



Institut des
Politiques Publiques

RAPPORT IPP N° 49 - Janvier 2024

Évaluation des mesures de soutien aux véhicules propres

Isis Durrmeyer
Arthur Guillouzouic
Clément Malgouyres
Thierry Mayer
Maxime Tô



ipp



L'Institut des politiques publiques (IPP) a été créé par PSE et est développé dans le cadre d'un partenariat scientifique entre PSE-École d'Économie de Paris et le Groupe des écoles nationales d'économie et de statistique (GENES). L'IPP vise à promouvoir l'analyse et l'évaluation quantitatives des politiques publiques en s'appuyant sur les méthodes les plus récentes de la recherche en économie.

www.ipp.eu





RAPPORT IPP N° 49 - Janvier 2024

Évaluation des mesures de soutien aux véhicules propres

Isis Durrmeyer
Arthur Guillouzouic
Clément Malgouyres
Thierry Mayer
Maxime Tô

L'ÉQUIPE

Isis Durrmeyer est professeur d'économie à la Toulouse School of Economics (TSE). Ses travaux de recherche portent principalement sur l'économie industrielle appliquée au marché de l'automobile et aux questions environnementales.

Page personnelle : <https://isisdurrmeyer.wixsite.com/welcome>

Arthur Guillouzouic est économiste à l'Institut des politiques publiques (IPP). Ancien élève de l'École normale supérieure Paris-Saclay et titulaire d'un doctorat en sciences économiques de Sciences Po, ses recherches se situent dans les champs de l'économie publique et de l'économie de l'innovation.

Page personnelle : <https://arthurguileco.wixsite.com/aguillouzouiclecorff>

Clément Malgouyres est économiste à l'Institut des politiques publiques (IPP) et chercheur associé à l'École d'économie de Paris (PSE). Il s'intéresse à des questions empiriques en économie publique, économie internationale et économie du travail. Ses travaux récents portent sur la fiscalité des entreprises et l'évaluation quantitative des politiques publiques.

Page personnelle : <https://sites.google.com/site/clementmalgouyres>

Thierry Mayer est professeur d'économie à Sciences Po. Spécialiste d'économie internationale, ses publications récentes comprennent des recherches en économie industrielle sur les choix de localisation et de commercialisation des entreprises multinationales dans le secteur automobile ainsi que sur la modélisation des systèmes de demande.

Page personnelle : <https://sites.google.com/site/thierrymayer>

Maxime Tô est économiste sénior à l'IPP depuis 2017. Docteur en sciences économiques, il est également associé de recherche à l'Institute for Fiscal Studies. Il enseigne les méthodes avancées d'évaluation quantitative des politiques publiques à PSE-École d'économie de Paris. Ses travaux de recherche portent principalement sur l'économie du travail, mobilisant notamment des outils d'économétrie structurale.

Page personnelle : <https://sites.google.com/site/maximeto9>

REMERCIEMENTS

Nous remercions les membres du comité de pilotage “Soutien aux véhicules propres” pour leurs remarques et commentaires. L’équipe tient également à remercier le SDES pour son accueil et son aide avec les données RSVERO, en particulier Corentin Trévien, Benoit Pentinat et Thomas Zuelgaray. Nous remercions également Bertrand-Olivier Ducreux pour son aide avec les données d’immatriculations collectées par l’Ademe. Nous remercions Tina Aubrun, Sirine Ousaci, Audin Roger et Paul-Emmanuel Chouc pour leur assistance de recherche.

SYNTHÈSE

Contexte de l'étude.

- Ce rapport s'inscrit dans le cadre de l'évaluation du Plan France Relance. Il vise à évaluer les effets des mesures de soutien à l'achat de véhicules propres, notamment celles mises en place depuis 2020.
- France Relance prévoit un renforcement du bonus écologique à l'achat ou à la location de longue durée d'un véhicule propre qui consiste principalement en une hausse de de 6 000 à 7 000 euros du 1er juin 2020 au 30 juin 2021 pour les véhicules électriques, et de 2 000 euros pour les véhicules hybrides rechargeables. Le plan prévoit également le renforcement de la Prime à la conversion avec notamment l'extension des véhicules éligibles à la restitution aux Crit'air 3.
- Les années 2015 à 2021 ont vu se produire de nombreuses réformes du malus écologique, tandis que le barème du bonus a été beaucoup plus stable.

Analyse du bonus/malus écologique : méthode et données

1. La première question de recherche à laquelle ce rapport tente de répondre est la suivante : Dans quelle mesure les **ventes des véhicules neufs** réagissent-

elles aux **dispositifs bonus/malus** ?

2. L'analyse repose sur des régressions des ventes de véhicules sur des réformes des dispositifs de type bonus malus écologique dans un panel de pays européens. L'analyse se fait au niveau du « type » de véhicule et à fréquence mensuelle sur une période allant de janvier 2015 à mai 2021.
3. Le « type » de véhicule est défini comme une **combinaison unique**, dans un pays, d'un **modèle associé à un ensemble de caractéristiques techniques** (puissance moteur, poids, transmission, carburant et norme CO₂).
4. On estime deux types de modèles statistiques : un premier modèle se concentre sur la marge intensive (effets sur les parts de marché en ignorant l'introduction de nouveaux types) et un second inclut aussi sur la marge extensive (variation des parts de marché et introduction de nouveaux types).
5. Dans les deux cas, notre modèle inclut des effets fixes véhicule et période × pays. Dès lors, la **variation identifiante** utilisée pour estimer la semi-élasticité des ventes au bonus/malus repose sur la **comparaison de la dynamique des ventes avant et après une réforme** entre **modèles traités** (affectés par la réforme) et **modèles contrôles** (pas été affectés par la réforme au sein du même pays).
6. Notre analyse commence par un ensemble d'**études d'évènements**, visant à estimer la dynamique des ventes des modèles affectés par des variations soudaines de malus et / ou bonus. Cette méthode permet d'examiner les tendances pré-traitement, afin d'évaluer la plausibilité de l'hypothèse d'identification (tendances communes après le traitement).
7. Dans un deuxième temps, nous **utilisons les paramètres estimés** pour obtenir un **scénario contrefactuel**, en l'absence de dispositif bonus/malus, sur le CO₂ moyen et la part des véhicules électriques (VE). Ces scénarios reposent sur des hypothèses plus fortes—concernant notamment la substituabi-

lité entre types de véhicules—que la première étape d’estimation. Néanmoins, nous présentons un ensemble de tests de robustesse à cet effet permettant de borner la magnitude des effets.

Analyse du bonus/malus écologique : résultats de l’estimation

1. Sur la période, on note la forte stabilité du dispositif du bonus écologique en France, accompagnée d’une montée en puissance du dispositif de malus. Dans ce contexte, étendre l’analyse à d’autres pays européens présente l’avantage d’obtenir des résultats sur les effets des réformes du bonus.
2. Les **études d’évènements sur le malus en France** montrent une **forte réactivité des ventes** à ce dispositif, quel que soit le modèle utilisé. Le modèle prenant en compte toutes les marges (extensive et intensive) implique qu’une hausse du malus de 1 000 euros mène à une baisse des ventes d’un véhicule y étant soumis de l’ordre de - 11
3. Les études d’évènements sur le bonus en Suède et en Allemagne montrent une réactivité encore plus forte des ventes aux bonus. Une hausse du bonus de 1 000 euros mène à une hausse des ventes d’un véhicule affecté de l’ordre de 40
4. Ces écarts sont compatibles avec l’idée d’une asymétrie entre le bonus et le malus, mais peuvent aussi provenir d’un ensemble de différences entre pays (préférences des consommateurs, mise en place de politiques complémentaires facilitant l’adoption de véhicules propres, etc.).
5. On trouve un effet moyen significatif des dispositifs de bonus/malus parmi l’ensemble des pays inclus dans l’analyse.

6. Les semi-élasticités estimées sont peu susceptibles de refléter les effets de l'entrée en vigueur en 2020 d'une norme de 95 g/km pour chaque constructeur au niveau européen : nous montrons que nos résultats sont stables lorsque l'on exclut 2020 de la période d'estimation.

Analyse du bonus/malus écologique : résultats des contrefactuels

1. Nous présentons des **exercices contrefactuels dans le cas français** sur les parts de marchés alternatives selon deux scénarios distincts (i) absence de bonus/malus, (ii) absence du malus mais maintien du bonus en l'état. Dans le premier scénario **nous retenons l'hypothèse de symétrie** des effets entre bonus et malus. Au vu des résultats obtenus, **on considère cette hypothèse comme conservatrice**.
2. Nous nous intéressons à trois dimensions concernant les caractéristiques moyennes des véhicules neufs : la norme CO₂ moyenne, la part des véhicules électriques, la part de marché des véhicules assemblés sur le territoire français.
3. Des données nouvellement mobilisées permettent de documenter **le lieu d'assemblage des modèles**.
4. On constate d'un point de vue descriptif une baisse progressive de la part de marché des véhicules assemblés en France. Cette part était de 27 % en 2015 et a fortement baissé entre 2019 et 2020 (- 5 points de pourcentage), avant de se stabiliser autour de 19 % en 2022. Cet effet semble expliqué principalement par le fait que certains modèles de constructeurs français ont vu leur part d'assemblage en France décliner très fortement.
5. Le dispositif malus en 2019 a conduit à une baisse du CO₂ moyen des véhicules neufs de 2 %, et à une hausse de la part de l'électrique de 0.1 point

de pourcentage. Ces effets s'accroissent fortement à partir de 2020. On trouve qu'en 2021, la baisse induite par le malus est de 8 % concernant le CO₂ moyen et + 0,6 points concernant la part de marché des véhicules électriques.

6. En supposant la symétrie des effets entre bonus et malus, on trouve que le dispositif bonus-malus dans son ensemble en 2019 aboutit à une baisse du CO₂ moyen des véhicules neufs de 2,7 %, et à une hausse de la part de l'électrique de 0,9 points de pourcentage. Ces effets augmentent également à partir de 2020 et contribuent à une baisse de 12 % du CO₂ moyen des véhicules et une hausse de 3,9 points de la part de l'électrique.
7. On constate en outre que ce dispositif ne semble **pas diminuer les parts de marché des véhicules assemblés en France**. La baisse documentée empiriquement de la part de l'assemblage domestique dans les ventes de véhicules neufs ne semble donc **pas attribuable à la mise en place des dispositifs de soutien aux véhicules propres**.
8. Globalement, les résultats suggèrent donc une **contribution positive du dispositif à la performance environnementale des nouveaux véhicules, sans que cela ne semble se faire au détriment de la production domestique**.
9. Ces résultats reposent sur des hypothèses de substitution fortes. Nous montrons cependant que les résultats sont largement comparables lorsque nous autorisons la substitution à être plus importante au sein de segments de véhicules, où un segment correspond à une classe de véhicules assez large entre lesquels la substitution est vraisemblablement plus aisée (berline, compacte, SUV, autres).
10. Il importe de souligner **les principales limites de ces travaux**. En particulier, ils ne portent que sur les **caractéristiques des véhicules neufs**, et ne s'intéressent pas directement au **volume total des ventes**—qui peut être affecté par les dispositifs de type bonus. Une deuxième limite est que nous ne consi-

dérons pas les émissions de CO₂ liées à la **fabrication des véhicules neufs**, et à la manière dont ces émissions varient entre modèles—notamment électriques et thermiques. Enfin, les simulations contrefactuelles ne pondèrent pas les ventes par **les kilomètres parcourus par type de véhicule vendu**. Or, afin de convertir les baisses d'*intensité* CO₂ en baisse d'émission CO₂, il est important de prendre en compte l'hétérogénéité de la propension à parcourir des kilomètres par modèle, ainsi que la réponse des kilomètres parcourus suite à une baisse du coût par kilomètres parcourus ("**effet rebond**")

Analyse de la prime à la conversion

1. Nous évaluons les effets de la **prime à la conversion** (PAC) sur le **renouvellement du parc automobile**.
2. Nous considérons deux décisions : la décision de **mettre un véhicule au rebut**, et conditionnellement à cette première décision, le **choix du véhicule neuf**.
3. En utilisant les données du RSVERO (Répertoire Statistique des Véhicules Routiers), nous déterminons l'éligibilité des véhicules de passagers du parc à la prime à la conversion.
4. On constate que les véhicules éligibles sont généralement plus susceptibles de quitter le parc de façon définitive. Néanmoins, cette conclusion n'est pas robuste aux contrôles des effets de l'âge des véhicules sur leur taux de sortie.
5. En utilisant des discontinuités d'éligibilité liées à l'âge des véhicules, nous estimons les effets de l'extension de la prime à la conversion aux Crit'Air 3 à partir de juin 2020.
6. On ne distingue graphiquement aucune relation entre l'extension de l'éligibilité et le taux de sortie du parc autour de cette discontinuité.

7. Ce résultat est compatible avec deux scénarios. (1) Soit l'éligibilité n'est pas un facteur important du recours ; il s'agit simplement d'une condition nécessaire au recours mais d'autres facteurs prépondérants entrent en jeu, de telle sorte qu'il est statistiquement impossible déceler un effet. (2) Soit les ménages ayant recours à la PAC sont largement infra-marginaux, et bien que le recours réagisse, le taux de sortie n'est pas affecté (cette situation est fréquemment désignée par le terme d'*effet d'aubaine*).
8. En l'absence de données individuelles appariées, il est hélas difficile de distinguer les deux scénarios. **On ne peut donc pas conclure formellement à l'existence d'effets d'aubaine.**
9. On étudie **le taux de recours au niveau de la commune** et sa relation avec les **caractéristiques des véhicules neufs** acquis par des propriétaires résidant dans cette commune.
10. On constate une association négative entre taux de recours et CO₂ moyen des véhicules neufs. Une hausse du taux de recours de 10 pp est associée à une baisse d'1 g/km des véhicules neufs.
11. Le taux de recours est fortement corrélé à la part des véhicules électriques, mais très faiblement à celles des hybrides rechargeables.
12. Ces corrélations sont robustes à l'introduction de contrôles observables des communes ainsi qu'à l'introduction d'effets fixes communes. Néanmoins, ces corrélations ne sauraient être interprétées comme un effet causal de la prime à la conversion sur les caractéristiques des véhicules neufs.
13. En utilisant la variation entre communes au cours du temps de la part de véhicules éligibles au sein du parc, nous cherchons à instrumenter le recours. Cependant, cet instrument n'a pas de pouvoir explicatif conditionnellement aux effets fixes années et communes, si bien qu'il ne peut pas être utilisé de façon crédible. Dès lors, nous ne pouvons pas conclure sur la mesure dans

laquelle les corrélations documentées reflètent des effets causaux du dispositif prime à la conversion.

14. Globalement, notre étude est encore parcellaire concernant l'effet de la PAC sur le renouvellement du parc, et appelle à de nouveaux travaux sur la base de données plus granulaires sur les ménages et leurs achats de véhicules. Des données au niveau ménage permettraient d'estimer plus finement l'effet de la PAC, et de mieux comprendre les implications redistributives du programme.

SOMMAIRE

Remerciements	1
Synthèse des résultats	10
Introduction	15
1 Les dispositifs bonus/malus dans 5 pays européens : analyse économétrique	19
1.1 Introduction	19
1.2 Données	20
1.3 Construction de l'échantillon d'estimation et définition des variables	24
1.4 Statistiques descriptives : intensité CO ₂ des voitures neuves et évolution des dispositifs bonus-malus.	26
1.4.1 Description des dispositifs analysés	31
1.4.2 France	31
1.4.3 Autres pays européens	36
1.5 Spécification empirique	40
1.5.1 Équation d'estimation principale	40
1.5.2 Remarques sur la spécification de base.	42
1.6 Études d'événements empilées (<i>stacked event-studies</i>) pour trois pays (France, Allemagne et Suède)	45
1.6.1 Approche empirique	46
1.6.2 Hausses du malus en France	48
1.6.3 Hausse du bonus en Suède et en Allemagne	53
1.7 Résultats sur la base d'un traitement continu	60
1.7.1 Modèle log-linéaire estimé par MCO	60
1.7.2 Prise en compte de la marge extensive	66
1.8 Discussion et comparaison avec la littérature	71
1.9 Tests de robustesse	72
1.10 Conclusion du chapitre	78

2	Analyse contrefactuelle dans le cas français	81
2.1	Introduction	81
2.2	Présentation de la méthode	81
2.3	Constructions et statistiques descriptives de la variable de localisation de l'assemblage	84
2.3.1	Localisation de la production (assemblage)	84
2.4	Exercices contrefactuels	96
2.4.1	Résultats principaux	96
2.4.2	Contrefactuel sans malus mais en maintenant le bonus en l'état	97
2.5	Discussion du contrefactuel	100
2.5.1	Test de sensibilité avec logit emboîté	101
2.5.2	Intervalles de confiance pour les contrefactuels	106
2.6	Limites et qualifications	110
3	Analyse de la prime à la conversion	113
3.1	Introduction	113
3.2	Description du dispositif	114
3.3	Evaluation précédemment effectuée de la PAC	116
3.4	Statistiques descriptives sur le taux de renouvellement du parc et le recours à la PAC	120
3.4.1	Données utilisées et principales variables construites	120
3.4.2	Statistiques descriptives	121
3.5	Analyse de la décision de mise au rebut	123
3.5.1	Cadre conceptuel et approche empirique	124
3.5.2	Résultats	127
3.5.3	Régressions descriptives	127
3.5.4	Analyse des discontinuités autour des âges limites	133
3.6	Analyse sur les caractéristiques des véhicules neufs	139
3.6.1	Approche empirique	139
3.6.2	Corrélation entre recours à la PAC et caractéristiques des nouveaux véhicules.	139
3.6.3	Tentatives d'analyse causale	143
	Conclusion	147
	Annexe A	149
A.1	Annexe : résultats supplémentaires	149
A.1.1	Événements susceptibles d'influencer l'effet du bonus-malus en Allemagne et Suède	157

A.1.2	Estimation des effets du bonus dans le cas français.	158
A.1.3	Contrefactuels supplémentaires	162
A.2	Annexe analytique	162
A.2.1	Estimation en présence d'une demande de type logit emboîté	163
A.2.2	Parts de marché contrefactuelles avec logit emboîté	166
Annexe B		169
B.1	Données utilisées dans le calcul pour les tonnes CO2	169
B.2	Localisation du lieu d'assemblage des modèles	169
B.2.1	Sources utilisées	169
B.2.2	Processus de détermination du lieu d'assemblage des véhicules	171
Annexe C		177
Références		185
Liste des tableaux		191
Liste des figures		195

INTRODUCTION

Contexte de l'étude

En France, la mobilité est largement dominée par la voiture, qui représente environ les deux tiers des kilomètres parcourus (Bigo, 2020). Les véhicules particuliers sont encore largement à combustion interne et utilisent principalement des carburants fossiles (essence, diesel) qui libèrent du dioxyde de carbone (CO₂) et contribuent au réchauffement climatique et au changement climatique. Le secteur des transports est le premier émetteur de CO₂ en France. Dès lors, réduire les émissions de CO₂ provenant de ce secteur, et notamment du transport de passager, est essentiel afin atténuer les effets néfastes du changement climatique.

Pour limiter les émissions liées à la mobilité des passagers, plusieurs mesures ont été suggérées et adoptées afin d'encourager la transition vers des types d'énergie plus propres. Ces efforts comprennent le développement des transports en commun et aux modes de déplacement actifs comme la marche et le vélo mais aussi la promotion de véhicules électriques et de véhicules thermiques plus économes en carburant. Le Parlement européen a voté, en février 2023, en faveur d'une nouvelle loi interdisant la vente de voitures à essence et diesel à partir de 2035. Néanmoins, la mesure dans laquelle cette loi produira des effets contraignants dans les délais initialement envisagés demeure incertaine, du fait notamment de l'opposition suscitée par cette proposition.

