières étaient restées ouvertes en avril-mai 2020 (situation contrefactuelle).

Une fois encore, ces estimations doivent être considérées avec prudence, car les données relatives aux transactions par carte bancaire portent sur un échantillon non représentatif. En outre, l'utilisation des cartes bancaires peut varier en fonction du lieu de résidence et du pays d'achat. En particulier, la Figure 45 en annexe montre que la part des clients de notre échantillon dans la population départementale âgée de 15 ans ou plus croît avec la distance aux frontières. Par ailleurs, la Figure 46 en annexe montre une forte baisse des dépenses effectuées dans les bureaux de tabac implantés en France par les clients résidant à plus de 240 minutes d'une frontière, un résultat contredit par les ventes officielles de tabac par habitant qui restent stables au-delà de 180 minutes d'une frontière. Enfin, il faut noter que les dépenses dans les débits de tabac diminuent moins vite que les ventes officielles de tabac avec la proximité des frontières, ce qui peut refléter le fait que les activités secondaires des buralistes (presse, bar) résistent voire compensent partiellement les pertes liées aux achats transfrontaliers de tabac à proximité des frontières. En d'autres termes, il est possible que les données de transactions par carte bancaire contribuent à sous-estimer la part des achats transfrontaliers dans les zones proches des frontières et à surestimer

la part des achats transfrontaliers dans les zones éloignées des frontières.

9 Une estimation des pertes de recettes fiscales liées aux achats transfrontaliers de tabac en France, au-delà de l'épidémie de covid-19

Nous avons vu dans les sections précédentes que la méthode utilisée dans cette étude permet d'estimer l'effet de la fermeture des frontières en avril et mai 2020 sur les ventes de tabac dans le réseau officiel français, mais que cet effet sous-estime vraisemblablement la part des achats transfrontaliers en France, ainsi que les pertes de recettes fiscales associées. D'une part, elle suppose que tous les consommateurs ont été contraints de s'approvisionner en France pendant le premier confinement, c'est-à-dire que les frontières ont été parfaitement fermées entre le 18 mars et le 15 juin. Cependant, certains points de passage sont restés ouverts, notamment aux travailleurs transfrontaliers qui ne pouvaient pas télétravailler et qui ont donc pu continuer à s'approvisionner à l'étranger. D'autre part, cette extrapolation suppose que les quantités de tabac achetées sont restées inchangées lorsque les consommateurs ont été contraints de s'approvisionner en France au printemps 2020. Or, le prix du tabac étant plus élevé dans le réseau de distribution français, certains fumeurs se fournissant habituellement à l'étranger pourraient avoir ajusté leur consommation à la baisse. Ces deux hypothèses semblent mises à mal par les résultats obtenus à partir des données de transactions par carte bancaire pour un large échantillon de clients de l'une des principales banques de détail françaises (Section 8).

Afin d'estimer la perte de recettes fiscales en France due aux achats transfrontaliers, cette section présente une approche alternative qui consiste à comparer les ventes observées dans les régions frontalières avec celles qui seraient attendues compte tenu des caractéristiques sociodémographiques de ces zones et des comportements d'achat observés sur le reste du territoire. Cette approche repose sur une hypothèse d'uniformité des achats de tabac sur le territoire, quelle que soit la distance à la frontière, en l'absence de différentiel de prix entre la France et les pays voisins et à caractéristiques sociodémographiques similaires.

9.1 Une méthode d'estimation des pertes fiscales à partir des comportements observés

Cette méthode, plus standard, repose sur la comparaison des achats de tabac réels et prédits dans le réseau officiel sur la base des caractéristiques sociodémographiques (observées) des zones de chalandise. Plus précisément, les achats de tabac sont prédits pour l'année 2020, hors période de fermeture des frontières, à l'aide d'un modèle de Poisson, à partir des caractéristiques observées des zones de chalandise (le nombre d'emplois rapporté au nombre d'habitants, la part des différents secteurs d'activité dans l'emploi, le taux de chômage, le taux d'activité, la part des différentes catégories socio-professionnelles, la part des différentes classes d'âge, la part des différents niveaux de diplôme, et le nombre d'hébergements de tourisme rapporté au nombre d'habitants). Dans un premier temps, le modèle est estimé "loin des frontières" (au-delà de 180 minutes) afin de limiter les éventuels biais liés à la présence d'achats transfrontaliers. Dans un second temps, le modèle est utilisé pour prédire les achats de tabac dans le réseau officiel à proximité des frontières (à moins de 180 minutes).

La Figure 6 présente les achats mensuels de tabac par habitant âgé de 15 ans ou plus en 2020, lorsque les frontières sont ouvertes (les mois de mars à juin sont exclus), en fonction du temps nécessaire pour accéder à la frontière la plus proche (données brutes représentées par les cercles bleus). La courbe bleue est obtenue en lissant les données brutes à l'aide d'un noyau gaussien (fenêtre de lissage de 30 minutes). La courbe noire correspond aux achats prédits à partir des caractéristiques observées des zones de chalandise (fenêtre de lissage de 30 minutes). Les résultats montrent qu'au-delà de 120 minutes d'une frontière, les achats réels et prédits suivent la même tendance et oscillent en 2020 autour d'une valeur moyenne de 80 unités (ou grammes) de tabac par habitant âgé de 15 ans ou plus. A moins de 120 minutes d'une frontière, en revanche, les achats de tabac réels et prédits suivent une trajectoire sensiblement différente. Les achats prédits fluctuent toujours autour de 80 unités (ou grammes) de tabac par habitant, mais les achats réels diminuent avec la proximité de la frontière.

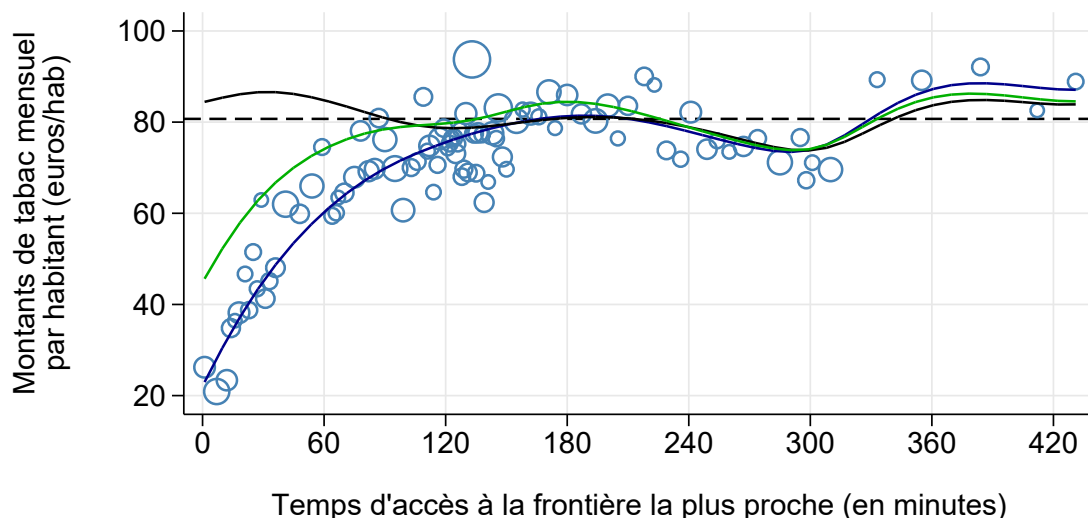
La courbe verte présente les achats de tabac par habitant obtenus en additionnant les achats réels et le surplus d'achats estimé dans la Section 7, en exploitant la fermeture des frontières (fenêtre de lissage 30 minutes). Les courbes bleue (achats réels), noire (achats prédits à partir des caractéristiques observées) et verte (achats réels + achats transfrontaliers estimés dans la Section 7) sont proches et suivent des tendances similaires au-delà de 120 minutes d'une frontière. A moins de 120 minutes d'une fron-

tière, en revanche, bien que la correction apportée par la Section 7 soit notable (courbe verte), nous constatons que les achats de tabac par habitant estimés lorsque les frontières sont fermées sont encore bien inférieurs aux achats prédits par les caractéristiques observées (courbe noire), en particulier à moins de 60 minutes d’une frontière.

Or, plusieurs enquêtes récentes (voir Figure 2) ainsi que la littérature suggèrent une consommation de tabac par habitant plus élevée à proximité des frontières avec les pays où le tabac est moins cher¹¹⁷. Ces résultats suggèrent que les estimations obtenues à partir de l’expérience naturelle en avril-mai 2020 tendent à sous-estimer l’ampleur des achats transfrontaliers. L’une des explications les plus plausibles est que les frontières sont restées partiellement ouvertes, et/ou que les consommateurs des zones frontalières ont fortement réduit leur consommation habituelle de tabac lorsqu’ils ont été contraints de s’approvisionner en France, deux hypothèses soutenues par les résultats de la Section 8.4.

Les estimations obtenues par l’approche alternative, basée sur une comparaison des achats de tabac réels et prédits à partir des caractéristiques observées, ne prennent pas en compte l’élasticité-prix négative et l’accès à du tabac moins cher à proximité des frontières. Il s’agit donc d’une estimation des achats que l’on s’attendrait à observer en France si les prix en France et dans les pays voisins étaient identiques, ou si les frontières étaient parfaitement fermées, ce qui est susceptible de sous-estimer le volume des achats transfrontaliers habituels.

117. L’élasticité-prix est généralement estimée dans la littérature entre -0,4 et -0,6 (Gallet et List, 2003). Dans l’annexe B, la Figure 47 présente une estimation de l’élasticité-prix du tabac à partir des données de la DGDDI.



Achats dans le réseau officiel en 2020 (hors mois de mars à juin) :

- Achats constatés frontières ouvertes (données brutes)
- Achats prédits à partir des caractéristiques observées
- Achats estimés frontières fermées (modèle 1)

FIGURE 6 – Achats mensuels de tabac (en valeur) par habitant âgé de 15 ans ou plus en 2020 en fonction du temps d'accès par la route à la frontière la plus proche : achats réels (dans le réseau officiel), achats prédits par les caractéristiques observables, et achats réels augmentés du surplus estimé lors de la fermeture des frontières en avril-mai 2020.

Note : L'axe x correspond au temps de trajet (par la route et en heures creuses) jusqu'à la commune frontalière la plus proche (en minutes).

L'axe y représente les achats de tabac (en euros) par habitant âgé de 15 ans ou plus en 2020 - à l'exclusion la période allant de mars à juin. Les cercles bleus correspondent aux achats mensuels réellement effectués dans le réseau officiel français lorsque les frontières sont ouvertes en 2020. La courbe bleue est obtenue en lissant ces observations (cercles bleus) par un noyau gaussien (fenêtre de lissage 30 minutes). La courbe noire correspond aux achats par habitant prédits à partir des caractéristiques observables des zones de chalandise et lissés par un noyau gaussien (fenêtre de lissage 30 minutes). La courbe verte correspond aux achats qui seraient observés si les frontières étaient fermées d'après les estimations de la section 7, lissés par un noyau gaussien (fenêtre de lissage 30 minutes). La ligne noire en pointillés correspond aux achats de tabac par habitant dans le réseau officiel français en moyenne à plus de 200 minutes d'une frontière.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI, Insee - Recensements de la population 2010-2020.

9.2 Résultats de l'estimation des pertes de recettes dans le réseau officiel à partir des comportements observés

La Figure 7 présente la part des recettes manquantes, en pourcentage des recettes qui seraient perçues en l'absence d'achats transfrontaliers, en fonction de la distance à l'étranger. Les cercles bleus présentent l'estimation obtenue en considérant l'écart entre les achats réels et prédits en 2020¹¹⁸ à partir des caractéristiques socio-économiques des zones de chalandise (voir Section 9.1 et Figure 2), rapporté aux achats prédits. La courbe noire est obtenue en lissant les cercles bleus par un noyau gaussien (fenêtre de 30 minutes). Sous l'hypothèse que les achats prédits par cette méthode fournissent une estimation non biaisée des achats qui seraient observés en l'absence d'achats transfrontaliers, les pertes de recettes seraient de l'ordre de 75 % à moins de 10 minutes d'une frontière, d'environ 25 % à 60 minute d'une frontière et d'environ 2,5 % à 120 minutes d'une frontière (par rapport à la situation prédite où les achats transfrontaliers seraient inexistants).

La courbe verte présente l'estimation obtenue en considérant l'écart entre les achats réels et prédits en 2020¹¹⁹ à partir de l'expérience naturelle que constitue la fermeture des frontières en avril-mai 2020 (voir Section 7), exprimé en pourcentage des achats prédits. Sous l'hypothèse que les achats prédits par cette approche fournissent une estimation non biaisée des achats qui seraient observés en l'absence d'achats transfrontaliers, les pertes de recettes sont estimées à environ 50 % à moins de 10 minutes d'une frontière, 20 % à 60 minute d'une frontière et à 4 % à 120 minutes d'une frontière (par rapport à la situation prédite où les achats transfrontaliers seraient inexistants).

A l'échelle nationale, les pertes de recettes estimée à partir des caractéristiques socio-économiques des zones de chalandise représenteraient environ + 13,5 % ($\pm 2,7$ %) ¹²⁰ des achats effectués dans le réseau officiel en 2020, soit une perte de l'ordre de 2,8 milliards d'euros ¹²¹ imputable à la différence de prix entre la France et ses pays voisins ¹²². Cette estimation est sensiblement supérieure au surplus d'achats estimé en

118. A l'exclusion des mois de mars à juin.

119. A l'exclusion des mois de mars à juin.

120. L'écart-type est estimé par bootstrap avec 500 itérations (tirage aléatoire de zones de chalandises avec remise).

121. Soit environ 2,4 milliards de recettes fiscales en moins, et 280 millions de perte brute pour les détaillants de tabac (la remise brute des buralistes représente 10 % des ventes de tabac).

122. Soit une perte de $\frac{0,135}{1,135} \approx 11,9\%$ par rapport aux recettes prédites en l'absence d'achats transfrontaliers.

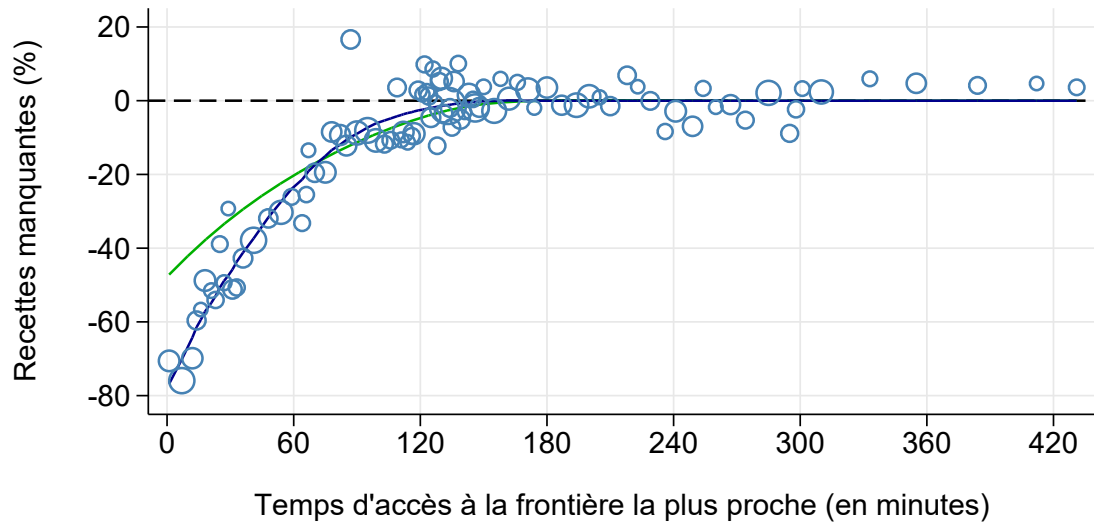
avril et mai 2020 (+ 9,5 % $\pm$ 2,6 %) dans le réseau officiel (voir Section 7.2) ¹²³.

Si l'on suppose que les achats transfrontaliers loin des frontières représentent entre 1,5 % et 4 % des achats de tabac effectués en France (Section 8.5), les montants récupérables en l'absence totale d'achats transfrontaliers pourraient être compris entre 15 % et 17,5%. Ce résultat n'est pas sans rappeler la part des achats transfrontaliers de tabac estimée par le baromètre de Santé publique France en 2017-2018 en pourcentage des achats effectués en France (18 %, [Andler *et al.* 2019](#)) ¹²⁴, et celle estimée à partir des données de transaction bancaire en 2022-2023 (15,7 %, Section 8.4) ¹²⁵.

123. Soit une perte de $\frac{0,095}{1,095} \approx 8,7\%$ par rapport aux recettes prédites en l'absence d'achats transfrontaliers.

124. 14,4 % des fumeurs interrogés déclarent avoir effectué leur dernier achat de tabac dans un pays frontalier, contre 80 % en France. $\frac{14,4}{80} * 100 \approx 18\%$.

125. $\frac{13,5}{86,2} * 100 \approx 15,7\%$.



Estimation à partir de:

- La fermeture des frontières en avril-mai 2020 (données lissées)
- La comparaison des achats prédits et réels (données lissées)
- La comparaison des achats prédits et réels (données brutes)

FIGURE 7 – Estimation des pertes de recettes dans le réseau officiel français en fonction du temps d'accès par la route à la frontière la plus proche.

Note : L'axe x correspond au temps de trajet (par la route et en heures creuses) jusqu'à la commune frontalière la plus proche (en minutes).

L'axe y représente les pertes de recettes dans le réseau officiel français en pourcentage des recettes prédites en l'absence d'achats transfrontaliers (écart entre les achats réels et prédits divisé par les achats prédits).

Champ : France continentale à l'exception des communes insulaires.

Source : DGDDI. Insee - Recensement de la population 2019.

10 Conclusion

L'objectif de cette étude est de mettre en évidence l'ampleur des achats transfrontaliers de tabac en France, en utilisant comme expérience naturelle la fermeture des frontières en avril et mai 2020 dans le cadre de la lutte contre la pandémie de Covid-19. A partir de données administratives détaillées et finement localisées, nous montrons que cette mesure sans précédent a généré un surplus d'achats de tabac dans le réseau officiel

français de l'ordre de 9,5 % au niveau national, un effet attribuable au transfert des achats transfrontaliers vers la France métropolitaine. Ce phénomène est plus prononcé à proximité des frontières, confirmant le rôle crucial de la localisation dans l'analyse des comportements d'achat de tabac et des politiques de lutte contre le tabagisme.

Cependant, cette approche ne permet pas de quantifier directement les pertes de recettes fiscales, ni même les achats transfrontaliers en France. En effet, plusieurs facteurs de sous-estimation subsistent, tels que la perméabilité des frontières, par exemple aux travailleurs transfrontaliers, et la non prise en compte de l'élasticité-prix de la consommation de tabac. Pour pallier cette limite, nous proposons une méthode alternative qui consiste à comparer les achats réels et prédits sur la base des caractéristiques socio-économiques observées au niveau local. Cette approche conclut que les pertes de recettes dues aux différentiels de prix avec les pays voisins représentent environ 13,5 % des recettes collectées au niveau national en 2020, soit un manque à gagner supérieur au surplus de recettes générées lors de la fermeture des frontières dans le cadre de la lutte contre le covid-19 (+ 9,5 %). Ces pertes de recettes sont particulièrement marquées à proximité des frontières. Selon la méthode utilisées, elles représentent entre 90 % (expérience naturelle) et 300 % (méthode alternative) des recettes actuelles à moins de 10 minutes d'une frontière, et sont négligeables au-delà de 120 minutes d'une frontière.

L'élasticité-prix de la consommation de tabac joue un rôle crucial dans l'estimation des achats transfrontaliers en volume. En effet, même en supposant que les frontières sont parfaitement fermées, le surplus d'achats enregistré dans le réseau officiel en avril et mai 2020 a tendance à sous-estimer les achats transfrontaliers en volume. Ceci s'explique par le fait que, sous l'hypothèse (probable) d'une élasticité-prix négative de la consommation de tabac à court terme, les consommateurs contraints d'acheter leur tabac en France ont réduit leur consommation par rapport à la situation où ils auraient continué à s'approvisionner à moindre coût à l'étranger. En intégrant l'élasticité-prix à long terme de la consommation de tabac, estimée dans cette étude à -0,7 loin des frontières terrestres, ainsi que le coût de transport, nos modèles suggèrent que les achats transfrontaliers (hors achats de contrebande et hors achats transfrontaliers uniformément répartis sur le territoire) représenteraient près de 17 % des achats en volume effectués dans le réseau officiel en 2020. Cette estimation pourrait encore sous-estimer les quantités achetées à l'étranger si, comme le suggèrent les données de transactions par carte bancaire, les achats transfrontaliers de tabac ne sont pas complètement né-

gligeables en volume loin des frontières.

Les résultats de cette étude confirment que les achats transfrontaliers de tabac ne sont pas un phénomène marginal mais une réalité économique et fiscale notable, en particulier dans les régions frontalières. Ils soulignent l'importance de la coordination fiscale entre pays voisins pour limiter l'impact des achats transfrontaliers, et invitent à renforcer l'efficacité des politiques de santé publique en matière de lutte contre le tabagisme. Cette étude montre également qu'il est possible de mettre en œuvre une méthode simple et reproductible pour identifier les zones géographiques les plus affectées en France par les achats transfrontaliers. Cette méthode, basée sur la comparaison des achats réels et prédits, à partir de caractéristiques socio-économiques observées, pourrait être déployée de manière systématique pour suivre l'évolution des achats transfrontaliers à l'échelle locale et nationale, en lien avec l'évolution des politiques fiscales, et plus généralement de lutte contre le tabagisme.

Références

- ABBAFATI, C., ABBAS, K. M., ABBASI-KANGEVARI, M. et COLLABORATORS (2020). Global burden of 87 risk factors in 204 countries and territories, 1990–2019 : a systematic analysis for the global burden of disease study 2019. *The Lancet*, 396:1223–1249.
- ACIR (1977). Cigarette bootlegging : A state and federal responsibility. *A Commission Report. Washington : Advisory Commission on Intergovernmental Relations.*
- ACIR (1985). Cigarette tax evasion : a second look. *A Commission Report. Washington : Advisory Commission on Intergovernmental Relations.*
- ADAM, M., BONNET, O., FIZE, E., LOISEL, T., RAULT, M. et WILNER, L. (2023). How does fuel demand respond to price changes ? quasi-experimental evidence based on high-frequency data documents de travail. *Document de travail de l’Insee.*
- ANDLER, R., GUIGNARD, R., LERMENIER-JEANNET, A., RICHARD, J.-B., PASQUE-REAU, A., QUATREMÈRE, G. et NGUYEN-THANH, V. (2019). *Lieux d’achat du tabac entre 2014 et 2018 : résultats du Baromètre de Santé publique France.*
- ASPLUND, M., FRIBERG, R. et WILANDER, F. (2007). Demand and distance : Evidence on cross-border shopping. *Journal of Public Economics*, 91:141–157.
- BACH, L., BREDÀ, T., DUTRONC-POSTEL, P., GHIO, N., MALGOUYRES, C. et TOULEMON, L. (2022). Le recours à l’activité partielle pendant la crise sanitaire et ses effets. *Rapport d’études de l’Institut des politiques publiques*, Novembre.
- BAGEIN, G., COSTEMALLE, V., DEROYON, T., HAZO, J.-B., NAOURI, D., PESONEL, E. et VILAIN, A. (2022). L’état de santé de la population en france. *Les dossiers de la DREES*, Septembre.
- BALTAGI, B. H. et LEVIN, D. (1986). Estimating dynamic demand for cigarettes using panel data : The effects of bootlegging , taxation and advertising reconsidered. *The Review of Economics and Statistics*, 68:148–155.
- BARKER, D. C., WANG, S., MERRIMAN, D., CROSBY, A., RESNICK, E. A. et CHALLOUPKA, F. J. (2016). Estimating cigarette tax avoidance and evasion : Evidence from a national sample of littered packs. *Tobacco Control*, 25:i38–i43.
- BARKOWSKI, S. (2021). Interpretation of nonlinear difference-in-differences : The role of the parallel trends assumption. *SSRN Electronic Journal*.
- BEARD, T. R., GANT, P. A. et SABA, R. P. (1997). Border-crossing sales, tax avoidance, and state tax policies : An application to alcohol. *Southern Economic Journal*, 64:293.
- BESSON, D. (2006). Consommation de tabac : la baisse s’est accentuée depuis 2003. *Insee Première*, Décembre.
- BINETRUY, J.-M., DUMONT, J.-L. et LAZARO, T. (2011). *Rapport d’information de l’Assemblée Nationale sur les conséquences fiscales des ventes illicites de tabac.*
- BOGDANOVICA, I., MURRAY, R., MCNEILL, A. et BRITTON, J. (2012). Cigarette price, affordability and smoking prevalence in the european union. *Addiction*, 107:188–196.
- BONALDI, C., BOUSSAC, M. et NGUYEN-THANH, V. (2019). Estimation du nombre de décès attribuables au tabagisme, en france de. *Bulletin épidémiologique hebdoma-*

daire, 15:269–284.

- BRUNNER, A. et MAURIN, L. (2021). *Rapport sur les inégalités en France*. Observatoire des inégalités.
- CHALOUPKA, F. et WARNER, K. (1999). The economics of smoking.
- CHALOUPKA, F. J. et SAFFER, H. (1992). Clean indoor air laws and the demand for cigarette. *Contemporary Economic Policy*, 10:72–83.
- CHALOUPKA, F. J., STRAIF, K. et LEON, M. E. (2011). Effectiveness of tax and price policies in tobacco control. *Tobacco Control*, 20:235–238.
- CHIOU, L. et MUEHLEGGGER, E. (2008). Crossing the line : Direct estimation of cross-border cigarette sales and the effect on tax revenue. *B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*, 8.
- CHO, I. (2016). Local sales tax, cross-border shopping, and distance. *SSRN Electronic Journal*.
- COATS, R. M. (1995). A note on estimating cross-border effects of state cigarette taxes. *National Tax Journal*, 48:573–584.
- DECICCA, P., KENKEL, D. et LIU, F. (2013). Excise tax avoidance : The case of state cigarette taxes. *Journal of Health Economics*, 32:1130–1141.
- DOLL, R., PETO, R., BOREHAM, J. et SUTHERLAND, I. (2004). Mortality in relation to smoking : 50 years' observations on male british doctors. *British Medical Journal*, 328:1519–1528.
- EICKER, F. (1963). Asymptotic normality and consistency of the least squares estimators for families of linear regressions. *The Annals of Mathematical Statistics*, 34:447–456.
- EMERY, S., WHITE, M. M., GILPIN, E. A. et PIERCE, J. P. (2002). Was there significant tax evasion after the 1999 50 cent per pack cigarette tax increase in california? *Tobacco Control*, 11:130–134.
- FREEDMAN, D. A. (2006). On the so-called "huber sandwich estimator" and "robust standard errors". *American Statistician*, 60:299–302.
- GALIANA, L., CASTILLO, M. S., SÉMÉCURBE, F., COUDIN, E. et BELLEFON, M.-P. D. (2020). Retour partiel des mouvements de population avec le déconfinement. *Insee Analyse*, Juillet.
- GALLET, C. A. et LIST, J. A. (2003). Cigarette demand : A meta-analysis of elasticities. *Health Economics*, 12:821–835.
- GOURIEROUX, C., MONFORT, A. et TROGNON, A. (1984). Pseudo maximum likelihood methods : Applications to poisson models. *Econometrica*, 52:701.
- GUINDON, E., DRIEZEN, P., CHALOUPKA, F. J. et FONG, G. T. (2014). Cigarette tax avoidance and evasion : Findings from the international tobacco control policy evaluation (itc) project. *Tobacco Control*, 23:1–10.
- HARDING, B. M., LEIBTAG, E. et LOVENHEIM, M. F. (2012). The heterogeneous geographic and socioeconomic incidence of cigarette taxes : Evidence from nielsen homescan data. *American Economic Association*, 4:169–198.
- HILL, C. (2015). *Le tabac en France*.
- HILL, C. et LEGOUPIL, C. (2018). Taxation et prix du tabac en france et conséquences