Dans ce contexte, comprendre l'efficacité des politiques d'incitations à l'achat de

véhicules propres est essentiel car il s'agit d'un outil central permettant d'accélérer la décarbonation du parc automobile—en attendant l'interdiction de la vente des véhicules thermiques. Ce rapport s'intéresse à plusieurs aspects de ces politiques en se concentrant sur le cas français tout en produisant des résultats sur d'autres pays européens à des fins comparatives.

Objectifs de l'étude

Ce rapport vise à éclairer deux aspects des effets des mesures d'incitations à l'achat de véhicules propres. Il vise en premier lieu à estimer la réactivité des ventes de véhicules neufs à des dispositifs de type bonus-malus écologique. Sur la base de ces estimations, il entend quantifier la contribution de ces dispositifs à l'évolution des caractéristiques moyennes des ventes de voitures neuves, en considérant les implications en matière d'environnement (intensité carbone, part de véhicules électriques) et de compétitivité (part de marché des véhicules assemblés sur le territoire nationale).

En second lieu, le rapport s'intéresse à l'effet de dispositifs permettant de potentiellement accélérer la mutation du parc automobile en affectant non seulement le choix des véhicules neufs mais également en favorisant la sortie définitive du parc (mise au rebut) de véhicules thermiques. En France, le dispositif de prime à la conversion affecte ces deux choix dans la mesure où ses conditions d'éligibilité concernent les types de véhicule à mettre au rebut et ceux à acheter. Dans un contexte où les ventes de véhicules thermiques neuves ont potentiellement vocation à être interdites en 2035, accélérer la transformation du parc existant devient un levier d'action essentiel.

Plan du rapport

Chapitre 1 : Analyse économétrique de dispositifs bonus/malus dans 5 pays européens

Ce chapitre mobilise des données sur les ventes de véhicules dans plusieurs pays européens et les dispositifs d'incitations à l'achat de véhicules propres afin d'estimer l'effet de ces dispositifs sur les ventes des véhicules ciblés. L'analyse se concentre sur la France, où les variations du malus sont prépondérantes sur la période d'estimation (2015-2021) mais présente aussi des estimations sur le bonus dans le cas d'autres pays européens.

Chapitre 2 : Analyse contrefactuelle dans le cas français

Ce chapitre utilise les résultats du chapitre 1 afin de quantifier les implications du dispositif français en termes de performance environnementale et de localisation de la production des ventes de voitures neuves.

Chapitre 3 : Analyse de la prime à la conversion

Ce chapitre analyse le dispositif de prime à la conversion. Sur la base de données permettant d'approximer le taux de sortie du parc ainsi que sur le recours à la prime à la conversion, nous étudions les effets de la prime à la conversion sur la décision de mise au rebut des véhicules existants et sur les caractéristiques des véhicules neufs acquis.

CHAPITRE 1

LES DISPOSITIFS BONUS/MALUS DANS 5

PAYS EUROPÉENS : ANALYSE

ÉCONOMÉTRIQUE

1.1 Introduction

La réduction des émissions de dioxyde de carbone (CO_2) provenant des voitures particulières est un objectif politique important, tant au niveau national qu'euro-péen. L'afflux de nouvelles voitures dans le parc automobile existant constitue un levier important afin de décarboner l'ensemble du parc automobile, et d'en réduire les émissions. De nombreux pays ont constaté un changement important des préférences des consommateurs en faveur de l'achat de voitures plus grandes, plus lourdes et plus puissantes, ce qui tend à compenser les gains d'efficacité énergétique résultant des avancées technologiques. Dans ce contexte, au cours des 20 dernières années, un certain nombre de pays européens, dont la France, ont mis en place des incitations fiscales ciblées (bonus/malus écologique) pour orienter les tendances d'achat de voitures vers des véhicules émettant moins de CO_2 . Bien que les incitations fiscales basées sur les valeurs de CO_2 d'homologation puissent potentiel-

lement avoir un impact important sur le comportement d'achat et les émissions de CO₂, seul un nombre limité d'évaluations ex-post sont disponibles pour la période récente—qui comprend des primes sur les véhicules électriques. Dans ce chapitre, nous proposons une évaluation ex-post de ces bonus et malus mis en place dans 5 pays européens, en mettant l'accent sur le cas français.

Le chapitre est organisé de la façon suivante. La section 1.2 détaille les données utilisées par l'étude. La section 1.3 détaille la définition des principales variables pertinentes pour l'analyse. La section 1.4 présente des statistiques descriptives sur les tendances des véhicules neufs au sein des pays européens (dont la France) inclus dans l'étude. La sous-section 1.4.1 expose les principaux dispositifs analysés dans l'étude. La section 1.5 présente la spécification empirique principale ainsi que les extensions adoptées. La section 1.6 présente la méthodologie des études d'événements (section 1.6.1) ainsi que les résultats concernant la politique de malus en France (section 1.6.2) et les dispositifs de bonus dans deux autres pays (section 1.6.3). La section 1.7 présente les résultats des régressions de panel avec traitement continu sur l'ensemble des pays européens. Nous discutons ensuite nos résultats à l'aune de la littérature existante (section 1.8) avant de conclure.

1.2 Données

Législation. Les données relatives aux taxes (bonus/malus) à l'achat sur les véhicules sont recueillies dans le guide fiscal annuel de l'Association des constructeurs européens d'automobiles. Pour chaque pays et chaque année (2015-2021), le guide décrit les taxes à l'achat et de circulation des véhicules au niveau national et, dans certains cas, au niveau régional. Ces taxes comprennent la taxe sur la valeur ajoutée (TVA), les taxes fixes qui ne varient pas d'un véhicule à l'autre et les taxes qui dépendent des caractéristiques du véhicule ou de son propriétaire. Par exemple, de nombreux pays ont historiquement perçu des taxes à l'achat qui dépendent du

poids du véhicule ou de la taille du moteur.

Notre étude se concentre sur les dispositifs de bonus/malus à l'achat ayant un critère explicitement environnemental en se focalisant sur l'intensité en carbone des véhicules (gramme de CO₂ par km parcouru).

De nombreux pays font également la distinction entre les véhicules achetés par le ménage et ceux achetés par des personnes morales. Nous prenons en compte uniquement les mesures qui affectent les ménages directement (mais qui dans bien des cas affectent également les personnes morales). Nous ignorons donc les mesures qui n'affectent que les personnes morales.

Données sur les immatriculations. L'analyse s'appuie sur deux ensemble des données d'immatriculation. La première source IHS-Markit couvre plusieurs pays européens à fréquence mensuelle. La seconde concerne uniquement la France à fréquence annuelle mais présente l'avantage d'inclure des années plus récentes.

IHS-Markit. Les données d'immatriculation des véhicules de passagers pour plusieurs pays européens ont été obtenues auprès de IHS Markit. Les données couvrent les années 2015 à mai 2021. Nous disposons des immatriculations à fréquence mensuelle par spécification de véhicule, où une spécification est définie par un nom de modèle unique, un nom de finition, le nombre de portes, la taille du moteur (cylindrée en centimètres cubes), la puissance, le type de transmission (manuelle ou automatique) et le type de carburant (essence, diesel, hybride rechargeable ou non, électrique). Ainsi, les données distinguent les versions d'un même modèle qui ont des moteurs différents. Par exemple, en France en 2016, la Renault Clio est un modèle distinct qui possède 24 spécifications uniques avec des ventes positives en France. Ces spécifications varient selon le type de carburant, le type de transmission et la taille du moteur.

ADEME. L'ADEME nous a fait parvenir des données concernant les immatriculations sur la période 2015-2022. Ces données sont transmises à l'ADEME par AAA

data et sont identiques (pour les années 2015-2019 à celles utilisées dans Kessler et al., 2023)). Ces données présentent trois principaux avantages. En premier lieu, elles incluent des années plus récentes (2022). De plus, elles permettent de plus facilement procéder à la localisation de l'assemblage des véhicules (grâce à l'utilisation du numéro CNIT qui est directement présent dans l'analyse). Enfin, elle permet d'aboutir à produire des statistiques agrégées plus proches de celles communiquées par l'ICCT sur la base données SDES-RSVERO.

Ces données présentent néanmoins l'inconvénient de ne couvrir que la France et de ne pas être disponibles à la fréquence mensuelle qui est utile dans notre approche empirique.

Dès lors, les données IHS Markit seront utilisées principalement pour l'estimation de la réactivité des parts de marché aux politiques de bonus / malus. Une fois les paramètres d'intérêt estimés, nous utiliseront alors les données ADEME afin d'établir un contrefactuel sur la composition des ventes de véhicules neufs—notamment en termes d'intensité CO₂, de véhicules électriques et d'assemblage domestique.

Données de l'Agence européenne de l'environnement (EEA). Depuis 2010, les États membres de l'UE sont tenus par le règlement (CE) n° 443/2009 d'enregistrer des informations détaillées sur les véhicules immatriculés sur leur territoire et de mettre ces données à la disposition de l'Agence européenne pour l'environnement (EEA). Ces données sont éditées et évaluées par l'EEA, puis utilisées pour déterminer la conformité au règlement (CE) n° 443/2009. Les données annuelles finales sont publiées sur le site web de l'EEA. Les données contiennent 26 variables différentes pour chaque année, dont les dix suivantes sont pertinentes pour cet article : regroupement de fabricants (OEM), nom du fabricant, masse en kg, émissions spécifiques de CO₂ en CO₂ g/km, année, total des nouvelles immatriculations, type de carburant, empattement en mm et consommation d'énergie électrique en Wh/km.

Les données sont utilisées afin de (1) déterminer la norme CO₂ utilisée dans les données IHS quand cette norme est ambiguë dans le cas français (2) déduire le CO₂ norme WLTP à partir du CO₂ norme NEDC en utilisant l'année 2019 où les deux normes sont disponibles (voir Régression présentée en Appendix Figure A.1). Ces données sont disponibles sur le site internet <http://CO2cars.apps.eea.europa.eu>.

Données sur la localisation de l'assemblage des véhicules. Nous utilisons un ensemble de données afin de déterminer la localisation de l'assemblage des véhicules. Nous présentons en détail ce jeu de données dans l'annexe B.2.1. Les données de l'ADEME (voir ci-dessus) sont utilisées car elles renseignent le Code national d'identification du type (CNIT). Nous utilisons également la base **IHS Markit sur les lieux d'assemblage et de vente**. Cette base indique, pour chaque modèle et année, le nombre de véhicules produits dans une usine d'assemblage donnée et vendus dans un pays donné. Nous disposons également d'un **extrait du Système d'Immatriculation des Véhicules (SIV)** qui répertorie les immatriculations de véhicules neufs en France¹. Cette base nous permet de renseigner les onze premiers caractères du code VIN (ci-après VIN-11).

Autres données. Nous utilisons des données complémentaires Eurostat afin d'obtenir le prix du carburant à fréquence mensuelle pour l'ensemble des pays à l'exception de la Norvège. Nous utilisons également les données de la Banque centrale européenne sur les taux de change moyens à fréquence mensuelle pour les pays en dehors de la zone euro (Norvège, Danemark et Suède) afin de convertir les prix, les bonus et les malus en euros.

1. Nous utilisons des informations issus du RSVERO, contenant lui-même des informations issues du SIV, voir la section 3.4 pour plus de détails

1.3 Construction de l'échantillon d'estimation et définition des variables

Définition des variables. La base de données d'immatriculation de IHS Markit contient des informations sur la norme CO₂ (NEDC ou WLTP) ce qui nous permet de calculer les bonus et malus. Pour certains véhicules cependant, la norme n'est pas documentée. De plus, pour certains véhicules, le CO₂ g/km est entièrement manquant. Ce cas de figure est particulièrement important pour le cas français où il couvre environ 30 % des immatriculations sur la période.

Nous procédons à deux séries d'imputations afin d'améliorer la couverture des données dans le cas français. Dans un premier temps, nous vérifions sur la base d'un appariement à partir des noms de modèle, type de carburant, et taille du moteur (cm cubes) que les CO₂ g/km documentés dans le cas français semblent dans leur quasi-totalité relever de la norme NEDC jusqu'aux derniers mois de 2020. À partir des données d'immatriculations réunies par l'Agence européenne de l'environnement pour l'année 2019 nous sommes en mesure d'estimer précisément la relation entre CO₂ g/km normes WLTP et NEDC. Nous utilisons les paramètres du modèle estimé afin de prédire le WLTP à partir des CO₂ g/km documentés dans la base initiale.

Pour le cas des véhicules sans aucune information sur leur CO₂, nous utilisons l'information pour des véhicules identiques (en termes de modèle, puissance, poids, transmission et carburant) dans d'autres pays européens. Nous calculons le CO₂ g/km moyen en dehors de la France et appliquons la valeur moyenne au cas français si l'écart type rapporté à la moyenne—c'est-à-dire le coefficient de variation—est inférieur à 7,5 %.

Le tableau 1.1 présente le nombre d'observations par pays et par année. Il y a environ 300 modèles par année en France et environ 10 fois plus de combinaisons

uniques de modèles et de niveau de CO₂. Lorsque l'on considère les types de véhicules (modèle, CO₂, poids, puissance, carburant) on obtient aux alentours de 4 000 modèles par an (pour la France). Ces nombres varient entre pays avec plus de valeurs uniques en France et en Allemagne et moins aux Pays-Bas, en Norvège et en Suède. De façon peu surprenante, cette quantité est corrélée à la taille du marché.

TABLEAU 1.1 – Nombre d'observations par niveau d'agrégation et par pays

	Allemagne	Espagne	France	Italie	Pays-Bas	Norvège	Suède
2015							
Modèle	357	277	318	301	244	189	258
Modèle × CO2	3,513	1,687	3,772	1,851	1,342	778	1,426
Type de véhicule	5,210	2,215	5,043	2,507	1,715	976	1,786
2016							
Modèle	398	294	345	344	270	212	284
Modèle × CO2	4,002	1,925	4,148	2,170	1,711	900	1,526
Type de véhicule	6,119	2,557	5,928	3,038	2,251	1,128	1,937
2017							
Modèle	402	303	352	348	283	226	292
Modèle × CO2	3,975	1,930	4,375	2,401	1,748	984	1,632
Type de véhicule	6,170	2,564	6,578	3,412	2,411	1,251	2,100
2018							
Modèle	416	342	353	358	284	227	289
Modèle × CO2	4,344	2,460	4,593	2,627	1,819	917	1,649
Type de véhicule	6,823	3,267	7,054	3,719	2,574	1,146	2,140
2019							
Modèle	414	345	340	364	279	228	276
Modèle × CO2	4,228	2,542	4,100	2,751	1,543	841	1,523
Type de véhicule	6,638	3,373	6,506	3,853	2,152	1,052	1,946
2020							
Modèle	398	324	306	349	266	211	254
Modèle × CO2	3,766	2,480	3,193	2,580	1,295	638	1,286
Type de véhicule	5,821	3,162	5,134	3,466	1,737	760	1,626
2021							
Modèle	376	303	280	337	252	185	249
Modèle × CO2	3,171	2,346	2,265	2,424	1,122	441	1,122
Type de véhicule	4,950	3,009	3,752	3,241	1,466	556	1,412
Total							
Modèle	2,761	2,188	2,294	2,401	1,878	1,478	1,902
Modèle × CO2	26,999	15,370	26,446	16,804	10,580	5,499	10,164
Type de véhicule	41,731	20,147	39,995	23,236	14,306	6,869	12,947

Notes : Une spécification de véhicule est définie comme une combinaison unique d'un modèle, carburant, puissance moteur, masse et norme CO₂.

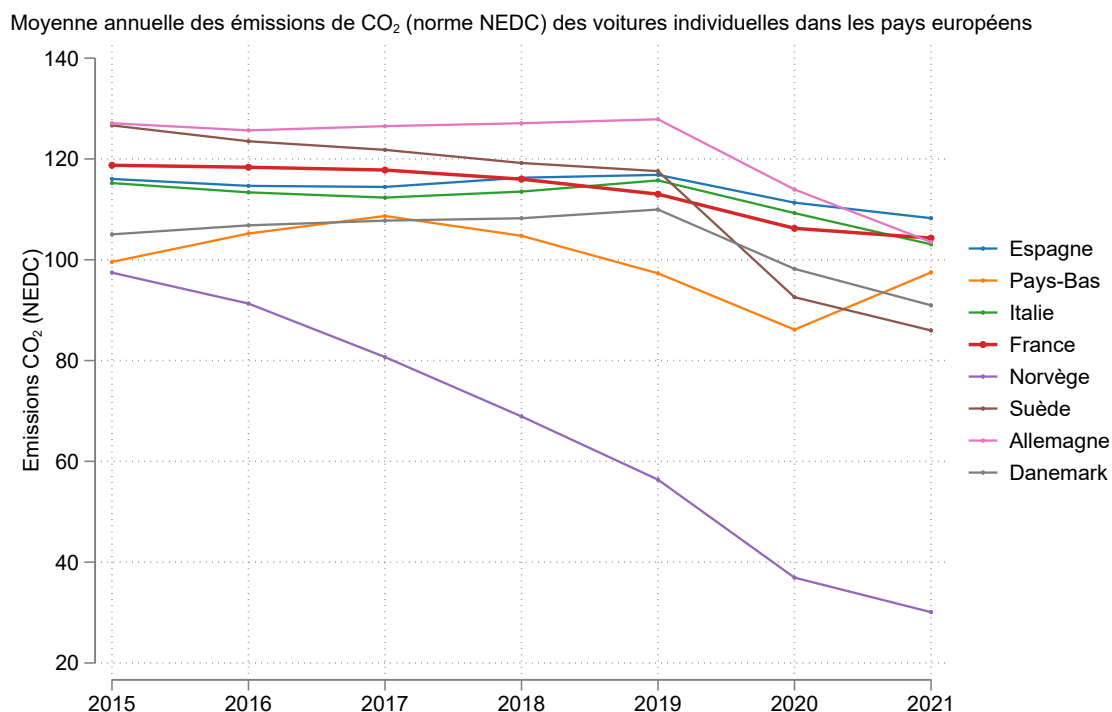
1.4 Statistiques descriptives : intensité CO₂ des voitures neuves et évolution des dispositifs bonus-malus.

Intensité CO₂ des nouveaux véhicules. La figure 1.1 présente l'évolution annuelle moyenne des émissions de CO₂ (en norme NEDC) sur les différents pays présents dans la base de données. Nous privilégions cette norme afin de conserver la continuité dans la série temporelle entre 2019 et 2020, année où WLTP devient la norme de référence dans le calcul du bonus/malus en France. Cette figure montre la baisse très nette des émissions annuelles des véhicules individuels en Norvège, passant d'environ 100 CO₂ g/km en 2015 à près de 30 au début de l'année 2021. Le reste des pays analysés constitue un ensemble plus homogène avec une tendance globalement baissière sur la période. Les niveaux se situent entre 100 et 130 CO₂ g/km en moyenne en 2015, et s'établissent entre 90 et 110 en 2021. Il est important de noter que notre base de données ne contient que les 4 premiers mois de 2021, dès lors cette année doit être interpréter avec prudence (du fait de la saisonnalité des ventes notamment). La France a connu une baisse plutôt modérée des émissions moyennes de son parc de voitures individuelles sur la période, puisque celles-ci sont passées de 120 à environs 105 CO₂ g/km en moyenne.

La figure 1.2 montre l'évolution mensuelle de la moyenne CO₂ en France pour les deux normes CO₂.

Malus et bonus appliqués aux nouveaux véhicules. La figure 1.3 présente la moyenne annuelle des malus (panel (a)) et bonus (panel (b)) au sein de plusieurs pays européens de notre échantillon d'estimation.