- sur la consommation. *Bulletin Epidemiologique Hebdomadaire*, pages 309–316.
- HUBER, P. (1967). Behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions. *Proc. 5th Berkeley Sympt. Math. Statist. Prob.*, pages 221–233.
- HYLAND, A., BAUER, J. E., LI, Q., ABRAMS, S. M., HIGBEE, C., PEPPONE, L. et CUMMINGS, K. M. (2005). Higher cigarette prices influence cigarette purchase patterns. *Tobacco Control*, 14:86–92.
- IARC (2011). *Effectiveness of Tax and Price Policies for Tobacco Control*, volume 14.
- JANSEN, D. J. et JONKER, N. (2018). Fuel tourism in dutch border regions : Are only salient price differentials relevant ? *Energy Economics*, 74:143–153.
- JHA, P. (2009). Avoidable global cancer deaths and total deaths from smoking. *Nature Reviews Cancer*, 9:655–664.
- JOOSSENS, L., FELIU, A. et FERNANDEZ, E. (2020). The tobacco control scale 2019 in europe. *Brussels : Association of European Cancer Leagues, Catalan Institute of Oncology*.
- JOOSSENS, L. et RAW, M. (1995). Smuggling and cross border shopping of tobacco in europe. *Bmj*, 310:1393.
- JOOSSENS, L. et RAW, M. (1998). Cigarette smuggling in europe : Who really benefits ? *Tobacco Control*, 7:66–71.
- JOOSSENS, L. et RAW, M. (2006). The tobacco control scale : A new scale to measure country activity. *Tobacco Control*, 15:247–253.
- JOOSSENS, L. et RAW, M. (2017). *The tobacco control scale 2016 in Europe*.
- KOPP, P. (2015). Le coût social des drogues en france. *Observatoire français des drogues et des toxicomanies. Focus consommations et conséquences*.
- LAKHDAR, C. B. (2005). Contrebande et ventes de tabac 1999-2004. *Observatoire français des drogues et des toxicomanies. Tendances*, Novembre.
- LAKHDAR, C. B. (2008). Quantitative and qualitative estimates of cross-border tobacco shopping and tobacco smuggling in france. *Tobacco Control*, 17:12–16.
- LAKHDAR, C. B., LERMENIER, A. et VAILLANT, N. G. (2011). Estimation des achats transfrontaliers de cigarettes 2004-2007. *Observatoire français des drogues et des toxicomanies. Tendances*, Mars.
- LAKHDAR, C. B., VAILLANT, N. G. et WOLFF, F. C. (2016). Does smoke cross the border ? cigarette tax avoidance in france. *European Journal of Health Economics*, 17:1073–1089.
- LEAL, A., LÓPEZ-LABORDA, J. et RODRIGO, F. (2009). Prices, taxes and automotive fuel cross-border shopping. *Energy Economics*, 31:225–234.
- LERMENIER-JEANNET, A. (2018). Consommations, ventes et prix du tabac : une perspective européenne. *Observatoire français des drogues et des toxicomanies. Tendances*.
- LOVENHEIM, M. F. (2008). How far to the border ? : The extent and impact of cross-border casual cigarette smuggling. *National Tax Journal*, 61:7–33.
- MERRIMAN, D. (2010). The micro-geography of tax avoidance : Evidence from littered cigarette packs in chicago. *American Economic Journal : Economic Policy*, 2:61–84.
- MERRIMAN, D. et CHERNICK, H. (2012). Using littered pack data to estimate cigarette

- tax avoidance in nyc. *SSRN Electronic Journal*, 10021.
- NAGELHOUT, G. E., van den PUTTE, B., ALLWRIGHT, S., MONS, U., MCNEILL, A., GUIGNARD, R., BECK, F., SIAHPUSH, M., JOOSSENS, L., FONG, G. T., de VRIES, H. et WILLEMSSEN, M. C. (2014). Socioeconomic and country variations in cross-border cigarette purchasing as tobacco tax avoidance strategy. findings from the itc europe surveys. *Tobacco Control*, 23:1–9.
- NGUYEN, L., ROSENQVIST, G. et PEKURINEN, M. (2012). *Demand for Tobacco in Europe-An Econometric Analysis of 11 Countries for the PPACTE Project*.
- NICHOLSON, A., TURNER, T. M. et ALVARADO, E. (2016). *Cigarette Taxes and Cross-border Revenue Effects : Evidence Using Retail Data*, volume 44.
- OCDE (2021). *Le Panorama de la santé 2021 : Les indicateurs de l'OCDE*.
- OCDE (2022). *Consumption Tax Trends 2022 : VAT/GST and Excise, Core Design Features and Trends*. Edition OECD, Paris.
- PASQUEREAU, A., ANDLER, R., GUIGNARD, R., SOULLIER, N., GAUTIER, A., RICHARD, J.-B. et NGUYEN-THANH, V. (2021). Consommation de tabac parmi les adultes en 2020 : Résultats du baromètre de santé publique france. *Bulletin épidémiologique hebdomadaire*, 8:132–139.
- PETO, R., BOREHAM, J., LOPEZ, A. D., THUN, M. et HEATH, C. (1992). Mortality from tobacco in developed countries : indirect estimation from national vital statistics. *The Lancet*, 339:1268–1278.
- PIZARRO, M. E., GIACOBONE, G., SHAMMAH, C. et STOKLOSA, M. (2022). Illicit tobacco trade : empty pack survey in eight argentinean cities. *Tobacco Control*, 31:623–629.
- SABA, R., BEARD, T. R., EKELEND, R. B. et RESSLER, R. W. (1995). The demand for cigarette smugglin. *Economic Inquiry*, 33:189–202.
- STEHR, M. (2005). Cigarette tax avoidance and evasion. *Journal of Health Economics*, 24:277–297.
- STEHR, M. (2007). The effect of sunday sales bans and excise taxes on drinking and cross-border shopping for alcoholic beverages. *National Tax Journal*, 60:85–105.
- SZKLO, A. S., IGLESIAS, R. M., STOKLOSA, M., FIGUEIREDO, V. C., WELDING, K., JUNIOR, P. R. B. D. S., MACHADO, A. T., MARTINS, L. F. L., NASCIMENTO, H. et DROPE, J. (2022). Cross-validation of four different survey methods used to estimate illicit cigarette consumption in brazil. *Tobacco Control*, 31:73–80.
- TAURAS, J. A., PESKO, M. F., HUANG, J., CHALOUPKA, F. J. et FARRELLY, M. C. (2016). The effect of cigarette prices on cigarette sales : Exploring heterogeneity in price elasticities at high and low prices.
- THURSBY, J. G. et THURSBY, M. C. (2000). Interstate cigarette bootlegging : Extent, revenue losses, and effects of federal intervention. *National Tax Journal*, 53:59–77.
- WALES, T. J. (1968). Distilled spirits and interstate consumption effects. *American Economic Review*, 58:853.
- WARNER, K. E. (1981). State legislation on smoking and health : A comparison of two policies. *Policy Sciences*, 13:139–152.
- WHITE, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a

- direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48:817.
- WILSON, L. M., TANG, E. A., CHANDER, G., HUTTON, H. E., ODELOLA, O. A., ELF, J. L., HECKMAN-STODDARD, B. M., BASS, E. B., LITTLE, E. A., HABERL, E. B. et APELBERG, B. J. (2012). Impact of tobacco control interventions on smoking initiation, cessation, and prevalence : A systematic review. *Journal of Environmental and Public Health*, 2012.
- WOERTH, E. et PARK, Z. (2021). *Rapport d'information de l'Assemblée Nationale en conclusion des travaux d'une mission d'information relative à l'évolution de la consommation de tabac et du rendement de la fiscalité applicable aux produits du tabac pendant le confinement et aux enseignem.*
- YUREKLI, A. A. et ZHANG, P. (2000). The impact of clean indoor-air laws and cigarette smuggling on demand for cigarettes : An empirical model. *Health Economics*, 9:159–170.

A Tests placebo

A.1 Test de l'existence d'un effet "avril-mai" en fonction du temps d'accès à l'étranger

Afin de tester la robustesse des résultats de la section 7.1, nous proposons un *test placebo* qui consiste à estimer une version légèrement modifiée du modèle (1). Pour chaque année $T \in [2010, 2019]$, nous considérons le modèle suivant :

$$Y_{ima} = \exp(\alpha_i + \mu X_{ima} + \sum_{\substack{d \in \mathcal{D} \\ d \neq d_0}} \beta_d \mathbb{1}_d + \sum_{d \in \mathcal{D}} \gamma_d \mathbb{1}_d \mathbb{1}_{AM} + \sum_{d \in \mathcal{D}} \delta_{dT} \mathbb{1}_d \mathbb{1}_T + \sum_{d \in \mathcal{D}} \theta_{dT} \mathbb{1}_d \mathbb{1}_{AM} \mathbb{1}_T) \nu_{ima} \quad (1')$$

où $\mathbb{1}_T$ est une indicatrice qui vaut 1 si l'année $a = T$ et 0 sinon.

L'estimation du modèle (1') sur la période 2010-2019 revient à tester la présence d'un effet en avril-mai pour chaque année T , alors même que les frontières sont restées ouvertes pendant cette période. La détection d'un effet non négligeable par rapport à l'estimation obtenue pour l'année 2020 tendrait à invalider l'interprétation causale des résultats du modèle (1), puisqu'il s'agirait d'une violation de l'hypothèse de tendance commune sur la période précédant le traitement (la fermeture des frontières).

La Figure 8 présente les résultats de l'estimation du modèle (1') pour chaque valeur de $T \in [2010, 2019]$ (courbes grises). Pour simplifier la lecture, les écarts-types ne sont pas reportés et les coefficients correspondent aux transformations $(\exp(\theta_{dT}) - 1) * 100$, $d \in \mathcal{D}$. Les coefficients reportés pour l'année 2020 (courbe bleue) sont ceux de la Figure 4.

La Figure 8 confirme que l'augmentation forte et significative des achats de tabac n'est observée qu'au cours des mois d'avril et mai 2020, et concerne principalement les zones de chalandise situées à moins de 120 minutes d'une frontière, et plus particulièrement celles situées à moins de 60 minutes d'une frontière.

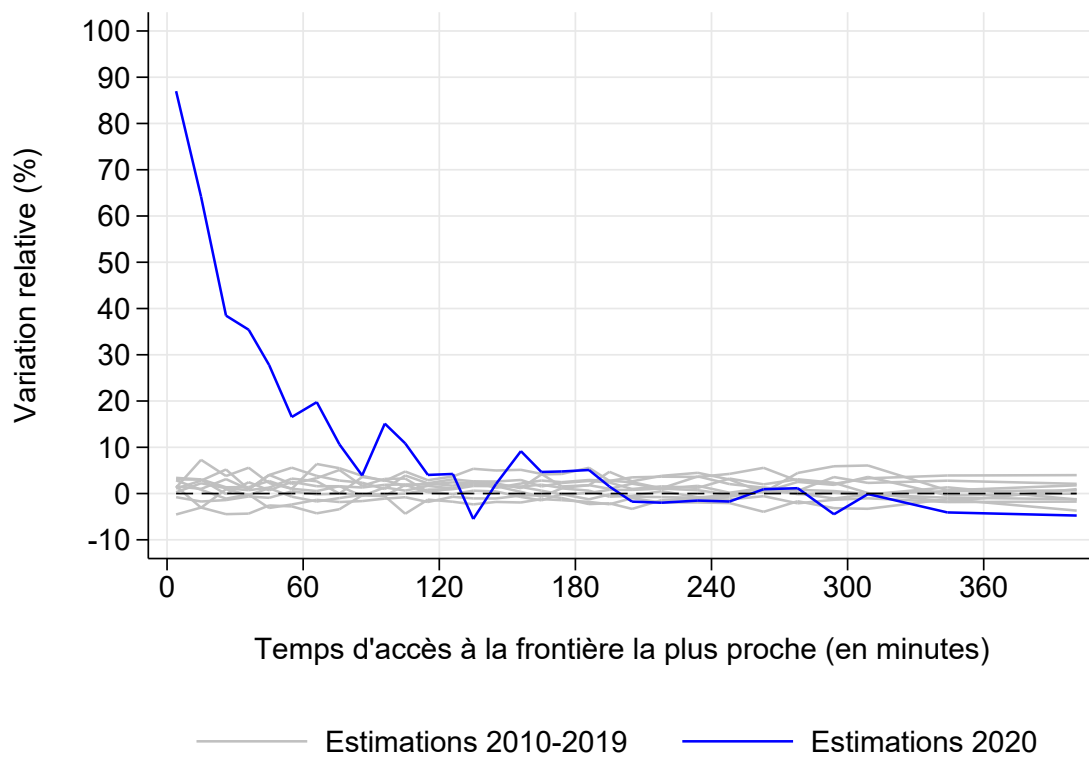


FIGURE 8 – Test placebo : Variation relative des achats de tabac en avril-mai estimée chaque année au cours de la période 2010-2020 en fonction du temps d'accès à la frontière terrestre la plus proche (modèle 1').

Note : L'axe x correspond au temps de trajet (par la route et en heures creuses) jusqu'à la commune frontalière la plus proche (en minutes).

L'axe y présente les coefficients d'intérêt (θ_{dT} , $d \in \mathcal{D}$, $T \in [2010, 2019]$) estimés à partir du modèle (1'). Ces coefficients sont transformés $((\exp(\theta_{dT}) - 1) * 100)$ afin de correspondre aux variations relatives des achats de tabac (exprimés en euros) par habitant âgé de 15 ans ou plus en avril et mai pour chaque année T . Les coefficients estimés apparaissent en bleu pour l'année 2020, et en gris pour les autres années (2010-2019).

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020.

A.2 Test de l'existence d'un "effet avril-mai" à l'échelle nationale

Afin de tester la robustesse des résultats de la section 7.2, nous proposons un *test placebo* qui consiste à estimer une version légèrement modifiée du modèle (3). Pour chaque année $T \in [2010, 2019]$, nous considérons le modèle (3') suivant :

$$Y_{ima} = \exp(\alpha_{1i} + \mu_1 X_{ima} + \gamma_1 \mathbb{1}_{AM} + \delta_{1T} \mathbb{1}_T + \theta_{1T} \mathbb{1}_{AM} \mathbb{1}_T) \nu_{ima}, \quad d > 200 \quad (3.1')$$

$$Y_{ima} = \exp(\alpha_{2i} + \mu_2 X_{ima} + \gamma_2 \mathbb{1}_{AM} + \delta_{2T} \mathbb{1}_T + \theta_{2T} \mathbb{1}_{AM} \mathbb{1}_T) \nu_{ima}, \quad (3.2')$$

où $\mathbb{1}_T$ est une indicatrice qui vaut 1 si l'année $a = T$ et 0 sinon. L'estimation du modèle (3') sur la période 2010-2019 revient à tester la présence d'un effet en avril-mai pour chaque année T , alors même que les frontières sont restées ouvertes pendant cette période. La détection d'un effet non négligeable - par rapport à l'estimation obtenue pour l'année 2020 - tendrait à invalider l'interprétation causale des résultats du modèle (3) ¹²⁶.

La Figure 9 présente les résultats de l'estimation du modèle (3') pour chaque valeur de $T \in [2010, 2020]$. Le coefficient reporté pour l'année 2020 est celui de la Table 4 (colonne 1). Les écarts-types sont obtenus par la méthode du bootstrap par bloc et les coefficients correspondent aux transformations $(\exp(\theta_{2T}) - \exp(\theta_{1T})) * 100$.

La Figure 9 confirme que l'augmentation forte et significative des achats de tabac à l'échelle nationale, nette des variations estimées loin des frontières, n'est observée qu'au cours des mois d'avril et mai 2020. Les résultats sont inchangés lorsque l'on remplace la distance limite au-delà de laquelle les achats transfrontaliers sont supposés négligeables ($d = 200$ minutes) par $d \in [200, 270]$ ¹²⁷.

126. En particulier, l'hypothèse de tendance commune, sur laquelle s'appuie l'interprétation causale des résultats du modèle (3), pourrait être remise en question.

127. La Figure 31 présente un test de sensibilité de la première étape (modèle 3.1) au choix de d .

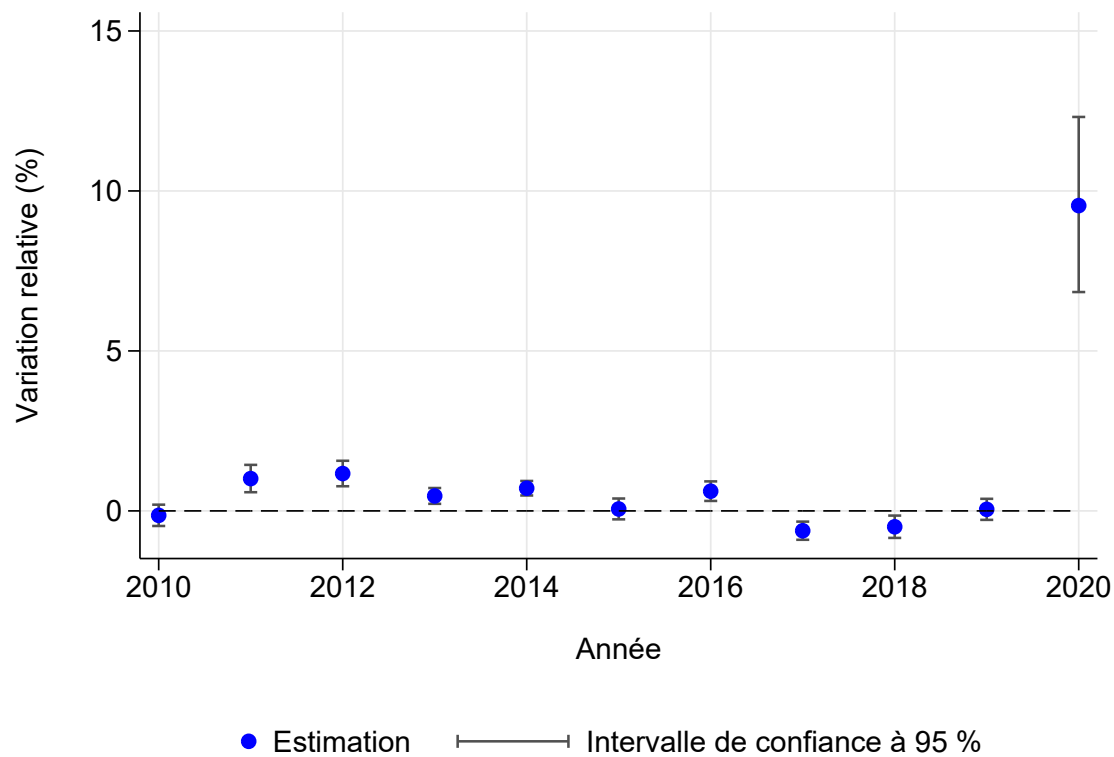


FIGURE 9 – Test placebo : Variation relative des achats de tabac en France métropolitaine en avril-mai estimée chaque année au cours de la période 2010-2020 (modèle 3').

Note : L'axe y présente les coefficients d'intérêt (θ_{3T} , $T \in [2010, 2020]$) estimés à partir du modèle (3'). Ces coefficients sont transformés $((\exp(\theta_{3T}) - 1) * 100)$ afin de correspondre aux variations relatives des achats de tabac (exprimés en euros) par habitant âgé de 15 ans ou plus en avril et mai pour chaque année $T \in [2010, 2020]$.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI, Insee - Recensements de la population 2010-2020.

B Une estimation de l'ampleur des achats transfrontaliers en volume tenant compte de l'élasticité-prix du tabac

L'objectif de cette section est de déterminer, à partir d'un modèle simple, l'ampleur des achats transfrontaliers en volume imputable au différentiel de prix entre la France et les pays voisins.

Les méthodes d'estimation présentées dans cette étude, qu'elles soient basées sur la fermeture des frontières en avril-mai 2020, ou sur l'écart entre les achats réels et prédits dans le réseau officiel à partir des caractéristiques socio-économiques observées, ne prennent pas en compte le fait que l'élasticité-prix du tabac est négative, et donc que la consommation de tabac par habitant en volume est a priori plus élevée à proximité des frontières du fait des prix plus faibles à l'étranger ¹²⁸.

B.1 Un modèle simplifié de consommation du tabac

Supposons que les individus qui résident en France ont le choix d'acheter leur tabac dans leur pays de résidence, au prix p^F , ou à l'étranger, au prix p^E , tel que $p^F > p^E$. Nous faisons l'hypothèse que les flux de résidents français et étrangers sont équilibrés de part et d'autre des frontières, c'est-à-dire que les achats effectués par les non-résidents, indépendamment des considérations fiscales, se compensent en l'absence d'un écart de prix.

Supposons également que les individus français qui résident à la distance d^E de l'étranger peuvent être répartis en deux groupes : ceux qui achètent leur tabac à l'étranger (au prix p^E) et ceux qui achètent leur tabac en France (au prix p^F). La consommation moyenne de tabac par habitant en France peut alors s'écrire :

$$\begin{aligned} E[Q|p^E, p^F, d^E] &= E[Q^F|p^E, p^F, d^E] + E[Q^E|p^E, p^F, d^E] \\ &= E[D^F|p^F]E[S|p^E, p^F, d^E] + E[D^E|p^E, d^E](1 - E[S|p^E, p^F, d^E]) \end{aligned} \quad (4)$$

où $E[Q]$, représente la quantité moyenne de tabac consommée par habitant, $E[Q^F]$ et $E[Q^E]$ représentent les quantités moyennes achetées (dans le réseau officiel) respectivement en France et à l'étranger, $E[S]$ correspond à la part de la population qui achète son tabac en France ¹²⁹, et $E[D^F]$ et $E[D^E]$ représentent les quantités moyennes par habitant conditionnellement au fait d'acheter son tabac respectivement en France et à l'étranger ¹³⁰.

La part de la population qui achète son tabac en France ($E[S|p^E, p^F, d^E]$) peut être approchée de manière empirique et non paramétrique, pour chaque distance d^E ,

128. Elles permettent en revanche d'estimer la consommation de tabac qui serait observée en France en l'absence d'achats transfrontaliers (voir Section 9.2).

129. S_i est une indicatrice qui vaut 1 si l'individu i achète son tabac en France, 0 sinon.

130. D^F et D^E représentent la demande de tabac respectivement en France et à l'étranger.

en considérant le ratio des achats effectués dans le réseau officiel (courbe bleue sur la Figure 6) sur les achats prédits à partir des caractéristiques socio-démographiques¹³¹ (courbe noire sur la Figure 6), c'est-à-dire les achats qui seraient effectués en l'absence d'un différentiel de prix entre la France et l'étranger. Cela nécessite de faire l'hypothèse qu'à caractéristiques sociodémographiques identiques, et en l'absence de différentiel de prix entre la France et les pays voisins, la consommation de tabac par habitant ne dépend pas de la proximité des frontières.

En supposant que la demande de tabac en France peut s'écrire sous la forme $E[D^F|p^F] = \exp(\alpha_F + \beta_F \log(p^F))$, les paramètres α_F et β_F peuvent être estimés en restreignant l'échantillon aux zones éloignées des frontières ($d^E > T = 180$ minutes, par exemple), en exploitant la variation des ventes dans le réseau officiel avec le prix du tabac en France au cours de la période 2010-2020¹³². Une autre possibilité est de fixer ces paramètres dans une fourchette fournie par la littérature¹³³.

En supposant que la demande de tabac à l'étranger pour les individus qui résident en France peut s'écrire $E[D^E|p^E, d^E] = \exp(\alpha_E + \beta_E \log(p^E + f(d^E)))$, avec $\alpha_E = \alpha_F = \alpha$ et $\beta_E = \beta_F = \beta < 0$ et f une fonction croissante et à valeurs positives reflétant le coût de déplacement¹³⁴, et en remarquant que $\beta \log(p^E + f(d^E)) < \beta \log(p^E)$, il est possible d'obtenir un majorant de la consommation totale par habitant $E[Q|p^E, p^F, d^E]$ ¹³⁵ lorsque les frontières sont ouvertes¹³⁶. Il est alors possible d'en déduire un majorant des achats transfrontaliers de tabac : $E[Q|p^E, p^F, d^E] - E[Q^F|p^E, p^F, d^E]$.

131. En supposant qu'il s'agit des achats qui seraient observés en France en l'absence d'achats transfrontaliers.

132. Loin des frontières, en supposant les achats transfrontaliers négligeables, la consommation moyenne de tabac par habitant $E[Q|p^E, p^F, d^E > T]$ correspond aux achats moyens de tabac effectués en France : $E[Q|p^E, p^F, d^E > T] = E[Q^F|p^E, p^F, d^E > T] = E[D^F|p^F] = \exp(\alpha_F + \beta_F \log(p^F))$. Lorsque ce modèle est estimé sur la période 2010-2020 pour l'ensemble des zones de chalandise situées à plus 180 minutes d'une frontière ($d^E > T = 180$), on obtient $\hat{\alpha}_F = 3,5$ ($sd = 0,01$) et $\hat{\beta}_F = -0,7$ ($sd = 0,01$). La Figure 47 en annexe présente les valeurs de l'élasticité-prix $\hat{\beta}_F$ pour différentes valeurs limites T , lorsque l'échantillon est progressivement restreint aux zones de chalandise les plus éloignées des frontières $T \in [0, 270]$.

133. La littérature fournit une fourchette pour l'élasticité-prix β généralement comprise entre -0,4 et -0,6. Pour obtenir la valeur correspondante de $\hat{\alpha}$ sur notre échantillon, nous utilisons la relation suivante $\hat{\alpha} = E[\frac{\log(E[Q^F|p^F, d^F > T])}{\beta \log(p^F)}]$.

134. On suppose que les résidents ont un coût de déplacement nul lorsqu'ils achètent leur tabac en France. Le prix moyen dans le pays le plus proche est de 6,4 euros en 2020 à moins de 60 minutes d'une frontière. C'est également le cas à moins de 120 minutes d'une frontière. Voir la Figure 48 en annexe pour une illustration du prix moyen dans le pays voisin le plus proche en 2020 en fonction de la distance à la frontière.

135. $E[Q|p^E, p^F, d^E] = \exp(\alpha_F + \beta_F \log(p^F))E[S|p^E, p^F, d^E] + \exp(\alpha_E + \beta_E \log(p^E + f(d^E)))(1 - E[S|p^E, p^F, d^E]) \leq \exp(\alpha_F + \beta_F \log(p^F))E[S|p^E, p^F, d^E] + \exp(\alpha_E + \beta_E \log(p^E))(1 - E[S|p^E, p^F, d^E])$.

136. Il s'agit de la consommation totale si l'on néglige les coûts de transport dans la fonction de demande des résidents français pour le tabac vendu à l'étranger. Naturellement, les coûts de transport influencent également la proportion d'individus qui décident d'acheter du tabac en France ($E[S_i]$) ou à l'étranger ($1 - E[S_i]$). Ici, cette proportion est estimée de manière empirique (ratio des achats réels sur les achats prédits), il n'est donc pas nécessaire de faire une hypothèse sur la forme fonctionnelle des coûts de transport.

B.2 Estimation et illustration

Sous les hypothèses précédentes, en supposant une élasticité-prix du tabac $\beta = -0,7$ et en négligeant les coûts de transport dans la fonction de demande de tabac, les achats transfrontaliers représenteraient environ 18 % des achats réalisés dans le réseau officiel à l'échelle nationale¹³⁷.

En supposant que le coût de transport est égal (respectivement 3 fois supérieur¹³⁸) à la dépense moyenne en carburant, les achats transfrontaliers représenteraient environ 17 % (respectivement 16 %) des achats officiels¹³⁹. Ces estimations sont cohérentes avec les résultats de l'enquête 2018 du Baromètre de Santé publique France selon lesquels 16,4 % des fumeurs adultes interrogés ont effectué leur dernier achat de tabac dans un pays étranger limitrophe¹⁴⁰.

La Figure 10 présente les achats mensuels de tabac (en volume¹⁴¹) par habitant âgé de 15 ans ou plus pour l'année 2020 en fonction du temps d'accès par la route à la frontière la plus proche, estimés sous différentes hypothèses. Les cercles bleus représentent les achats de tabac mensuels par habitant âgés de 15 ans ou plus pour l'année 2020 - à l'exclusion de la période allant de mars à juin - corrigés des caractéristiques observables des zones de chalandise (socio-démographie, emplois, tourisme). Il s'agit

137. En négligeant les coûts de transport dans la fonction de demande de tabac et en supposant une élasticité-prix du tabac $\beta = -0,6$ (respectivement $\beta = -0,5$), les achats transfrontaliers représenteraient environ 17,2 % (respectivement 16,6 %) des achats réalisés dans le réseau officiel à l'échelle nationale.

138. Le choix de considérer un coût moyen de déplacement supérieur au coût du carburant traduit le fait que les coûts de déplacement incluent d'autres coûts d'opportunité, tels que l'usure du véhicule, la valeur du temps passé en déplacement, etc. Le facteur 3 est arbitraire, mais il permet déjà d'apprécier la robustesse des résultats lorsque l'on considère un coût de déplacement beaucoup plus élevé que le simple coût du carburant pour se rendre à l'étranger.

139. En 2020, le prix moyen du carburant le plus vendu en France (SP95-E10) était de 1,35 euro le litre (Prix moyens mensuels de vente au détail en métropole - Supercarburant sans plomb 95-E10, Insee). Un véhicule de particulier consommait en moyenne 6 litres d'essence pour 100 kilomètre (Chiffres clés, Ademe), et la vitesse moyenne en traversées de petites d'agglomérations était d'environ 50 km/heure (Observatoire national interministériel de la sécurité routière). En outre, depuis août 2020, la quantité maximale de cigarettes autorisée par voyage à l'étranger est de 200 cigarettes par personne (elle était de 800 cigarettes par personne entre septembre 2014 et juillet 2020). En supposant qu'un individu achète la quantité maximale autorisée, le coût de carburant lié à un aller-retour effectué pour l'achat de 200 cigarettes (hors éventuels coûts d'opportunité, notamment lié à l'achat d'essence à un prix plus faible, ou à un déplacement domicile-travail, par exemple) est donc de l'ordre de : $2 * (\text{distance à l'étranger en heure}) * 1,35 * 6 * 0,5$. Par exemple, pour une personne résidant à 1 heure de route de la frontière la plus proche, le coût du carburant pour l'achat de 200 cigarettes à l'étranger est de l'ordre de 8,1 euros en moyenne, soit un supplément de 0,81 euros par paquet de 20 cigarettes. Pour une personne résidant à 3 heures de route de la frontière la plus proche, le coût supplémentaire moyen par paquet de 20 cigarettes est d'environ 2,4 euros.