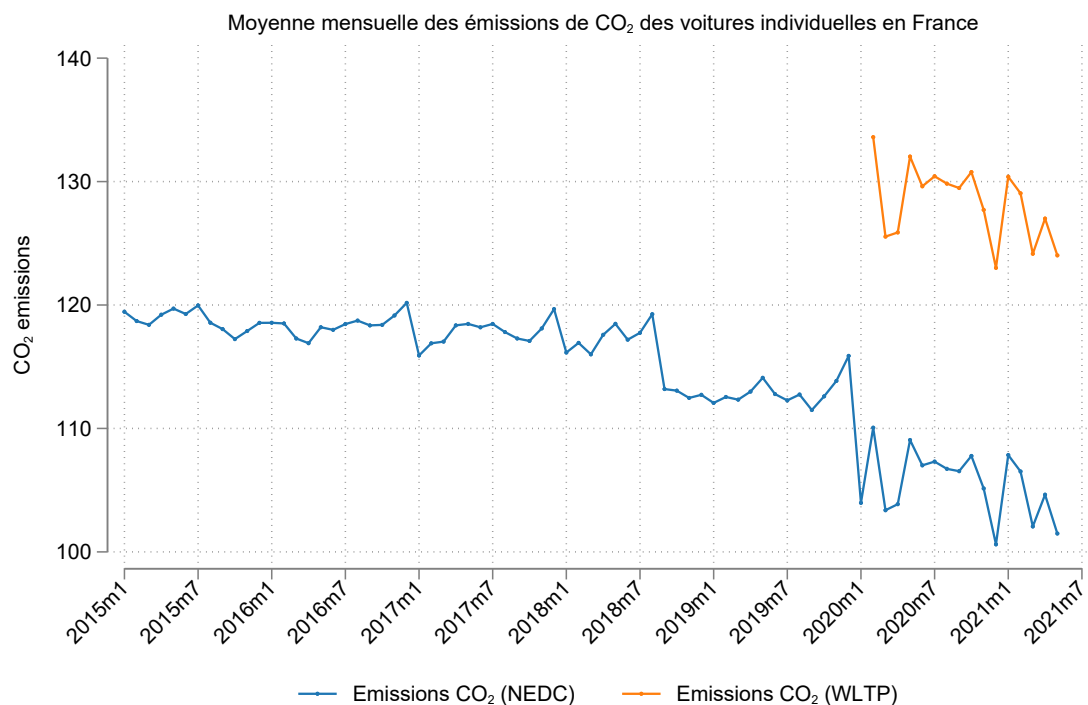
FIGURE 1.1 – Moyenne annuelle des émissions de CO₂ (norme NEDC) des voitures individuelles dans les pays européens



Notes : Les statistiques sont fondées sur des données d'IHS Markit. L'année 2021 n'est pas complète.

Ventes par type de motorisation. La figure 1.4 présente les parts de marché selon le type de motorisation des véhicules. Le panel (a) montre une baisse légère de la part de marché des véhicules thermiques dans l'ensemble des pays et une accélération à partir de 2019. La Norvège fait figure d'exception avec une réduction plus précoce et une part de marché proche de 10 % en 2020. La baisse de la part de marché des véhicules thermiques s'accompagne logiquement d'une hausse des parts de marché des alternatives. On constate une hausse marquée des hybrides non-rechargeables (panel (b)) ainsi que des hybrides rechargeables (panel (c)), bien que les tendances soient hétérogènes entre pays. Là encore la Norvège et, dans une moindre mesure, les Pays-Bas font figure d'exception dans la mesure où le gros de la réallocation des parts de marchés thermiques dans ces pays semblent

FIGURE 1.2 – Moyenne mensuelle des émissions de CO₂ des voitures individuelles en France



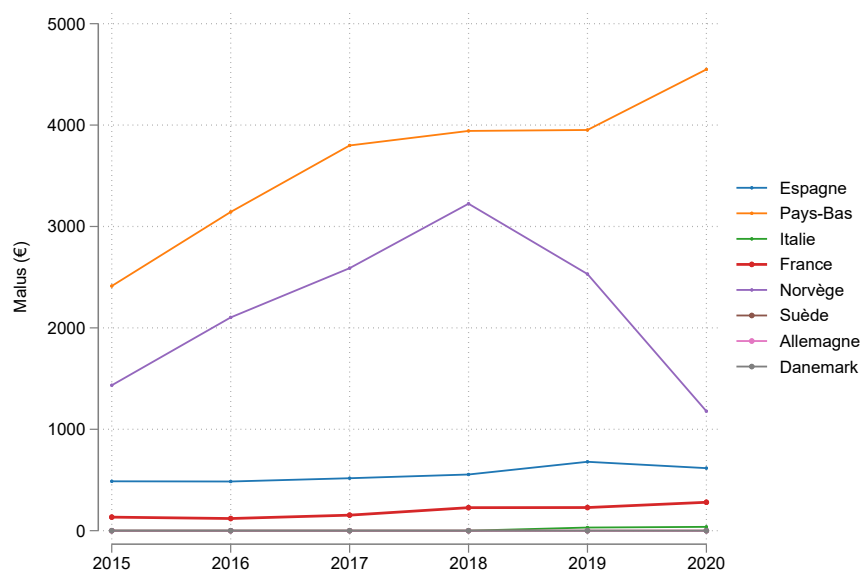
Notes : Les statistiques sont fondées sur des données d'IHS Markit. L'année 2021 n'est pas complète.

se faire au profit des véhicules électriques (panel (d))².

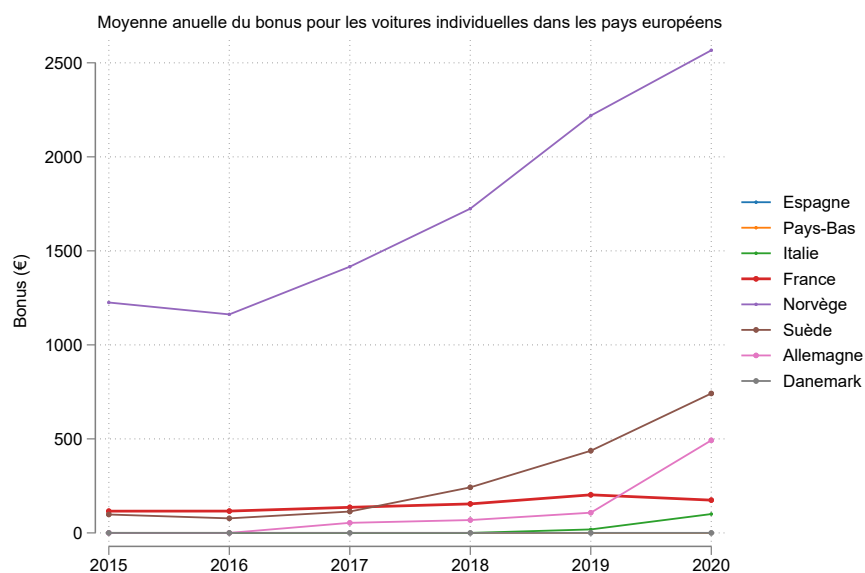
2. On constate une baisse de la part des véhicules électriques aux Pays-Bas en 2021. L'année 2021 ne contient des informations que jusqu'au mois de mai ce qui peut expliquer ce renversement de tendance aussi net. On remarque également que dans le cas français, la part des hybrides rechargeables est sous-estimée à partir de 2020 par rapport aux sources nationales. <https://www.statistiques.developpement-durable.gouv.fr/publicationweb/431?type=versionimprimable>. Voir aussi la table 3.4.

FIGURE 1.3 – Moyenne annuelle des malus et bonus pour les voitures individuelles dans les pays européens

(a) Malus

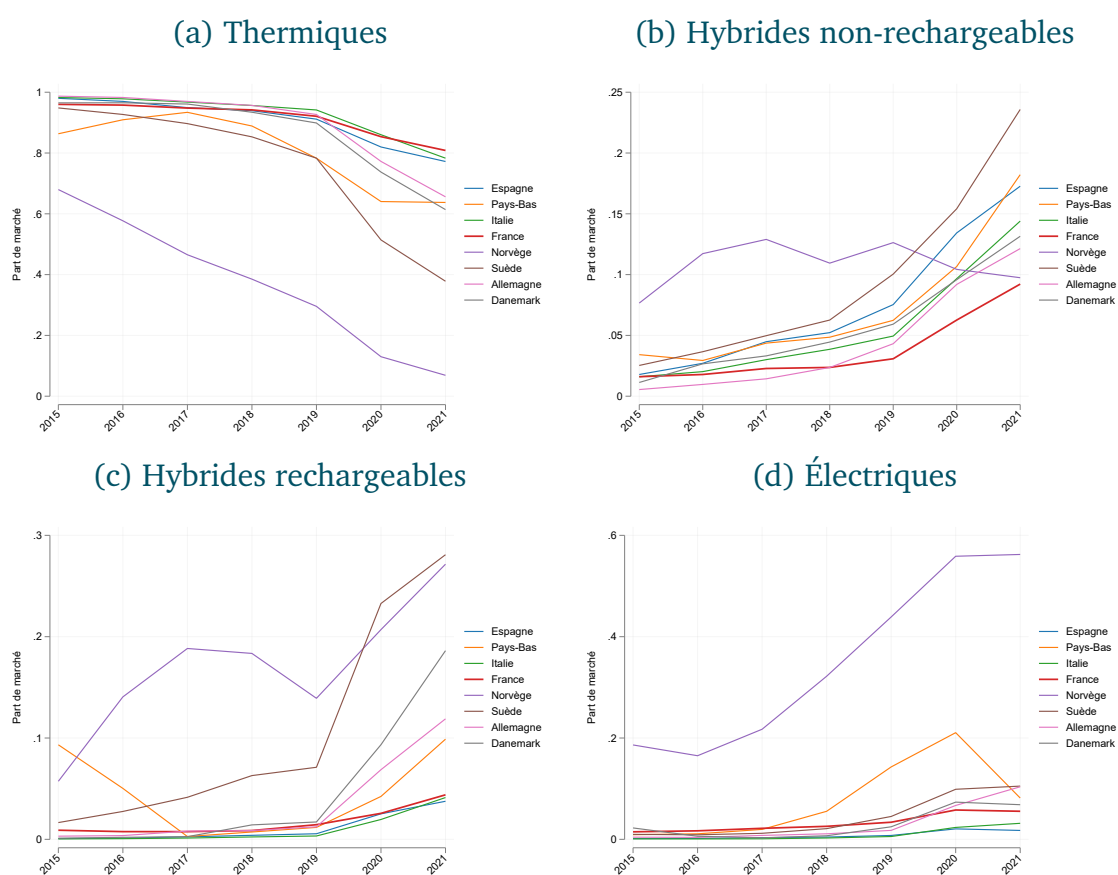


(b) Bonus



Notes : Les statistiques sont fondées sur des données d'IHS Markit, à l'exception de la série sur le malus français qui s'appuie sur les données de l'ADEME. L'année 2021 n'est pas complète.

FIGURE 1.4 – Moyenne annuelle de la part de marché pour différentes catégories de voitures individuelles dans les pays européens



Notes : Les statistiques sont fondées sur des données d'IHS Markit. L'année 2021 n'est pas complète.

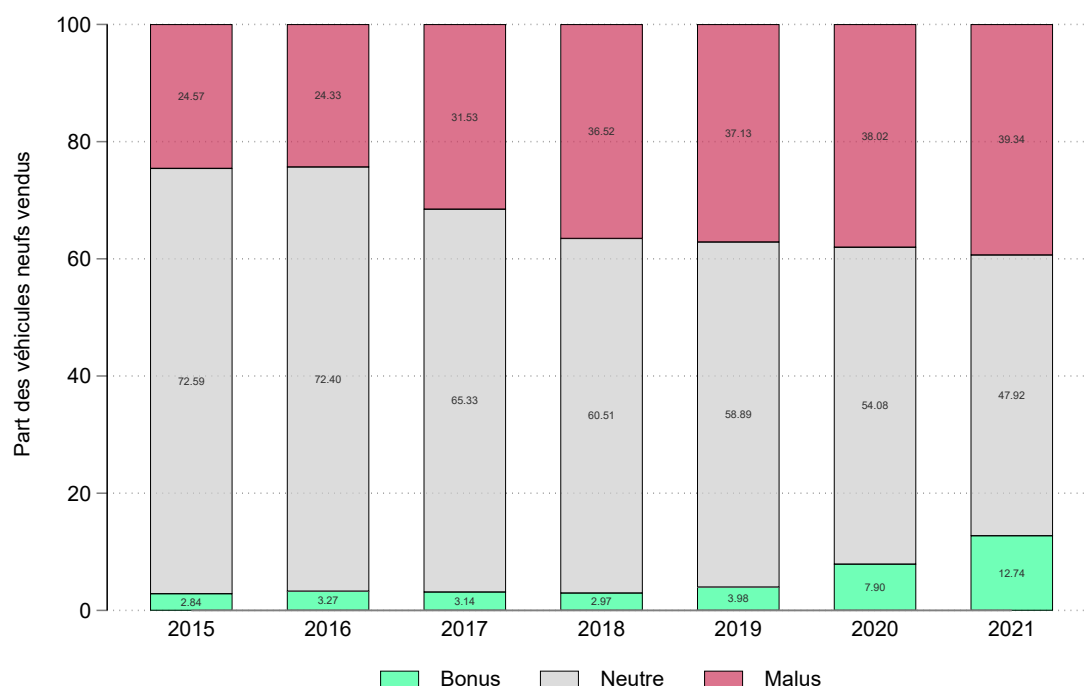
1.4.1 Description des dispositifs analysés

Comme indiqué en Section 1.2, nous utilisons le guide fiscal annuel de l'Association des constructeurs européens afin de coder les législations d'incitations à l'achat de véhicules neufs propres. Nous présentons plus en détails le dispositif français avant d'évoquer les dispositifs analysés dans les autres pays européens intégrés dans l'analyse.

1.4.2 France

La figure 1.5 présente la part des véhicules affectés par un malus, un bonus, ou aucune mesure particulière en France pour chaque année que nous observons dans les données. On observe une hausse tendancielle de la part des véhicules affectés par un malus, avec une augmentation particulièrement importante (+5 pp.) en 2020. On observe également une légère hausse de la part des véhicules affectés par le bonus au cours de la période, puisque celle-ci double presque entre 2015 et 2021, passant de 2,87 % à 5,01 %.

FIGURE 1.5 – Part des véhicules affectés par le bonus et le malus chaque année en France



Notes : Les statistiques sont fondées sur des données d'IHS Markit. L'année 2021 n'est pas complète.

Comme présenté dans la table 1.2, cette hausse modeste s'est effectuée sans modification majeure du barème du bonus. Cette hausse provient donc largement des changements non directement liés au bonus qui peuvent refléter des changements de préférences des consommateurs, l'évolution de l'offre des constructeurs ou encore l'évolution de politiques publiques complémentaires. La prime à la conversion a notamment été introduite en 2015 avec une orientation plus favorable aux véhicules à faibles émissions de CO₂ au cours de la période. Il peut donc exister des interactions entre les dispositifs de type bonus et prime à la conversion. Ces interactions ne sont pas sans conséquence sur l'analyse économétrique du bonus malus. Notre analyse s'intéresse au véhicule comme unité d'observation et il est tout à fait possible que des véhicules éligibles au bonus soient également éligibles à la prime à la conversion ce qui peut constituer une source de biais. Néanmoins, la prime à

TABLEAU 1.2 – Montant du Bonus suivant le véhicule considéré 2015 - 2021

Année	Motorisation	<20 g/km	>21 g/km à 60 g/km	<61 g/km à 110 g/km
2015	Electrique	min(27% du prix, 6300)	min(20% du prix, 4000)	min(5% du prix, 2000)
	Hybride	min(27% du prix, 6300)	min(20% du prix, 4000)	min(5% du prix, 2000)
2016	Electrique	min(27% du prix, 6300)	1000	min(5% du prix, 750)
	Hybride	0	1000	min(5% du prix, 750)
	HEV/Thermique	0	1000	min(5% du prix, 750)
2017	Electrique	min(27% du prix, 6000)	1000	0
	Hybride	min(27% du prix, 6000)	1000	0
	HEV/Thermique	min(27% du prix, 6000)	1000	0
2018	Electrique	min(27% du prix, 6000)	0	0
	Hybride	0	0	0
	HEV/Thermique	0	0	0
2019	Electrique	min(27% du prix, 6000)	0	0
	Hybride	0	0	0
	HEV/Thermique	0	0	0
Janvier 2020	Electrique			
	<ou égal à 45,000 €	min(27% du prix, 6000)		
	>45,000 à 60,000 €	min(27% du prix, 3000)		
Juin 2020	>60,000 €	0		
	Electrique			
	<ou égal à 45,000 €	min(27% du prix, 7000)		
	>45,000 à 60,000 €	min(27% du prix, 3000)		
	>60,000 €	0		
	Hybride			
	<ou égal à 50,000 €		min(27% du prix, 2000)	
	>50,000 €		0	

Source : European Automobile Manufacturers Association *ACEA Tax Guide*, (2015 - 2021)

Note de lecture : Pour un véhicule électrique acheté en 2015 avec une consommation de 20 g/km en équivalent CO₂, le montant du bonus sera du minimum entre 27 % du prix d'achat du véhicule Toutes Taxes Comprises (TTC) et 6 300 €.

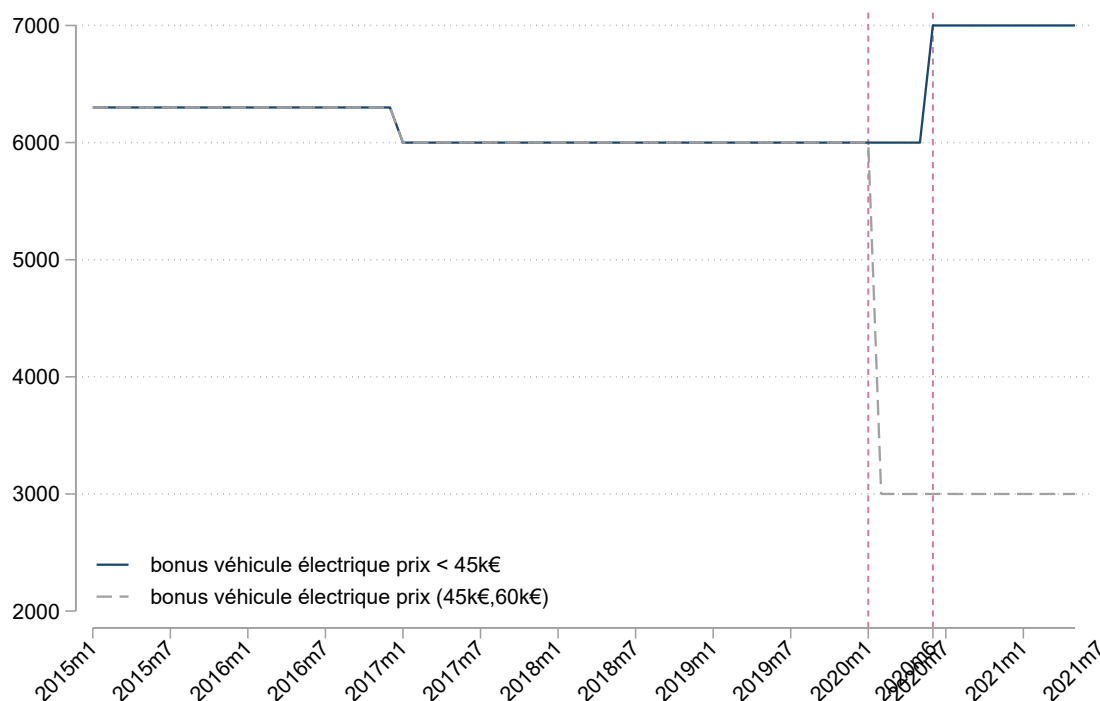
Notes : Les véhicules hybrides stockent une quantité d'énergie électrique plus faible que les véhicules HEV (ces derniers ont un moteur électrique en plus d'un moteur thermique).

Les véhicules hydrogènes sont éligibles en juin 2020, indépendamment de leur prix, avec les mêmes caractéristiques de prime que les véhicules électriques à un coût inférieur à 45 000 €. La catégorie des véhicules à hydrogène est omise.

la conversion n'interagit que très indirectement avec le malus. Or, le gros de la variation que nous utilisons provient de la réforme du malus. En effet, la stabilité du bonus sur notre période d'estimation—qui est illustrée par la figure 1.6—contraste avec les hausses de malus que l'on observe sur la période et qui sont représentées graphiquement dans la Figure 1.7.

L'analyse comparée de l'évolution de la législation du bonus et du malus écologique sur la période montre donc que l'essentiel de la variation du coût à l'achat de véhicules induite par des réformes sera le fait de changements du barème du malus.

FIGURE 1.6 – Barème du bonus au cours de la période d’estimation en France pour un véhicule électrique

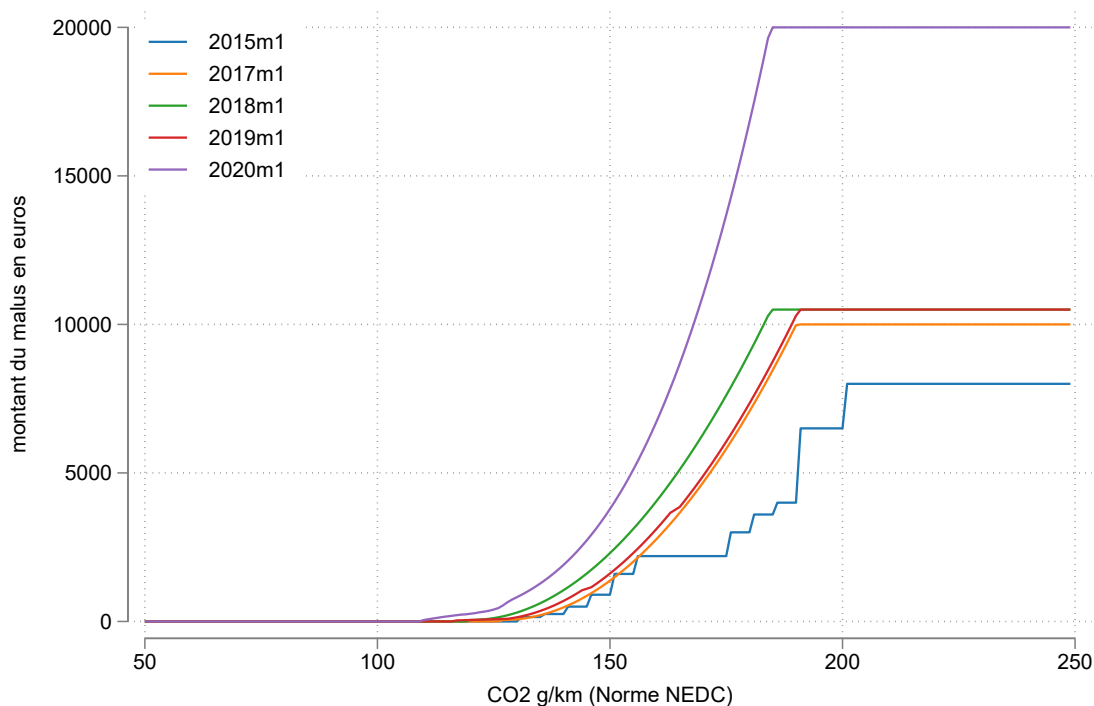


Notes : Ce tableau présente le barème du bonus applicable en France au premier janvier et au premier juin au cours de la période d’estimation.

Il est important de conserver cela à l’esprit dans la mesure où les effets du malus et du bonus, en plus d’être potentiellement différents des effets d’une variation des prix (D’Haultfœuille et al., 2016), peuvent être asymétriques. Nous ne serons pas en mesure de tester cela directement dans le cas français du fait de la faible variabilité du barème du bonus sur la période. Les analyses des expériences étrangères, notamment allemande et suédoise, seront informatives à ce sujet. L’analyse économétrique du cas français reposant principalement sur des réformes du malus, nous effectuerons des contrefactuels spécifiques qui supprimeront le malus tout en conservant le bonus en l’état.

Le tableau 1.3 présente les dépenses et recettes du bonus-malus sur la période 2015 - 2022. On observe que les montants alloués ont fortement augmenté entre

FIGURE 1.7 – Barème du malus au cours de la période d'estimation en France



Notes : Ce tableau présente le barème du malus applicable en France au premier janvier au cours de la période d'estimation.

TABLEAU 1.3 – Montant Bonus-Malus écologique 2015 - 2021

	Dépenses Bonus		Recettes Malus	
	Montant estimé (M€)	Montant réalisé (M€)	Montant estimé (M€)	Montant réalisé (M€)
2015	218	190,1	269,9	334,7
2016	236,9	212,5	266	265,6
2017	320	206	347	351,8
2018	357	237	388	558,9
2019	291	314	570	493,1
2020	395	604,3		569
2021	738	1070		536,7

Source : Compte d'affectation spéciale : Aides à l'acquisition de véhicules propres, Note d'analyse de l'exécution budgétaire, Cour des Comptes (2015 - 2022) Notes de lecture : En 2015, l'État français a dépensé 190,1 Millions d'euros pour financer le bonus (contre 218 prévus) et a encaissé 334,7 Millions d'euros grâce au malus (contre 269,9 espérés).

2015 et 2021 face à une stagnation des recettes au cours de la période. Le montant réalisé est toujours sous-estimé pour les dépenses liées au bonus sauf pour les années 2020 et 2021.

1.4.3 Autres pays européens

Allemagne. Bonus sur les électriques et hybrides. À partir du 1er juillet 2016, le gouvernement allemand accorde un bonus écologique de 4 000 € pour les véhicules purement électriques et à pile à combustible et de 3 000 € pour les véhicules hybrides rechargeables et électriques à autonomie étendue. Les demandes peuvent être déposées par les particuliers, les entreprises, les fondations, les sociétés et les associations auxquelles le nouveau véhicule est destiné. Il s'agit de la principale réforme que l'on exploite dans l'analyse empirique dans le cas allemand.

À partir du 19 février 2020, un nouveau règlement concernant le bonus écologique pour l'achat de voitures électriques entre en vigueur et s'applique rétroactivement à partir du 4 novembre 2019. Le règlement s'appliquera jusqu'à la fin de 2025.

Pour les véhicules électriques dont le prix catalogue net ne dépasse pas 40 000 €, le bonus écologique est augmenté de 50 %. Par conséquent, le bonus est de 6 000 € pour les véhicules purement électriques et à pile à combustible et de 4 500 € pour les véhicules hybrides rechargeables et les véhicules électriques à autonomie étendue. Pour les véhicules électriques dont le prix catalogue net est compris entre 40 000 et 65 000 €, le bonus écologique augmente de 25 %. Ainsi, pour les véhicules purement électriques et à pile à combustible, le bonus est de 5 000 € et de 3 750 € pour les véhicules hybrides rechargeables et les véhicules électriques à autonomie étendue. En outre, les critères pour ces derniers incluent également une valeur d'émission maximale de 50 CO₂ g/km ou une autonomie électrique d'au moins 40km. Cette exigence d'autonomie s'applique jusqu'au 31 décembre 2021, après quoi elle sera portée à 60 km.

À partir du 1er janvier 2025, elle passera à 80 km. Le coût de ce bonus est partagé à parts égales entre le gouvernement et le constructeur³.

3. Le règlement ne s'applique pas seulement aux voitures neuves et aux voitures ne datant pas de plus de 12 mois et dont le kilométrage ne dépasse pas 15 000 km. Les véhicules d'occasion purement

Taxe annuelle. En 2009, le gouvernement allemand a modifié la taxe annuelle de circulation pour les voitures particulières neuves immatriculées à partir du 1er juillet 2009. Depuis le 1er janvier 2014, chaque gramme au-dessus du niveau minimum de 95 CO₂ g/km est taxé à 2 € et ceci s'applique aux voitures diesel et à essence. Auparavant, le niveau minimum était de 120 CO₂ g/km (2009) et 110 CO₂ g/km (2012). Cette taxe, qui a légèrement changé sur notre période d'étude, a pu être modélisée. Dans un test de robustesse, nous contrôlons pour cette taxe afin de nous assurer qu'elle ne biaise pas les résultats liés aux bonus à l'achat. Ce dispositif est analysé dans Klier et Linn (2015).

Suède. La Suède a un système de bonus-malus qui récompense les véhicules à faibles émissions et pénalise les véhicules à fortes émissions. Le bonus est calculé en commençant à 10 000 SEK et en déduisant 167 SEK pour chaque gramme de CO₂ émis. Jusqu'au 11 juillet 2022, un bonus pour une entreprise peut atteindre un montant maximum de 35 % de la différence entre le prix facturé pour le nouveau véhicule à faibles émissions lorsque le modèle de voiture est introduit sur le marché et le prix facturé pour le véhicule correspondant avec les émissions les plus élevées. Le système bonus-malus s'applique à partir du 1er juillet 2018 et uniquement aux nouveaux véhicules qui sont taxés et assurés, et par conséquent mis en service à partir de cette date selon le registre des véhicules suédois. Cette réforme de 2018 ainsi que son approfondissement en 2019 sont les principales sources de variation que l'on exploite dans le cas suédois.

Italie. Bonus-Malus à l'achat. En 2019, l'Italie a mis en place un système de bonus-malus avec des redevances par paliers appliquées aux véhicules émettant plus de 160 CO₂ g/km, et des remises accordées pour les véhicules dont le prix catalogue brut est de 61 000 € et qui émettent moins de 20 CO₂ g/km (voir figure électriques et à pile à combustible bénéficient d'un bonus de 5 000 €. Pour les véhicules hybrides rechargeables et les véhicules électriques à autonomie étendue, le bonus est de 3 750 €.

14). Les bénéficiaires des remises peuvent également bénéficier d'incitations plus élevées s'ils mettent à la casse un véhicule dont les normes d'émission européennes sont comprises entre 0 et 4. L'incitation était initialement fixée à 4 000 € pour les véhicules dont les émissions sont inférieures ou égales à 20 CO₂ g/km, et à 6 000 € avec les avantages liés à la mise à la casse. Pour les véhicules dont les émissions sont comprises entre 21 et 60 CO₂ g/km, le rabais était fixé à 1 500 €, et à 2 500 € avec les primes à la casse. Afin de stimuler la reprise économique en réponse à la pandémie de COVID-19, l'Italie a temporairement augmenté ses remises à 6 000 € et 10 000 € avec primes à la casse pour les véhicules dont les émissions sont inférieures à 20 CO₂ g/km, et à 3 500 € et 6 500 € avec primes à la casse pour les véhicules dont les émissions sont comprises entre 21 et 60 CO₂ g/km.

La politique étant relativement récente, il n'y a pas de tendances significatives observables attribuables au système italien de bonus-malus. En fait, l'absence de réglementation stricte jusqu'à l'introduction du système de bonus-malus peut être considérée comme un facteur clé de la pénétration généralement faible du marché des hybrides et électriques dans ce pays (environ 17 000 véhicules électriques et hybrides rechargeables en 2019).

Pays-Bas. *Bonus-Malus à l'achat.*

Une taxe d'immatriculation, la Belasting Personenauto's Motorrijwiel (BPM), est prélevée sur toutes les voitures particulières et les motocyclettes neuves. La BPM est calculée sur les émissions de CO₂ du véhicule, en fonction de son rendement énergétique. Le BPM est calculé selon la procédure suivante : pour chaque gramme de CO₂ par kilomètre, un certain montant de taxe est prélevé. Les véhicules les plus énergivores paient plus de taxe par gramme de CO₂ par kilomètre. Cela se fait en augmentant la taxe par gramme pour les émissions qui atteignent certains seuils. Les seuils et les tarifs sont les mêmes pour les voitures à essence et les voitures

diesel (voir ACEA, 2018 page 172 pour plus de détails).

Depuis le 1er janvier 2017, un taux spécial de BPM est applicable pour tous les nouveaux véhicules hybrides rechargeables neufs (voir ACEA, 2018 page 173 pour plus de détails).

Les Pays-Bas offrent des bonus de 4 000 € pour les véhicules électriques neufs dont le prix de détail se situe entre 12 000 € et 45 000 € et dont l'autonomie est supérieure à 120 km.

La combinaison de taxes élevées sur les véhicules à moteur à combustion interne et de mesures de remise a favorisé l'essor rapide des véhicules électriques et hybrides rechargeables, les consommateurs manifestant une préférence pour les véhicules électriques par rapport aux hybrides rechargeables.

Taxe annuelle. Certaines taxes annuelles ont une dimension environnementale depuis 2020 mais n'ont pas pu être modélisées. En particulier, la taxe annuelle est devenue nulle pour les véhicules électriques depuis 2020.

Norvège. Le Parlement norvégien a décidé qu'en 2025, toutes les nouvelles voitures vendues devraient être à zéro émission (électrique ou hydrogène). À la fin de 2022, plus de 20% des voitures immatriculées en Norvège étaient électriques à batterie (BEV). Les véhicules électriques à batterie ont une part de marché de 79,2% en 2022 (Norsk-Elbilforening, 2022).

Le succès de la Norvège dans la promotion des véhicules électriques a été principalement motivé par des incitations fiscales généreuses, notamment l'exemption des véhicules à zéro émission (ZEV) de la taxe d'immatriculation, de la TVA et des taxes sur les carburants, ainsi qu'une réduction d'au moins 50% des taxes routières, des frais de ferry et de stationnement (OECD, 2022). Une étude a montré qu'une réforme fiscale de la taxe d'immatriculation des véhicules en Norvège a conduit à une baisse de l'intensité moyenne de CO₂ des nouveaux véhicules (IMF, 2021). Le cas norvégien souligne donc l'efficacité des incitations fiscales, mais aussi le fait

qu'elles doivent vraisemblablement être complétées par des dispositifs non-fiscaux, notamment les infrastructures (voir par exemple Kessler et al., 2022).

1.5 Spécification empirique

1.5.1 Équation d'estimation principale

L'analyse empirique évalue la relation entre les quantités vendues d'un modèle de voiture et le bonus malus associé au même modèle. Cette analyse découle d'un modèle de demande simple (Berkovec et Rust, 1985).

Dans ce modèle, l'utilité de l'individu i résidant dans le pays c retire une utilité U_{ijtc} de l'achat du modèle j . Cette utilité est supposée être une fonction linéaire des caractéristiques observables (x_{jc}) et inobservables (ξ_{jc}) du modèle, du prix (p_{jtc}) et des préférences des individus (ε_{ijt}).

$$U_{ijtc} = x_j \gamma_c + \beta_c p_{jtc} + \xi_{jtc} + \varepsilon_{ijt} \quad (1.1)$$

$$= \delta_{jtc} + \varepsilon_{ijt} \quad (1.2)$$

Nous faisons en outre l'hypothèse que les termes ε_{ijt} suivent une loi des valeurs extrêmes. La probabilité P_{ijtc} pour l'individu i d'acheter un modèle j dans le pays c et à la date t s'écrit donc :

$$P_{ijtc} = \frac{\exp \delta_{ijtc}}{\sum_k \exp \delta_{iktc}} \quad (1.3)$$

et cette probabilité correspond à la part de marché s_{jtc} du modèle. En notant $j = 0$ l'option de sortie qui correspond au nombre de ménages n'achetant pas de voiture, dont l'utilité δ_{0tc} est normalisée à 0, on obtient à partir de l'équation 1.3 :

$$\ln s_{jtc} - \ln s_{0tc} = \delta_{jtc} \quad (1.4)$$

$$= x_j \gamma_c + \beta_c p_{jtc} + \xi_{jtc} \quad (1.5)$$

Cette dernière équation permet d'exprimer les quantités vendues comme :

$$\ln q_{jtc} = \ln q_{0tc} + x_j \gamma_c + \beta_c p_{jtc} + \xi_{jtc} \quad (1.6)$$

Nous faisons l'hypothèse que les caractéristiques inobservables du modèle ξ_{jtc} se décomposent de la manière suivante :

$$\xi_{jtc} = v_j + u_{jtc} \quad (1.7)$$

où v_j reflète les caractéristiques du modèle invariables dans le temps et l'espace, et u_{jtc} est supposé indépendant. On est alors en mesure d'estimer la spécification empirique suivante :

$$\ln q_{jtc} = \alpha_{ct} + \tilde{\theta}_{jc} + \beta_c p_{jtc} + u_{jtc} \quad (1.8)$$

en décomposant le prix comme la somme du prix catalogue $\tilde{p}_{jc}$ et du bonus/malus en vigueur T_{jtc} , on peut réécrire l'équation comme :

$$\ln q_{jtc} = \alpha_{ct} + \theta_{jc} + \beta_c T_{jtc} + u_{jtc} \quad (1.9)$$

Ici, T_{jtc} est le malus net, que l'on définit comme le malus moins le bonus. Cette spécification est très proche de celle utilisée par des contributions récentes concernant les effets des incitations à l'achat de véhicules propres (Klier et Linn, 2015; Yan et Eskeland, 2018). Elle inclut un effet fixe véhicule et un effet fixe pays-année, si bien que l'estimateur n'utilise que la variation au sein des pays afin d'estimer le paramètre d'intérêt, en comparant la dynamique de ventes de différents modèles avant et après des variations de bonus/malus liées à des réformes—toujours au sein d'un même pays. Dans ce cadre, la régulation européenne de 2020 est vraisemblablement captée par les effets fixes pays $\times$ année et est peu susceptible d'affecter

nos estimations d'élasticités. Néanmoins, nous proposons des tests spécifiques de robustesse spécifique afin de capter les effets de cette réforme dans la section 1.9.

1.5.2 Remarques sur la spécification de base.

Prise en compte de l'option externe. Notre spécification principale, équation (1.9), contourne les problèmes liés à l'option extérieure, c'est-à-dire le choix de ne pas acheter de véhicule neuf, qui est généralement très difficile à modéliser et à mesurer. En effet, alors que les ventes peuvent être facilement récupérées à partir des données, la véritable taille potentielle du marché est généralement inconnue et donc approximée en utilisant les estimations les plus récentes de la taille de la population ou du nombre de personnes détenant un permis de conduire. Ce nombre surestime probablement de manière significative la taille réelle du marché des biens durables tels que les voitures, car chaque période, seule une petite fraction de consommateurs envisage d'acheter une voiture. Cette fraction est susceptible d'être d'autant plus faible que la périodicité des données est fine, comme ici mensuelle⁴. Huang et Rojas (2014) montrent qu'une mauvaise approximation de la taille potentielle du marché est une source de biais importante. En déplaçant le logarithme de la quantité du bien extérieur du côté droit de l'équation et en nous concentrant sur les quantités vendues, l'option externe est absorbée par les effets fixes mois dans l'équation (1.9). Si cette approche, proche des recommandations de Huang and Rojas (2014), permet de neutraliser l'option extérieure comme source de biais, elle a pour limite inhérente de ne pas la modéliser directement et donc ne pas être en mesure de quantifier les effets du bonus malus sur la taille de la flotte (c'est-à-dire 1 moins la part de marché de l'option extérieur). Dans la mesure où nous nous intéressons principalement aux caractéristiques moyennes des nouvelles

4. De plus, Givord et al. (2018) soulignent que lorsque qu'une grande partie des nouvelles immatriculations de voitures est effectuée par des entreprises et non par des particuliers, le nombre de titulaires de permis de conduire n'est pas nécessairement pertinent.

voitures rejoignant la flotte, cela ne constitue pas une limite très importante.

Absence de contrôle pour les prix. L'équation (1.9) ne contient pas directement les prix comme variable de contrôle. On montre dans la section 1.9 que les prix ne réagissent que très faiblement aux variations du bonus/malus. Dès lors, contrôler pour les prix ne change que peu les résultats même s'ils affectent l'échantillon d'estimation car ils ne sont pas disponibles pour l'ensemble des modèles vendus sur la période. Nous préférons donc ne pas utiliser les prix directement dans l'estimation, suivant ainsi la pratique standard dans les papiers sur le sujet (Yan et Eskeland, 2018) ou encore dans l'estimation des effets d'autres taxes sur les parts de marchés⁵.