140. Selon le baromètre SPF 2018 (Andler *et al.*, 2019), 77,8 % des 2 594 fumeurs de 18-75 ans interrogés ont déclaré avoir effectué leur dernier achat de tabac dans le réseau officiel français, 1,6 % dans un pays non limitrophe, 2,1 % en duty-free et environ 0,5 % dans la rue ou sur internet (contrebande)

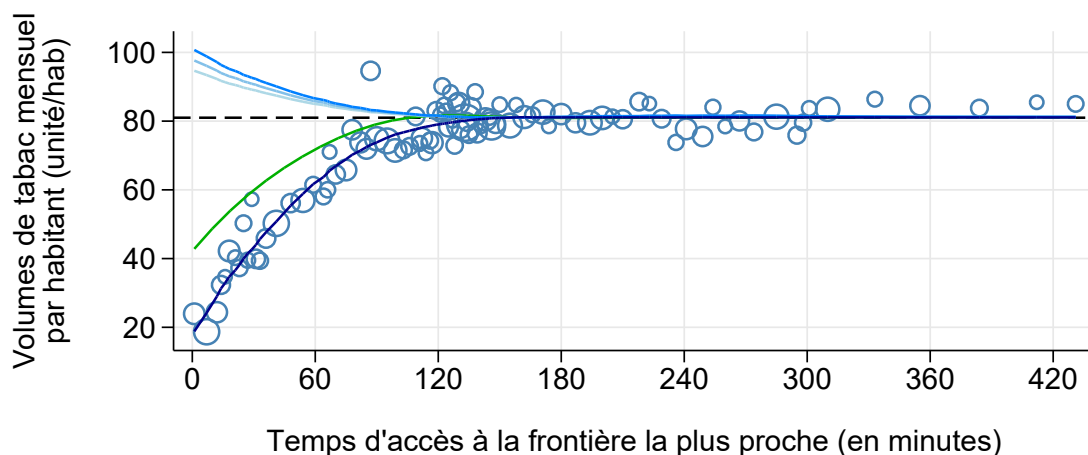
141. Une unité de tabac correspond à un gramme de tabac non manufacturé ou à une unité (cigarette, cigarillos, cigare) manufacturée.

donc des achats de tabac par habitant effectués dans le réseau officiel lorsque les frontières sont ouvertes en 2020 à caractéristiques observables identiques. La courbe noire est obtenue en lissant ces estimations (cercles bleus) par un noyau gaussien (fenêtre de lissage 30 minutes). La courbe verte correspond aux achats de tabac par habitant qui seraient observés si les frontières étaient fermées, d’après les résultats de la section 7 ¹⁴² et après lissage par un noyau gaussien (fenêtre de lissage 30 minutes). La ligne noire en pointillés correspond aux achats de tabac par habitant qui seraient observés si les frontières étaient fermées (ou encore si les prix du tabac à l’étranger étaient alignés sur les prix en France) à long terme, en supposant une consommation par habitant constante quelle que soit l’éloignement des frontières à caractéristiques observables identiques. Les courbes bleues représentent les achats totaux en volume par habitant (réseau officiel en France et à l’étranger) lorsque les frontières sont ouvertes, simulés à partir du modèle (4) pour différentes valeurs de l’élasticité-prix du tabac ($\beta \in [-0.7, -0.5]$).

La Figure 10 suggère qu’à moins de 10 minutes d’une frontière, seulement 20 % de la consommation totale de tabac est effectuée dans le réseau officiel français lorsque les frontières sont ouvertes en 2020. Lors de la fermeture des frontières en avril et mai 2020, les achats dans le réseau officiel à moins de 10 minutes d’une frontière ont atteint environ 40 % de la consommation totale de tabac en France ¹⁴³.

142. C’est-à-dire les achats de tabac par habitant âgés de 15 ans ou plus en 2020 corrigés des caractéristiques des zones de chalandise + le surplus d’achats estimé dans le réseau officiel lors de la fermeture des frontières en 2020.

143. Hors achats de contrebande et achats réalisés dans un pays non limitrophes, négligeables selon le Baromètre 2018 de Santé publique France (moins de 2 %).



Achats dans le réseau officiel en 2020 (hors mois de mars à juin) :

- Frontières ouvertes (lissage données brutes)
- Frontières fermées (estimation modèle 1)
- Prédits à partir des caractéristiques observées et élasticité-prix = -0.5 (simulation)
- Prédits à partir des caractéristiques observées et élasticité-prix = -0.6 (simulation)
- Prédits à partir des caractéristiques observées et élasticité-prix = -0.7 (simulation)

FIGURE 10 – Achats mensuels de tabac (en volume) par habitant âgé de 15 ans ou plus en 2020 en fonction du temps d'accès par la route à la frontière la plus proche : une simulation selon différents scénarios.

Note : L'axe x correspond au temps de trajet (par la route et en heures creuses) jusqu'à la commune frontalière la plus proche (en minutes).

L'axe y représente les achats de tabac (en grammes ou en unités) par habitant âgé de 15 ans ou plus en 2020 selon différents scénarios. Les cercles bleus représentent les achats par habitant âgés de 15 ans ou plus pour l'année 2020 - à l'exclusion la période allant de mars à juin - corrigés des caractéristiques observables des zones de chalandise (socio-démographiques, emplois, tourisme). Il s'agit donc des achats de tabac par habitant effectués dans le réseau officiel lorsque les frontières sont ouvertes en 2020 à caractéristiques observables identiques. La courbe noire est obtenue en lissant ces estimations (cercles bleus) par un noyau gaussien (fenêtre de lissage 30 minutes). La courbe verte correspond aux achats par habitant qui seraient observés si les frontières étaient fermées, en s'appuyant sur les estimations de la section 7 et après lissage par un noyau gaussien (fenêtre de lissage 30 minutes). La ligne noire en pointillés correspond aux achats de tabac par habitant qui seraient observés si les frontières étaient fermées (ou encore si les prix du tabac à l'étranger étaient alignés sur les prix en France) à long terme, en supposant une consommation par habitant constante quelle que soit l'éloignement des frontières à caractéristiques observables identiques. Les courbes bleues représentent les achats de tabac par habitant lorsque les frontières sont ouvertes, simulés à partir du modèle (4) pour différentes valeurs de l'élasticité-prix du tabac ($\beta \in [-0.7, -0.5]$).

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020.

B.3 Comparaison et apport des transactions par carte bancaire pour quantifier les volumes de tabac transfrontaliers

Afin d'examiner la robustesse des résultats de la section précédente, nous les comparons aux résultats obtenus avec les données de transactions par carte bancaire pour un échantillon de ménages clients de l'une des principales banques de détail françaises.

Nous commençons par estimer les quantités de tabac achetées en France et à l'étranger en divisant les dépenses effectuées en bureau de tabac dans chaque pays par le prix du paquet de 20 cigarettes le plus vendu (il s'agit de la même référence en France et dans les pays limitrophes). Comme ces dépenses incluent des achats hors tabac (voir section 4.6), il s'agit en réalité du montant dépensé "en équivalent de paquets de 20 cigarettes manufacturées de la référence la plus vendue".

La Table 13 suggère que les achats effectués dans un pays frontaliers représentent 19,4 % (respectivement 22,2 %) de la totalité des volumes achetés sur la période allant de juillet 2019 à décembre 2023 (respectivement de janvier 2022 à décembre 2023).

La Table 6 présente les résultats de l'estimation (double différence) de l'effet de la fermeture des frontières en avril et mai 2020 sur les quantités de tabac achetées dans les bureaux de tabac en France (colonne 1), à l'étranger (colonne 2) et dans l'ensemble, sans distinction de pays (colonne 3). Les résultats suggèrent une baisse de 87 % des volumes achetés à l'étranger, ainsi qu'une diminution de 8,8 % des volumes totaux (en France et à l'étranger). En contrepartie, les volumes achetés en France n'augmentent que de 9,7 % lors de la fermeture des frontières en avril et mai 2020.

La relation (0) permet d'estimer le ratio contrefactuel (frontières ouvertes) des volumes achetés à l'étranger sur les volumes achetés en France en avril et mai 2020. Celui-ci est estimé à environ 23,7 %, un chiffre bien supérieur à celui estimé dans la section précédente ($\approx 17\%$) :

$$\frac{X}{Y} = \frac{\frac{\Delta Y}{Y} - \frac{\Delta Z}{Z}}{\frac{\Delta Z}{Z} - \frac{\Delta X}{X}} \approx 23,7\%$$

D'une part, ces estimations doivent être considérées avec prudence en raison des biais potentiels liés au fait que l'échantillon n'est pas représentatif, que les dépenses par carte bancaire ne couvrent pas l'ensemble des achats de tabac (notamment les achats en espèces) et qu'il n'est pas possible de distinguer les achats de tabac des autres achats liés aux activités secondaires des buralistes (voir section 8.5).

D'autre part, il convient de rappeler que le résultat de la section précédente est obtenu en négligeant les volumes de tabac achetés à l'étranger par les résidents des zones les plus éloignées des frontières. Lorsque l'échantillon de transactions par cartes bancaires est restreint aux clients résidant à plus de 180 minutes d'une frontière, la Table 14 indique que la part des achats de tabac en volume à l'étranger représente encore 7,1% (respectivement 8,3 %) de l'ensemble des quantités achetées sur la période juillet 2019 - décembre 2023 (respectivement janvier 2022 - décembre 2023). Ce résultat est confirmé par les estimations du modèle (2) pour les zones situées à plus de 180

minutes d'une frontière (Table 6 - "A plus de 180 minutes d'une frontière") : si les frontières étaient restées ouvertes en avril et mai 2020, les achats de tabac à l'étranger auraient représenté 6 % des quantités achetées en France à plus de 180 minutes d'une frontière¹⁴⁴.

Finalement, les résultats obtenus dans la section B.2 sont proches des résultats obtenus à partir des données de transactions par carte bancaire lorsque l'on prend en compte le fait que les achats transfrontaliers ne sont pas nécessairement négligeables en volume "loin des frontières" ($17 + 6 = 23\%$).

TABLE 6 – Estimation de l'effet de la fermeture des frontières sur les volumes approchés de tabac en France métropolitaine, à l'étranger et au total à partir des données de transactions par carte bancaire (modèle 2).

	(1)	(2)	(3)
	Quantité en France	Quantité à l'étranger	Quantité totales
Ensemble			
Fermeture des frontières	0.0928*** (0.0182)	-2.042*** (0.239)	-0.0918*** (0.0269)
Observations	3 760	3 760	3 760
Variation relative [†] (%)	9.7	-87	-8.8
A plus de 180 minutes d'une frontière			
Fermeture des frontières (θ_1)	0.0156 (0.0135)	-2.596*** (0.436)	-0.0383*** (0.0135)
Observations	1 440	1 440	1 440
Variation relative (%)	1.6	-93	-3.8
Variables de contrôle	oui	oui	oui
Effets fixes de départements	oui	oui	oui
Pondération par le nombre d'habitants	oui	oui	oui

Note : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont clusterisés au niveau département et sont robustes à l'hétéroscédasticité et à l'auto-corrélation. Les observations sont pondérées par le nombre d'habitants de 15 ans ou plus en 2019.

Les quantités de tabac sont approximées en divisant les dépenses en bureaux de tabac dans chaque pays par le prix du paquet de 20 cigarettes le plus vendu en France et dans les pays voisins.

Les variables de contrôle incluent une indicatrice par mois, une tendance temporelle (polynôme d'ordre 3) et une indicatrice de temps d'accès (par la route et en heures creuses) à la frontière terrestre la plus proche.

[†] Les variations relatives sont exprimées en pourcentage et sont obtenues par la formule suivante : $(e^\theta - 1) * 100$.

Champ : France métropolitaine hors Corse. Période juillet 2019 - décembre 2023, à l'exclusion de l'année 2021.

Source : Crédit Mutuel Alliance Fédérale.

144. $\frac{X}{Y} = \frac{\frac{\Delta Y}{Y} - \frac{\Delta Z}{Z}}{\frac{\Delta Z}{Z} - \frac{\Delta X}{X}} \approx 6\%$.

Figures supplémentaires

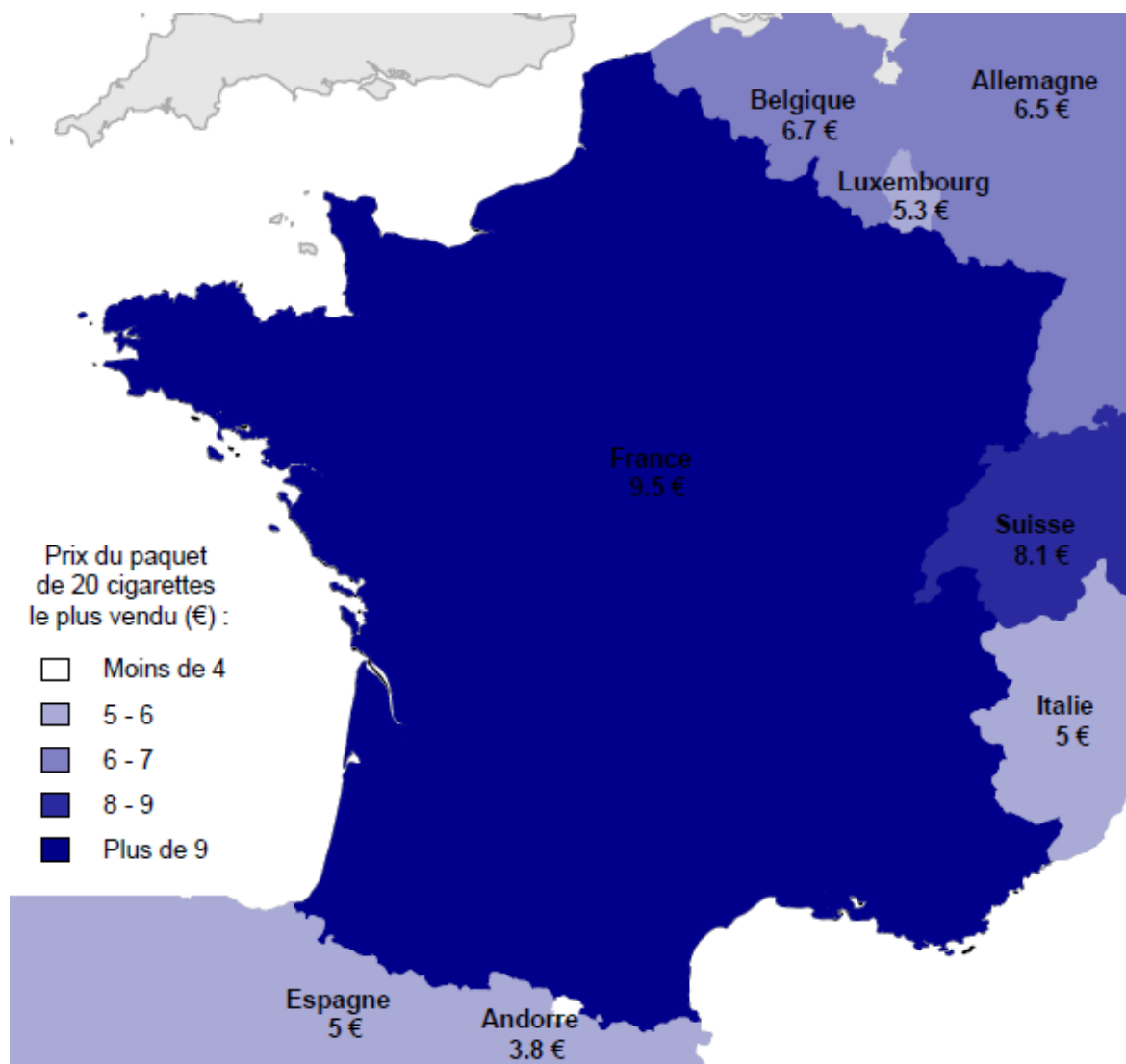


FIGURE 11 – Prix en 2020 du paquet de 20 cigarettes le plus vendu en France et dans les pays frontaliers.

Note : En 2020, le prix moyen du paquet de 20 cigarettes le plus vendu était de 9.5 euros en France, 8 euros en Suisse, 6.7 euros en Belgique, 6.5 euros en Allemagne, 5.3 euros au Luxembourg, 5 euros en Italie et en Espagne et 3.8 euros en Andorre. Les prix sont fournis par la Commission européenne pour les pays membres de l'Union européenne et par la banque de données collaborative Numbeo pour Andorre et la Suisse. Le coefficient de corrélation entre ces deux sources est de 0.94 pour les pays membres de l'Union européenne.

Champ : France métropolitaine (hors Corse) et pays partageant une frontière terrestre avec la France métropolitaine.

Source : Pour les pays membres de l'Union européenne : Commission Européenne - Tobacco excise duty tables. Pour Andorre et la Suisse : Banque de données collaborative Numbeo (<https://www.numbeo.com/cost-of-living>).

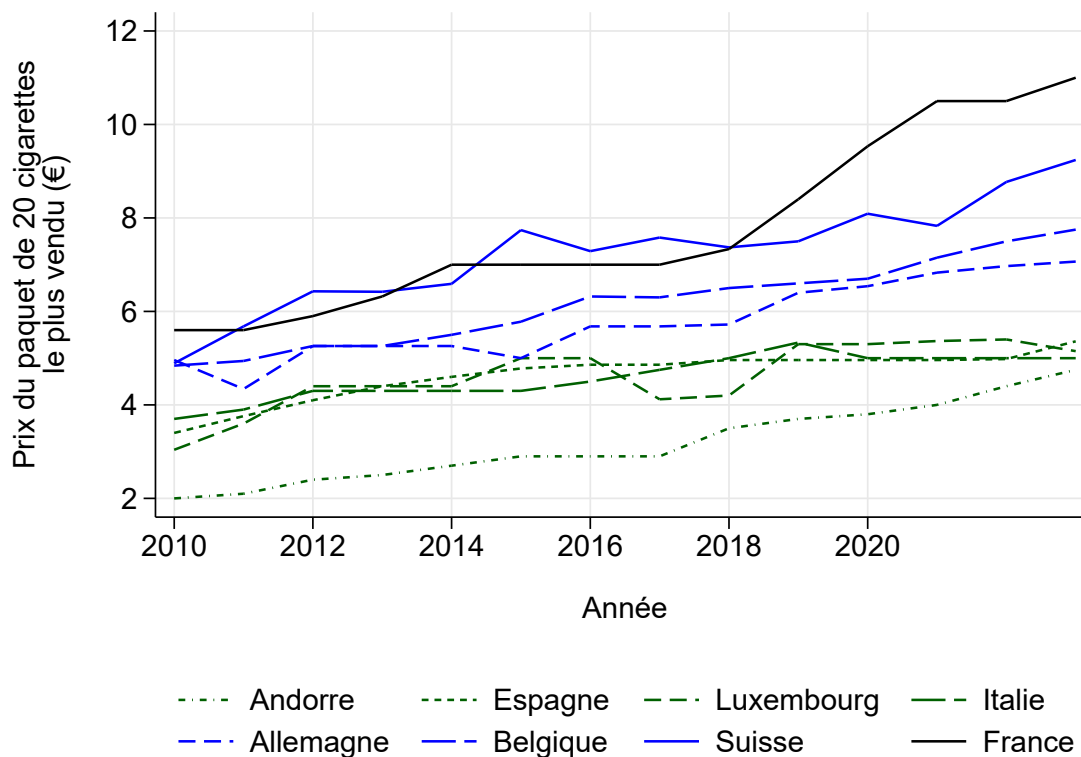


FIGURE 12 – Evolution du prix du paquet de 20 cigarettes le plus vendu en France et dans les pays frontaliers.

Note : En 2020, le prix moyen du paquet de 20 cigarettes le plus vendu était de 9.5 euros en France, 8 euros en Suisse, 6.7 euros en Belgique, 6.5 euros en Allemagne, 5.3 euros au Luxembourg, 5 euros en Italie et en Espagne et 3.8 euros en Andorre. Les prix sont fournis par la Commission Européenne pour les pays membres de l'Union européenne et par la banque de données collaborative Numbeo pour Andorre et la Suisse. Le coefficient de corrélation entre ces deux sources est de 0.94 pour les pays membres de l'Union européenne.

Source : Pour les pays membres de l'Union européenne : Commission Européenne - Tobacco excise duty tables. Pour Andorre et la Suisse : Banque de données collaborative Numbeo (<https://www.numbeo.com/cost-of-living>).

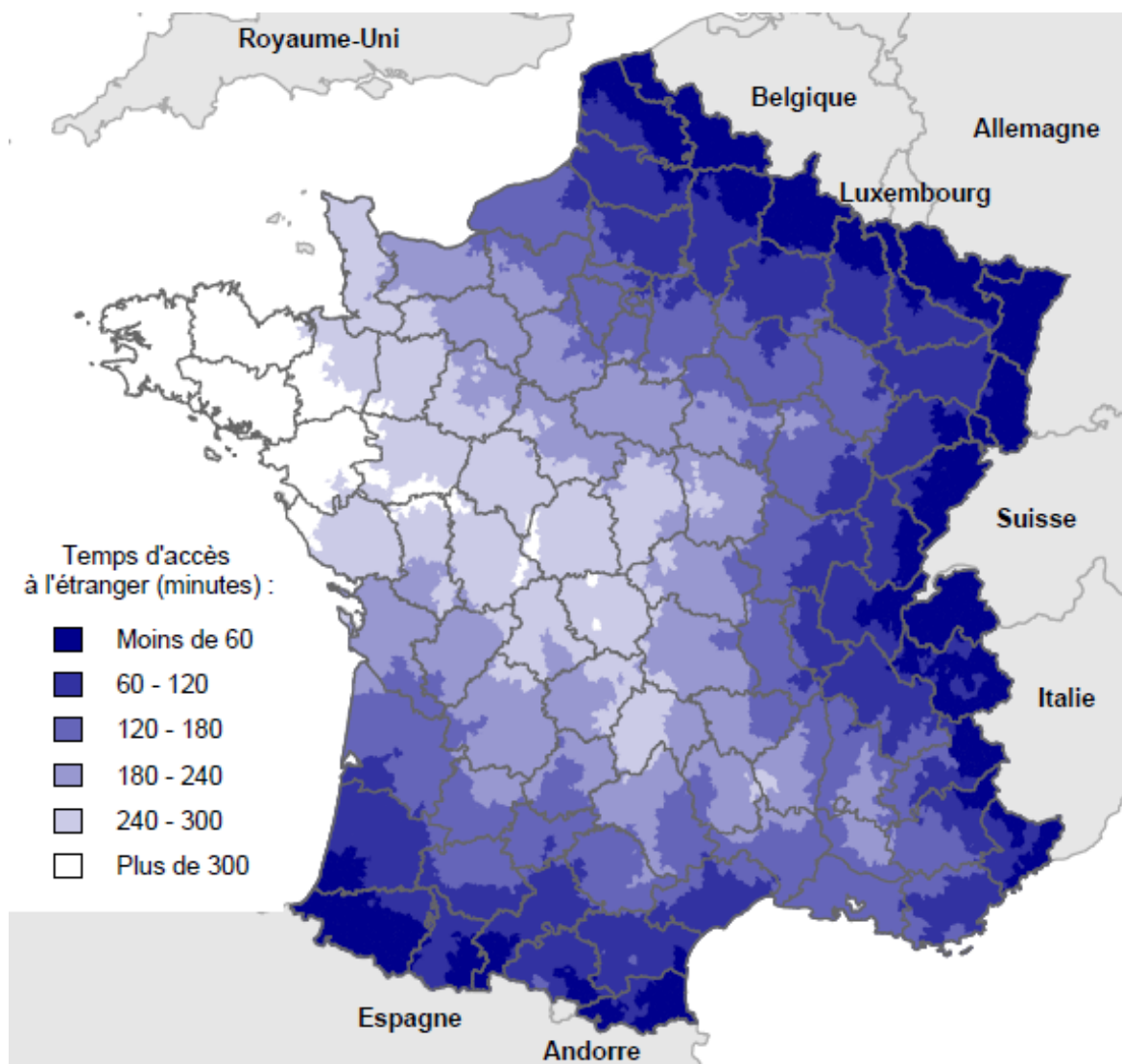


FIGURE 13 – Temps d'accès à la commune française frontalière la plus proche par la route

Note : Le temps de trajet est calculé depuis chaque commune jusque la commune frontalière française la plus proche en heures creuses et par la route.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : Insee - Base des communes 2020 et distancier Metric (MEsure des TRajets Inter-Communes).

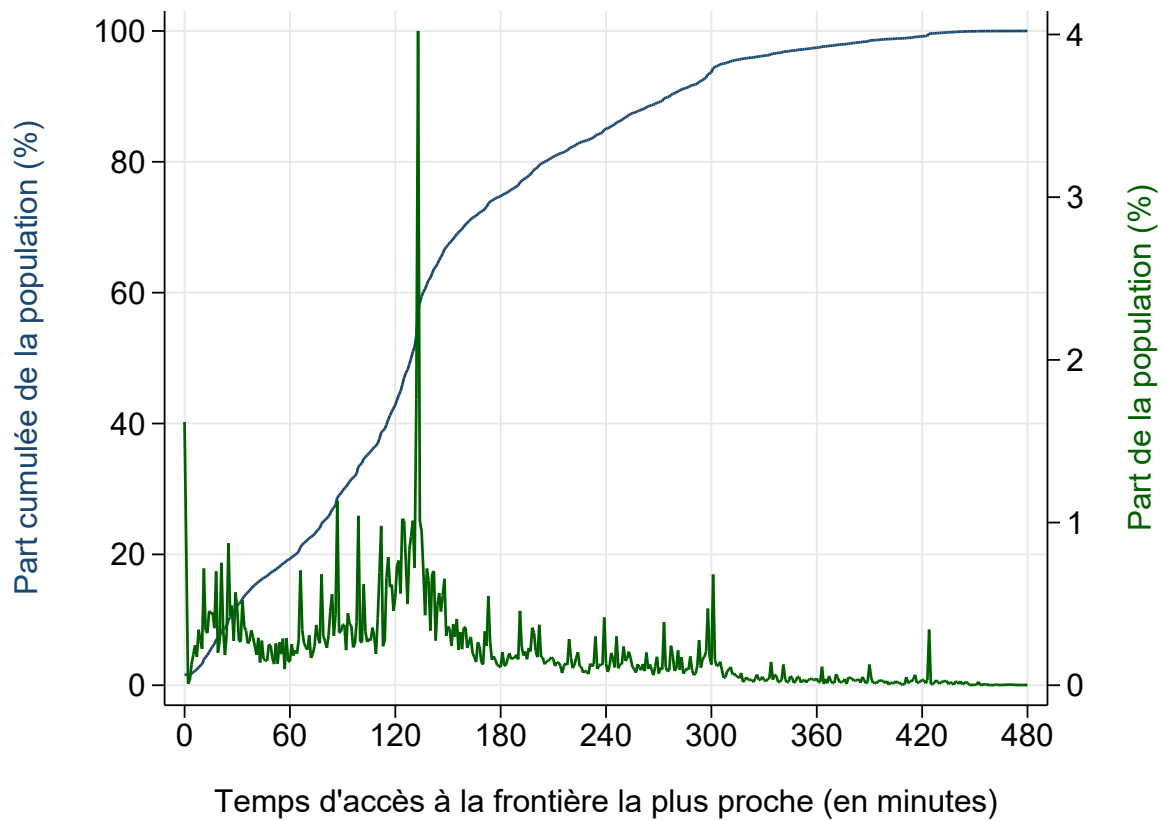


FIGURE 14 – Répartition de la population âgée de 15 ans et plus en 2019 en fonction du temps d'accès à la frontière terrestre la plus proche (en minutes).

Note : Le temps de trajet est calculé depuis chaque commune jusque la commune frontalière française la plus proche en heures creuses et par la route.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : Insee - Recensement de la population 2019 et distancier Metric (MEsure des TRajets Inter-Communes).

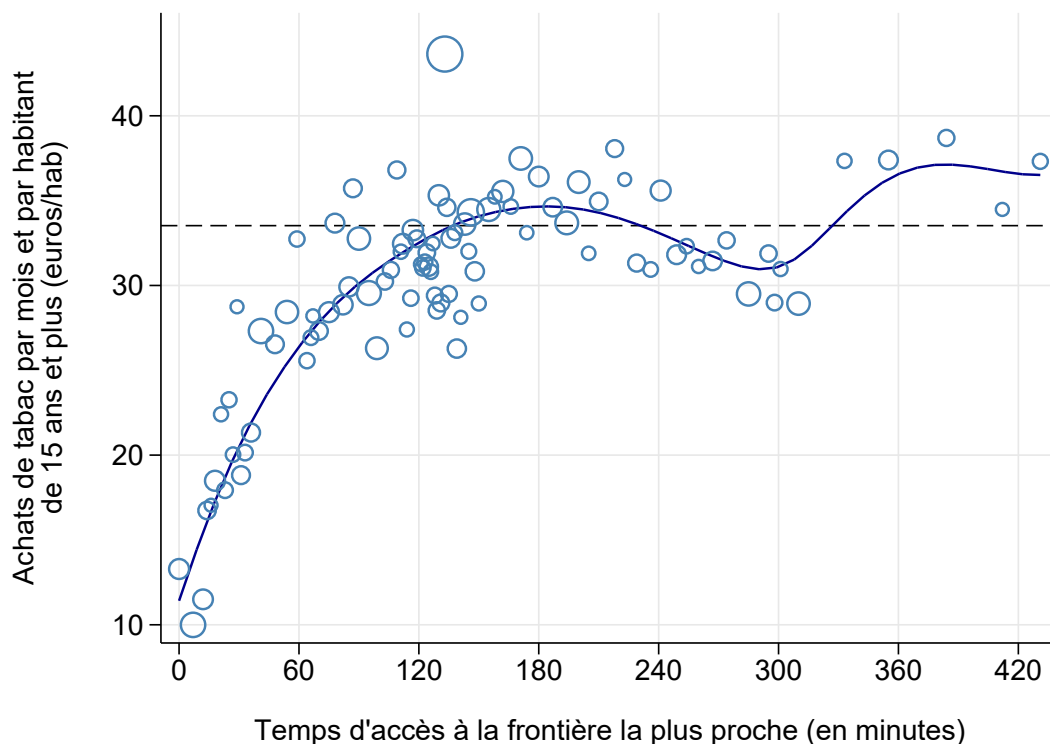


FIGURE 15 – Achats mensuels de tabac dans le réseau officiel français par habitant âgé de 15 ans ou plus en 2019 en fonction du temps d'accès à la frontière terrestre la plus proche.