Caractéristiques observables et effet fixe véhicule. On note également que l'on n'introduit pas de contrôles pour les caractéristiques techniques observables au niveau véhicule dans l'équation principale. Ici, une spécification de véhicule est définie par un nom de modèle unique, un nom de finition, le nombre de portes, la taille du moteur (cylindrée en centimètres cubes, non définie pour les véhicules électriques), la puissance (en kW donc définie à la fois pour les modèles électriques et thermiques), le type de transmission (manuelle ou automatique) et le type de carburant (essence, diesel, hybride rechargeable ou non, électrique). Étant donnée cette définition, les caractéristiques techniques mentionnées précédemment sont par définition fixes dans le temps au sein d'une spécification de véhicule. On contrôle donc implicitement pour l'ensemble des caractéristiques via l'effet fixe spécification⁶.

5. Par exemple, Amiti et al. (2019) analysent l'effet des hausses de droits de douane sur les parts de marchés chinoises aux États-Unis. Après avoir documenté que le « pass-through » est 1-pour-1, ils estiment des spécifications sans introduire les prix, mais ils régressent à la place directement les parts de marché sur les changements de droits de douane.

6. Bien sûr, certaines caractéristiques inobservées au sein d'un véhicule sont susceptibles de varier dans le temps, mais il nous est par définition impossible d'introduire de telles caractéristiques comme contrôles.

Prise en compte de la marge extensive. L'estimation de modèle log-linéaire est répandue dans la littérature dans la mesure où elle permet d'obtenir facilement des semi-élasticités en connexion avec le modèle de choix discret de type logit qui prédit que chaque véhicule disponible sur le marché doit avoir une part de marché non-nulle. Néanmoins, le logarithme n'étant pas défini pour une valeur de 0, cette approche ignore les 0 par définition. Cela peut-être problématique si de nombreuses observations sont associées avec des ventes nulles. Ce problème est naturellement plus marqué lorsque nous avons à faire, comme dans notre cas, à des données mensuelles plutôt qu'à des données annuelles. Dès lors, un mois donné, il est fréquent qu'un type de véhicule ne soit l'objet d'aucune vente.

Une solution à ce problème serait donc de procéder à l'agrégation des données à fréquence annuelle plutôt que mensuelle. Néanmoins, travailler avec des données mensuelles présente l'avantage de pouvoir coder la législation de façon plus fine car les réformes interviennent souvent en cours d'année.

Une solution largement répandue à ce problème est d'utiliser les variables en niveau et de les traiter comme des variables de comptage (*count variables*). Pour prendre en compte leur aspect discret, nous les modélisons selon une loi de Poisson et estimons le modèle par pseudo-maximum de vraisemblance. De nombreux travaux suggèrent que cette approche tend à apporter des résultats fiables (Silva et Tenreiro, 2006; Cohn et al., 2022) par rapport aux alternatives répandues (par exemple utiliser des transformations de type de $\ln(x + 1)$ ou $\operatorname{arcsinh}(x)$). Nous présentons les résultats obtenus à partir de cet estimateur dans cette section ⁷.

Aspects dynamiques et hétérogénéité des effets. L'équation (1.9) est principalement statique et suit en cela la plupart des contributions récentes dont elle est en

7. La spécification est la suivante :

$$q_{jtc} = \exp(\alpha_{ct} + \theta_{jc} + \beta_c T_{jtc}) \exp(u_{jtc}) \text{ avec } \mathbb{E}(\exp(u_{jtc})) = 1$$

partie inspirée (Klier et Linn, 2015; Yan et Eskeland, 2018). Afin de compléter cette approche, qui a l'avantage d'aboutir directement à des semi-élasticités, nous mettons en place une approche par étude d'événements dans trois pays où le caractère ponctuel des réformes le permet. Nous commençons par présenter la méthodologie et les résultats de cette approche, qui dispose en outre de bonnes propriétés en termes de robustesse aux effets hétérogènes entre cohortes (Baker et al., 2022), dans la section 1.6 avant de présenter dans la section 1.7 les résultats de l'approche plus standard qui repose sur un modèle à double effet fixe (*twoway fixed-effect*) avec une variable de traitement continue.

1.6 Études d'événements empilées (*stacked event-studies*) pour trois pays (France, Allemagne et Suède)

Dans cette section, nous nous concentrons sur les hausses de bonus ou de malus importantes et estimons un modèle dynamique, c'est-à-dire que l'effet des hausses est autorisé à varier au cours du temps. Cette approche permet de tester indirectement l'hypothèse de tendance commune en regardant les tendances pré-traitement. Cette approche pourrait en principe s'appliquer à l'ensemble de notre échantillon, néanmoins les variations sont parfois de faibles ampleur et très fréquentes dans plusieurs pays et sont donc plus difficiles à isoler, de telle sorte qu'il est peu aisé d'effectuer des comparaisons avant/après autour d'un événement bien défini.

En conséquence, nous nous concentrons sur l'expérience de trois pays : la France concernant le malus, l'Allemagne et la Suède concernant le bonus.

1.6.1 Approche empirique

La méthode utilisée dans cette section est adaptée de Cengiz et al. (2019) et a été appliquée dans d'autres contextes (Vannutelli, 2023). Cette méthode dite d'étude d'événements empilée vise à constituer un groupe de traitement et de contrôle explicite pour chaque événement. La première étape consiste à isoler un certain nombre d'événements, en l'occurrence la hausse du malus pour une spécification de véhicule donnée dans le cas français. Chaque événement est associé à une date précise, notée t_e . Pour chaque événement, une liste de véhicules traités, T_e , est établie, et seules les observations effectuées autour de l'événement où les véhicules n'ont pas subi d'autres traitements sont conservées. Par la suite, une liste de « contrôles propres » (*clean controls*) est obtenue, représentant les véhicules qui n'ont fait l'objet d'aucun traitement lors de l'événement e . Encore une fois, seuls les intervalles où les modèles n'ont pas été soumis à d'autres traitements sont conservés. Ainsi, une base de données D_e est constituée pour chaque événement e . Chacune de ces bases D_e contient un groupe de traitement et un groupe de contrôle et observe ces deux groupes autour de l'événement. L'ensemble des bases de données D_e est ensuite empilé pour l'estimation.

On estime la spécification suivante :

$$\ln(q_{it}) = \sum_{k=-T_0, \neq -t_n}^{T_1} D_k T_{ie} \beta_k + \alpha_{ie} + \lambda_{te} + \varepsilon_{iet} \quad (1.10)$$

où q_{it} représente les ventes du véhicule i à la période (mois) t , $D_k = 1$ si la période t est à k mois de l'événement e (i.e., $D_k = \mathbf{1}\{k = t - t_e\}$), $T_{ie} = 1$ si le véhicule i au sein de la base D_e est traité. T_0 et T_1 constituent la fenêtre temporelle de l'étude. On choisira typiquement une fenêtre de 7 à 10 mois autour des événements. Dans cette approche, un même véhicule i peut être utilisé comme contrôle et comme traité autour de différents événements. Afin de prendre cela en compte, nous introduisons un effet fixe véhicule spécifique à chaque événement, noté α_{ie} .

Pour prendre en compte l’effet de ces duplications sur l’inférence, on groupe (*cluster*) les écarts-type au niveau du véhicule (i) et non pas au niveau du véhicule $\times$ évènement (ie).

Le modèle autorise l’effet à avoir une dynamique particulière (β_k dépend de k , le temps écoulé depuis la réforme). Le coefficient β_k reflète l’écart entre les traités et les contrôles k mois avant ($k < 0$) ou bien après ($k > 0$) le traitement par rapport à la période $k = -t_n$. La valeur de t_n est typiquement choisi à 3 ou 2 afin d’autoriser certains effets d’anticipation à l’approche de la réforme.

Le test de pré-tendance pour $k < 0$ permet de soutenir ou d’invalider l’idée d’une tendance commune post-traitement, ce qui est essentiel pour évaluer l’impact des dispositifs. Ce test nous permet de détecter d’éventuelles déviations liées à des effets d’anticipation ou à l’endogénéité de la politique de malus. On peut considérer par exemple des scénarios dans lesquels les décideurs publiques ciblent les véhicules qui se vendent “trop bien” et nuisent à l’efficacité agrégé du parc. Nous nous attendons dans ce cas à observer une pré-tendance croissante. En revanche, lorsque le malus vise les véhicules en déclin, nous nous attendons à observer une pré-tendance décroissante. Ces analyses de pré-tendance nous permettent de mieux comprendre les dynamiques sous-jacentes au processus de décision des politiques analysées et de voir dans quelle mesure ces dynamiques risquent d’invalidier notre hypothèse d’identification.

L’approche empilée présente plusieurs avantages importants. Tout d’abord, elle est transparente sur l’identité des unités contrôles et traitées et sur la période utilisée et donc sur la variabilité utilisée pour identifier l’effet estimé. Une autre caractéristique avantageuse de cette approche est sa capacité à gérer les effets hétérogènes entre les cohortes d’unités traitées. Ainsi, Baker et al. (2022) montrent que cette méthode produit des résultats similaires à ceux obtenus avec la méthode de Callaway et Sant’Anna (2021) alors même que les différence-de-différences généralisées sont souvent sensibles à la présence d’effets hétérogènes (voir Roth et al.,

2023; De Chaisemartin et d'Haultfoeuille, 2022, pour des revues récentes de la littérature). Gardner (2022) montre ainsi que cette approche estime une moyenne pondérée convexe des effets de traitement moyen sur les traités spécifiques à chaque cohorte sous l'hypothèse (standard en matière de double-différence) de tendances parallèles et d'absence d'anticipation et évite donc l'écueil des pondérations négatives. Il démontre en outre que les poids sont déterminés par le nombre d'unités traitées et la variance du traitement au sein de chaque événement empilé.

Cependant, il est important de noter quelques inconvénients potentiels de cette approche. Tout d'abord, elle peut être difficile à appliquer dans les cas où de nombreuses réformes se produisent fréquemment. Dans de telles situations, l'approche avec les effets fixes par unité de temps et des régresseurs continus peut être plus adaptée. De plus, l'approche empilée nécessite la discrétisation du traitement. Néanmoins, il est possible de s'assurer de la puissance de la première étape en utilisant le traitement continu comme variable dépendante autour des événements.

1.6.2 Hausses du malus en France

Nous nous intéressons ici au cas du malus français entre janvier 2015 et mai 2021. La liste de hausses de malus que nous exploitons est présentée dans le tableau A.7. On décide ici d'ignorer la modification du barème au 1er janvier 2019 qui est mineure comme on peut le voir dans la Figure 1.7 présentée plus haut dans ce chapitre.

La figure 1.8 présente la première étape de l'étude d'événements. Le malus net (malus - bonus) est utilisé ici comme une variable dépendante et l'on suit son évolution autour des hausses de malus. Les coefficients capturent l'évolution différentielle du malus net entre le groupe de traitement et le groupe de traitement relativement à 4 mois avant la réforme. La réforme intervient entre les mois 0 et 1. On constate une hausse aux alentours de 1 500 euros un mois après le choc. La

TABLEAU 1.4 – Liste des évènements de hausse du malus retenus dans l'échantillon en France

<i>Month event</i>	<i>Δ malus ('000 euros)</i>	<i># Treated vehicles</i>	<i># Control vehicles</i>
2016m12	1.10	2992	3120
2017m12	0.70	4680	2814
2019m12	2.67	7450	2146
2020m2	1.09	2604	7131
2020m12	2.06	7909	2126

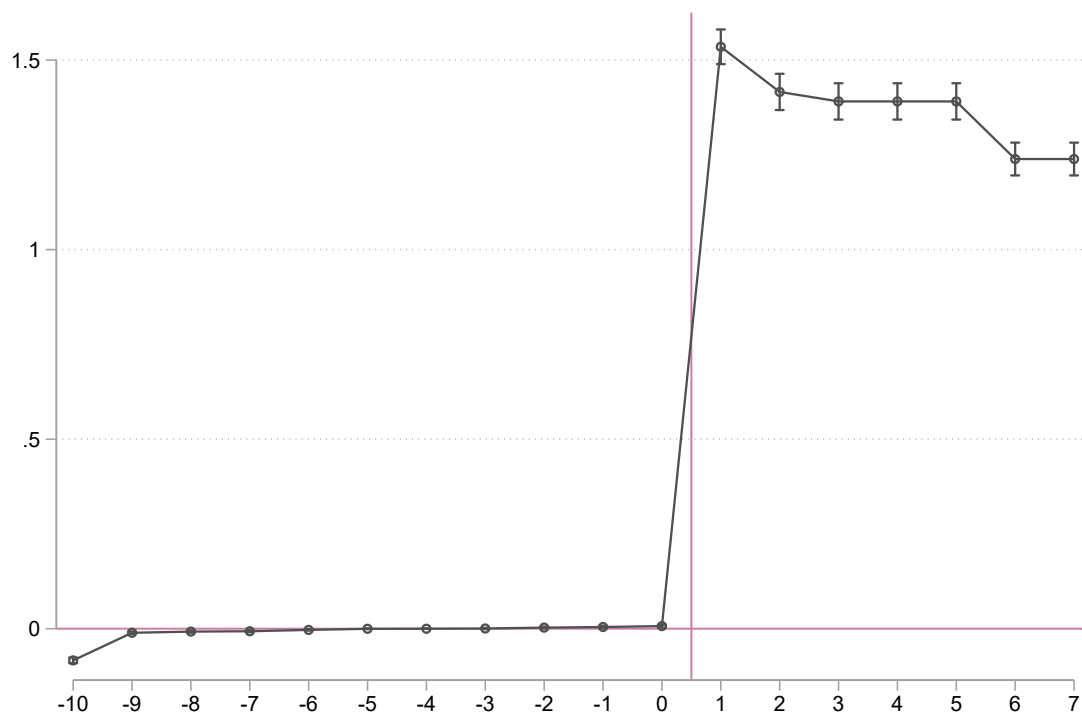
Notes : Ce tableau présente la liste de hausses de malus incluses dans l'analyse empirique, ainsi que le nombre de véhicules affectés, de véhicules contrôles et la taille moyenne de la hausse parmi les véhicules affectés.

hausse relative décline très légèrement mais se stabilise autour de 1 200 euros. On voit donc que les hausses de malus retenues dans l'estimation reflètent des chocs considérables.

La figure 1.9 présente l'estimation de l'équation (1.10). On constate des coefficients largement non significatifs et groupés autour de 0 des périodes relatives -10 à -2. On voit ensuite une forte hausse des ventes un mois avant l'entrée en vigueur de la réforme, suivie une forte baisse des ventes de l'ordre de 12 % puis d'une stabilisation autour de -7 %. Le résultat implique qu'une hausse de 1 000 euros du malus est associé en moyenne à une baisse des ventes de l'ordre de 6 % (on dit que la semi-élasticité est de -0.06). L'effet positif détecté en -1 pourrait correspondre à une réaction de réallocation intertemporelle : les consommateurs déplacent leur achat d'un mois et anticipent leur achat afin d'éviter le malus. L'effet à 0 compense en grande partie le surplus de vente de -1 suggérant que cette réallocation est très locale. Explorer si ce déplacement correspond simplement à des modifications administratives des dates ou bien à un vrai changement de comportement des consommateurs constitue une piste de recherche intéressante.

Comme indiqué dans la section 1.5.2, il est possible qu'une partie de l'effet des hausses de malus soit de rendre les ventes d'un modèle nulles pour un mois donné. On teste cette possibilité en estimant un modèle de Poisson dans la mesure où les

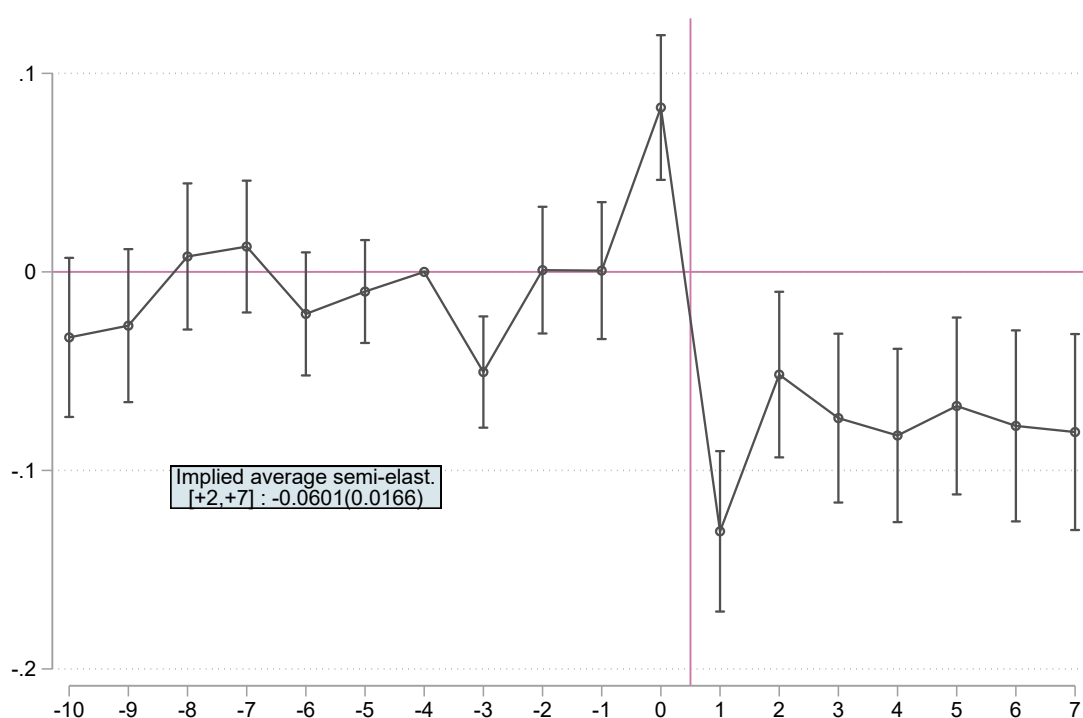
FIGURE 1.8 – Évolution du malus moyen autour des hausses en France : étude d'évènements empilée



Notes : La figure présente des coefficients d'études d'évènement empilée—voir équation (1.10) et le texte associé. Les intervalles de confiance à 95 % sont construits sur la base d'écart-types groupés au niveau du véhicule. Pour chaque évènement, le groupe de traitement est l'ensemble des véhicules exposés à la réforme et ne subissant pas d'autres traitements 10 mois auparavant et 7 mois après. Le groupe de contrôle est constitué de l'ensemble des véhicules non-affectés et n'ayant pas subi d'autres traitements sur la même fenêtre temporelle. Les évènements sont ensuite empilés (*stacked*). Les coefficients représentent l'écart moyen entre évènements entre groupes traité et contrôle relativement à une date de référence pré-évènement.

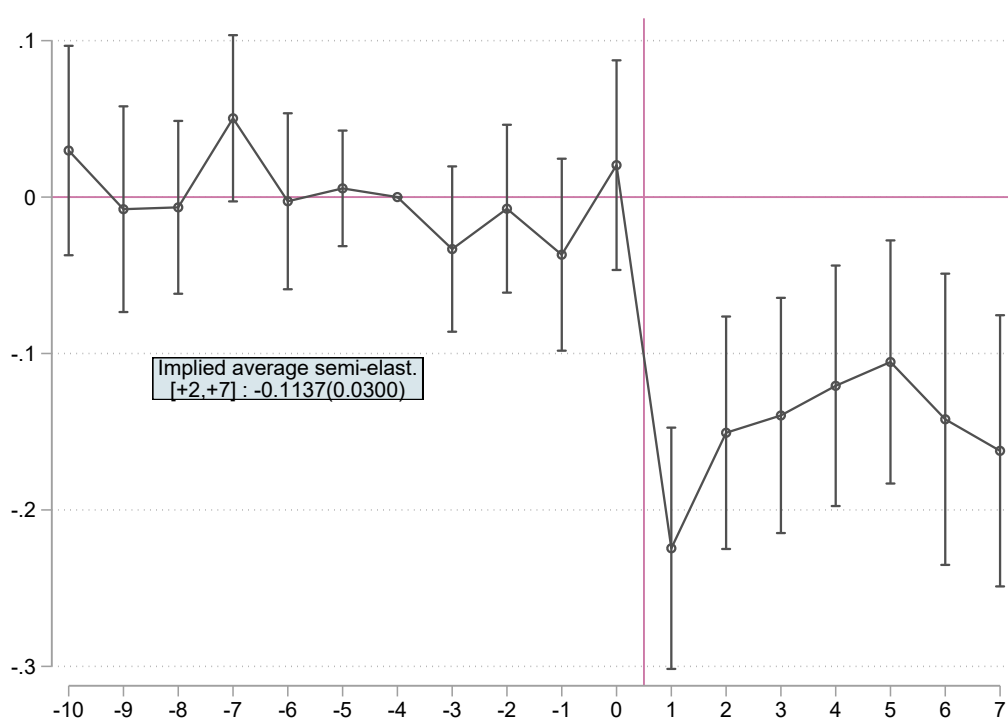
ventes sont des données de compte. Les résultats sont présentés dans la figure 1.10. On constate une absence de pré-tendance différentielle, un effet d'anticipation à -1 un peu moins marqué et une forte baisse des ventes. L'effet est plus fort que dans la spécification en log avec une semi-élasticité induite par nos résultats de l'ordre de -0.11.

FIGURE 1.9 – Effets du malus sur les ventes en France : étude d'évènements empilée, modèle log-linéaire



Notes : La figure présente des coefficients d'études d'évènement empilée—voir équation (1.10) et le texte associé. Les intervalles de confiance à 95 % sont construits sur la base d'écarts-types groupés au niveau du véhicule. Pour chaque évènement, le groupe de traitement est l'ensemble des véhicules exposés à la réforme et ne subissant pas d'autres traitements 10 mois auparavant et 7 mois après. Le groupe de contrôle est constitué de l'ensemble des véhicules non-affectés et n'ayant pas subi d'autres traitements sur la même fenêtre temporelle. Les évènements sont ensuite empilés (*stacked*). Les coefficients représentent l'écart moyen entre évènements entre groupes traité et contrôle relativement à une date de référence pré-évènement. La semi-élasticité est calculé en calculant la moyenne des coefficients entre +2 et +7 mois après la réforme sur les ventes rapporté à la moyenne de la première étape.

FIGURE 1.10 – Effets du malus sur les ventes en France : étude d'évènements empilée, modèle PPML



Notes : La figure présente des coefficients d'études d'évènement empilée—voir équation (1.10) et le texte associé. Les intervalles de confiance à 95 % sont construits sur la base d'écarts-types groupés au niveau du véhicule. Pour chaque évènement, le groupe de traitement est l'ensemble des véhicules exposés à la réforme et ne subissant pas d'autres traitements 10 mois auparavant et 7 mois après. Le groupe de contrôle est constitué de l'ensemble des véhicules non-affectés et n'ayant pas subi d'autres traitements sur la même fenêtre temporelle. Les évènements sont ensuite empilés (*stacked*). Les coefficients représentent l'écart moyen entre évènements entre groupes traité et contrôle relativement à une date de référence pré-évènement. La semi-élasticité est calculé en calculant la moyenne des coefficients entre +2 et +7 mois après la réforme sur les ventes rapporté à la moyenne de la première étape.

1.6.3 Hausse du bonus en Suède et en Allemagne

Nous intéressons ici au cas du bonus en Suède et en Allemagne entre janvier 2015 et mai 2021. Dans les deux cas, on constate de fortes hausses à deux reprises comme en atteste la liste de hausses de bonus présentée dans le tableau 1.5.

TABLEAU 1.5 – Liste des évènements de hausse du malus retenus dans l'échantillon en France

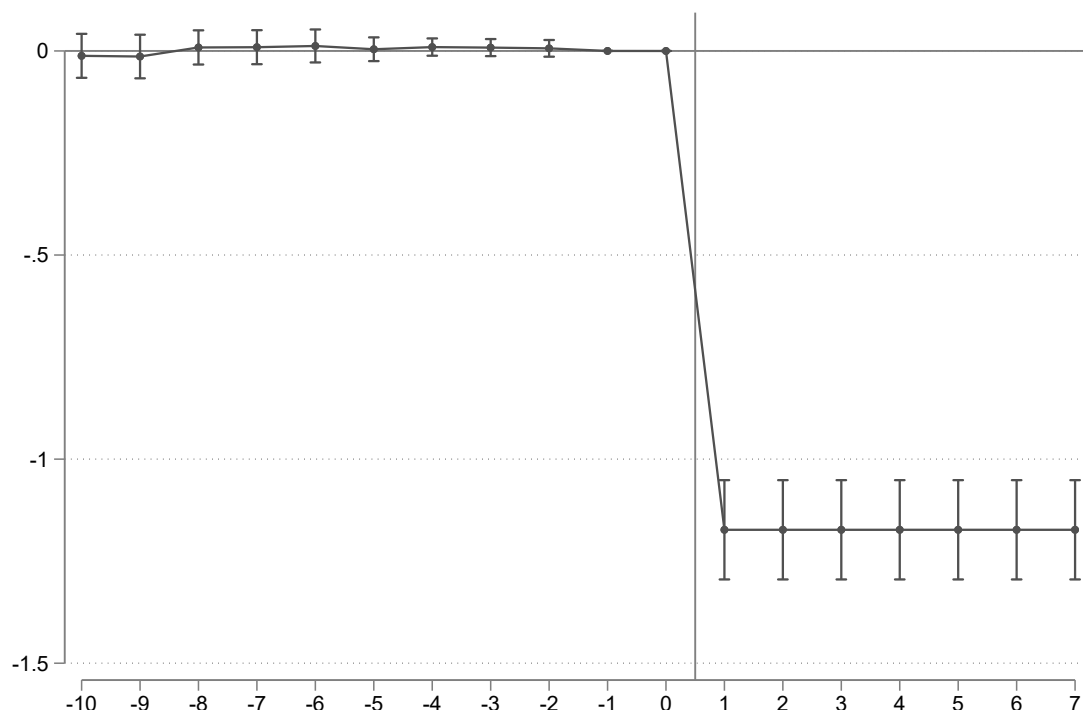
Pays	Month event	Δ bonus ('000 euros)	# Treated vehicles	# Control vehicles
DE	2016m12	3.51	75	6578
DE	2019m12	1.35	104	10955
SW	2018m6	1.16	123	2835
SW	2019m12	1.18	21	3705

Notes : Ce tableau présente la liste de hausses de bonus incluses dans l'analyse empirique, ainsi que le nombre de véhicules affectés, de véhicules contrôles et la taille moyenne de la hausse parmi les véhicules affectés.

La figure 1.11 présente la première étape de l'étude d'évènements pour le cas suédois. Le malus net (malus - bonus) est encore une fois utilisé ici comme une variable dépendante et l'on suit son évolution autour des hausses de bonus. La réforme intervient entre les mois 0 et 1. On constate une baisse du prix à la vente aux alentours de 1 200 euros un mois après le choc. La hausse relative décline très légèrement mais se stabilise autour de 1 200 euros. Il s'agit là aussi de chocs considérables.

A nouveau, la figure 1.12 présente l'estimation de l'équation (1.10). On constate des coefficients largement non significatifs et proches de zéro des périodes relatives -10 à -2. Cela nous conforte sur l'absence de pré-tendance différentielles. Parallèlement au cas français, on voit une forte baisse des ventes un mois avant l'entrée en vigueur de la réforme suivie d'une importante hausse. Sur le plus long terme, la hausse relative est comprise entre 25 % et 50 %, mais l'évolution est moins stable que pour l'étude du malus. Le résultat implique qu'une hausse de 1 000 euros du bonus est associée en moyenne à une augmentation des ventes de l'ordre de 46 % (semi-élasticité de -0.46). L'effet négatif détecté en -1 pourrait correspondre à une réaction de réallocation inter-temporelle similaire à celle évoquée précédemment :

FIGURE 1.11 – Évolution du prix net du bonus autour des hausses de bonus en Suède : étude d'événements empilée

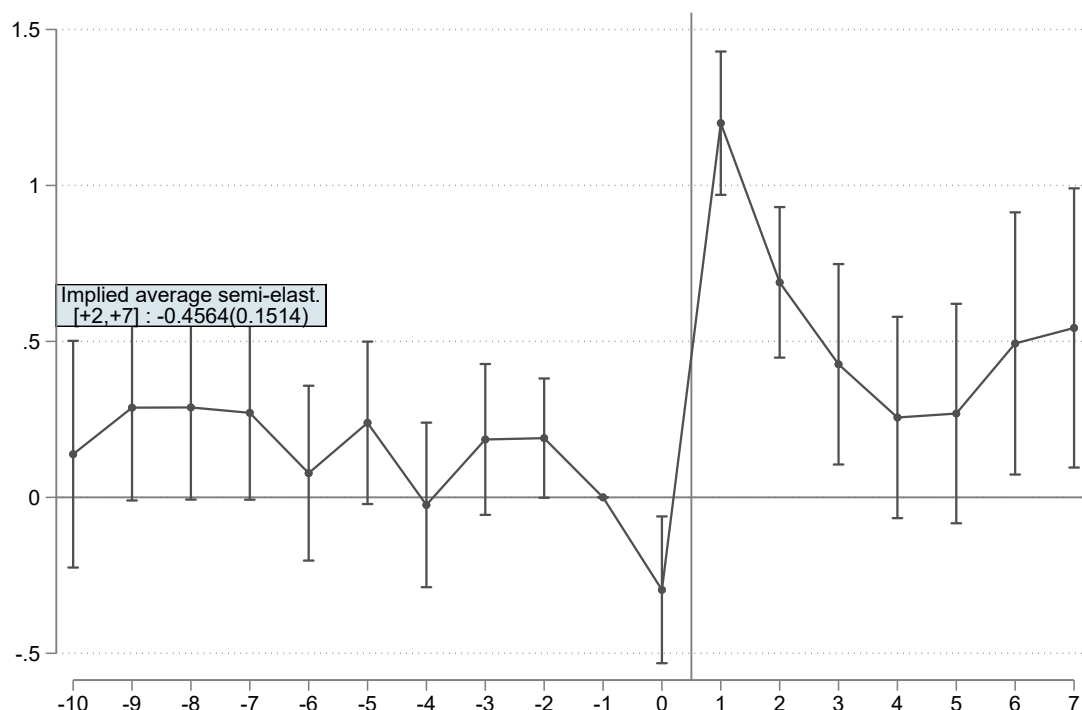


Notes : La figure présente des coefficients d'études d'évènement empilée—voir équation (1.10) et le texte associé. Les intervalles de confiance à 95 % sont construits sur la base d'écarts-types groupés au niveau du véhicule. Pour chaque évènement, le groupe de traitement est l'ensemble des véhicules exposés à la réforme et ne subissant pas d'autres traitements 10 mois auparavant et 7 mois après. Le groupe de contrôle est constitué de l'ensemble des véhicules non-affectés et n'ayant pas subi d'autres traitements sur la même fenêtre temporelle. Les évènements sont ensuite empilés (*stacked*). Les coefficients représentent l'écart moyen entre évènements entre groupes traité et contrôle relativement à une date de référence pré-évènement. Le bonus est exprimé en milliers d'euros, un effet négatif suggère une hausse du bonus (baisse de prix à l'achat).

les consommateurs préfèrent attendre pour effectuer leur achat afin de bénéficier du bonus. Encore une fois, l'effet à 0 compensant en grande partie ce surplus de vente suggère que cette réallocation est locale.

La figure 1.13 présente les résultats de l'estimation avec un modèle de Poisson. Les coefficients précédant la période -1 sont désormais en partie significatifs, et l'effet d'anticipation à -1 est également de -25 %. La hausse des ventes est plus prononcée avec ce modèle et la hausse relative des périodes 3 à 6 diminue moins que précédemment (minimum de 75 % au lieu de 25 %). L'effet est plus fort que dans la spécification en log avec une semi-élasticité induite -0.87.

FIGURE 1.12 – Effets du bonus sur les ventes en Suède : étude d'événements empilée, modèle log-linéaire

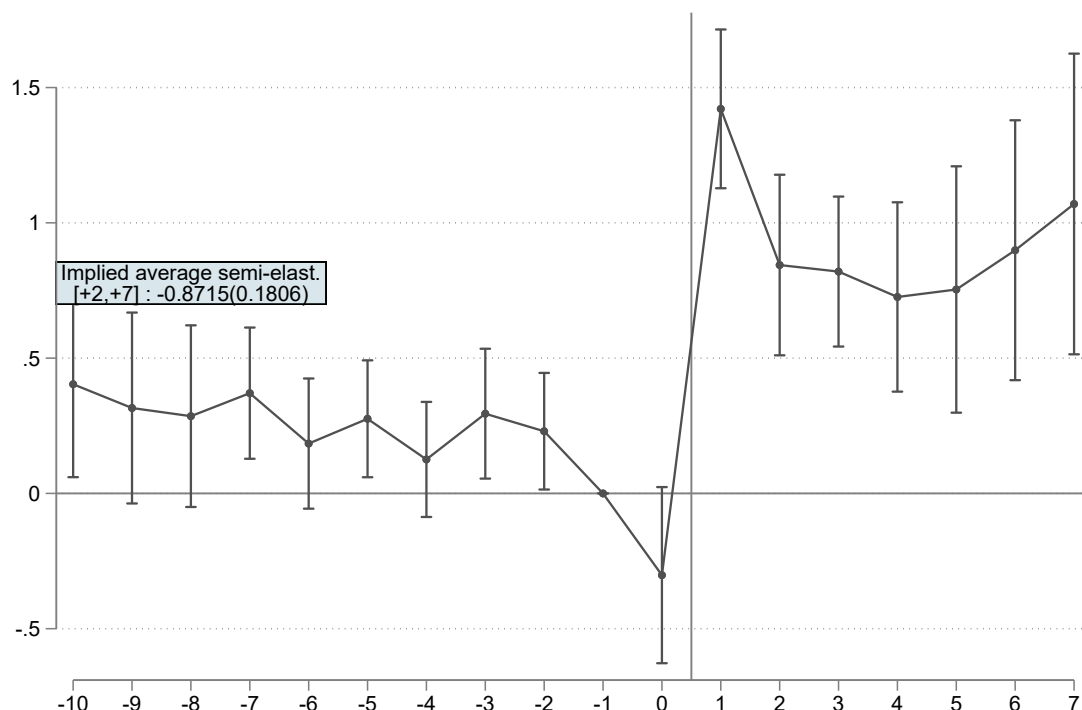


Notes : La figure présente des coefficients d'études d'événement empilée—voir équation (1.10) et le texte associé. Les intervalles de confiance à 95 % sont construits sur la base d'écarts-types groupés au niveau du véhicule. Pour chaque événement, le groupe de traitement est l'ensemble des véhicules exposés à la réforme et ne subissant pas d'autres traitements 10 mois auparavant et 7 mois après. Le groupe de contrôle est constitué de l'ensemble des véhicules non-affectés et n'ayant pas subi d'autres traitements sur la même fenêtre temporelle. Les événements sont ensuite empilés (*stacked*). Les coefficients représentent l'écart moyen entre événements entre groupes traité et contrôle relativement à une date de référence pré-événement. La semi-élasticité est calculé en calculant la moyenne des coefficients entre +2 et +7 mois après la réforme sur les ventes rapporté à la moyenne de la première étape.

La figure 1.14 présente la première étape de l'étude d'événements pour le cas allemand, avec le malus comme variable dépendante dont l'on suit l'évolution autour des hausses de bonus. La réforme intervient entre les mois 0 et 1. On constate une baisse du prix à la vente aux alentours de 2 250 € un mois après le choc, et qui reste stable sur le long terme. Nous sommes à nouveau confrontés à des chocs très importants.

L'estimation de l'équation (1.10) pour l'Allemagne est présentée en figure 1.15. De la période -9 à -4, les coefficients sont significatifs et compris entre -30 % et

FIGURE 1.13 – Effets du bonus sur les ventes en Suède : étude d'événements empilée, modèle PPML

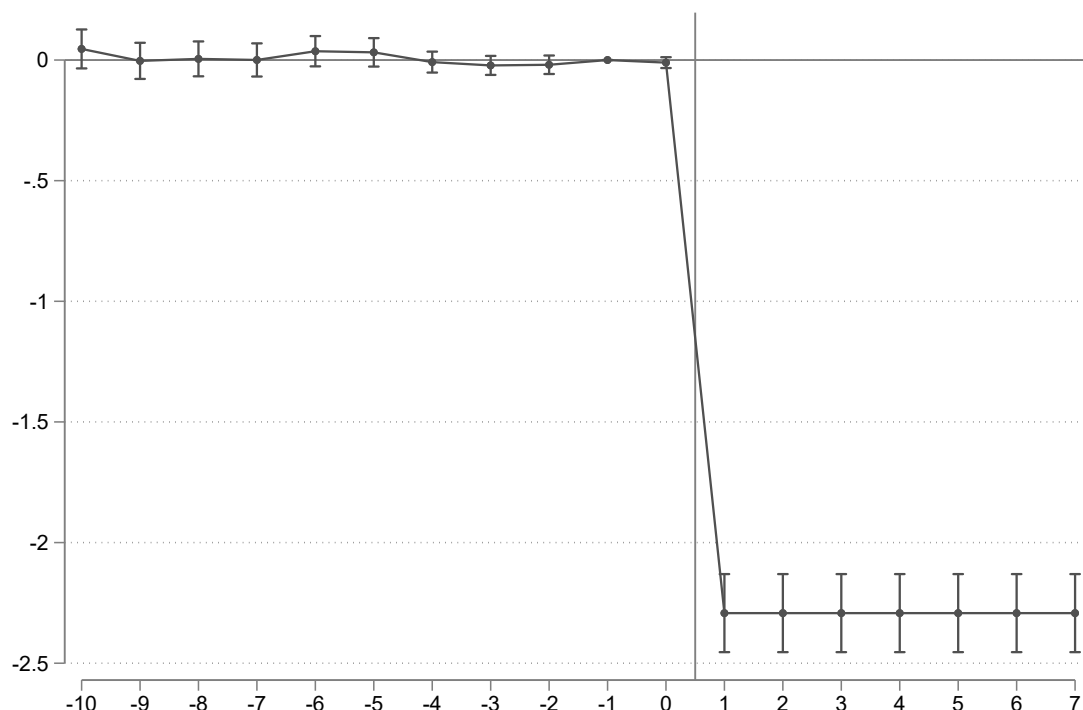


Notes : La figure présente des coefficients d'études d'événement empilée—voir équation (1.10) et le texte associé. Les intervalles de confiance à 95 % sont construits sur la base d'écarts-types groupés au niveau du véhicule. Pour chaque événement, le groupe de traitement est l'ensemble des véhicules exposés à la réforme et ne subissant pas d'autres traitements 10 mois auparavant et 7 mois après. Le groupe de contrôle est constitué de l'ensemble des véhicules non-affectés et n'ayant pas subi d'autres traitements sur la même fenêtre temporelle. Les événements sont ensuite empilés (*stacked*). Les coefficients représentent l'écart moyen entre événements entre groupes traité et contrôle relativement à une date de référence pré-événement. La semi-élasticité est calculé en calculant la moyenne des coefficients entre +2 et +7 mois après la réforme sur les ventes rapporté à la moyenne de la première étape.

-60 %. L'absence de pré-tendance différentielle est moins nette pour ce cas. A l'inverse des deux cas précédents, on n'observe pas d'évolution soudaine des ventes suivant la réforme. Au contraire, la hausse relative augmente de façon consistante de la période -1 à la période 7, de 0 à 10 %. Elle semble tout de même se stabiliser autour de 70 % (de la période 2 à la période 6). L'effet de réallocation temporelle n'a également pas lieu dans ce cas. La semi-élasticité est de -0.38.