Note : L'axe x correspond au temps de trajet (par la route et en heures creuses) jusqu'à la commune frontalière la plus proche (en minutes).

Les achats de tabac sont exprimés en euros.

La taille des cercles est proportionnelle au nombre d'habitants âgés de 15 ans ou plus résidant à la distance x de la frontière la plus proche. Chaque cercle représente entre 290 000 et 2 200 000 habitants âgés de 15 ans ou plus.

La courbe noire est une approximation linéaire locale (noyau gaussien et fenêtre de lissage 30 minutes).

La ligne horizontale $y = 33.5$ euros correspond au montant moyen des achats de tabac par mois et par habitant de plus de 15 ans en 2019 dans les zones situées à plus de 180 minutes d'une frontière.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI, Insee - Recensement de la population 2019.

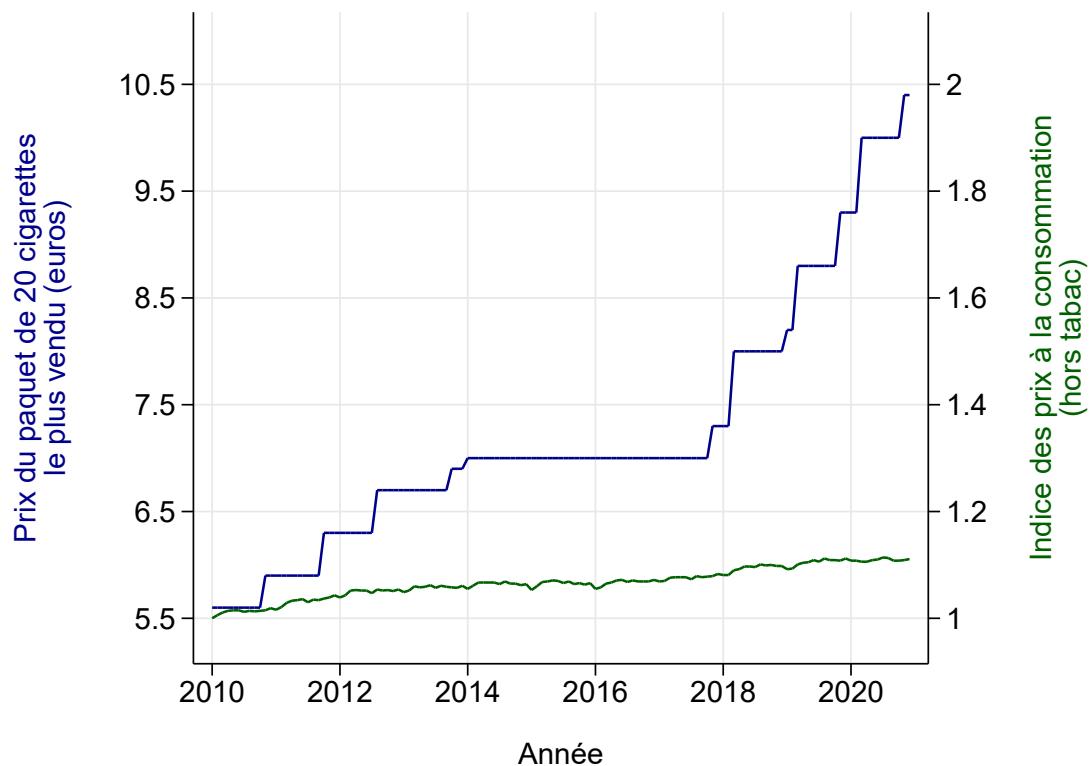
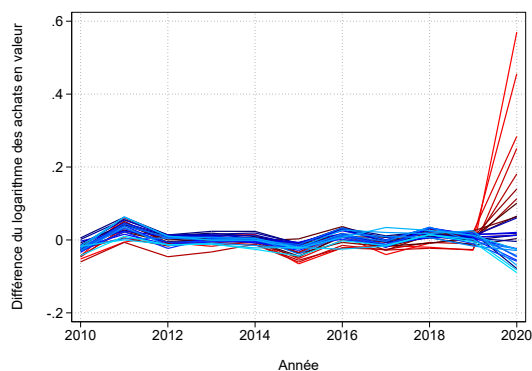


FIGURE 16 – Evolution du prix du paquet de 20 cigarettes le plus vendu en France et de l'indice des prix à la consommation (hors prix du tabac) en France sur la période 2010-2020

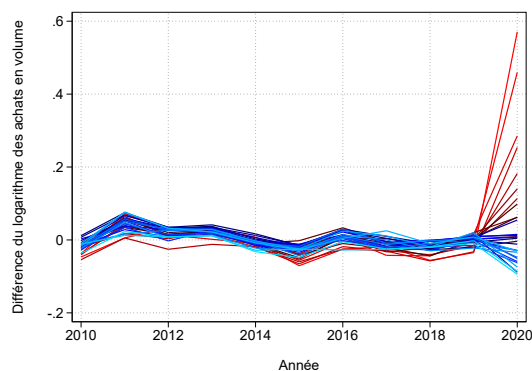
Note : Indice mensuel des prix à la consommation (hors prix du tabac) en référence au mois de janvier 2010. Prix mensuel du paquet de 20 cigarettes le plus vendu en France.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI - Prix du tabac homologués. Insee - Indices des prix à la consommation.



(a) Montant de tabac (euros)



(b) Quantité de tabac (unités ou grammes)

FIGURE 17 – Evolution de l'écart du logarithme des achats par habitant de 15 ans ou plus entre avril-mai (mois traités) et janvier-février/juillet-décembre (mois témoins) au cours de la période 2010-2020 selon le temps d'accès à la frontière la plus proche

Note : Les montants de tabac sont exprimés en euros (Figure a) et les quantités de tabac sont exprimées en unités ou en grammes (Figure b).

L'axe y présente la différence du logarithme des achats de tabac par habitant de 15 ans ou plus entre les mois traités (avril-mai) et les mois témoins (janvier-février/juillet-décembre) pour chaque temps d'accès à l'étranger.

Chaque ligne correspond à un temps d'accès (par la route et en heures creuses) à la frontière la plus proche. Les lignes rouges correspondent aux temps d'accès les plus faibles et les lignes bleues aux temps d'accès les plus longs.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI, Insee - Recensements de la population 2010-2020.

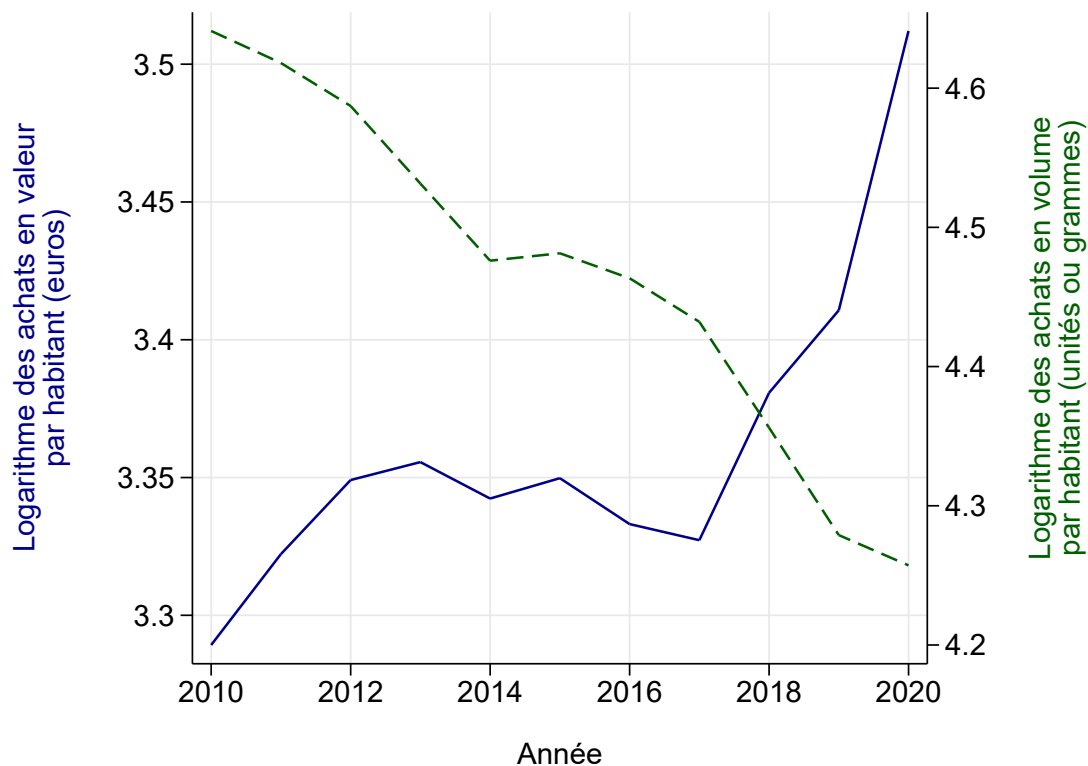


FIGURE 18 – Évolution du logarithme des achats de tabac par habitant âgé de 15 ans ou plus sur la période 2010-2020 pour les mois témoins (janvier-février et juillet-décembre)

Note : L'axe y présente le logarithme des achats de tabac par habitant de 15 ans ou plus au cours des mois témoins (janvier-février/juillet-décembre).

Les montants de tabac sont exprimés en euros (courbe bleue en trait continu) et les quantités de tabac sont exprimées en unités ou en grammes (courbe verte en pointillés).

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020.

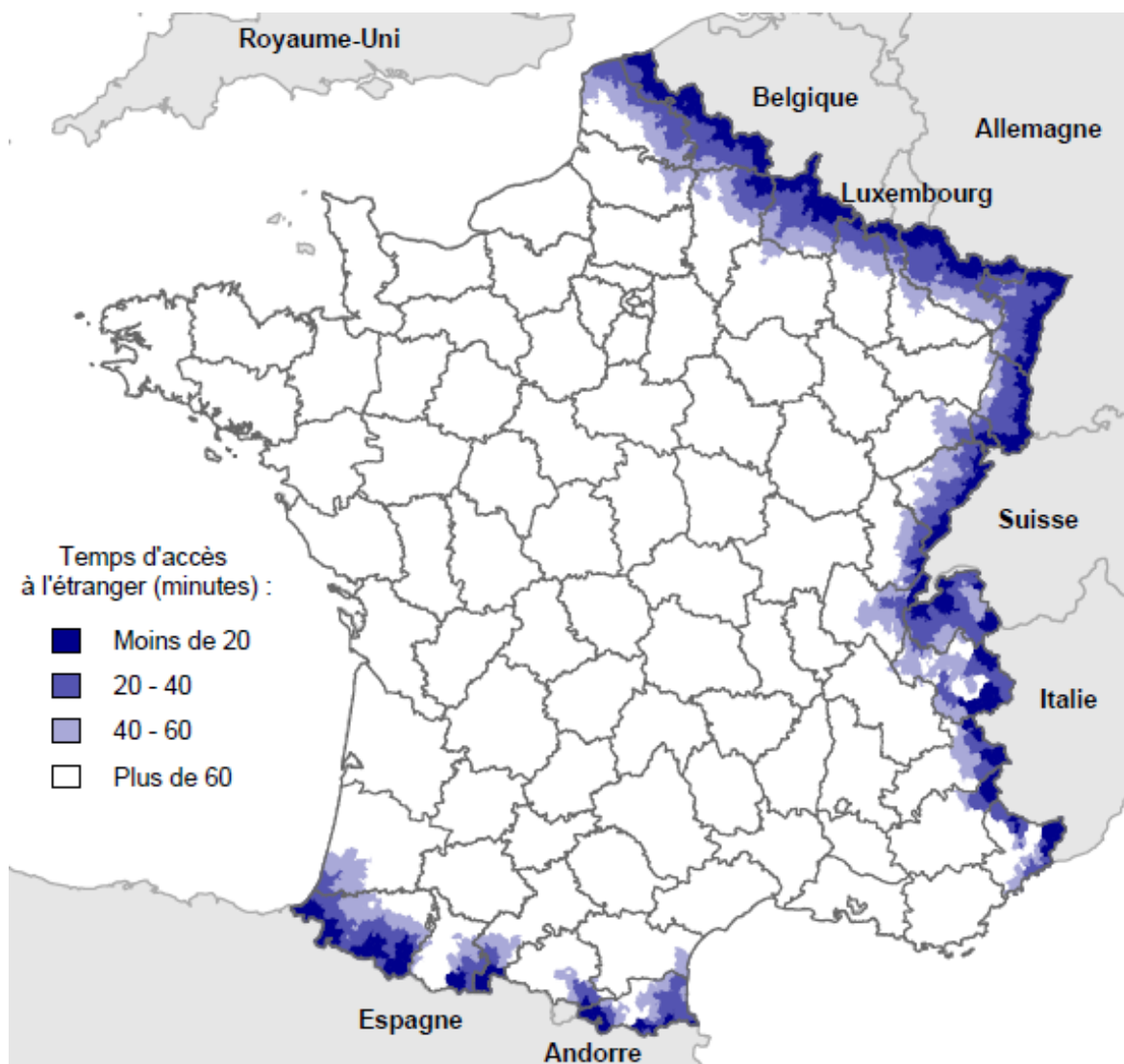


FIGURE 19 – Temps d'accès à la commune française frontalière la plus proche par la route

Note : Le temps de trajet est calculé depuis chaque commune jusque la commune frontalière française la plus proche en heures creuses et par la route.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : Insee - Base des communes 2020 et distancier Metric (MEsure des TRajets Inter-Communes).

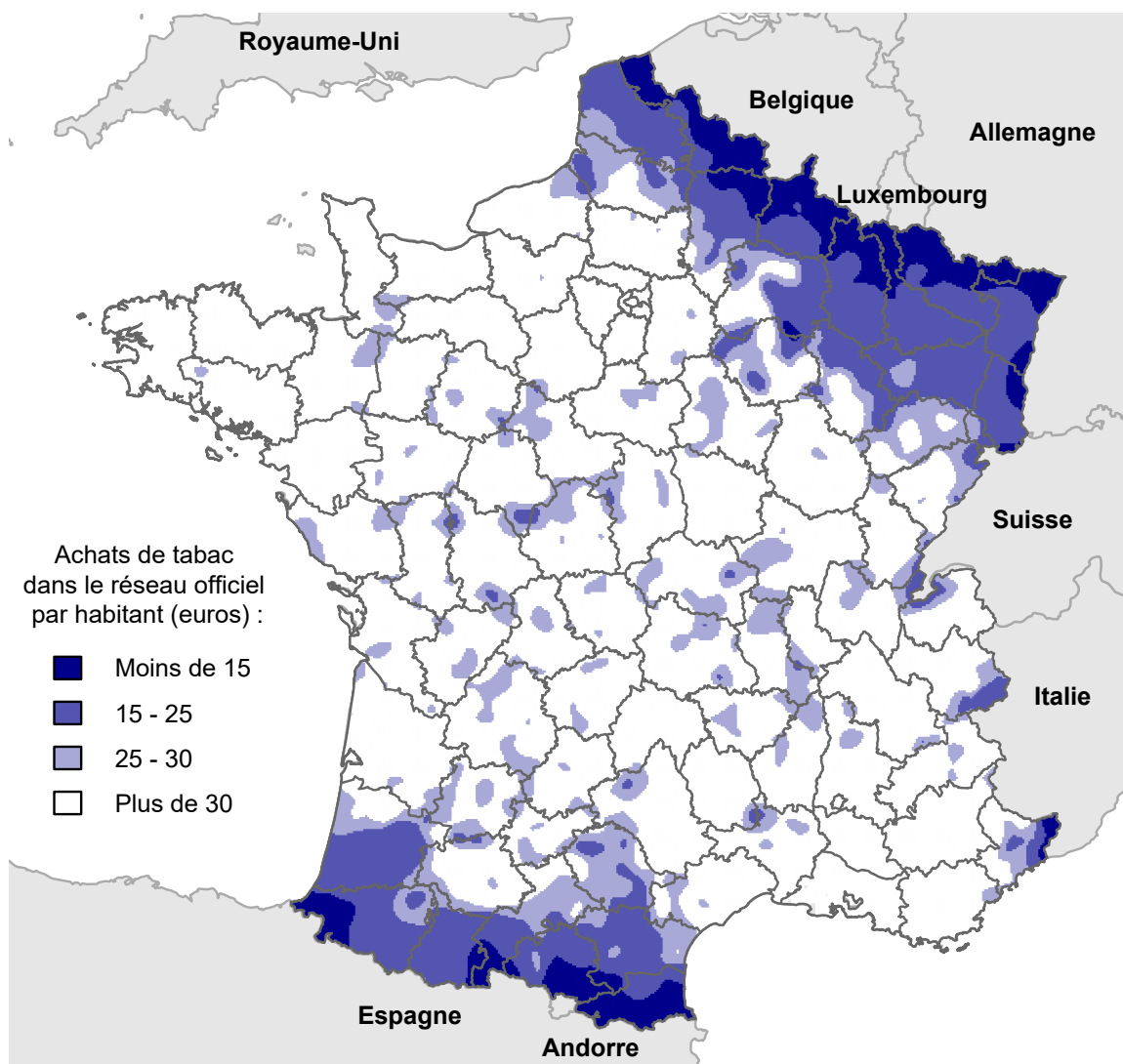


FIGURE 20 – Achats mensuels de tabac dans le réseau officiel français par habitant âgé de 15 ans ou plus en 2019 estimés à caractéristiques observables identiques.

Note : Les achats de tabac (exprimés en euros) par habitant âgé de 15 ans ou plus sont estimés en attribuant à chaque zone de chalandise les caractéristiques moyennes observées en France métropolitaines : part des différentes catégories socio-professionnelles, des femmes, des inactifs, des actifs occupés et des chômeurs, des différentes tranches d'âge, nombre d'emplois rapporté à la population de 15 ans ou plus, nombre d'unités d'hébergement touristique.

Les estimations sont lissées sur données carroyées (carreau de côté 2 km et rayon de lissage de 20 km).

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI. Insee - Recensement de la population 2019.

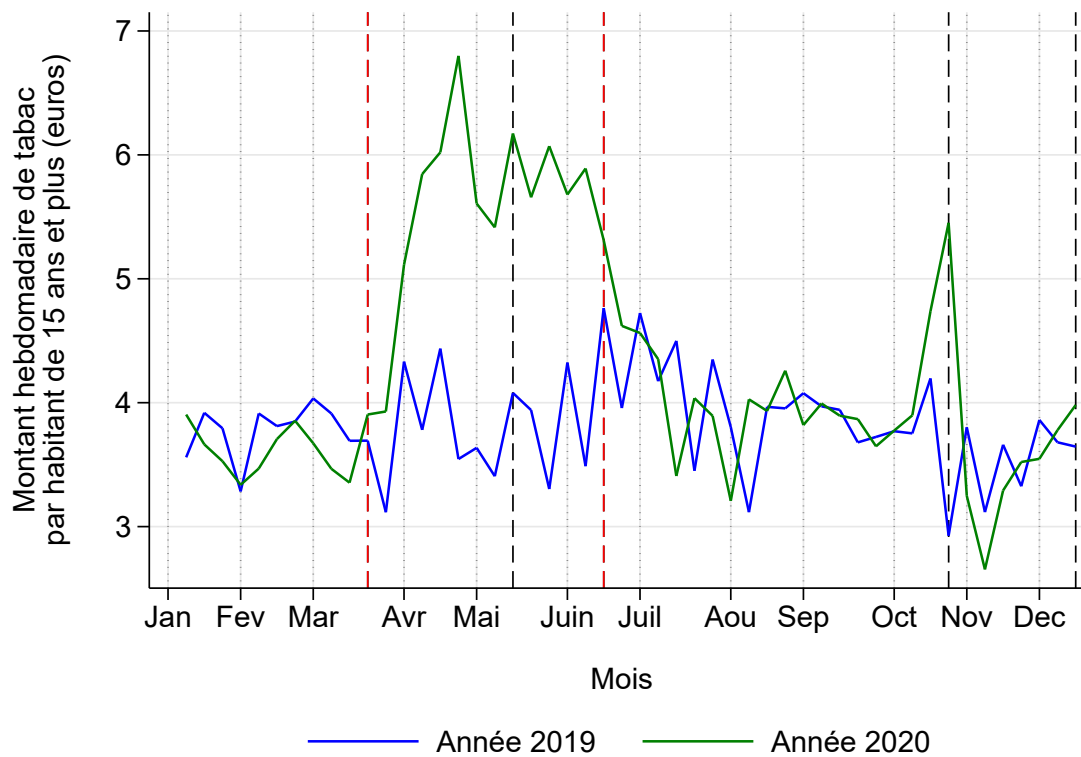


FIGURE 21 – Achats hebdomadaires de tabac (en euros) par habitant âgé de 15 ans ou plus en 2019 et en 2020 dans les départements situés à moins de 30 minutes d’une frontière.

Note : Achats de tabac hebdomadaires par habitant âgé de 15 ans ou plus auprès du principal fournisseur agréé (99 % du marché officiel) agrégés à l’échelle départementale.

Champ : Départements de France métropolitaine (hors Corse et communes insulaires non desservies par la route) dont la population réside en moyenne à moins de 30 minutes d’une frontière.

Source : DGDDI - Logista. Insee - Recensement de la population 2019.

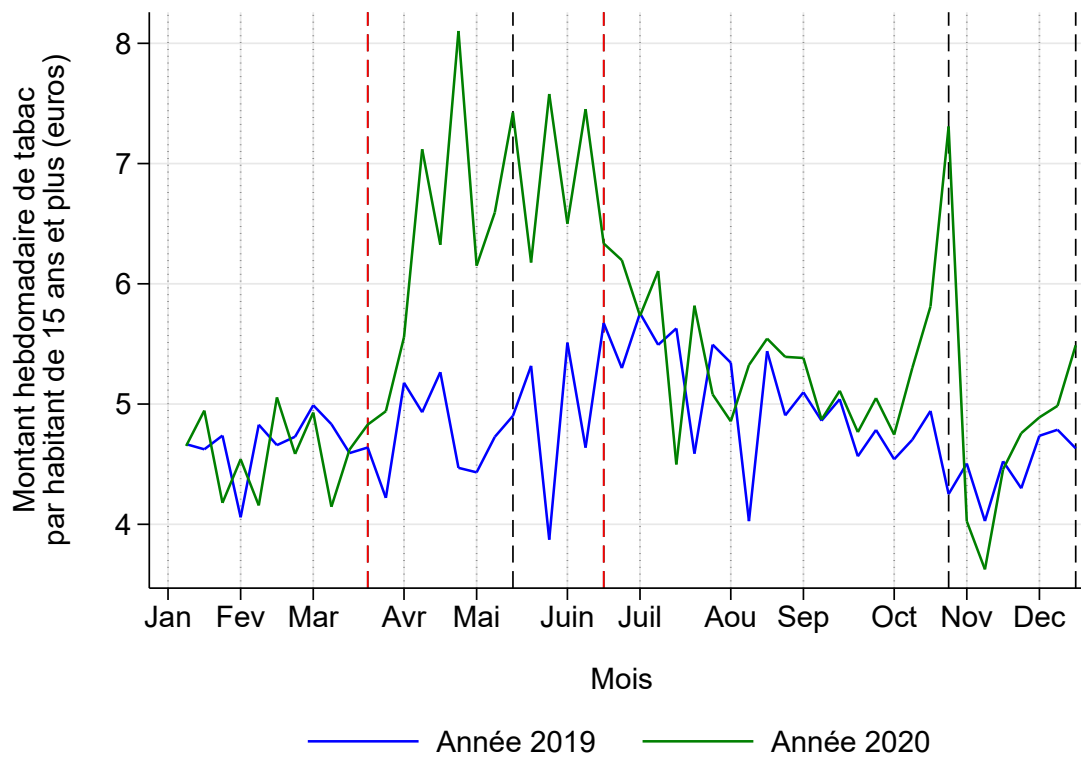


FIGURE 22 – Achats hebdomadaires de tabac (en euros) par habitant âgé de 15 ans ou plus en 2019 et en 2020 dans les départements situés à moins de 60 minutes d’une frontière.

Note : Achats de tabac hebdomadaires par habitant âgé de 15 ans ou plus auprès du principal fournisseur agréé (99 % du marché officiel) agrégés à l’échelle départementale.

Champ : Départements de France métropolitaine (hors Corse et communes insulaires non desservies par la route) dont la population réside en moyenne à moins de 60 minutes d’une frontière.

Source : DGDDI - Logista. Insee - Recensement de la population 2019.

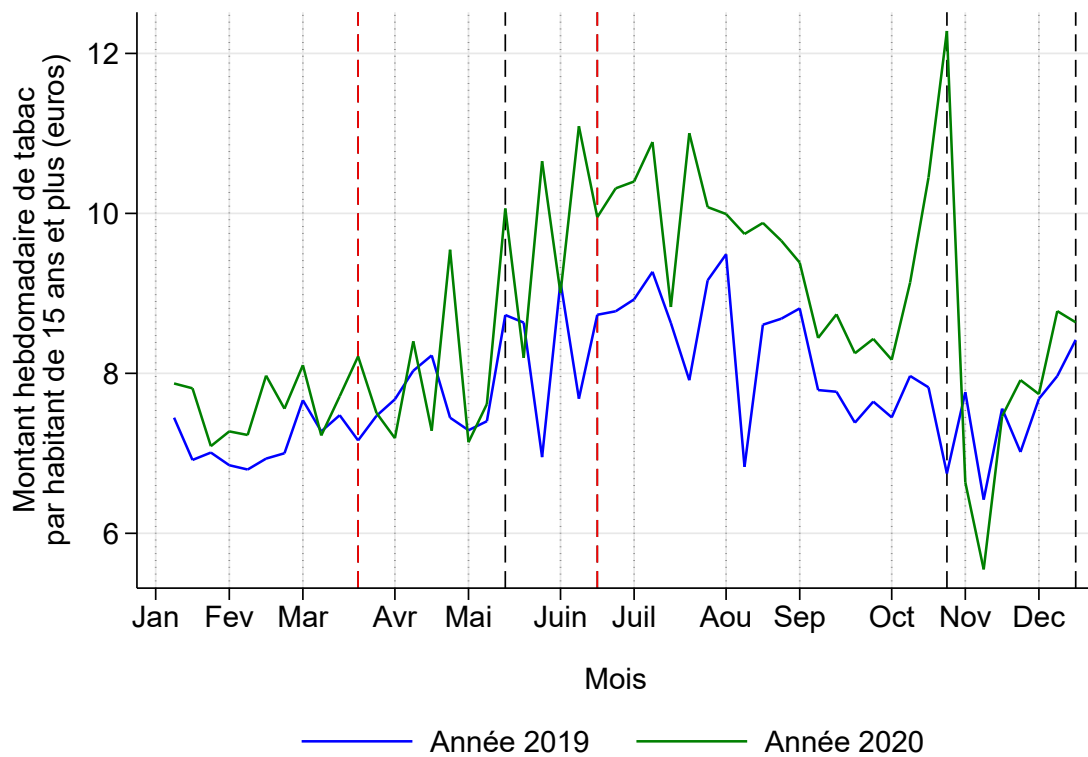


FIGURE 23 – Achats hebdomadaires de tabac (en euros) par habitant âgé de 15 ans ou plus en 2019 et en 2020 dans les départements situés à plus de 200 minutes d’une frontière.

Note : Achats de tabac hebdomadaires par habitant âgé de 15 ans ou plus auprès du principal fournisseur agréé (99 % du marché officiel) agrégés à l’échelle départementale.

Champ : Départements de France métropolitaine (hors Corse et communes insulaires non desservies par la route) dont la population réside en moyenne à plus de 200 minutes d’une frontière.

Source : DGDDI - Logista. Insee - Recensement de la population 2019.

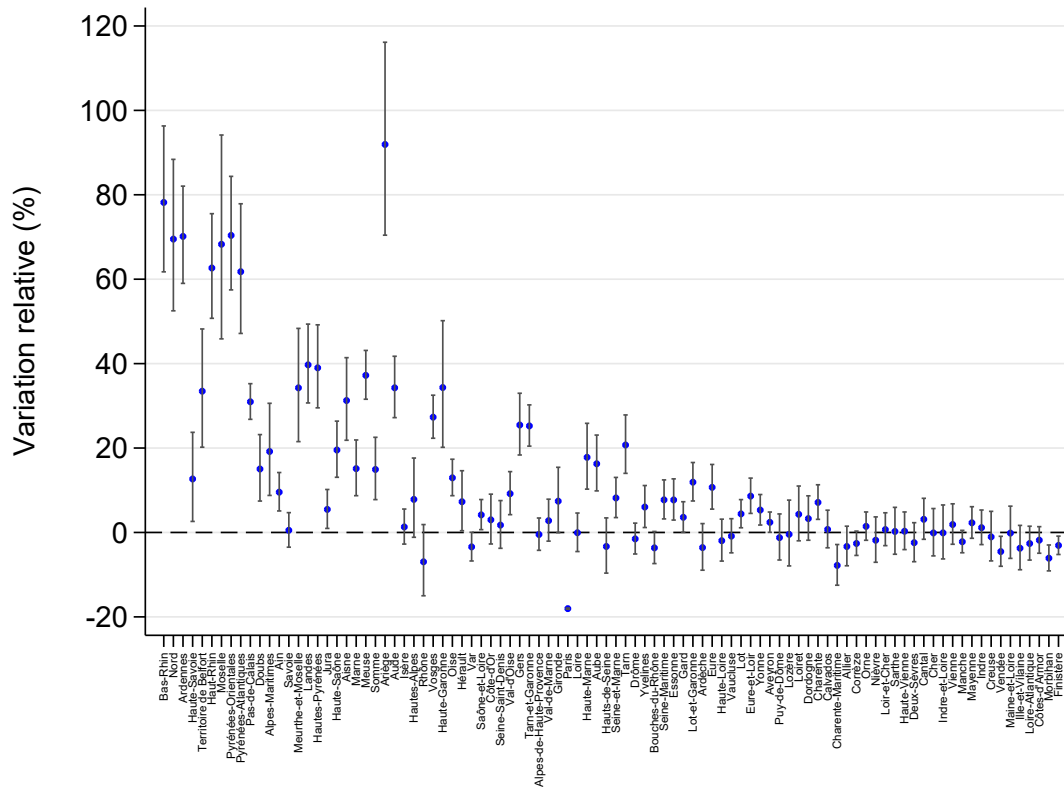


FIGURE 25 – Estimation pour chaque département de l’effet de la fermeture des frontières (avril-mai 2020) sur les achats de tabac (en valeur) dans le réseau officiel français : départements ordonnés selon le temps d’accès à la frontière la plus proche

Note : L'axe y présente les coefficients d'intérêt estimés à partir du modèle (1) où le vecteurs d'indicatrices de distances $\mathbb{1}_d$ est remplacé par un vecteur d'indicatrices de départements. Ces coefficients sont transformés $((exp(\theta_d) - 1) * 100)$ afin de correspondre à la variation relative des achats de tabac (exprimés en euros) par habitant âgé de 15 ans ou plus dans chaque département lors de la fermeture des frontières en avril et mai 2020.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020.

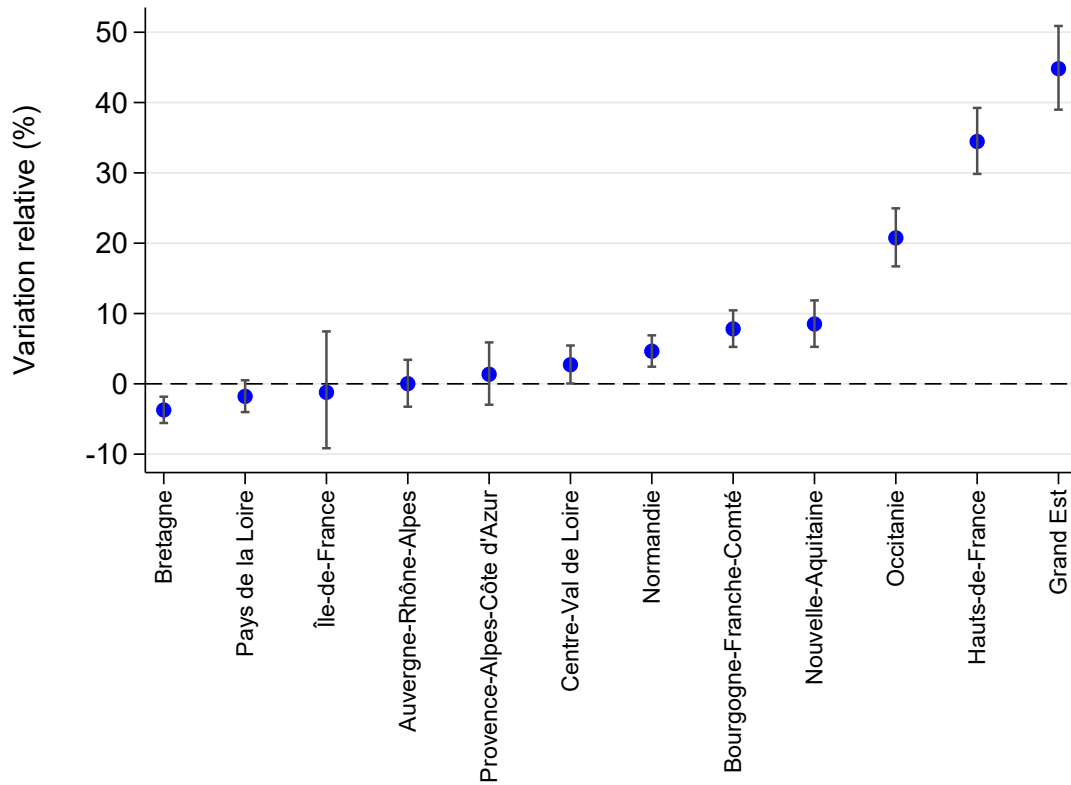
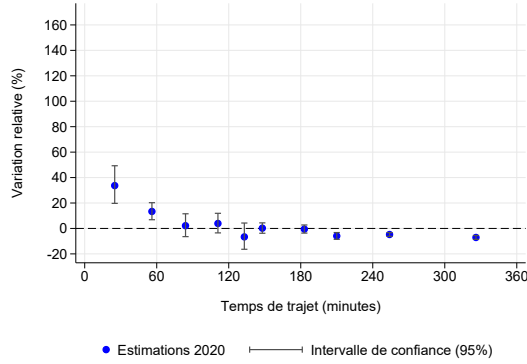


FIGURE 26 – Estimation pour chaque région de l’effet de la fermeture des frontières (avril-mai 2020) sur les achats de tabac (en valeur) dans le réseau officiel français : régions ordonnées selon l’ampleur de l’effet estimé.

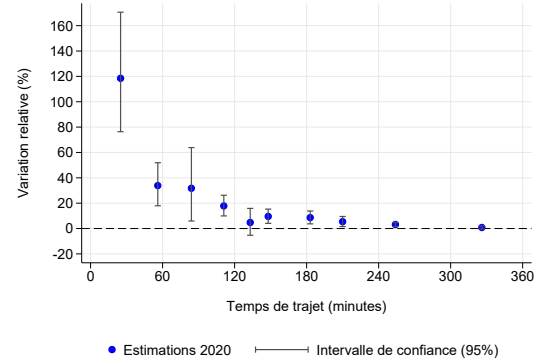
Note : L’axe y présente les coefficients d’intérêt estimés à partir du modèle (1) où le vecteurs d’indicatrices de distances $\mathbb{1}_d$ est remplacé par un vecteur d’indicatrices de régions. Ces coefficients sont transformés $((exp(\theta_d) - 1) * 100)$ afin de correspondre à la variation relative des achats de tabac (exprimés en euros) par habitant âgé de 15 ans ou plus dans chaque région lors de la fermeture des frontières en avril et mai 2020.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

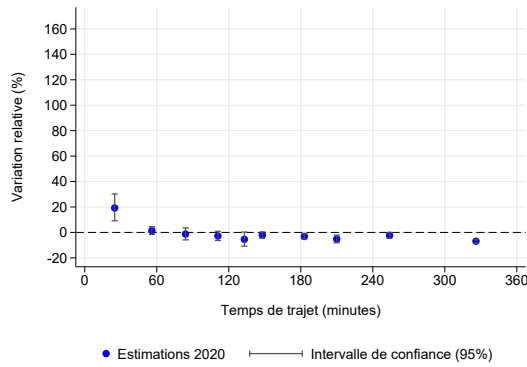
Source : DGDDI, Insee - Recensements de la population 2010-2020.



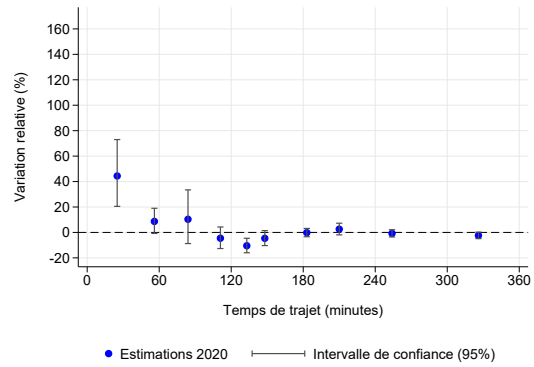
(a) Cigarettes



(b) Tabac à rouler



(c) Cigares et cigarillos



(d) Autre tabac

FIGURE 27 – Estimation de l’effet de la fermeture des frontières (avril-mai 2020) sur les achats de tabac par habitant (variation relative) en fonction du temps d’accès à la frontière terrestre la plus proche (modèle 1) : analyse départementale par catégorie de tabac.

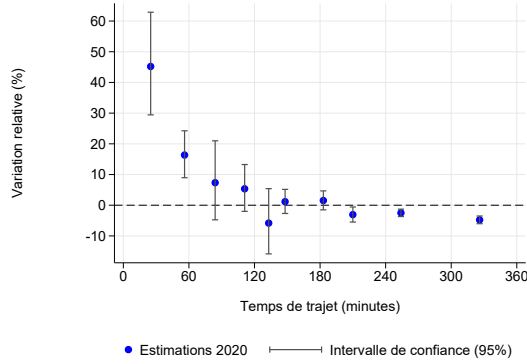
Note : Les achats de tabac sont exprimés en euros et l’analyse est effectuée au niveau départemental, les données par catégorie de tabac n’étant disponibles qu’agrégées à cette échelle.

L’axe x correspond au temps de trajet (par la route et en heures creuses) de chaque département à la frontière la plus proche (en minutes).

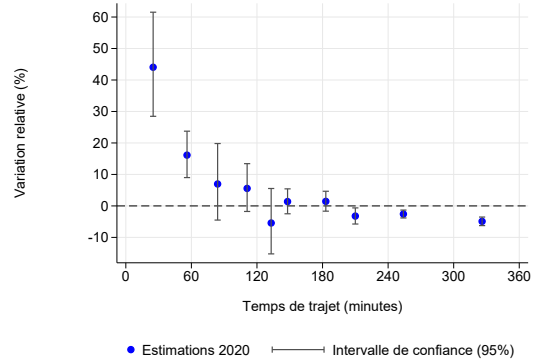
L’axe y présente les coefficients d’intérêt (θ_d , $d \in \mathcal{D}$) estimés à partir du modèle (1). Ces coefficients sont transformés $((\exp(\theta_d) - 1) * 100)$ afin de correspondre à la variation relative des achats de tabac (exprimés en euros) par habitant âgé de 15 ans ou plus lors de la fermeture des frontières en avril et mai 2020.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020.



(a) Quantité de tabac (unités ou grammes)



(b) Montant de tabac (euros)

FIGURE 28 – Estimation de l’effet de la fermeture des frontières (avril-mai 2020) sur les achats de tabac par habitant (variation relative) en fonction du temps d’accès à la frontière terrestre la plus proche (modèle 1) : analyse départementale toutes catégories de tabac confondues.

Note : Les montants de tabac sont exprimés en euros et les quantités de tabac sont exprimées en unités ou en grammes. L’analyse est effectuée au niveau départemental.

L’axe x correspond au temps de trajet (par la route et en heures creuses) de chaque département à la frontière la plus proche (en minutes).

L’axe y présente les coefficients d’intérêt (θ_d , $d \in \mathcal{D}$) estimés à partir du modèle (1). Ces coefficients sont transformés $((\exp(\theta_d) - 1) * 100)$ afin de correspondre à la variation relative des achats de tabac par habitant âgé de 15 ans ou plus lors de la fermeture des frontières en avril et mai 2020.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020.

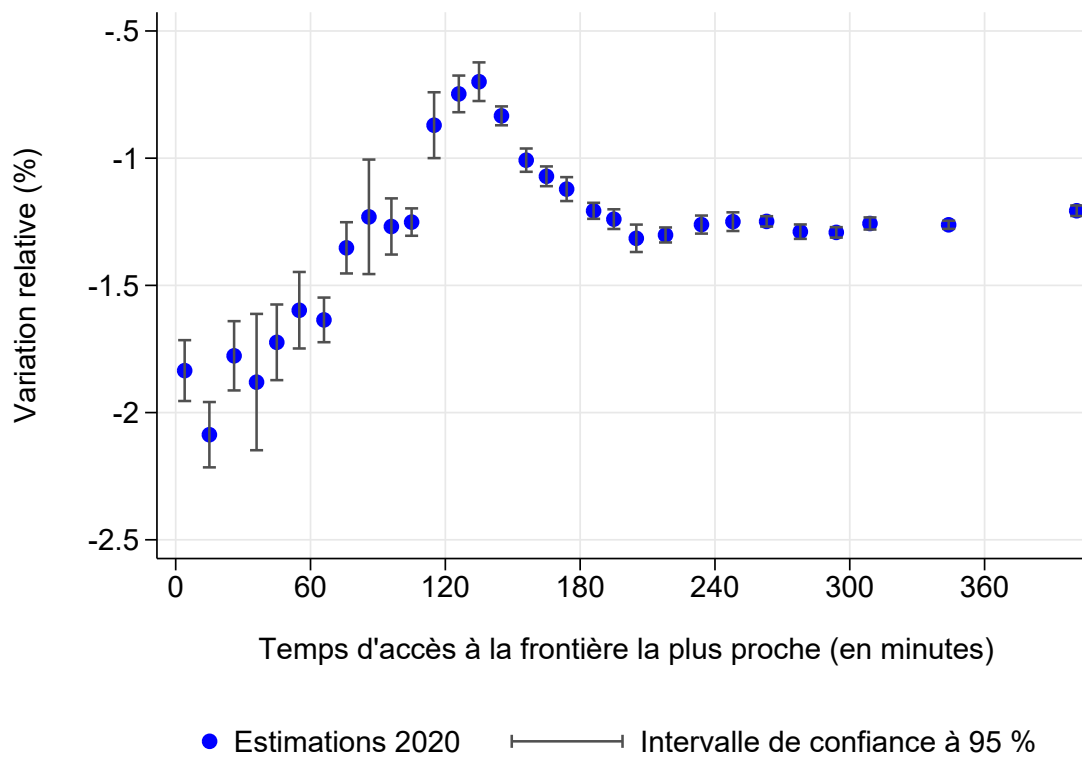


FIGURE 29 – Estimation de l’effet de la fermeture des frontières (avril-mai 2020) sur le prix moyen d’une unité ou d’un gramme de tabac (variation relative) en fonction du temps d’accès à la frontière terrestre la plus proche (modèle 1)

Note : L’axe x correspond au temps de trajet (par la route et en heures creuses) de chaque département à la frontière la plus proche (en minutes).

L’axe y présente les coefficients d’intérêt (θ_d , $d \in \mathcal{D}$) estimés à partir du modèle (1). Ces coefficients sont transformés $((\exp(\theta_d) - 1) * 100)$ afin de correspondre à la variation relative des achats de tabac par habitant âgé de 15 ans ou plus lors de la fermeture des frontières en avril et mai 2020.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI, Insee - Recensements de la population 2010-2020.

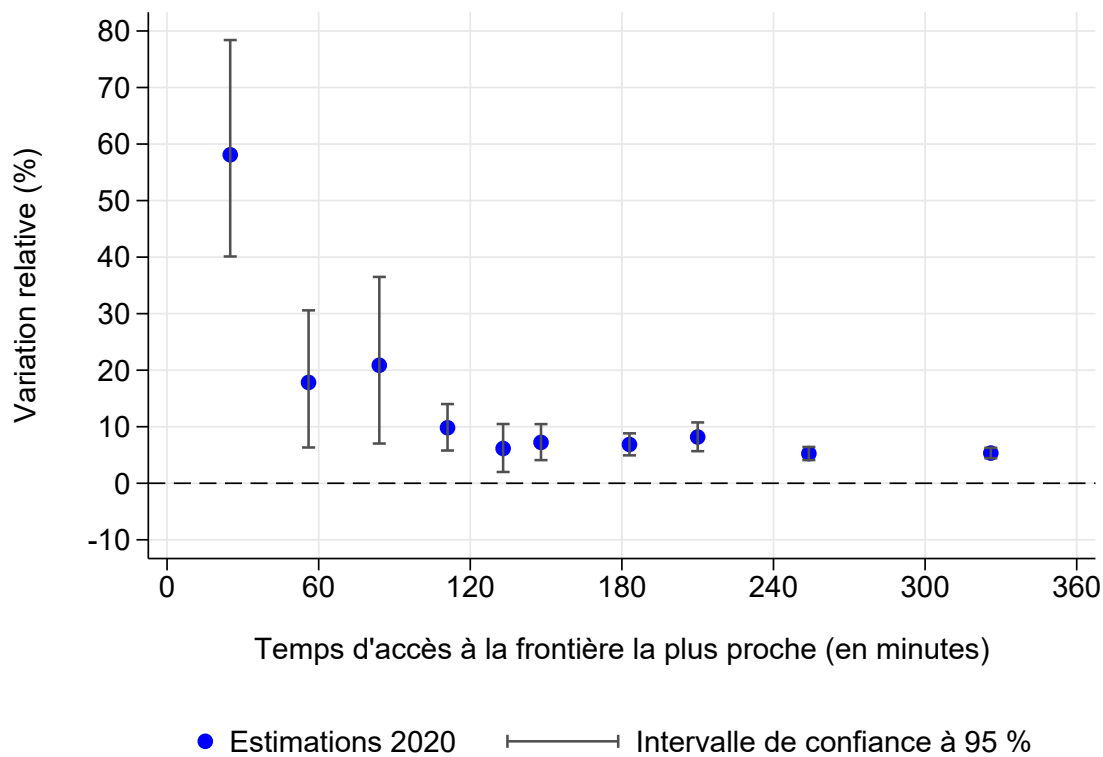


FIGURE 30 – Estimation de l’effet de la fermeture des frontières (avril-mai 2020) sur la part du tabac à rouler dans les achats de tabac en valeur (variation relative) en fonction du temps d’accès à la frontière terrestre la plus proche (modèle 1) : analyse départementale

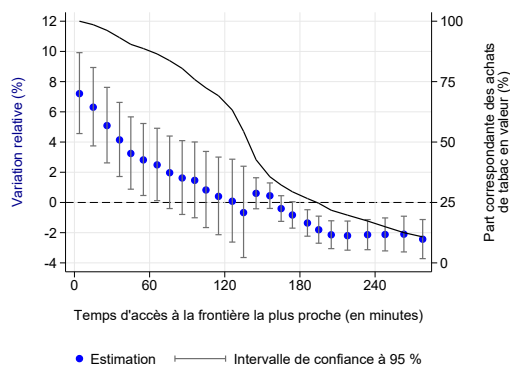
Note : Les achats de tabac sont exprimés en euros et l’analyse est effectuée au niveau départemental.

L’axe x correspond au temps de trajet (par la route et en heures creuses) de chaque département à la frontière la plus proche (en minutes).

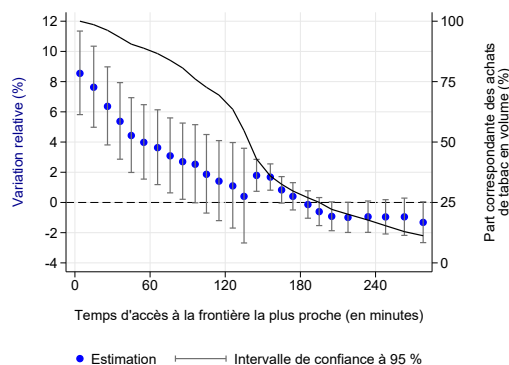
L’axe y présente les coefficients d’intérêt (θ_d , $d \in \mathcal{D}$) estimés à partir du modèle (1). Ces coefficients sont transformés $((\exp(\theta_d) - 1) * 100)$ afin de correspondre à la variation relative des achats de tabac par habitant âgé de 15 ans ou plus lors de la fermeture des frontières en avril et mai 2020.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI, Insee - Recensements de la population 2010-2020.



(a) Montant de tabac (euros)



(b) Quantité de tabac (unités ou grammes)

FIGURE 31 – Estimation de l’effet de la fermeture des frontières (avril-mai 2020) sur les achats de tabac en valeur et en volume (variation relative) en restreignant progressivement l’échantillon aux zones les plus éloignées des frontières.

Note : Les montants de tabac sont exprimés en euros (Figure a) et les quantités de tabac sont exprimées en unités ou en grammes (Figure b).

L’axe x correspond au temps d’accès (par la route et en heures creuses) à la frontière la plus proche (en minutes).

L’axe y à gauche présente les coefficients d’intérêt (θ_1) estimés à partir du modèle (3.1) lorsque l’échantillon est progressivement restreint aux zones les plus éloignées des frontières ($T \in [0, 270]$). Ces coefficients sont transformés $((\exp(\theta_1) - 1) * 100)$ afin de correspondre à la variation relative des achats de tabac par habitant âgé de 15 ans ou plus lors de la fermeture des frontières en avril et mai 2020.

L’axe y à droite indique la part des achats de tabac dans l’échantillon lorsque l’on limite progressivement l’analyse aux zones les plus éloignées des frontières.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI, Insee - Recensements de la population 2010-2020.

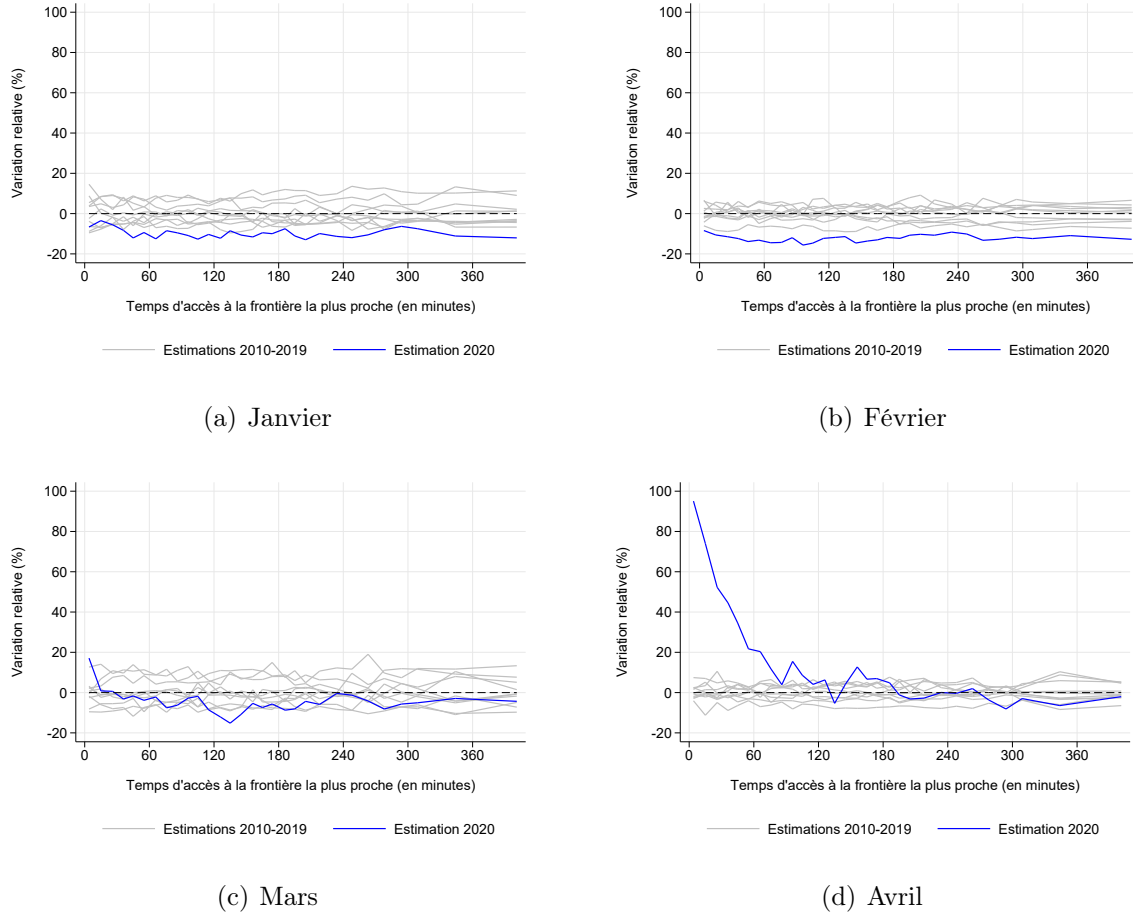


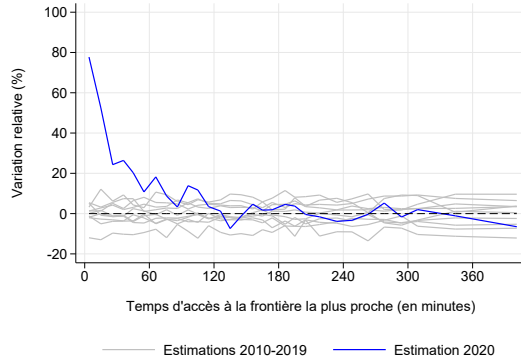
FIGURE 32 – Variation relative des ventes de tabac estimée chaque mois et chaque année au cours de la période 2010-2020 en fonction du temps d'accès à la frontière terrestre la plus proche (modèle 1").

Note : L'axe x correspond au temps d'accès (par la route et en heures creuses) à la frontière la plus proche (en minutes).

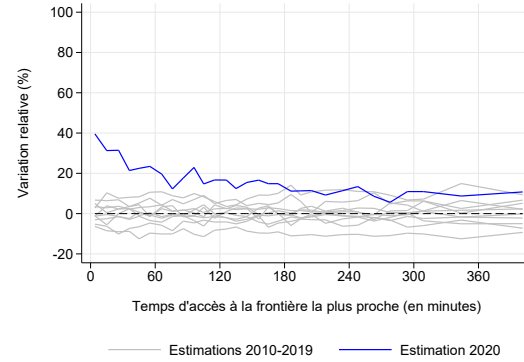
L'axe y présente les coefficients d'intérêt (θ_{dMT} , $d \in \mathcal{D}$, $M \in [1, 12]$, $T \in [2010, 2020]$) estimés à partir du modèle (1"). Ces coefficients sont transformés $((\exp(\theta_{dMT}) - 1) * 100)$ afin de correspondre à la variation relative des achats de tabac par habitant âgé de 15 ans ou plus, estimée pour chaque mois $M \in [1, 12]$ et chaque année $T \in [2010, 2020]$. Les coefficients estimés apparaissent en bleu pour l'année 2020, et en gris clair pour les autres années (2010-2019).

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

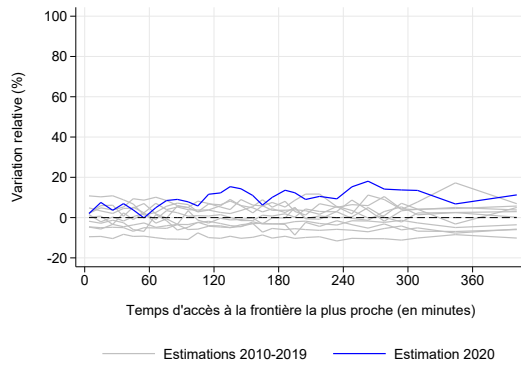
Source : DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020.



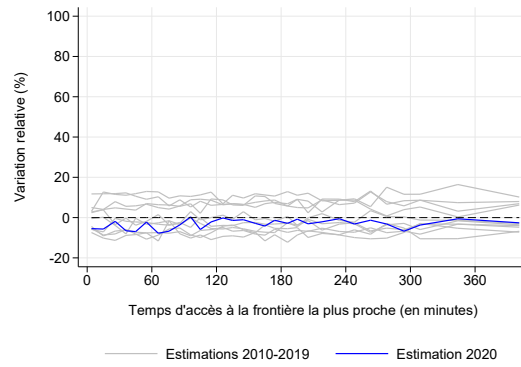
(a) Mai



(b) Juin



(c) Juillet



(d) Août

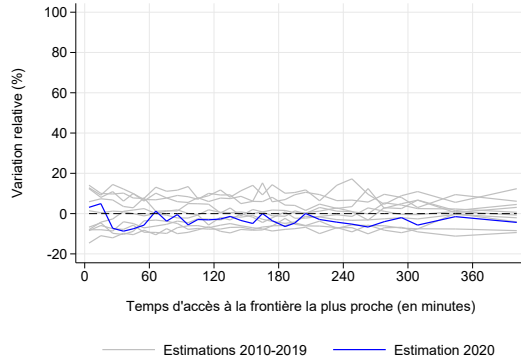
FIGURE 33 – Variation relative des ventes de tabac estimée chaque mois et chaque année au cours de la période 2010-2020 en fonction du temps d'accès à la frontière terrestre la plus proche (modèle 1'') (suite).

Note : L'axe x correspond au temps d'accès (par la route et en heures creuses) à la frontière la plus proche (en minutes).