Enfin, la figure 1.16 présente les résultats de l'estimation avec un modèle de Poisson. Les coefficients précédant la période -1 ne sont plus significatifs et les

FIGURE 1.14 – Évolution du prix net du bonus autour des hausses de bonus en Allemagne : étude d'événements empilée

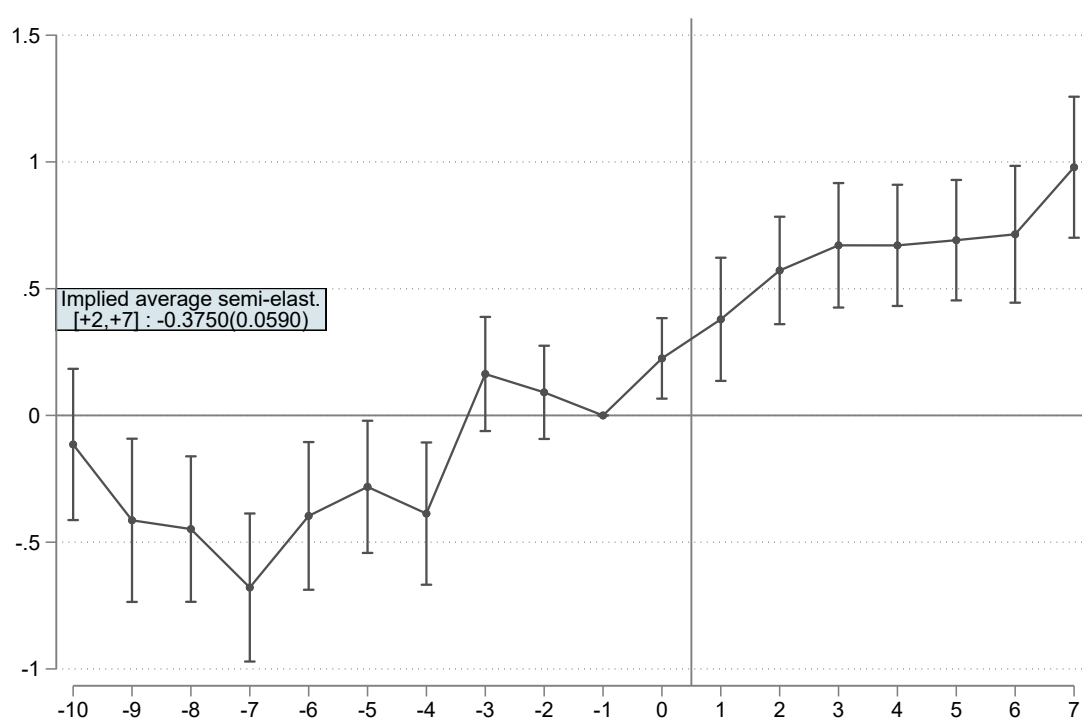


Notes : La figure présente des coefficients d'études d'événement empilée—voir équation (1.10) et le texte associé. Les intervalles de confiance à 95 % sont construits sur la base d'écarts-types groupés au niveau du véhicule. Pour chaque événement, le groupe de traitement est l'ensemble des véhicules exposés à la réforme et ne subissant pas d'autres traitements 10 mois auparavant et 7 mois après. Le groupe de contrôle est constitué de l'ensemble des véhicules non-affectés et n'ayant pas subi d'autres traitements sur la même fenêtre temporelle. Les événements sont ensuite empilés (*stacked*). Les coefficients représentent l'écart moyen entre événements entre groupes traité et contrôle relativement à une date de référence pré-événement. Le bonus est exprimé en milliers d'euros, un effet négatif suggère une hausse du bonus (baisse de prix à l'achat).

intervalles de confiance très importants. La hausse des ventes est à nouveau plus prononcée avec ce modèle et atteint 125 % en période 7, et la période observée précédemment de stabilité de la hausse des ventes n'est plus aussi évidente avec ce modèle. La semi-élasticité est plus important que pour le modèle en log, de l'ordre de -0.48.

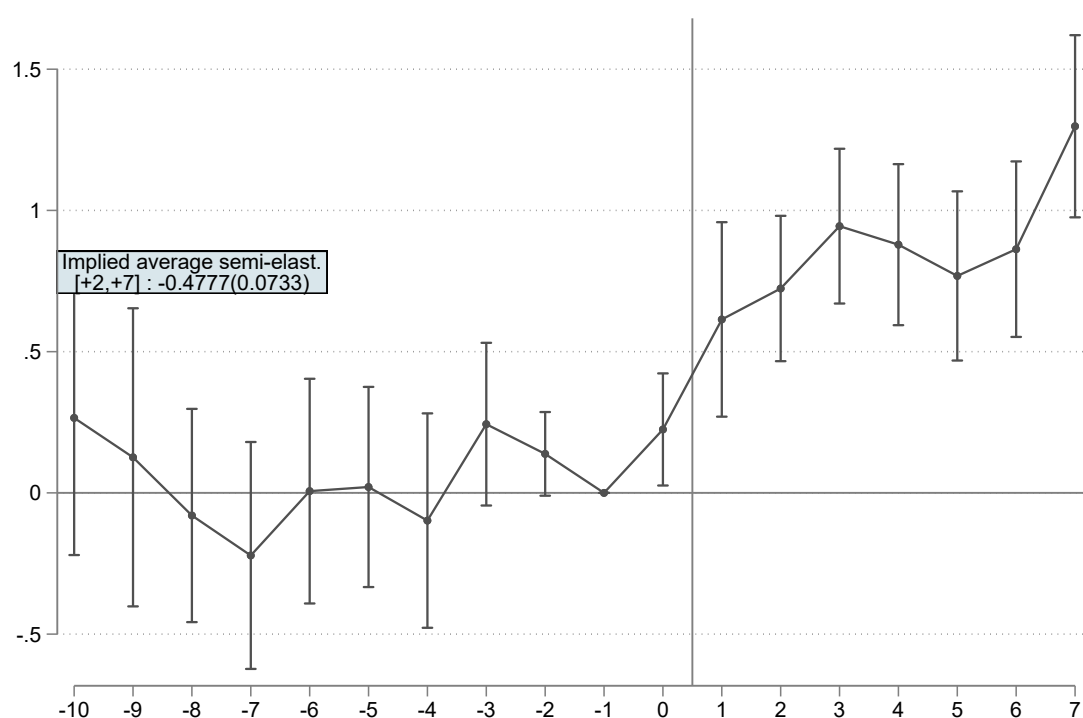
Dans les deux cas, les bonus sont associées à des élasticités beaucoup plus fortes que le malus. Ne pouvant pas estimer cette élasticité dans le cas français, nous centrerons deux types de contrefactuels, l'un centré sur le malus, l'autre retenant l'hypothèse de symétrie.

FIGURE 1.15 – Effets du bonus sur les ventes en Allemagne : étude d'évènements empilée, modèle log-linéaire



Notes : La figure présente des coefficients d'études d'évènement empilée—voir équation (1.10) et le texte associé. Les intervalles de confiance à 95 % sont construits sur la base d'écarts-types groupés au niveau du véhicule. Pour chaque évènement, le groupe de traitement est l'ensemble des véhicules exposés à la réforme et ne subissant pas d'autres traitements 10 mois auparavant et 7 mois après. Le groupe de contrôle est constitué de l'ensemble des véhicules non-affectés et n'ayant pas subi d'autres traitements sur la même fenêtre temporelle. Les évènements sont ensuite empilés (*stacked*). Les coefficients représentent l'écart moyen entre évènements entre groupes traité et contrôle relativement à une date de référence pré-évènement. La semi-élasticité est calculé en calculant la moyenne des coefficients entre +2 et +7 mois après la réforme sur les ventes rapporté à la moyenne de la première étape.

FIGURE 1.16 – Effets du bonus sur les ventes en Allemagne : étude d'évènements empilée, modèle PPML



Notes : La figure présente des coefficients d'études d'évènement empilée—voir équation (1.10) et le texte associé. Les intervalles de confiance à 95 % sont construits sur la base d'écarts-types groupés au niveau du véhicule. Pour chaque évènement, le groupe de traitement est l'ensemble des véhicules exposés à la réforme et ne subissant pas d'autres traitements 10 mois auparavant et 7 mois après. Le groupe de contrôle est constitué de l'ensemble des véhicules non-affectés et n'ayant pas subi d'autres traitements sur la même fenêtre temporelle. Les évènements sont ensuite empilés (*stacked*). Les coefficients représentent l'écart moyen entre évènements entre groupes traité et contrôle relativement à une date de référence pré-évènement. La semi-élasticité est calculé en calculant la moyenne des coefficients entre +2 et +7 mois après la réforme sur les ventes rapporté à la moyenne de la première étape.

1.7 Résultats sur la base d'un traitement continu

Nous présentons maintenant les résultats sur la base d'une variable de traitement continue.

1.7.1 Modèle log-linéaire estimé par MCO

Le tableau 1.6 présente les résultats obtenus pour l'ensemble de l'échantillon. Comme précisé dans la section 1.5.1, nous contrôlons pour les effets fixes mois $\times$ pays. Cela implique que bien que l'on utilise l'ensemble des pays dans la base d'estimation, les coefficients sont estimés sur la base de variation au sein des pays considérés en comparant la dynamique des ventes des véhicules autour des variations du bonus/malus.

Dans la colonne (1) on trouve un coefficient de -0.0257 ce qui implique qu'une hausse de 1 000 euros du malus net diminue le nombre de ventes de l'ordre de 2,57 %. En utilisant la structure du modèle logit, nous pouvons en déduire l'élasticité prix moyenne associée. L'élasticité prix pour un modèle i est donnée par : $\hat{\varepsilon}_i = \hat{\beta} p_i s_i (1 - s_i)$ où s_i fait référence à la part de marché du modèle i et p_i à son prix catalogue. Nous calculons la moyenne pondérée par les ventes de ces élasticités dans le panneau inférieur du tableau. Elle est de -0.79 dans la colonne (1). Dans la colonne (2), nous introduisons des contrôles pour le segment du véhicule. À cette fin, nous créons une variable de segment inspirée de la typologie de Goldberg (1995) et reprise par Head et Mayer (2019). Cette variable contient 7 catégories de véhicules⁸ et est interagie avec les effets fixes mois-pays. L'inclusion de ces effets fixes ne change pas notablement la valeur de l'estimation. Il en va de même lorsque l'on interagit ces effets fixes pays-mois-segment avec une variable indicatrice égale à 1 pour les véhicules électriques/hybrides rechargeables (on fait référence à ces véhicules avec l'abréviation EV/HEV) et à 0 pour les véhicules à moteur thermique

8. Berline, compact, utilitaire, camionnette, voiture de luxe et sportive, SUV, autres.

(on fait référence à ces véhicules avec l'abréviation ICE).

Dans la colonne (4), on autorise l'effet à varier entre le groupe EV/HEV et le reste. On constate un effet plus nettement négatif dans le cas des EV/HEV avec une élasticité associée de -3,4 et de -0,7 pour les véhicules thermiques.

Le tableau 1.7 présente les résultats pour l'estimation dans le cas français. Les résultats moyens sont très proches de ceux obtenus dans l'ensemble de l'échantillon. Néanmoins, une différence notable est le fait que l'on ne parvienne pas à estimer précisément le coefficient spécifique aux EV/HEV. Cela reflète vraisemblablement le fait que la variation de bonus est plus faible que celle des malus au cours de la période ce qui rend l'estimation des effets sur les EV/HEV plus difficile (car ils sont principalement touchés par des bonus et non pas par des malus). Compte tenu de ce manque de variation, nous ne sommes pas en mesure de tester si l'effet des bonus et des malus est symétrique. Dans l'annexe A.1.2, nous avons essayé d'appliquer la méthode de la section 1.6 (qui exploite les hausse du malus en France) à la hausse de bonus de juin 2020 (la seule hausse significative sur la période d'estimation, voir Figure 1.6 et le texte associé). Nous ne sommes cependant pas en mesure d'isoler d'effet propre à cette hausse, vraisemblablement car il ne s'agit que d'un seul événement unique qui intervient, en outre, dans un contexte macroéconomique difficile (crise sanitaire avant et après la hausse).

Au contraire, dans le cas allemand présenté dans la table 1.9, on constate que l'ensemble de la variation disponible pour l'estimation provient de mesures portant sur les véhicules électriques et les hybrides rechargeables. On obtient un coefficient de -0.0841, soit une élasticité d'environ -3.9 (colonne 4). Les résultats pour la Suède révèlent également une forte élasticité, entièrement déterminée par la réaction de la demande pour les EV/HEV (voir). Les estimations pour les Pays-Bas (Tableau A.1), l'Italie (Tableau A.2) et la Norvège (Tableau A.3) sont globalement cohérentes avec l'idée que la réactivité des ventes des véhicules électriques et hybrides aux bonus-malus nets est plus forte que pour les véhicules thermiques. Comme nous allons

le voir cependant, cette conclusion est sensible au type de modèle économétrique utilisé.

TABLEAU 1.6 – Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs : Ensemble des pays de l'échantillon

	(1)	(2)	(3)	(4)
T_{jt}	-0.0268*** (0.00381)	-0.0316*** (0.00403)	-0.0267*** (0.00446)	
$T_{jt} \times \text{EV/HEV}_j$				-0.0865*** (0.0178)
$T_{jt} \times \text{ICE}_j$				-0.0240*** (0.00457)
R^2	0.676	0.680	0.689	0.689
Adjusted R^2	0.661	0.665	0.672	0.672
EF mois $\times$ pays	✓			
EF mois $\times$ segment $\times$ pays		✓		✓
EF mois $\times$ segment $\times$ fuel $\times$ pays			✓	
Elasticité	-0.821	-0.969	-0.827	
Elasticité EV/HEV				-3.681
Elasticité ICE				-0.714
p-value test $\hat{\beta}_{ICE} = \hat{\beta}_{EV/HEV}$				0.001
Observations	1027614	1027609	1011414	1011414

Notes : La variable dépendante est le log des ventes. Pour des raisons de lisibilité, le malus net des bonus T est exprimé en milliers d'euros. L'échantillon d'estimation inclut l'ensemble des véhicules disponibles. Un véhicule est défini comme disponible s'il a au moins eu un mois de vente positive dans un des pays de l'échantillon. La période d'estimation commence en janvier 2015 et finit en mai 2021. L'élasticité est calculée comme la moyenne pondérée par les ventes des élasticités spécifiques à chaque modèle qui est obtenue à partir de la formule du modèle de logit simple. Les écarts-types robustes groupés au niveau des spécifications de véhicule sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***

TABLEAU 1.7 – Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs : France

	(1)	(2)	(3)	(4)
T_{jt}	-0.0285*** (0.00496)	-0.0300*** (0.00516)	-0.0276*** (0.00537)	
$T_{jt} \times \text{EV/HEV}_j$				-0.0306 (0.0465)
$T_{jt} \times \text{ICE}_j$				-0.0276*** (0.00541)
R^2	0.628	0.632	0.636	0.636
Adjusted R^2	0.613	0.617	0.619	0.619
EF mois	✓			
EF mois $\times$ segment		✓		✓
EF mois $\times$ segment $\times$ fuel			✓	
Elasticité	-0.775	-0.815	-0.751	
Elasticité EV/HEV				-1.128
Elasticité ICE				-0.727
p-value test $\hat{\beta}_{ICE} = \hat{\beta}_{EV/HEV}$				0.948
Observations	279833	279833	277738	277738

Notes : La variable dépendante est le log des ventes. Pour des raisons de lisibilité, le malus net des bonus T est exprimé en milliers d'euros. L'échantillon d'estimation inclut l'ensemble des véhicules disponibles. Un véhicule est défini comme disponible s'il a au moins eu un mois de vente positive dans un des pays de l'échantillon. La période d'estimation commence en janvier 2015 et finit en mai 2021. L'élasticité est calculée comme la moyenne pondérée par les ventes des élasticités spécifiques à chaque modèle qui est obtenue à partir de la formule du modèle de logit simple. Les écarts-types robustes groupés au niveau des spécifications de véhicule sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***

TABLEAU 1.8 – Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs : Suède

	(1)	(2)	(3)	(4)
T_{jt}	0.0209 (0.0310)	0.0146 (0.0315)	-0.0692* (0.0361)	
$T_{jt} \times \text{EV/HEV}_j$				-0.0692* (0.0361)
$T_{jt} \times \text{ICE}_j$				0 (.)
R^2	0.631	0.637	0.653	0.653
Adjusted R^2	0.612	0.617	0.629	0.629
EF mois	✓			
EF mois $\times$ segment		✓		✓
EF mois $\times$ segment $\times$ fuel			✓	
Elasticité	0.671	0.468	-2.223	
Elasticité EV/HEV				-2.936
Elasticité ICE				0.000
p-value test $\hat{\beta}_{ICE} = \hat{\beta}_{EV/HEV}$				0.056
Observations	94581	94581	92899	92899

Notes : La variable dépendante est le log des ventes. Pour des raisons de lisibilité, le malus net des bonus T est exprimé en milliers d'euros. L'échantillon d'estimation inclut l'ensemble des véhicules disponibles. Un véhicule est défini comme disponible s'il a au moins eu un mois de vente positive dans un des pays de l'échantillon. La période d'estimation commence en janvier 2015 et finit en mai 2021. L'élasticité est calculée comme la moyenne pondérée par les ventes des élasticités spécifiques à chaque modèle qui est obtenue à partir de la formule du modèle de logit simple. Les écarts-types robustes groupés au niveau des spécifications de véhicule sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***

TABEAU 1.9 – Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs : Allemagne

	(1)	(2)	(3)	(4)
T_{jt}	-0.116*** (0.0250)	-0.130*** (0.0261)	-0.0841*** (0.0322)	
$T_{jt} \times \text{EV/HEV}_j$				-0.0841*** (0.0322)
$T_{jt} \times \text{ICE}_j$				0 (.)
R^2	0.640	0.645	0.655	0.655
Adjusted R^2	0.625	0.630	0.638	0.638
EF mois	✓			
EF mois $\times$ segment		✓		✓
EF mois $\times$ segment $\times$ fuel			✓	
Elasticité	-3.947	-4.415	-2.868	
Elasticité EV/HEV				-3.871
Elasticité ICE				0.000
p-value test $\hat{\beta}_{ICE} = \hat{\beta}_{EV/HEV}$				0.009
Observations	323551	323551	319770	319770

Notes : La variable dépendante est le log des ventes. Pour des raisons de lisibilité, le malus net des bonus T est exprimé en milliers d'euros. L'échantillon d'estimation inclut l'ensemble des véhicules disponibles. Un véhicule est défini comme disponible s'il a au moins eu un mois de vente positive dans un des pays de l'échantillon. La période d'estimation commence en janvier 2015 et finit en mai 2021. L'élasticité est calculée comme la moyenne pondérée par les ventes des élasticités spécifiques à chaque modèle qui est obtenue à partir de la formule du modèle de logit simple. Les écarts-types robustes groupés au niveau des spécifications de véhicule sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***

1.7.2 Prise en compte de la marge extensive

Les résultats pour la France sont présentés dans le tableau 1.10. Les résultats sont stables entre les spécifications et aboutissent à des élasticités environ deux fois supérieures à celles reposant sur la spécification en log (voir tableau 1.7). Ce résultat suggère que l'introduction et le retrait de modèles réagissent aux incitations fiscales, des marges d'ajustement qui ne sont pas prises en compte par la spécification se focalisant sur la marge intensive. Les élasticités obtenues semblent en ligne avec la littérature et les résultats issus de ce modèle sous-tendront l'essentiel des exercices contrefactuels effectués dans le chapitre 2. On note que l'effet du bonus-malus spécifique aux ventes de véhicules hybride et électrique n'est pas statistiquement différent de zéro. On peut rejeter l'égalité des coefficients entre véhicules thermiques et électriques/hybrides, mais cela reflète en partie l'estimation précise du coefficient sur les véhicules thermiques, et compte tenu de la faible variation du barème du bonus sur la période d'estimation (voir section 1.4.2 et section A.1.2 de l'annexe), on ne considère pas ce test comme très informatif⁹.