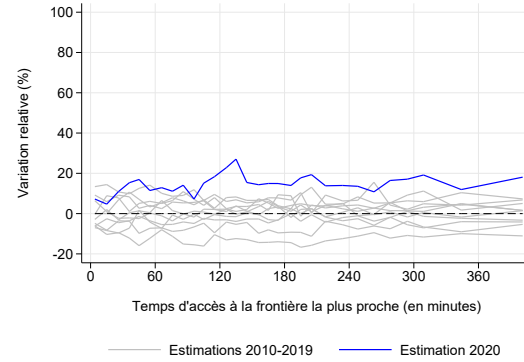
L'axe y présente les coefficients d'intérêt $(\theta_{dMT}, d \in \mathcal{D}, M \in [1, 12], T \in [2010, 2020])$ estimés à partir du modèle (1''). Ces coefficients sont transformés $((\exp(\theta_{dMT}) - 1) * 100)$ afin de correspondre à la variation relative des achats de tabac par habitant âgé de 15 ans ou plus, estimée pour chaque mois $M \in [1, 12]$ et chaque année $T \in [2010, 2020]$. Les coefficients estimés apparaissent en bleu pour l'année 2020, et en gris clair pour les autres années (2010-2019).

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

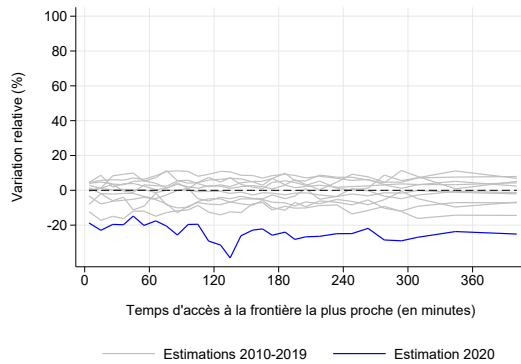
Source : DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020.



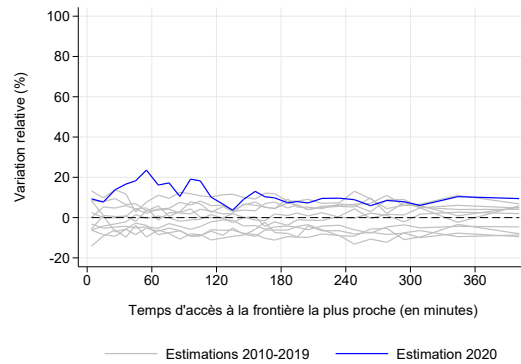
(a) Septembre



(b) Octobre



(c) Novembre



(d) Décembre

FIGURE 34 – Variation relative des achats de tabac estimée chaque mois et chaque année au cours de la période 2010-2020 en fonction du temps d'accès à la frontière terrestre la plus proche (modèle 1'') (fin).

Note : L'axe x correspond au temps d'accès (par la route et en heures creuses) à la frontière la plus proche (en minutes).

L'axe y présente les coefficients d'intérêt (θ_{dMT} , $d \in \mathcal{D}$, $M \in [1, 12]$, $T \in [2010, 2020]$) estimés à partir du modèle (1''). Ces coefficients sont transformés $((\exp(\theta_{dMT}) - 1) * 100)$ afin de correspondre à la variation relative des achats de tabac par habitant âgé de 15 ans ou plus, estimée pour chaque mois $M \in [1, 12]$ et chaque année $T \in [2010, 2020]$. Les coefficients estimés apparaissent en bleu pour l'année 2020, et en gris clair pour les autres années (2010-2019).

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020.

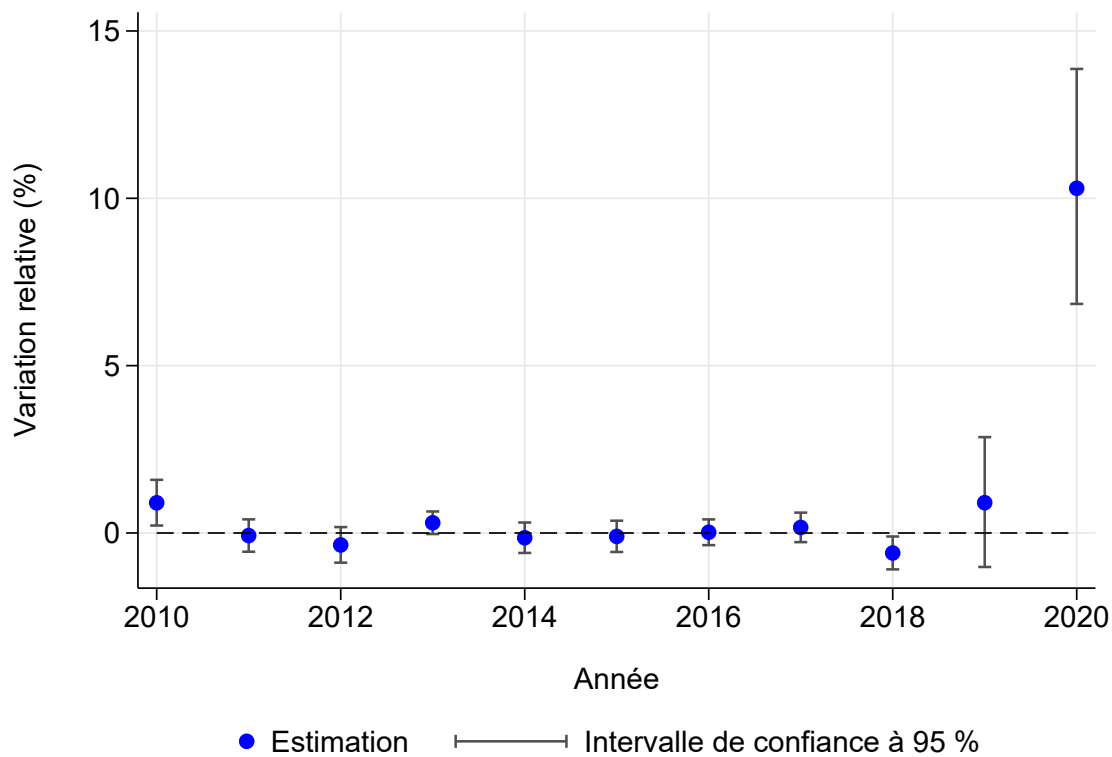


FIGURE 35 – Test placebo : Variation relative des achats de tabac en France métropolitaine en avril-mai par rapport à la période janvier-février, estimée chaque année au cours de la période 2010-2020 (modèle 3').

Note : L'axe y présente les coefficients d'intérêt (θ_{3T} , $T \in [2010, 2020]$) estimés à partir du modèle (3'). Ces coefficients sont transformés $((\exp(\theta_{3T}) - 1) * 100)$ afin de correspondre aux variations relatives des achats de tabac (exprimés en euros) par habitant âgé de 15 ans ou plus en avril et mai pour chaque année $T \in [2010, 2020]$.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route. Mois de janvier, février, avril et mai pour les achats de tabac.

Source : DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020.

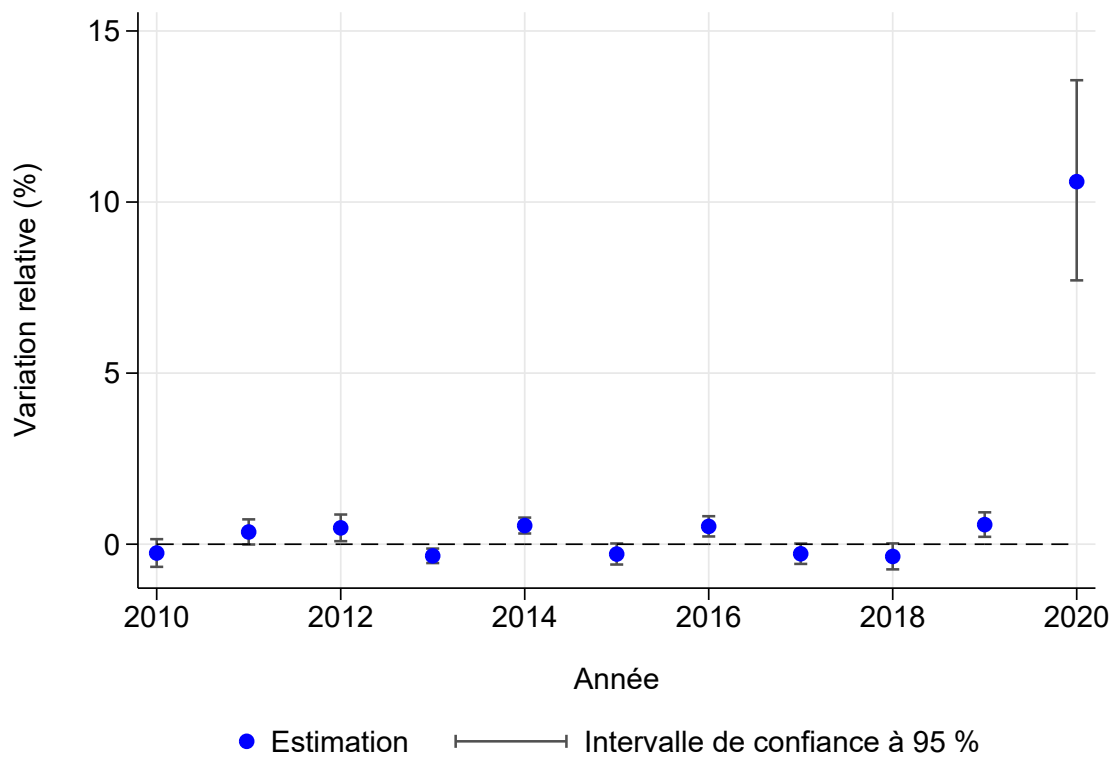


FIGURE 36 – Test placebo : Variation relative des achats de tabac en France métropolitaine en avril-mai par rapport à la période juillet-décembre, estimée chaque année au cours de la période 2010-2020 (modèle 3').

Note : L'axe y présente les coefficients d'intérêt (θ_{3T} , $T \in [2010, 2020]$) estimés à partir du modèle (3'). Ces coefficients sont transformés $((\exp(\theta_{3T}) - 1) * 100)$ afin de correspondre aux variations relatives des achats de tabac (exprimés en euros) par habitant âgé de 15 ans ou plus en avril et mai pour chaque année $T \in [2010, 2020]$.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route. Mois d'avril, mai, juillet, août, septembre, octobre, novembre et décembre pour les achats de tabac.

Source : DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020.

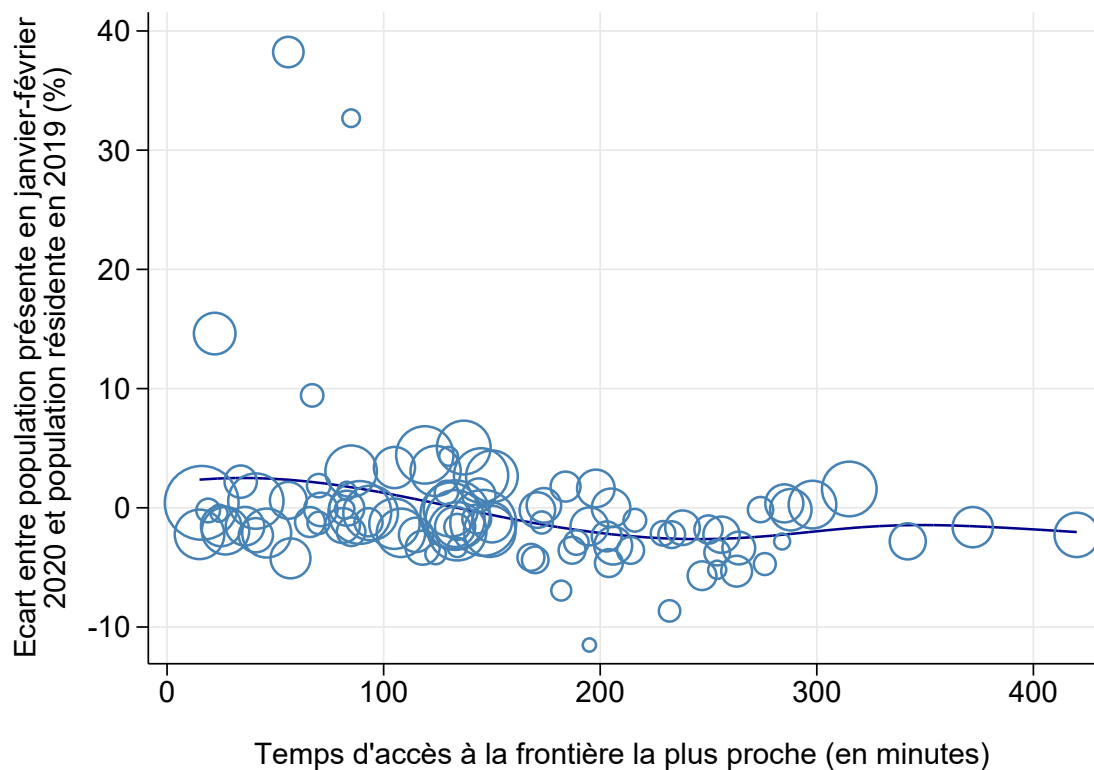


FIGURE 37 – Ecart relatif entre la population présente (résidente et non résidente) en janvier-février 2020, estimée à partir des données de téléphonie mobile, et la population résidente en 2019, estimée à partir du recensement, en fonction du temps d'accès à la frontière la plus proche.

Note : L'analyse est effectuée au niveau départemental.

L'axe x correspond au temps de trajet (par la route et en heures creuses) de chaque département à la frontière la plus proche (en minutes).

L'axe y présente l'écart de population estimée (en pourcentage) entre le recensement de la population de 2019 et les données de téléphonie mobile janvier-février 2020. La taille des cercles est proportionnelle au nombre d'habitants âgés de 15 ans ou plus résidant à la distance x de la frontière la plus proche. Chaque cercle correspond à un département et représente entre 70 000 et 2 200 000 habitants âgés de 15 ans ou plus.

La courbe est une approximation linéaire locale (noyau gaussien et fenêtre de lissage 30 minutes).

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : Insee - Recensements de la population 2019. Données de téléphonie mobile 2020.

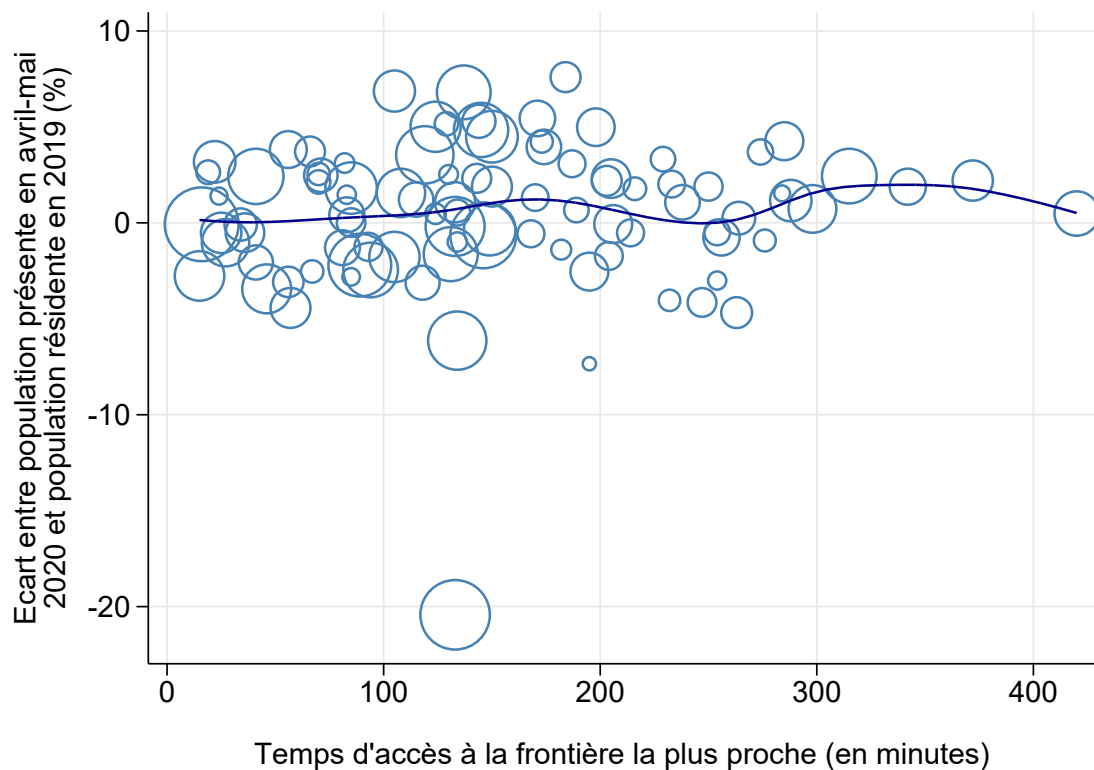


FIGURE 38 – Ecart relatif entre la population présente (résidente et non résidente) en avril-mai 2020, estimée à partir des données de téléphonie mobile, et la population résidente en 2019, estimée à partir du recensement, en fonction du temps d'accès à la frontière la plus proche.

Note : L'analyse est effectuée au niveau départemental.

L'axe x correspond au temps de trajet (par la route et en heures creuses) de chaque département à la frontière la plus proche (en minutes).

L'axe y présente l'écart de population estimée (en pourcentage) entre le recensement de la population de 2019 et les données de téléphonie mobile d'avril-mai 2020. La taille des cercles est proportionnelle au nombre d'habitants âgés de 15 ans ou plus résidant à la distance x de la frontière la plus proche. Chaque cercle correspond à un département et représente entre 70 000 et 2 200 000 habitants âgés de 15 ans ou plus.

La courbe est une approximation linéaire locale (noyau gaussien et fenêtre de lissage 30 minutes).

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : Insee - Recensements de la population 2019. Données de téléphonie mobile 2020.

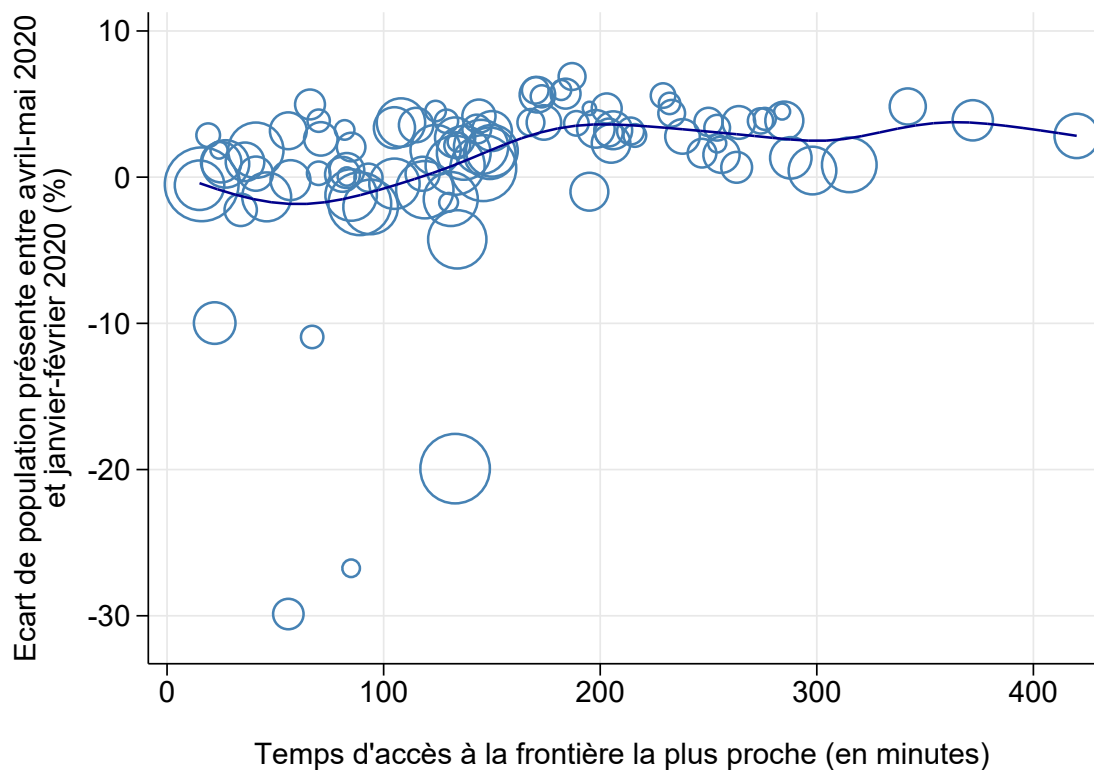


FIGURE 39 – Ecart relatif de la population (résidente et non résidente) estimée à partir des données de téléphonie mobile entre janvier-février 2020 et avril-mai 2020, en fonction du temps d'accès à la frontière la plus proche.

Note : L'analyse est effectuée au niveau départemental.

L'axe x correspond au temps de trajet (par la route et en heures creuses) de chaque département à la frontière la plus proche (en minutes).

L'axe y présente l'écart de population (en pourcentage) estimé à partir des données de téléphonie mobile entre janvier-février 2020 et avril-mai 2020. La taille des cercles est proportionnelle au nombre d'habitants âgés de 15 ans ou plus résidant à la distance x de la frontière la plus proche. Chaque cercle correspond à un département et représente entre 70 000 et 2 200 000 habitants âgés de 15 ans ou plus.

La courbe est une approximation linéaire locale (noyau gaussien et fenêtre de lissage 30 minutes).

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : Insee - Données de téléphonie mobile 2020.

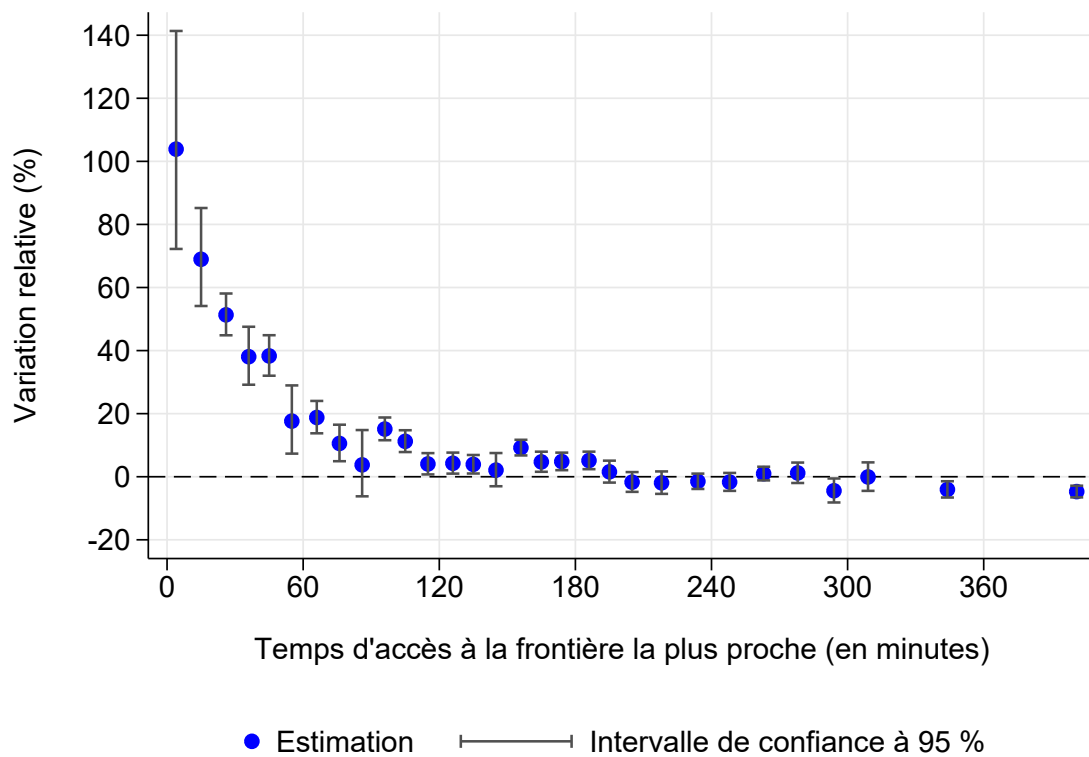


FIGURE 40 – Estimation de l’effet de la fermeture des frontières (avril-mai 2020) sur les achats de tabac par habitant (variation relative) en fonction du temps d’accès à la frontière terrestre la plus proche (modèle 1), en restreignant l’échantillon aux départements dont la population a peu varié entre janvier-février et avril-mai 2020

Note : L’axe x correspond au temps de trajet (par la route et en heures creuses) jusqu’à la commune frontalière la plus proche (en minutes).

L’axe y présente les coefficients d’intérêt (θ_d , $d \in \mathcal{D}$) estimés à partir du modèle (1). Ces coefficients sont transformés $((\exp(\theta_d) - 1) * 100)$ afin de correspondre à la variation relative des achats de tabac (exprimés en euros) par habitant âgé de 15 ans ou plus lors de la fermeture des frontières en avril et mai 2020.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020.

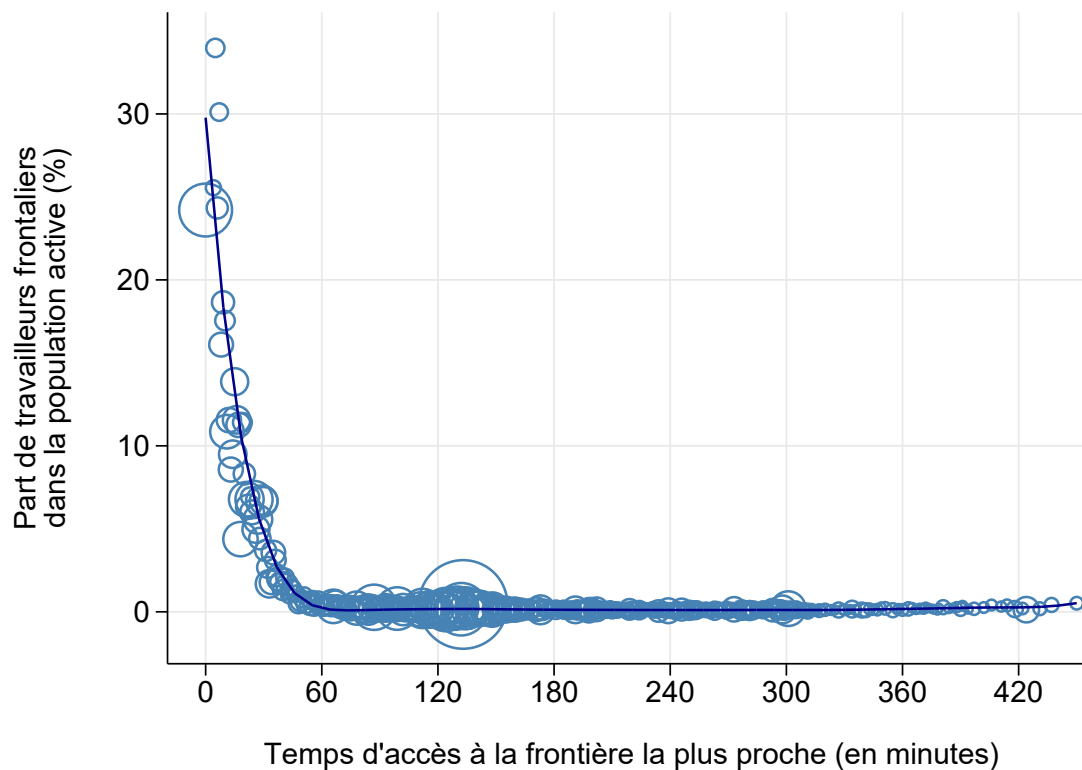


FIGURE 41 – Part des travailleurs transfrontaliers dans la population active en 2019 en fonction du temps d'accès à la frontière terrestre la plus proche.

Note : L'axe x correspond au temps de trajet (par la route et en heures creuses) jusqu'à la commune frontalière la plus proche (en minutes).

L'axe y présente la part (en pourcentage) des travailleurs transfrontaliers dans la population active résidant à la distance x de la frontière la plus proche en 2019.

La courbe est une approximation linéaire locale (noyau gaussien et fenêtre de lissage 30 minutes).

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : Insee - Recensement de la population 2019.

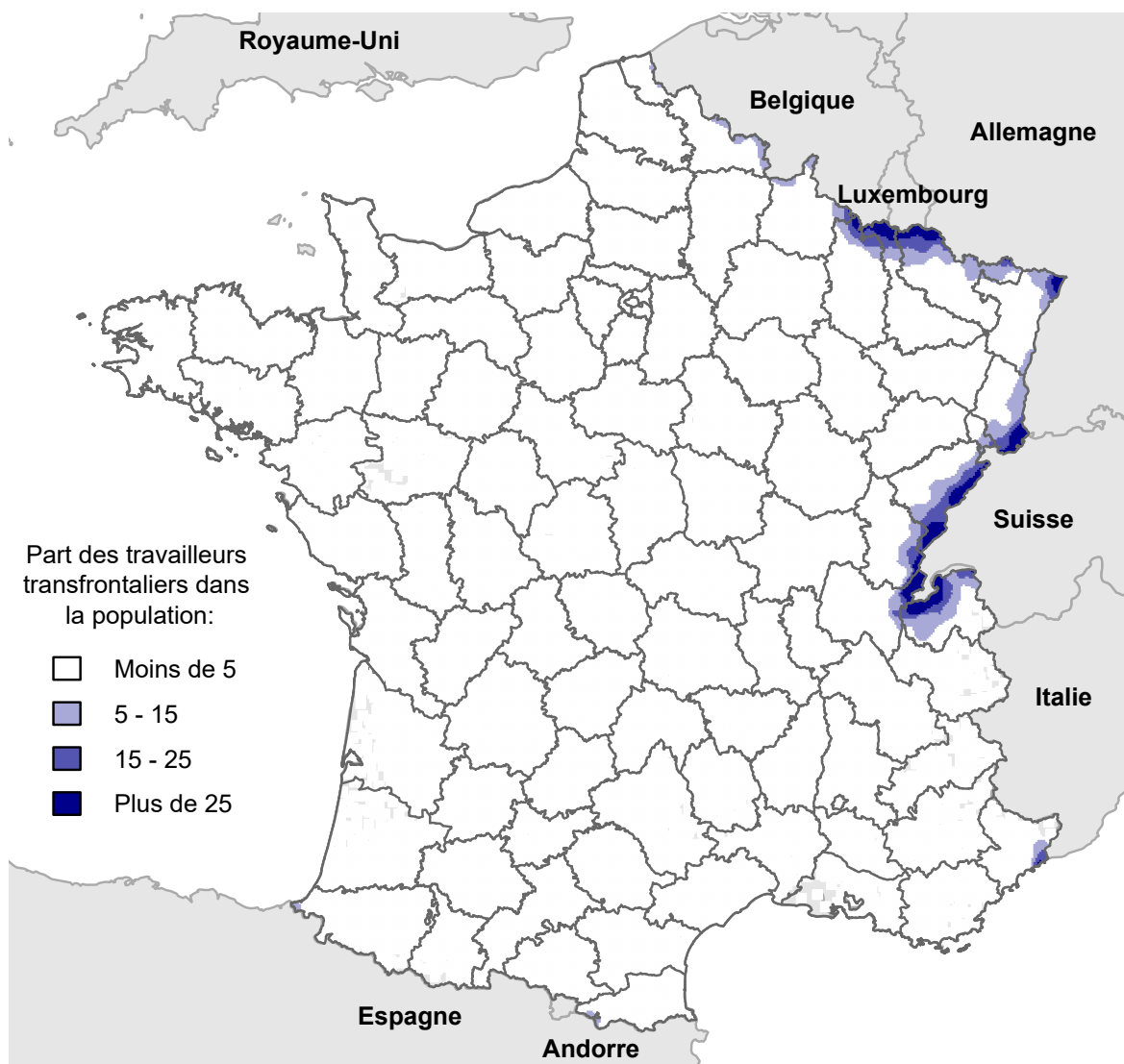


FIGURE 42 – Part des travailleurs transfrontaliers dans la population active en 2019.

Note : La part des travailleurs transfrontaliers dans la population active en 2019 (en pourcentage) est lissée sur données carroyées (carreau de côté 2 km et rayon de lissage de 10 km).

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : Insee - Recensement de la population 2019.

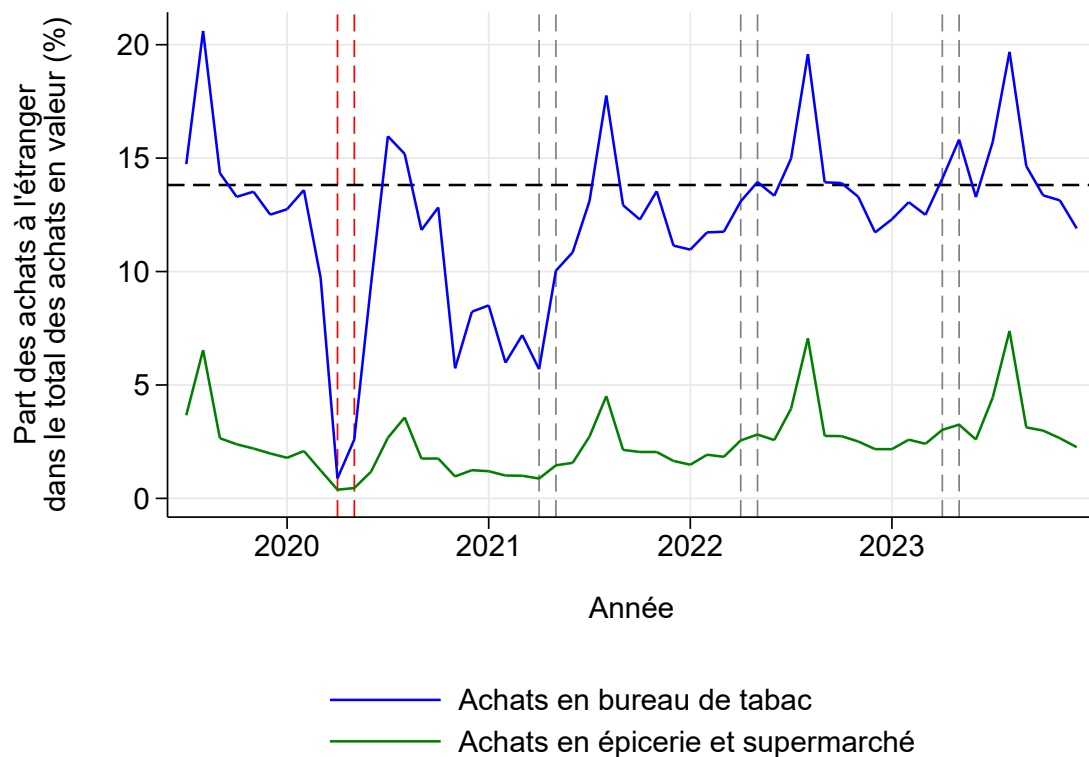


FIGURE 43 – Part des achats à l'étranger en valeur dans le total des achats effectués en bureaux de tabac et supermarchés (en France ou à l'étranger)

Note : L'axe y présente le ratio mensuel des achats effectués à l'étranger sur la somme des achats effectués en France et à l'étranger (achats totaux).

La courbe bleue représente la part des achats dans les débits de tabac à l'étranger, et la courbe verte correspond à la part des achats dans une épicerie ou un supermarché à l'étranger. La ligne en trait pointillé correspond à la part des dépenses effectuées dans les bureaux de tabac à l'étranger en moyenne hors période de crise sanitaire (13,8 %).

Champ : France métropolitaine hors Corse.

Source : Echantillon de clients de l'une des principales banque de détail françaises

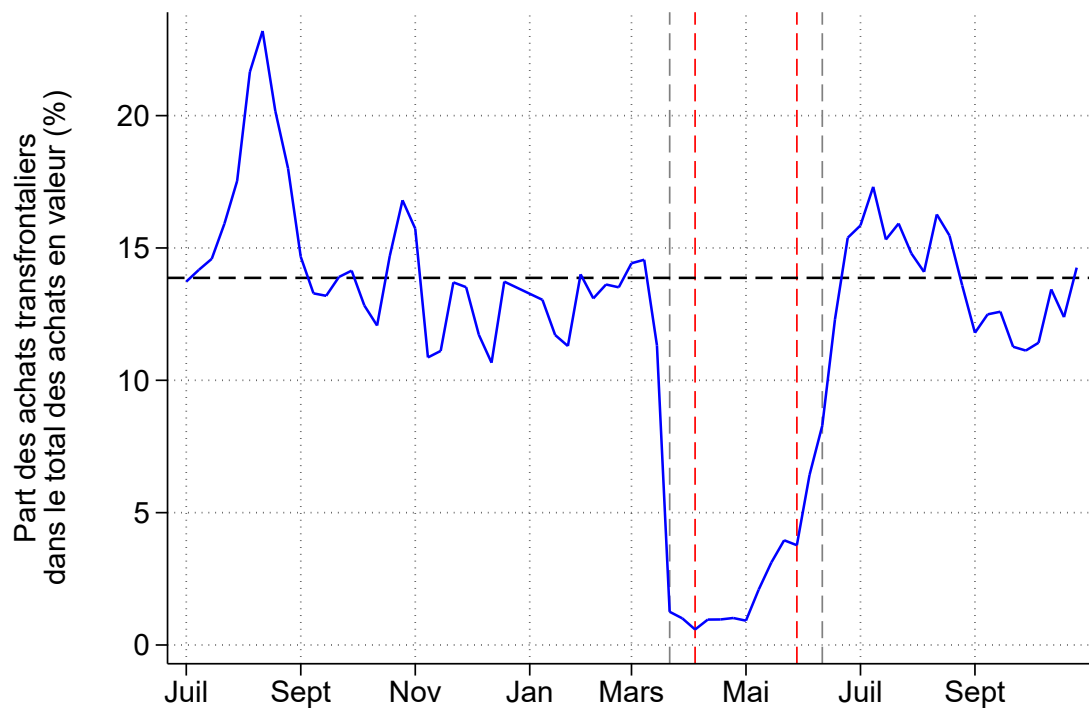


FIGURE 44 – Part des achats à l'étranger en valeur dans le total des achats effectués en bureaux de tabac (en France ou à l'étranger) : évolution hebdomadaire entre juillet 2019 et octobre 2020

Note : L'axe y présente le ratio hebdomadaire des achats effectués à l'étranger sur la somme des achats effectués en France et à l'étranger (achats totaux) entre juillet 2019 et octobre 2020. La ligne horizontale ($y = 13,8\%$) en traits pointillés correspond à la part des dépenses effectuées dans les bureaux de tabac à l'étranger en moyenne hors période de crise sanitaire. La zone entre les lignes verticales en traits pointillés gris représente la période de fermeture des frontières en France (semaines du 16 mars au 14 juin) et la zone entre les lignes verticales en traits pointillés rouge correspond aux mois d'avril et de mai 2020 (période de traitement considérée dans l'analyse principale sur données mensuelles).

Champ : France métropolitaine hors Corse.

Source : Echantillon de clients de l'une des principales banque de détail françaises

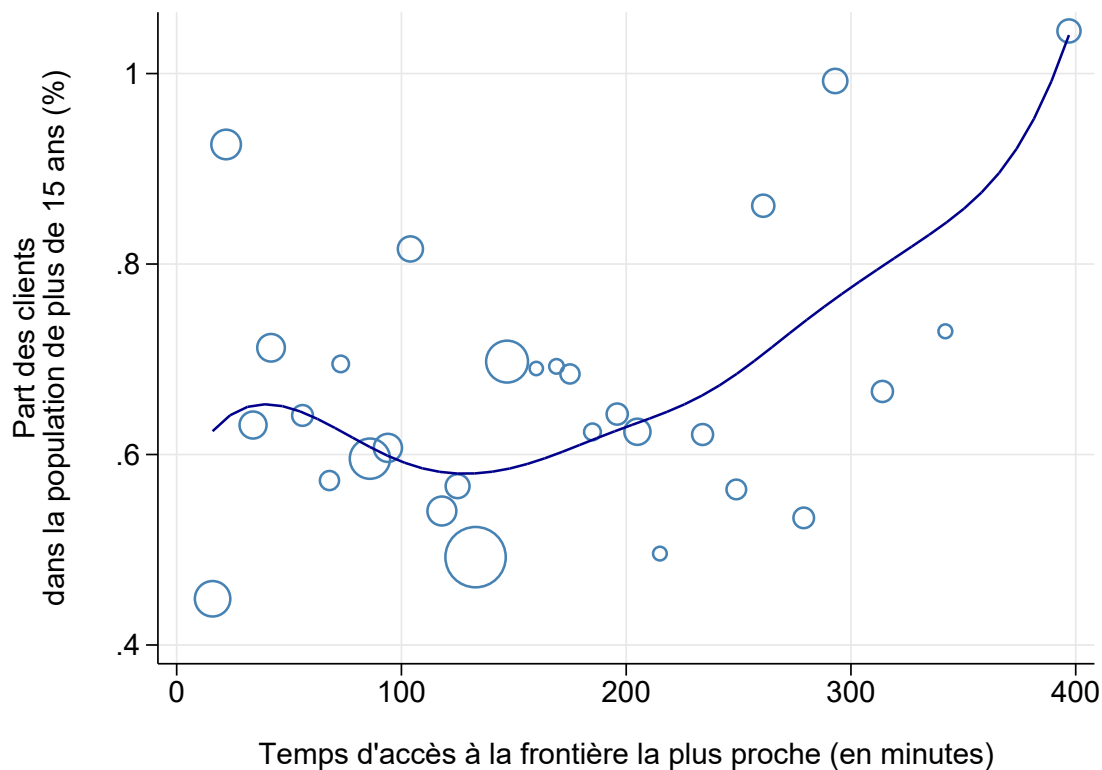


FIGURE 45 – Part des clients de l’une des principales banque de détail françaises dans la population de 15 ans ou plus en 2019

Note : L’axe y à gauche présente le montant des dépenses par carte bancaire en bureau de tabac par client de l’une des principales banque de détail françaises. L’axe y à droite représente le montant des achats de tabac par habitant de 15 ans ou plus.

La courbe bleu représente le nombre de clients dans l’échantillon rapporté au nombre d’habitants de 15 ans ou plus en 2019. Les cercles sont proportionnels au nombre d’habitants de 15 ans ou plus pour chaque temps de trajet jusqu’à la frontière la plus proche.

Champ : France métropolitaine hors Corse.

Source : Echantillon de clients de l’une des principales banque de détail françaises. Insee - Recensements de la population 2010-2020.

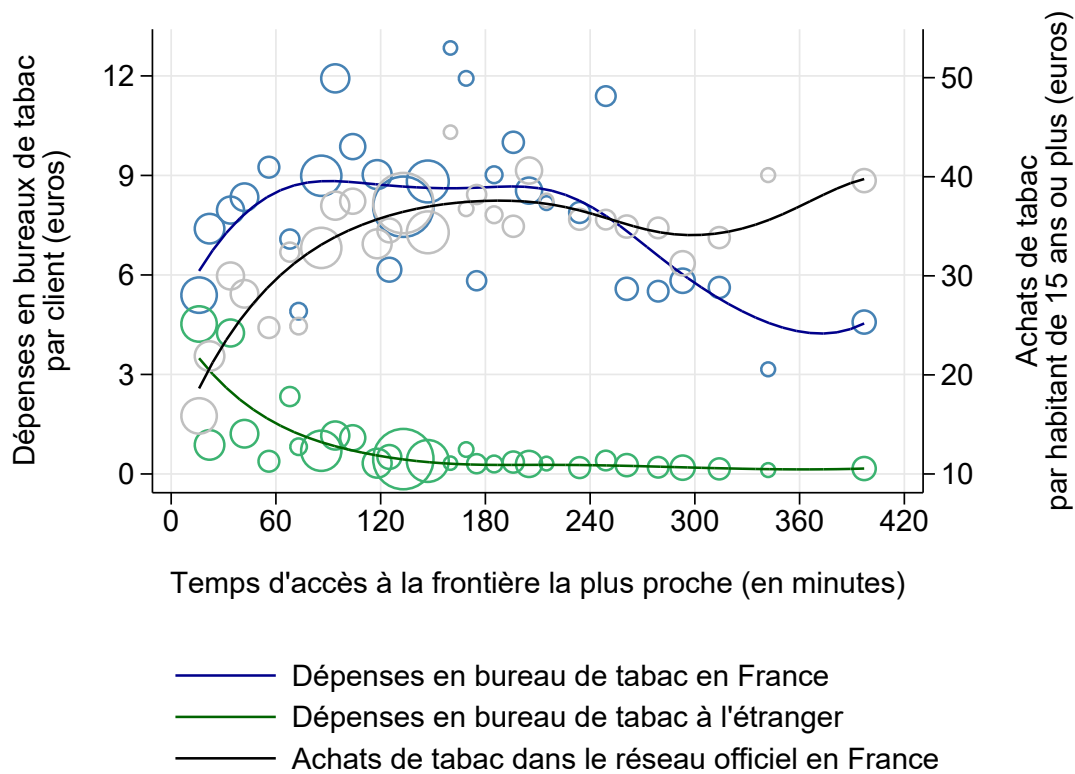


FIGURE 46 – Achats officiels de tabac et dépenses en bureau de tabac par carte bancaires en France et à l'étranger pour un échantillon de ménages sur la période juillet 2019 - décembre 2020

Note : L'axe y à gauche présente le montant des dépenses par carte bancaire en bureau de tabac par client de l'une des principales banque de détail françaises. L'axe y à droite représente le montant des achats de tabac par habitant de 15 ans ou plus.

La courbe noire représente les achats de tabac par habitant dans le réseau officiel en France entre juillet 2019 et décembre 2020. La courbe bleue représente les dépenses par carte bancaire dans les bureaux de tabac en France, et la courbe verte représente les dépenses par carte bancaire dans les bureaux de tabac à l'étranger sur la même période. Les cercles sont proportionnels au nombre d'habitants de 15 ans ou plus pour chaque temps de trajet jusqu'à la frontière la plus proche.

Champ : France métropolitaine hors Corse.

Source : Echantillon de clients de l'une des principales banque de détail françaises. DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020.



Note : L'axe x correspond au temps d'accès (par la route et en heures creuses) à la frontière la plus proche (en minutes). L'axe y présente les coefficients d'intérêt (β) estimés sur la période 2010-2020 à partir du modèle $E[Y] = \exp(\alpha + \beta \log(p))$ lorsque l'échantillon est progressivement restreint aux zones les plus éloignées des frontières ($T \in [0, 270]$). Y correspond aux achats de tabac par habitant âgé de 15 ans ou plus et p correspond au prix (moyen) du tabac en France. Les résultats sont inchangés lorsque le prix moyen p est instrumenté par le prix du paquet de 20 cigarettes le plus vendu en France.

Source : DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020.

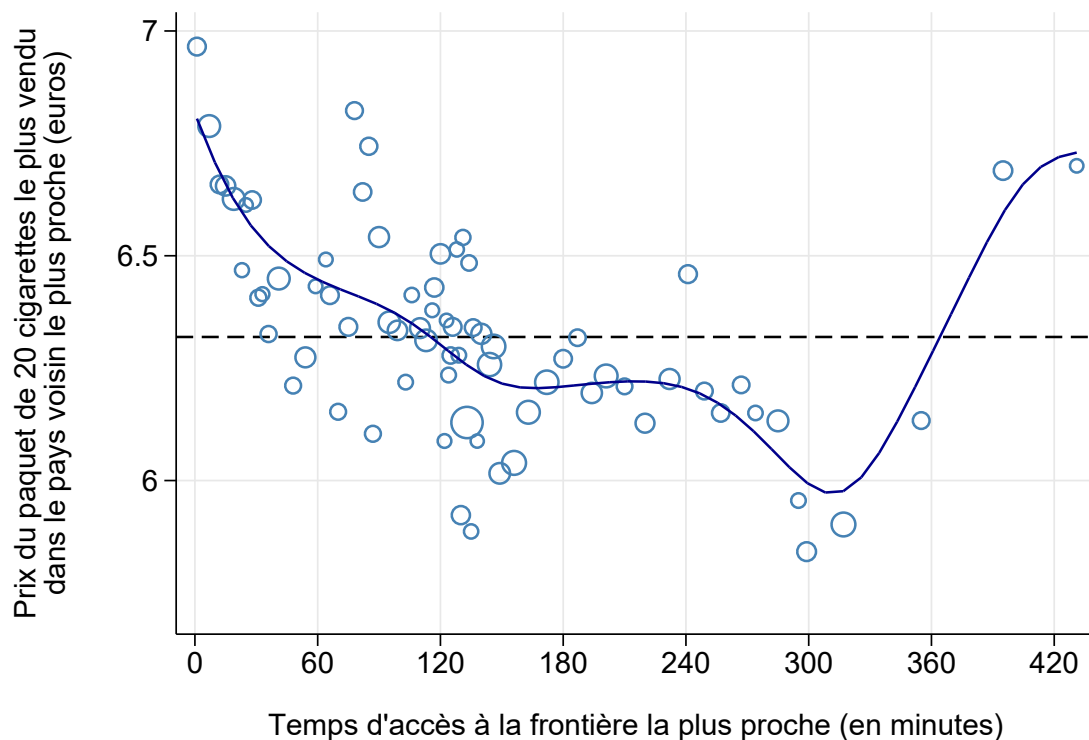


FIGURE 48 – Prix moyen du paquet de 20 cigarettes le plus vendu dans le pays voisin le plus proche en fonction du temps d'accès par la route à la frontière.

Note : L'axe x correspond au temps d'accès (par la route et en heures creuses) à la frontière la plus proche (en minutes). L'axe y présente le prix moyen dans le pays étranger le plus proche du paquet de 20 cigarettes le plus vendu en France et dans les pays frontaliers. La ligne horizontale en pointillés ($y = 6,3$ euros) correspond au prix moyen dans le pays étranger le plus proche pour l'ensemble de la France métropolitaine (hors Corse).

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020.

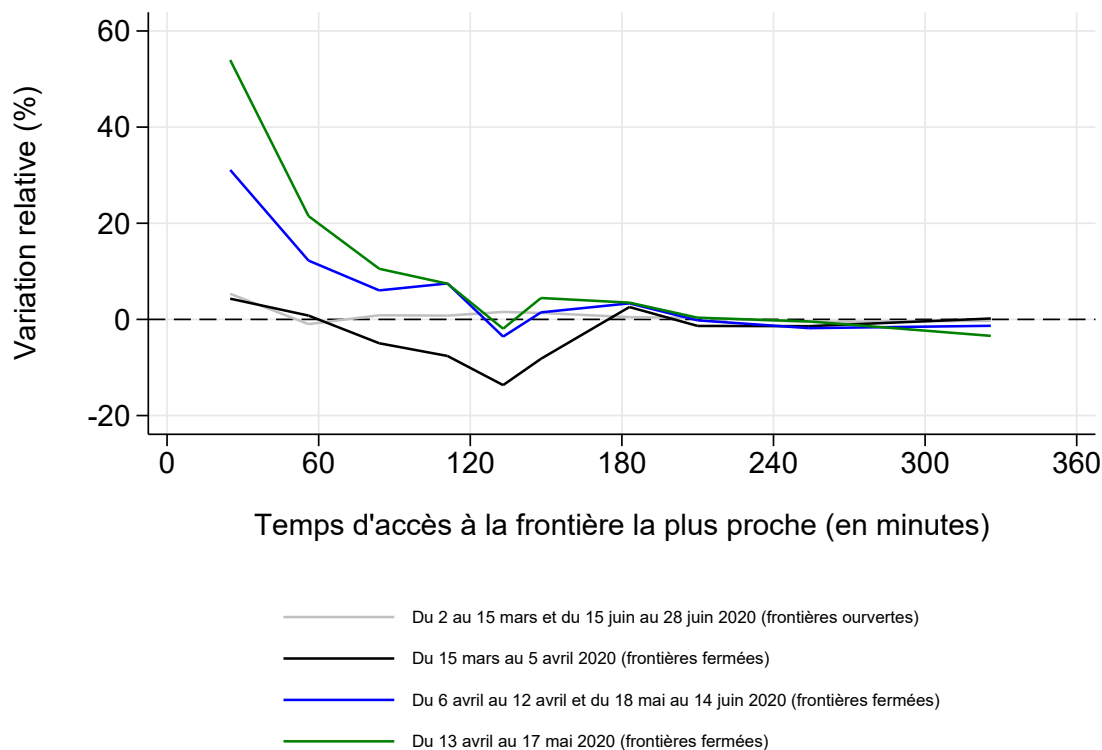


FIGURE 49 – Estimation hebdomadaire de l’effet de la fermeture des frontières sur les achats de tabac par habitant (variation relative) en fonction du temps d’accès à la frontière terrestre la plus proche (modèle 1) : estimation en valeur sur données agrégées au niveau départemental

Note : L’axe x correspond au temps d’accès moyen (par la route et en heures creuses) à la frontière la plus proche (en minutes).

L’axe y présente les coefficients d’intérêt (θ_d , $d \in \mathcal{D}$) estimés à partir du modèle (1). Ces coefficients sont transformés $((\exp(\theta_d) - 1) * 100)$ afin de correspondre à la variation relative des achats de tabac (exprimés en euros) par habitant âgé de 15 ans ou plus.

L’analyse est menée sur données hebdomadaires agrégées au niveau départemental. Les semaines sont regroupées en 4 groupes homogènes en termes de variation relative des achats de tabac dans le réseau officiel. Les intervalles de confiance ne sont pas indiqués afin de faciliter la lecture.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020.

Tables supplémentaires

TABLE 7 – Effet estimé de la fermeture des frontières sur les achats de tabac par habitant âgé de 15 ans ou plus en fonction du temps d'accès à la frontière terrestre la plus proche (modèle 1).

	(1)	(2)
	Montant de tabac par habitant	Quantité de tabac par habitant
Temps d'accès à la frontière la plus proche :		
0 - 10 minutes	0.626*** (0.0573)	0.643*** (0.0575)
10 - 20 minutes	0.496*** (0.0412)	0.516*** (0.0417)
20 - 30 minutes	0.325*** (0.0399)	0.345*** (0.0402)
30 - 40 minutes	0.303*** (0.0282)	0.323*** (0.0297)
40 - 50 minutes	0.245*** (0.0291)	0.264*** (0.0297)
50 - 60 minutes	0.153*** (0.0416)	0.172*** (0.0420)
60 - 70 minutes	0.180*** (0.0213)	0.198*** (0.0216)
70 - 80 minutes	0.101*** (0.0265)	0.117*** (0.0270)
80 - 90 minutes	0.0384 (0.0516)	0.0520 (0.0532)
90 - 100 minutes	0.141*** (0.0159)	0.155*** (0.0161)
100 - 110 minutes	0.103*** (0.0157)	0.117*** (0.0157)
110 - 120 minutes	0.0394** (0.0165)	0.0490*** (0.0167)
120 - 130 minutes	0.0415** (0.0162)	0.0492*** (0.0165)
130 - 140 minutes	-0.0565 (0.0572)	-0.0495 (0.0584)
140 - 150 minutes	0.0204 (0.0263)	0.0296 (0.0263)
Variables de contrôle	Oui	Oui
Effets fixes de zones de chalandise	Oui	Oui
Observations	987 610	987 610

Note : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont clusterisés à l'échelle de la zone de chalandise et sont robustes à l'hétéroscédasticité et à l'auto-corrélation.

Les observations sont pondérées par le nombre d'habitants âgés de 15 ans ou plus dans la zone de chalandise.

Les variables de contrôle incluent une indicatrice de mois, une tendance temporelle (polynôme d'ordre 3) et le prix mensuel du paquet de 20 cigarettes le plus vendu en France (polynôme d'ordre 3).

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDII. Insee - Recensements de la population 2010-2020.

TABLE 8 – Effet estimé de la fermeture des frontières sur les achats de tabac par habitant âgé de 15 ans ou plus en fonction du temps d'accès à la frontière terrestre la plus proche (modèle 1) (suite).

	(1)	(2)
	Montant de tabac par habitant	Quantité de tabac par habitant
Temps d'accès à la frontière la plus proche :		
150 – 160 minutes	0.0877*** (0.0116)	0.0983*** (0.0116)
160 – 170 minutes	0.0456*** (0.0155)	0.0576*** (0.0156)
170 – 180 minutes	0.0467*** (0.0135)	0.0592*** (0.0135)
180 – 190 minutes	0.0497*** (0.0135)	0.0630*** (0.0135)
190 – 200 minutes	0.0151 (0.0175)	0.0277 (0.0177)
200 – 210 minutes	-0.0176 (0.0163)	-0.00360 (0.0161)
210 – 225 minutes	-0.0200 (0.0185)	-0.00690 (0.0184)
225 – 240 minutes	-0.0152 (0.0126)	-0.00205 (0.0126)
240 – 255 minutes	-0.0173 (0.0148)	-0.00369 (0.0148)
255 – 270 minutes	0.00936 (0.0109)	0.0232** (0.0110)
270 – 285 minutes	0.0116 (0.0163)	0.0238 (0.0166)
285 – 300 minutes	-0.0458** (0.0203)	-0.0328 (0.0204)
300 – 330 minutes	-0.00107 (0.0231)	0.0116 (0.0235)
330 – 360 minutes	-0.0417*** (0.0137)	-0.0275** (0.0137)
> 360 minutes	-0.0487*** (0.00992)	-0.0348*** (0.00994)
Variables de contrôle	Oui	Oui
Effets fixes de zones de chalandise	Oui	Oui
Observations	987 610	987 610

Note : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont clusterisés à l'échelle de la zone de chalandise et sont robustes à l'hétéroscédasticité et à l'auto-corrélation.

Les observations sont pondérées par le nombre d'habitants âgés de 15 ans ou plus dans la zone de chalandise.

Les variables de contrôle incluent une indicatrice de mois, une tendance temporelle (polynôme d'ordre 3) et le prix mensuel du paquet de 20 cigarettes le plus vendu en France (polynôme d'ordre 3).

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020.

TABLE 9 – Effet estimé de la fermeture des frontières sur les achats de tabac en France métropolitaine (modèle 3) en excluant les départements dans lesquels la population a varié de plus de 10 % entre janvier-février 2020 et avril-mai 2020 (estimations issues des données de téléphonie mobile).

	(1)	(2)
	Montant de tabac par habitant	Quantité de tabac par habitant
Fermeture des frontières (θ)	0.1029*** (0.0062)	0.1032*** (0.0063)
Variables de contrôle	oui	oui
Effets fixes de zones de chalandise	oui	oui
Pondération par le nombre d'habitants	oui	oui
Observations	959 660	959 660
Variation relative [†] (%)	10,8	10,8

Note : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont clusterisés au niveau de la zone de chalandise et sont robustes à l'hétéroscédasticité et à l'auto-corrélation. Les observations sont pondérées par le nombre d'habitants de 15 ans ou plus en 2019 et restreintes aux zones de chalandises situées dans les départements où la population a varié de moins de 10 % entre janvier-février 2020 et avril-mai 2020 (estimations départementales issues des données de téléphonie mobile).

Les variables de contrôle incluent une indicatrice par mois, une tendance temporelle (polynôme d'ordre 3), le prix mensuel du paquet de 20 cigarettes le plus vendu en France (polynôme d'ordre 3) et une indicatrice de temps d'accès (par la route et en heures creuses) à la frontière terrestre la plus proche.

[†] Les variations relatives sont exprimées en pourcentage et sont obtenues par la formule suivante : $(e^\theta - 1) * 100$.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020

TABLE 10 – Part des dépenses effectuées dans les débits de tabac en France, dans les pays frontaliers et dans les pays non frontaliers (transactions par cartes bancaires)

Période	Achats en France	Achats dans un pays frontalier	Achats dans un pays non frontalier
Juillet 2019 – Décembre 2023	87,6	12,1	0,3
Janvier 2022 – Décembre 2023	86,2	13,5	0,3
Avril-Mai 2020	98,3	1,6	0,1
Avril-Mai 2022 et 2023	85,8	13,9	0,3

Note : Part des dépenses en France, dans les pays frontaliers et dans les pays non frontaliers auprès des débiteurs de tabac pour un échantillon de 160 044 ménages clients de l'une des principales banques de détail en France.

Champ : France métropolitaine hors Corse.

Source : Transactions par carte bancaire d'un échantillon de clients d'une des principales banques de détail françaises.

TABLE 11 – Part des dépenses effectuées dans les débits de tabac en France, dans les pays frontaliers et dans les pays non frontaliers (transactions par cartes bancaires) par les résidents des départements situés à plus de 180 minutes d’une frontière

Période	Achats en France	Achats dans un pays frontalier	Achats dans un pays non frontalier
Juillet 2019 – Décembre 2023	95,9	3,9	0,2
Janvier 2022 – Décembre 2023	95,4	4,4	0,2

Note : Part des dépenses en France, dans les pays frontaliers et dans les pays non frontaliers auprès des débiteurs de tabac pour les départements situés à plus de 180 minutes d’une frontière. Les résultats sont pondérés par la population de 15 ans ou plus en 2019.

Champ : Départements de France métropolitaine (hors Corse) dont la population vit en moyenne à plus de 180 minutes d’une frontière.

Source : Transactions par carte bancaire d’un échantillon de clients d’une des principales banques de détail françaises.

TABLE 12 – Effet estimé de la fermeture des frontières sur les achats de tabac en France métropolitaine (modèle 3) : à l’échelle départementale et au niveau hebdomadaire.

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Achats de tabac en valeur par habitant		Achats de tabac en volume par habitant	
Effet estimé (θ) :	Du 30 mars au 31 mai	Du 13 avril au 17 mai	Du 30 mars au 31 mai	Du 13 avril au 17 mai
Fermeture des frontières	0.0929*** (0.0191)	0.111*** (0.0213)	0.0864*** (0.0197)	0.1033*** (0.0218)
Variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui
Pondération par le nombre d’habitants	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	36 988	34 451	36 988	34 451
Variation relative [†] (%)	9.7	11.7	9.0	10.9

Note : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont clusterisés à l’échelle départementale et sont robustes à l’hétéroscédasticité et à l’auto-corrélation. Ils sont estimés par bloc-bootstrap (tirage aléatoire de zones de chalandise avec remise, 500 itérations). Les observations sont pondérées par le nombre d’habitants de 15 ans ou plus en 2019.

Les achats en valeur et en volume (somme des grammes et des unités manufacturées) auprès des fournisseurs agréés sont fournis par la DGDDI chaque semaine au niveau départementale.

Les variables de contrôle incluent une indicatrice par mois, une tendance temporelle (polynôme d’ordre 3), le prix mensuel du paquet de 20 cigarettes le plus vendu en France (polynôme d’ordre 3) et une indicatrice de temps d’accès (par la route et en heures creuses) à la frontière terrestre la plus proche.

[†] Les variations relatives sont exprimées en pourcentage et sont obtenues par la formule suivante : $(e^{\theta} - 1) * 100$.

Champ : France métropolitaine hors Corse et communes insulaires non desservies par la route.

Source : DGDDI. Insee - Recensements de la population 2010-2020.

TABLE 13 – Part approximative des quantités de tabac achetées dans les débits de tabac en France, dans les pays frontaliers et dans les pays non frontaliers (transactions par cartes bancaires)

Période	Achats en France	Achats dans un pays frontalier	Achats dans un pays non frontalier
Juillet 2019 – Décembre 2023	80,6	19,4	-
Janvier 2022 – Décembre 2023	77,8	22,2	-
Avril-Mai 2020	97,3	2,7	-
Avril-Mai 2022 et 2023	77,1	22,9	-

Note : Part approximative des quantités de tabac achetées en France, dans les pays frontaliers et dans les pays non frontaliers auprès des débiteurs de tabac pour un échantillon de 160 044 ménages clients de l'une des principales banques de détail en France.

Les quantités achetées sont approximées en divisant les dépenses en bureaux de tabac par le prix du paquet de 20 cigarettes le plus vendu dans le pays d'achat.

Champ : France métropolitaine hors Corse.

Source : Transactions par carte bancaire d'un échantillon de clients d'une des principales banques de détail françaises.

TABLE 14 – Part approximative des quantités de tabac achetées dans les débits de tabac en France, dans les pays frontaliers et dans les pays non frontaliers par les clients résidant à plus de 180 minutes d'une frontière (transactions par cartes bancaires)

Période	Achats en France	Achats dans un pays frontalier	Achats dans un pays non frontalier
Juillet 2019 – Décembre 2023	92,9	7,1	-
Janvier 2022 – Décembre 2023	91,7	8,3	-
Avril-Mai 2020	99,5	0,5	-
Avril-Mai 2022 et 2023	91,8	8,2	-

Note : Part approximative des quantités de tabac achetées en France, dans les pays frontaliers et dans les pays non frontaliers auprès des débiteurs de tabac pour un échantillon de ménages clients de l'une des principales banques de détail en France et résidant à plus de 180 minutes d'une frontière.

Les quantités achetées sont estimées en divisant les dépenses dans les bureaux de tabac par le prix du paquet de 20 cigarettes le plus vendu dans le pays d'achat. Ces prix ne sont collectés que pour la France et les pays voisins. Il n'est donc pas possible d'estimer la quantité de tabac achetée dans un pays non frontalier à partir des données collectées.

Champ : France métropolitaine hors Corse.

Source : Transactions par carte bancaire d'un échantillon de clients d'une des principales banques de détail françaises.

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

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises	G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicolinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth
G 9101	Équipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade: empirical evidences for the major five industrialized countries
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation: an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS NON PARU	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURÉ Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée		

G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital		analyse économique des politiques française et allemande
G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9313	Équipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty: When is there a Value of Waiting?
G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistance des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9505 Bis	D. GOUX - E. MAURIN Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Économie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Érasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement		
G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une		

G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme	G 9713	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1996
G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation	G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Over- state Inflation?
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation	G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la producti- vité apparente du travail	G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages- prices spirals on the measure of the NAIRU: the case of France	G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?	G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du ré- gime général
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seule- ment conjoncturelles ?	G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois	G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la locali- sation des entreprises
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique	G 9721	A. MOUROUGANE Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif	G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to En- courage Firms to Train their Workers?	G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité	G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le pas- sage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A <i>paraître</i>
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level	G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles	G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France	G 9803	X. BONNET - S. DUCHÊNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles	G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model	G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation		
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement		
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an in- sufficient Credibility of Monetary Authorities?		

G 9806	J. ACCARDO - M. Jlassi La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996	G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9807	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997	G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9808	A. MOURougane Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9809	X. BONNET - E. DUBois - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéfices réels normaux (BRN)
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique	G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9901	S. DUCHÊNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 9903	Ch. COLIN Évolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Évaluation des effets d'une politique sociale	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France		

G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi		revenus : le cas du "Panel européen des ménages »
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages	G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?
G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles - Computerization in France: an evaluation based on individual company data	G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Évolution et répartition du surplus de productivité	G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data	G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	G2002/06	C. AUDENIS - J. DERUYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	G2002/07	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résument-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Évaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de		

	dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes
G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBEE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DERUYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
		G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique

G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE	G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002
G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.	G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés
G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »	G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral	G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière	G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison	G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française	G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE	G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises	G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?	G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France	G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires	G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2006/04	J.-F. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?	G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types	G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data	G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie	G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans	G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
		G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
		G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin

G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques	G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland	G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises	G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages
G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française	G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?	G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?	G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program	G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?	G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu	G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition	G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France	G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles	G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype	G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007	G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate	G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data	G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset
G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?		
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus		

G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?		L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés
G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques	G2011/06	P. CHARNOZ - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis
G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?	G2011/07	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers	G2011/08	M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles
G2010/11	R. RATHELOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999	G2011/09	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entreprises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux
G2010/12	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public	G2011/10	A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats	G2011/11	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur	G2011/12	C. MARBOT - D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises	G2011/13	P. GIVORD - R. RATHELOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program
G2010/16	M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?	G2011/14	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"
G2010/17	P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés	G2011/15	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPÈGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases	G2011/16	R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: Theory and Evidence from French Firms
G2011/01	T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE	G2011/17	C. KERDRAIN - V. LAPÈGUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile	G2012/01	P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones
G2011/03	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées	G2012/02	N. CECI-RENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises
G2011/04	M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills	G2012/03	P. FÉVRIER - L. WILNER Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior
G2011/05	J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER V. LAPÈGUE - O. MONSO De la crise financière à la crise économique	G2012/04	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France
		G2012/05	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD A scarred generation? French evidence on young people entering into a tough labour market

G2012/06	P. AUBERT - M. BACHELET Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français	G2013/09	J-B. BERNARD - G. CLÉAUD Oil price: the nature of the shocks and the impact on the French economy
G2012/07	R. AEGERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT Spillover Effect of the Minimum Wage in France: An Unconditional Quantile Regression Approach	G2013/10	G. LAME Was there a « Greenspan Conundrum » in the Euro area?
G2012/08	A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010	G2013/11	P. CHONÉ - F. EVAIN - L. WILNER - E. YILMAZ Introducing activity-based payment in the hospital industry : Evidence from French data
G2012/09	O. BARGAIN - A. VICARD Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans	G2013/12	C. GRISLAIN-LETRÉMY Natural Disasters: Exposure and Underinsurance
G2012/10	C. MARBOT - D. ROY Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie	G2013/13	P.-Y. CABANNES - V. COTTET - Y. DUBOIS - C. LELARGE - M. SICSIC French Firms in the Face of the 2008/2009 Crisis
G2012/11	A. MAUROUX Le crédit d'impôt dédié au développement durable : une évaluation économétrique	G2013/14	A. POISSONNIER - D. ROY Households Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of domestic production
G2012/12	V. COTTET - S. QUANTIN - V. RÉGNIER Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008	G2013/15	G. CLÉAUD - M. LEMOINE - P.-A. PIONNIER Which size and evolution of the government expenditure multiplier in France (1980-2010)?
G2012/13	X. D'HAULTFOEUILLE - P. FÉVRIER - L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Management	G2014/01	M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO Les biographies du modèle Destinie II : rebasage et projection
G2012/14	D. BLANCHET - S. LE MINEZ Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms	G2014/02	B. GARBINTI L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?
G2013/01- F1301	T. DEROYON - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle : apport d'une modélisation espace-état	G2014/03	N. CECI-RENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI Évolution de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968
G2013/02- F1302	C. TREVIEN Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?	G2014/04	P. AUBERT Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension
G2013/03	A. POISSONNIER Temporal disaggregation of stock variables - The Chow-Lin method extended to dynamic models	G2014/05	C. GRISLAIN-LETRÉMY - A. KATOSKY The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models
G2013/04	P. GIVORD - C. MARBOT Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies	G2014/06	J.-M. DAUSSIN-BENICHOU - A. MAUROUX Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?
G2013/05	G. LAME - M. LEQUIEN - P.-A. PIONNIER Interpretation and limits of sustainability tests in public finance	G2014/07	C. LABONNE - G. LAMÉ Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?
G2013/06	C. BELLEGO - V. DORTET-BERNADET La participation aux pôles de compétitivité : quelle incidence sur les dépenses de R&D et l'activité des PME et ETI ?	G2014/08	C. GRISLAIN-LETRÉMY et C. TREVIEN The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example
G2013/07	P.-Y. CABANNES - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Évaluer la productivité globale des facteurs en France : l'apport d'une mesure de la qualité du capital et du travail	G2014/09	M. LEQUIEN et A. MONTAUT Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation
G2013/08	R. AEGERHARDT - C. MARBOT Evolution of Instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years	G2014/10	B. GARBINTI - P. LAMARCHE Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?
		G2014/11	D. AUDENAERT - J. BARDAJI - R. LARDEUX - M. ORAND - M. SICSIC Wage Resilience in France since the Great Recession
		G2014/12	F. ARNAUD - J. BOUSSARD - A. POISSONNIER - H. SOUL

	Computing additive contributions to growth and other issues for chain-linked quarterly aggregates	G2015/15	C. GEAY - M. KOUBI - G de LAGASNERIE Projections des dépenses de soins de ville, construction d'un module pour Destinée
G2014/13	H. FRAISSE - F. KRAMARZ - C. PROST Labor Disputes and Job Flows	G2015/16	J. BARDAJI - J.-C. BRICONGNE - B. CAMPAGNE - G. GAULIER Compared performances of French companies on the domestic and foreign markets
G2014/14	P. GIVORD - C. GRISLAIN-LETRÉMY - H. NAEGELE How does fuel taxation impact new car purchases? An evaluation using French consumer-level dataset	G2015/17	C. BELLÉGO - R. DE NIJS The redistributive effect of online piracy on the box office performance of American movies in foreign markets
G2014/15	P. AUBERT - S. RABATÉ Durée passée en carrière et durée de vie en retraite : quel partage des gains d'espérance de vie ?	G2015/18	J.-B. BERNARD - L. BERTHET French households financial wealth: which changes in 20 years?
G2015/01	A. POISSONNIER The walking dead Euler equation Addressing a challenge to monetary policy models	G2015/19	M. POULHÈS <i>Fenêtre sur Cour</i> ou <i>Chambre avec Vue</i> ? Les prix hédoniques de l'immobilier parisien
G2015/02	Y. DUBOIS - A. MARINO Indicateurs de rendement du système de retraite français	G2016/01	B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT Time to smell the roses? Risk aversion, the timing of inheritance receipt, and retirement
G2015/03	T. MAYER - C. TREVIEN The impacts of Urban Public Transportation: Evidence from the Paris Region	G2016/02	P. CHARNOZ - C. LELARGE - C. TREVIEN Communication Costs and the Internal Organization of Multi-Plant Businesses: Evidence from the Impact of the French High-Speed Rail
G2015/04	S.T. LY - A. RIEGERT Measuring Social Environment Mobility	G2016/03	C. BONNET - B. GARBINTI - A. SOLAZ Gender Inequality after Divorce: The Flip Side of Marital Specialization - Evidence from a French Administrative Database
G2015/05	M. A. BEN HALIMA - V. HYAFIL-SOLELHAC M. KOUBI - C. REGAERT Quel est l'impact du système d'indemnisation maladie sur la durée des arrêts de travail pour maladie ?	G2016/04	D. BLANCHET - E. CAROLI - C. PROST - M. ROGER Health capacity to work at older ages in France
G2015/06	Y. DUBOIS - A. MARINO Disparités de rendement du système de retraite dans le secteur privé : approches intergénérationnelle et intragénérationnelle	G2016/05	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER MELEZE: A DSGE model for France within the Euro Area
G2015/07	B. CAMPAGNE - V. ALHENC-GELAS - J.-B. BERNARD No evidence of financial accelerator in France	G2016/06	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER Laffer curves and fiscal multipliers: lessons from Mèlèze model
G2015/08	Q. LAFFÉTER - M. PAK Élasticités des recettes fiscales au cycle économique : étude de trois impôts sur la période 1979-2013 en France	G2016/07	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER Structural reforms in DSGE models: a case for sensitivity analyses
G2015/09	J.-M. DAUSSIN-BENICHO, S. IDMACHICHE, A. LEDUC et E. POULIQUEN Les déterminants de l'attractivité de la fonction publique de l'État	G2016/08	Y. DUBOIS et M. KOUBI Relèvement de l'âge de départ à la retraite : quel impact sur l'activité des seniors de la réforme des retraites de 2010 ?
G2015/10	P. AUBERT La modulation du montant de pension selon la durée de carrière et l'âge de la retraite : quelles disparités entre assurés ?	G2016/09	A. NAOUAS - M. ORAND - I. SLIMANI HOUTI Les entreprises employant des salariés au Smic : quelles caractéristiques et quelle rentabilité ?
G2015/11	V. DORTET-BERNADET - M. SICSIC Effet des aides publiques sur l'emploi en R&D dans les petites entreprises	G2016/10	T. BLANCHET - Y. DUBOIS - A. MARINO - M. ROGER Patrimoine privé et retraite en France
G2015/12	S. GEORGES-KOT Annual and lifetime incidence of the value-added tax in France	G2016/11	M. PAK - A. POISSONNIER Accounting for technology, trade and final consumption in employment: an Input-Output decomposition
G2015/13	M. POULHÈS Are Enterprise Zones Benefits Capitalized into Commercial Property Values? The French Case	G2017/01	D. FOUGÈRE - E. GAUTIER - S. ROUX Understanding Wage Floor Setting in Industry-Level Agreements: Evidence from France
G2015/14	J.-B. BERNARD - Q. LAFFÉTER Effet de l'activité et des prix sur le revenu salarial des différentes catégories socioprofessionnelles	G2017/02	Y. DUBOIS - M. KOUBI Règles d'indexation des pensions et sensibilité des dépenses de retraites à la croissance économique et aux chocs démographiques

G2017/03	A. CAZENAVE-LACROUTZ - F. GODET L'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des générations nées entre 1960 et 1990 : une projection à partir du modèle Destinie	G2018/08	A. BAUER - B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT Financial Constraints and Self-Employment in France, 1945-2014
G2017/04	J. BARDAJI - B. CAMPAGNE - M.-B. KHDER - Q. LAFFÉTER - O. SIMON (Insee) A.-S. DUFERNEZ - C. ELEZAAR - P. LEBLANC - E. MASSON - H. PARTOUCHE (DG-Trésor) Le modèle macroéconométrique Mésange : réestimation et nouveautés	G2018/09	P. BEAUMONT – A. LUCIANI Prime à l'embauche dans les PME : évaluation à partir des déclarations d'embauche
G2017/05	J. BOUSSARD - B. CAMPAGNE Fiscal Policy Coordination in a Monetary Union at the Zero-Lower-Bound	G2018/10	C BELLÉGO – V. DORTET-BERNADET - M. TÉPAUT Comparaison de deux dispositifs d'aide à la R&D collaborative public-privé
G2017/06	A. CAZENAVE-LACROUTZ - A. GODZINSKI Effects of the one-day waiting period for sick leave on health-related absences in the French central civil service	G2018/11	R. MONIN – M. SUAREZ CASTILLO Réplication et rapprochement des travaux d'évaluation de l'effet du CICE sur l'emploi en 2013 et 2014
G2017/07	P. CHARNOZ - M. ORAND Qualification, progrès technique et marchés du travail locaux en France, 1990-2011	G2018/12	A. CAZENAVE-LACROUTZ - F. GODET – V. LIN L'introduction d'un gradient social dans la mortalité au sein du modèle Destinie 2
G2017/08	K. MILIN Modélisation de l'inflation en France par une approche macrosectorielle	G2019/01 F1901	M. ANDRÉ – A.-L. BIOTTEAU Effets de moyen terme d'une hausse de TVA sur le niveau de vie et les inégalités : une approche par microsimulation
G2017/09	C.-M. CHEVALIER - R. LARDEUX Homeownership and labor market outcomes: disentangling externality and composition effects	G2019/02	A. BOURGEOIS – A. BRIAND Le modèle Avionic : la modélisation Input/Output des comptes nationaux
G2017/10	P. BEAUMONT Time is Money: Cash-Flow Risk and Export Market Behavior	G2019/03	A. GODZINSKI – M. SUAREZ CASTILLO Short-term health effects of public transport disruptions: air pollution and viral spread channels
G2018/01	S. ROUX - F. SAVIGNAC SMEs' financing: Divergence across Euro area countries?	G2019/04 F1903	L. AEBERHARDT - F. HATIER - M. LECLAIR - B. PENTINAT - J.-D. ZAFAR L'économie numérique fausse-t-elle le partage volume-prix du PIB ?
G2018/02	C.-M. CHEVALIER - A. LUCIANI Computerization, labor productivity and employment: impacts across industries vary with technological level	G2019/05	A. CAZENAVE-LACROUTZ – E. YILMAZ Dans quelle mesure les incitations tarifaires et la procédure de mise sous accord préalable ont-elles contribué au développement de la chirurgie ambulatoire ?
G2018/03	R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO L'effet du CICE sur les prix : une double analyse sur données sectorielles et individuelles	G2019/06	J.-P. CLING – S. EGHBAL-TEHERANI – M. ORZONI – C. PLATEAU The Differences between EU Countries for Sustainable Development Indicators: It is (mainly) the Economy!
G2018/04	R. LARDEUX Who Understands The French Income Tax? Bunching Where Tax Liabilities Start	G2019/07	P. CHONÉ – L. WILNER Competition on Unobserved Attributes: The Case of the Hospital Industry
G2018/05	C.-M. CHEVALIER Financial constraints of innovative firms and sectoral growth	G2019/08	P. PORA – L. WILNER Child Penalties and Financial Incentives: Exploiting Variation along the Wage Distribution
G2018/06	R. S.-H. LEE - M. PAK Pro-competitive effects of globalisation on prices, productivity and markups: Evidence in the Euro Area	G2019/09	E. GAUTIER – S. ROUX – M. SUAREZ CASTILLO Do Minimum Wages make Wages more Rigid ? Evidence from French Micro Data
G2018/07	C.-M. CHEVALIER Consumption inequality in France between 1995 and 2011	G2019/10	M. ANDRÉ – A. SIREYJOL

	Imposition des couples et des familles : effets budgétaires et redistributifs de l'impôt sur le revenu	G2020/11	P. AGHION – A. BERGEAUD M. LEQUIEN – M. J. MELITZ The Heterogeneous Impact of Market Size on Innovation: Evidence from French Firm-Level Exports
G2019/11	K. MOHKAM – O. SIMON L'empreinte matière de l'économie française : une analyse par matière et catégorie de produits	G2020/12	L. GALIANA – B. SAKAROVITCH F. SÉMÉCURBE – Z. SMOREDA Residential segregation, daytime segregation and spatial frictions : an analysis
G2019/12	S. BUNEL – B. HADJIBEYLI Évaluation du crédit d'impôt innovation	G2020/13	A. BAUER – J. BOUSSARD Market Power and Labor Share
G2019/13	C. BONNET – F. GODET – A. SOLAZ Gendered economic determinants of couple formation over 50 in France	G2020/14	A. BAUER – J. BOUSSARD – D. LASHKARI Information Technology and Returns to Scale
G2019/14	P. GIVORD – M. SUAREZ CASTILLO Excellence for all? Heterogeneity in high schools' value-added	G2020/15	V. LIN – O. MESLIN Hausse des prix immobiliers et mesure du niveau de vie
G2019/15	G. CETTE – L. KOEHL – T. PHILIPPON Labor Share in Some Advanced Countries	G2021/01	N. BECHICHI – G. THEBAULT Students' Preferences, Capacity Constraints and Post-Secondary Achievements in a Non-Selective System
G2020/01	J. SILHOL – B. VENTELOU Les zones d'intervention prioritaire reflètent-elles des écarts de pratiques des médecins généralistes ?	G2021/02	B. BUREAU – A. DUQUERROY J. GIORGI – M. LÉ – S. SCOTT – F. VINAS Une année de crise COVID : impact sur la dynamique des entreprises en France Une évaluation sur données individuelles
G2020/02	B. BOUCHTENIK – R. LARDEUX The Take-Up of Unemployment Benefit Extensions	G2021/03	B. BUREAU – A. DUQUERROY J. GIORGI – M. LÉ – S. SCOTT – F. VINAS L'impact de la crise sanitaire sur la situation financière des entreprises en 2020 : une analyse sur données individuelles
G2020/03	J-M. GERMAIN A Welfare Based Estimate of "Real Feel GDP" for Europe and the USA	G2021/04	A. GODZINSKI – M. SUAREZ CASTILLO Disentangling the effects of air pollutants with many instruments
G2020/04	J. BOUSSARD – R. LEE Competition, Profit Share and Concentration	2021/01	S. QUANTIN – S. BUNEL – C. LENOIR Évaluation du dispositif Jeune entreprise innovante (JEI) Un exemple d'application du modèle d'analyse de sensibilité de Rosenbaum
G2020/05	P. PORA Keep Working and Spend Less? Collective Childcare and Parental Earnings in France	2021/02	L. GOBILLON – D. MEURS – S. ROUX Differences in positions along a hierarchy : Counterfactuals based on an assignment model
G2020/06	R. MONIN – M. SUAREZ CASTILLO Product Switching, market power and distance to core competency	2021/03	N. BECHICHI – J. GRENET – G. THEBAULT Ségrégation à l'entrée des études supérieures en France et en région parisienne : quels effets du passage à Parcoursup ?
G2020/07	L. WILNER How do citizens perceive centralization reforms? Evidence from the merger of French regions	2021/04	M. ANDRÉ – O. MESLIN
G2020/08	L. WILNER The persistence of subjective well-being: permanent happiness, transitory misery?		
G2020/09	J-M. GERMAIN – T. LELLOUCH Comptabilité économique de la soutenabilité climatique		
G2020/10	A. BAUER – M. ROTEMBERG Tax avoidance in French Firms: Evidence from the Introduction of a Tax Notch		

	Et pour quelques appartements de plus :Étude de la propriété immobilière des ménages et du profil redistributif de la taxe foncière		Teachers' desired mobility to disadvantaged schools: Do financial incentives matter?
2022/05	S. GEORGES-KOT – D. GOUX – E. MAURIN	2023/12	P. AGHION - C. ANTONIN - S. BUNEL - X. JARAVEL
	The value of leisure synchronozation		Modern Manufacturing Capital, Labor Demand, and Product Market Dynamics: Evidence from France
2022/06	N. BECHICHI – M. FABRE – T. OLIVIA		
	Projections de la population active à l'horizon 2080	2023/13	R. LAFROGNE-JOUSSIER – J. MARTIN – I. MEJEAN
2022/11	S. QUANTIN – C. WELTER-MÉDÉE		Cost Pass-Through and the Rise of Inflation
	Estimation des montants manquants de versements de TVA :exploitation des données du contrôle fiscal	2023/14	A. BOURGEOIS – F. GERVOIS - R. LAFROGNE-JOUSSIER
2022/14	L. BLOCH – B. FAVETTO – A. LAGOUGE – F. SÉDILLOT		Forces et fragilités des tableaux internationaux entrées-sorties pour le calcul de l'empreinte carbone
	Inégalités de rendements et de patrimoine en France en 2017	2023/17	M. ADAM – O. BONNET – E. FIZE T.LOISEL – M. RAULT – L. WILNER
2022/15	H. GENIN – S. SCOTT		How does fuel demand respond to price changes?
	Un portrait de la r'étenction de main-d'oeuvre dans l'industrie française : analyse à partir des enquêtes mensuelles de conjoncture		Quasi-experimental evidence based on high-frequency data
2023/02	D. GOUX – E. MAURIN	2023/18	S. QUANTIN – C. WELTER-MÉDÉE
	On the seventh day you shall do not any work : the winners and losers of Sunday work deregulation		Estimation de l'activité dissimulée pour le changement de base 2020 des comptes nationaux
2023/03	P. AGHION – A. BERGEAUD – M. LEQUIEN – M. MELITZ – T. ZUBER	2023/19	T. LOISEL – M. SICSIC
	Opposing firm-level responses to the China shock: Output competition versus input supply		La mobilité des individus le long de l'échelle des revenus en France sur la période 2003-2020
2023/04	L. GALIANA – L. WILNER	2023/20	D.BABET, O. GODECHOT, M. G. PALLANDINO
	Private Wealth over the Life-Cycle: A Meeting between Microsimulation and Structural Approaches		Retour sur AKM : expliquer la dynamique des inégalités salariales en France
2023/06	M. HILLION – E. MAUGENDRE	2024/01	M. ANDRE, A. BOURGEOIS , M. LEQUIEN , E. COMBET, A POTTIER
	L'effet du « jour de carence » sur les absences pour maladie ordinaire, la santé perçue et le recours aux soins à court- terme		Challenges in measuring the distrition of carbon footprints : the rôle of product and price heterogeneity
2023/07	M.ANDRÉ- J-M GERMAIN – M. SICSIC	2024/02	C. LE THI, M.SUAREZ CASTILLO, V. COSTEMALLE
	'Do I get my money back?': A Broader Approach to Inequality and Redistribution in France With a Monetary Valuation of Public Services		Resodential mobility and air pollution inequalities: describing income disparities in lifelong air pollution exposure
2023/08	R. LAFROGNE-JOUSSIER – J. MARTIN – I. MEJEAN		
	Supply shocks in supply chains: Evidence from the early lockdown in China	2024/04	P. AGHION, A. BERGEAUD, T. GIGOUT, M. LEQUIEN, M. MELITZ
2023/09	J. SILHOL – L. WILNER		

Exporting ideas: knowledge flows
from expanding trade in goods

2024/05 J. GIORGI, A. PLUNKET, F.
STAROSTA DE WALDEMAR

Inter-regional highly skilled worker
mobility and technological novelty