Les tableaux 1.11 et 1.12 présentent les résultats pour les cas allemand et suédois. Dans le cas allemand, les résultats sont largement similaires à ceux de la spécification de base. Dans le cas suédois, le coefficient est largement plus négatif (en cohérence avec les études d'événements).

Enfin, en considérant l'ensemble des pays européens dans le tableau 1.13, on voit que l'effet moyen est nettement plus négatif que précédemment, avec une élasticité de -2,3. En revanche, contrairement au modèle ignorant les 0, on constate un effet sur les modèles thermiques très proches de ceux obtenus sur les EV/HEV.

9. Ni sur une potentielle asymétrie entre bonus et malus ni sur une différence systématique dans l'élasticité prix de la demande entre véhicules thermiques et électriques/hybrides.

TABLEAU 1.10 – Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs, modèle de Poisson : France

	(1)	(2)	(3)	(4)
T_{jt}	-0.101*** (0.0112)	-0.108*** (0.0108)	-0.102*** (0.0104)	
$T_{jt} \times \text{EV/HEV}_j$				0.0316 (0.0584)
$T_{jt} \times \text{ICE}_j$				-0.104*** (0.0106)
R^2				
Adjusted R^2				
EF mois	✓			
EF mois $\times$ segment		✓		
EF mois $\times$ segment $\times$ fuel			✓	✓
Elasticité	-2.145	-2.297	-2.156	
Elasticité EV/HEV				0.874
Elasticité ICE				-2.142
p-value test $\hat{\beta}_{ICE} = \hat{\beta}_{EV/HEV}$				0.023
Observations	579792	579792	574707	574707

Notes : La variable dépendante est la quantité de modèles vendus. Pour des raisons de lisibilité, le malus net des bonus T est exprimé en milliers d'euros. L'échantillon d'estimation inclut l'ensemble des véhicules disponibles. Un véhicule est défini comme disponible s'il a au moins eu un mois de vente positive dans un des pays de l'échantillon. La période d'estimation commence en janvier 2015 et finit en mai 2021. L'élasticité est calculée comme la moyenne pondérée par les ventes des élasticités spécifiques à chaque modèle qui est obtenue à partir de la formule du modèle de logit simple. Les écarts-types robustes groupés au niveau des spécifications de véhicule sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***

TABLEAU 1.11 – Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs, modèle de Poisson : Allemagne

	(1)	(2)	(3)	(4)
T_{jt}	-0.213*** (0.0417)	-0.219*** (0.0416)	-0.0960** (0.0375)	
$T_{jt} \times \text{EV/HEV}_j$				-0.0960** (0.0375)
$T_{jt} \times \text{ICE}_j$				0 (.)
R^2				
Adjusted R^2				
EF mois	✓			
EF mois $\times$ segment		✓		
EF mois $\times$ segment $\times$ fuel			✓	✓
Elasticité	-6.458	-6.643	-2.910	
Elasticité EV/HEV				-3.620
Elasticité ICE				0.000
p-value test $\hat{\beta}_{ICE} = \hat{\beta}_{EV/HEV}$				0.010
Observations	654386	654386	645870	645870

Notes : La variable dépendante est la quantité de modèles vendus. Pour des raisons de lisibilité, le malus net des bonus T est exprimé en milliers d'euros. L'échantillon d'estimation inclut l'ensemble des véhicules disponibles. Un véhicule est défini comme disponible s'il a au moins eu un mois de vente positive dans un des pays de l'échantillon. La période d'estimation commence en janvier 2015 et finit en mai 2021. L'élasticité est calculée comme la moyenne pondérée par les ventes des élasticités spécifiques à chaque modèle qui est obtenue à partir de la formule du modèle de logit simple. Les écarts-types robustes groupés au niveau des spécifications de véhicule sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***

TABLEAU 1.12 – Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs, modèle de Poisson : Suède

	(1)	(2)	(3)	(4)
T_{jt}	0.0816 (0.0584)	0.0967* (0.0523)	-0.326* (0.196)	
$T_{jt} \times \text{EV/HEV}_j$				-0.326* (0.196)
$T_{jt} \times \text{ICE}_j$				0 (.)
R^2				
Adjusted R^2				
EF mois	✓			
EF mois $\times$ segment		✓		
EF mois $\times$ segment $\times$ fuel			✓	✓
Elasticité	1.085	1.285	-4.311	
Elasticité EV/HEV				-2.347
Elasticité ICE				0.000
p-value test $\hat{\beta}_{ICE} = \hat{\beta}_{EV/HEV}$				0.096
Observations	220298	220298	215884	215884

Notes : La variable dépendante est la quantité de modèles vendus. Pour des raisons de lisibilité, le malus net des bonus T est exprimé en milliers d'euros. L'échantillon d'estimation inclut l'ensemble des véhicules disponibles. Un véhicule est défini comme disponible s'il a au moins eu un mois de vente positive dans un des pays de l'échantillon. La période d'estimation commence en janvier 2015 et finit en mai 2021. L'élasticité est calculée comme la moyenne pondérée par les ventes des élasticités spécifiques à chaque modèle qui est obtenue à partir de la formule du modèle de logit simple. Les écarts-types robustes groupés au niveau des spécifications de véhicule sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***

TABLEAU 1.13 – Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs, modèle de Poisson : Tous pays

	(1)	(2)	(3)	(4)
T_{jt}	-0.115*** (0.0108)	-0.124*** (0.0107)	-0.105*** (0.00920)	
$T_{jt} \times \text{EV/HEV}_j$				-0.101*** (0.0290)
$T_{jt} \times \text{ICE}_j$				-0.106*** (0.00970)
R^2				
Adjusted R^2				
EF mois $\times$ pays	✓			
EF mois $\times$ segment $\times$ pays		✓		
EF mois $\times$ segment $\times$ fuel $\times$ pays			✓	✓
Elasticité	-2.465	-2.675	-2.288	
Elasticité EV/HEV				-0.712
Elasticité ICE				-2.470
p-value test $\hat{\beta}_{ICE} = \hat{\beta}_{EV/HEV}$				0.889
Observations	2151455	2151432	2115162	2115162

Notes : La variable dépendante est la quantité de modèles vendus. Pour des raisons de lisibilité, le malus net des bonus T est exprimé en milliers d'euros. L'échantillon d'estimation inclut l'ensemble des véhicules disponibles. Un véhicule est défini comme disponible s'il a au moins eu un mois de vente positive dans un des pays de l'échantillon. La période d'estimation commence en janvier 2015 et finit en mai 2021. L'élasticité est calculée comme la moyenne pondérée par les ventes des élasticités spécifiques à chaque modèle qui est obtenue à partir de la formule du modèle de logit simple. Les écarts-types robustes groupés au niveau des spécifications de véhicule sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***

1.8 Discussion et comparaison avec la littérature

Nous avons examiné plusieurs sources d'élasticités-prix propres moyennes pour les voitures. Nous considérons, dans un premier temps, les travaux plutôt structurels au sens où ces élasticités sont issues de modèles économiques entièrement spécifiés. Dans un second temps, nous présentons la littérature (moins abondante) qui repose sur l'analyse directe de réformes bonus-malus et étudie (comme nous le faisons dans cette note) la réactivité des ventes à ces réformes pour en déduire une élasticité-prix propre.

Le tableau 8 de Conlon et Gortmaker (2020) reproduit l'estimation de Berry et al. (1995), et obtient une élasticité-prix propre moyenne de -3,93. Toujours dans le tableau 8, ils mettent en œuvre un ensemble de bonnes pratiques et obtiennent une élasticité-prix moyenne de -3,46. Pour les pays européens en 1990, Goldberg et Verboven (2001) trouvent des élasticités-prix propres moyennes allant de -4,09 à -6,21. En utilisant des données plus récentes, Coşar et al. (2018) signalent dans leur annexe en ligne (tableau B.5) des élasticités-prix propres pour cinq modèles de voitures allant de -14,1 à -15,7. En utilisant les données 2000-2018 d'IHS Markit, et une méthodologie entièrement différente, Head et Mayer (2019) estiment une élasticité de -3,87.

D'autres articles s'appuient sur l'analyse en panel de réformes bonus-malus. Yan et Eskeland (2018) s'intéressent au dispositif norvégien. Leur coefficient estimé implique une élasticité de la demande par rapport à la taxe de -1,28 à la moyenne de l'échantillon. Leurs résultats suggèrent des élasticités prix de l'ordre de -6¹⁰. Analysant des réformes en France, Allemagne et Suède, Klier et Linn (2015) trouvent des élasticités aux taxes entre -0,279 et -0,407 dans le cas français, de -0,19 à -0,38 dans le cas allemand et de -0,263 à -1 dans le cas suédois. Hélas, leurs données ne permettent pas de construire des élasticités-prix à partir des élasticités aux taxes (du

10. On obtient cela en multipliant la semi-élasticité au prix de -0,017 par le prix moyen de 350 (en milliers de NOK).

fait de l'absence de données sur les prix, voir leur note 11 page 229). Cependant, en se focalisant sur les semi-élasticités en milliers d'euros qui sont comparables avec nos spécifications, on voit une élasticité de -0,36 en France, -0,11 en Allemagne et -0,14 en Suède. Leurs résultats dans le cas français sont donc largement plus élevés que ceux que nous obtenons, notamment lorsque l'on ignore la marge extensive. Il s'agit bien sûr d'une réforme différente (la première mise en place du bonus/malus écologique au 1er janvier 2008 suite aux discussions du Grenelle de l'Environnement) dont les effets ont largement excédé les prévisions qu'on aurait pu en faire *ex ante* sur la base d'estimations consensuelles de l'élasticité-prix. Ainsi, d'Haultfoeuille et al. (2011) montrent que l'effet du bonus-malus est significativement supérieur à l'effet prix, par un facteur de presque 3. Ces effets hors-prix sont susceptibles d'être plus élevés lors de l'introduction d'un nouveau programme (ce qui est étudié par Klier et Linn (2015)) que lors de son renforcement progressif (ce que nous étudions sur la période 2015-2021).

Globalement, nos estimations sur la base du modèle log-linéaire tendent à impliquer des élasticités plus faibles que la littérature. Les modèles PPML (qui prennent en compte la marge extensive) sont en revanche assez proches des estimations issues de la littérature.

1.9 Tests de robustesse

Nous procédons à des tests de robustesse supplémentaires, concernant notamment la sensibilité des prix aux réformes considérées, l'importance de la période après 2020 dans nos résultats, ainsi que la sensibilité de nos résultats à une repondération de l'échantillon IHS afin de le rendre plus comparable en moyenne aux données ADEME.

Réaction des prix pré-bonus/malus. Les prix catalogues (pré-malus) ont tendance à baisser mais la valeur du coefficient est très faible (voir table 1.14). Cela suggère que l'incidence porte sur les acheteurs—en cohérence avec la littérature sur les primes à la casse (Kaul et al., 2016), les dispositifs bonus-malus à l'achat (Yan et Eskeland, 2018) ou encore les aides à l'achat de véhicules hybrides (Sallee, 2011).

TABLEAU 1.14 – Réactivité des prix pré-taxes (incidence) en France

	(1)	(2)	(3)	(4)
T_{jt}	-0.0000206 (0.0000129)	-0.0000374*** (0.0000139)	-0.0000476*** (0.0000155)	
$T_{jt} \times \text{EV/HEV}_j$				-0.000137 (0.000128)
$T_{jt} \times \text{ICE}_j$				-0.0000473*** (0.0000155)
R^2	1.000	1.000	1.000	1.000
Adjusted R^2	1.000	1.000	1.000	1.000
EF mois $\times$ pays	✓			
EF mois $\times$ segment		✓		
EF mois $\times$ segment $\times$ fuel $\times$ pays			✓	✓
Part incidence	0.001	0.001	0.001	
Part incidence EV/HEV				0.005
Part incidence ICE				0.001
Observations	316800	316800	315711	315711

Effets spécifiques de la régulation de 2020. En 2020, les constructeurs automobiles de l'UE devaient respecter une cible d'émissions de 95 CO₂ g/km pour leur nouvelle flotte de voitures. Cette cible a été mesurée à l'aide de la procédure NEDC. Si les émissions moyennes de CO₂ d'un constructeur dépassaient sa cible d'émission spécifique cette année-là, il devait payer une prime d'émissions excédentaires de 95 € par CO₂ g/km de dépassement de cible pour chacun de ses véhicules nouvellement immatriculés cette année-là (Commission-UE, 2020).

Dès lors, il est possible que même en l'absence de bonus/malus, les constructeurs aient décidé d'augmenter les prix de certains véhicules fortement émetteurs de CO₂ afin de respecter cette régulation. Ce choc pourrait introduire une forme de biais dans nos estimations si ces hausses de prix se trouvent être corrélées aux réformes que l'on évalue—le même raisonnement s'applique aux hausses de bonus et

baisses de prix. Dans ce cas de figure, on verrait par exemple que les véhicules qui subissent une hausse de malus voient leur prix pré-taxe augmenter car les constructeurs essaient de faire baisser leur moyenne de CO₂. Le tableau 1.14 montre qu'empiriquement le lien entre malus et prix est faible et va dans le sens opposé à celui impliqué par le scénario évoqué ci-dessus.

La régulation s'applique au niveau des groupes de constructeurs automobiles. Si la régulation vient affecter les coûts des constructeurs qui décident d'en répercuter une partie sur les consommateurs sur l'ensemble des modèles qu'ils offrent, cela se traduira statistiquement par un effet fixe constructeur spécifique à 2020. Dans le tableau 1.15, nous estimons un modèle avec un effet fixe période (mois) $\times$ constructeur pour l'ensemble des pays de l'échantillon (colonne 2) ou bien en concentrant sur la France (colonne 5). On voit que les résultats sont très comparables. Bien sûr, cette spécification ne capture les effets de la régulation que sous des hypothèses fortes et ne garantit dès lors pas l'absence de biais lié à la réforme. Néanmoins, le fait que cet effet fixe constructeur $\times$ année n'affecte pas le résultat alors qu'il est plausible que l'effet de la régulation se propage au moins en partie via une réaction globale des constructeurs peut suggérer que les effets de la régulation n'interfèrent pas avec notre estimation.

Contrôle pour les prix. On étudie l'effet d'un contrôle pour les prix dans le tableau 1.17. Les prix ne sont pas disponibles pour l'ensemble important des véhicules ($\approx 40\%$ de prix manquants pour le cas français). On s'assure donc dans un premier temps que les résultats sont proches de la "baseline" lorsque l'on se restreint à l'échantillon pour lequel les prix sont non-manquants (colonne (1) vs colonne (2) pour le modèle en log, colonne (4) vs colonne (5) pour le modèle de Poisson). Les coefficients changent très peu. L'introduction du prix comme contrôle ne change que très marginalement les coefficients (colonne (3) et colonne(6)).

TABLEAU 1.15 – Robustesse autour des effets spécifiques aux constructeurs

	(1) Tous pays	(2) –	(3) – sans 2020	(4) France	(5) –	(6) – sans 2020
net1000	-0.0257*** (0.00381)	-0.0227*** (0.00384)	-0.0361*** (0.00757)	-0.0269*** (0.00495)	-0.0260*** (0.00519)	-0.0420*** (0.0116)
R^2	0.675	0.686	0.691	0.627	0.650	0.654
Adjusted R^2	0.661	0.671	0.677	0.613	0.633	0.639
EF mois × pays	✓		✓	✓		✓
EF mois × pays + EF mois × constructeur		✓			✓	
Elasticité	-0.787	-0.695	-1.074	-0.731	-0.708	-1.126
Observations	1026134	1025868	838124	278353	278125	237029

Notes : La variable dépendante est la quantité de modèles vendus. Pour des raisons de lisibilité, le malus net des bonus T est exprimé en milliers d'euros. L'échantillon d'estimation inclut l'ensemble des véhicules disponibles. Un véhicule est défini comme disponible s'il a au moins eu un mois de vente positive dans un des pays de l'échantillon. La période d'estimation commence en janvier 2015 et finit en mai 2021. L'élasticité est calculée comme la moyenne pondérée par les ventes des élasticités spécifiques à chaque modèle qui est obtenue à partir de la formule du modèle de logit simple. Les écarts-types robustes groupés au niveau des spécifications de véhicule sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***

**TABLEAU 1.16 – Robustesse autour des effets spécifiques aux constructeurs :
modèle PPML**

	(1) Tous pays	(2) –	(3) – sans 2020	(4) France	(5) –	(6) – sans 2020
net1000	-0.111*** (0.0105)	-0.106*** (0.0100)	-0.127*** (0.0165)	-0.0949*** (0.0103)	-0.0888*** (0.00917)	-0.0978*** (0.0237)
R^2						
Adjusted R^2						
EF mois × pays	✓		✓	✓		✓
EF mois × pays + EF mois × constructeur		✓			✓	
Elasticité	-3.394	-3.235	-3.793	-2.580	-2.412	-2.623
Observations	2151455	2148595	1474650	579792	578035	409842

Notes : La variable dépendante est la quantité de modèles vendus. Pour des raisons de lisibilité, le malus net des bonus T est exprimé en milliers d'euros. L'échantillon d'estimation inclut l'ensemble des véhicules disponibles. Un véhicule est défini comme disponible s'il a au moins eu un mois de vente positive dans un des pays de l'échantillon. La période d'estimation commence en janvier 2015 et finit en mai 2021. L'élasticité est calculée comme la moyenne pondérée par les ventes des élasticités spécifiques à chaque modèle qui est obtenue à partir de la formule du modèle de logit simple. Les écarts-types robustes groupés au niveau des spécifications de véhicule sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***

TABLEAU 1.17 – Introduire les prix comme contrôle

	Linear model : Log(sales)			PPML model : sales		
	(1) Baseline	(2) Price sample	(3) Price as control	(4) Baseline	(5) Price sample	(6) Price as control
T_{jt}	-0.0285*** (0.00496)	-0.0279** (0.0113)	-0.0279** (0.0113)	-0.101*** (0.0112)	-0.105*** (0.0271)	-0.106*** (0.0273)
R^2	0.628	0.629	0.629			
Adjusted R^2	0.613	0.615	0.615			
EF mois	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Price as control			✓			✓
Elasticité	-0.605	-0.593	-0.592	-2.145	-2.223	-2.255
Observations	279833	148098	148098	579792	290632	290632

Notes : La variable dépendante est la quantité de modèles vendus. Pour des raisons de lisibilité, le malus net des bonus T est exprimé en milliers d'euros. L'échantillon d'estimation inclut l'ensemble des véhicules disponibles. Un véhicule est défini comme disponible s'il a au moins eu un mois de vente positive dans un des pays de l'échantillon. La période d'estimation commence en janvier 2015 et finit en mai 2021. L'élasticité est calculée comme la moyenne pondérée par les ventes des élasticités spécifiques à chaque modèle qui est obtenue à partir de la formule du modèle de logit simple. Les écarts-types robustes groupés au niveau des spécifications de véhicule sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***

Aggrégation temporelle. Notre analyse repose sur des données de ventes à fréquence mensuelle. Nous présentons dans le tableau 1.18 un ensemble d'estimations pour différentes agrégations temporelles des données : trimestrielles (colonne 3 et 4 pour les modèles log linéaires et PPML respectivement), semestrielles (colonne 5 et 6) et annuelles (colonnes 7 et 8). En considérant le modèle PPML, on constate des effets légèrement atténués lorsque des données à plus faible fréquence sont considérées : la semi-élasticité annuelle est d'environ 16 % inférieure à celle obtenue sur données annuelles.

TABLEAU 1.18 – Aggrégation temporelle

	Monthly		Quarterly		Semester		Annual	
	(1) OLS	(2) PPML	(3) OLS	(4) PPML	(5) OLS	(6) PPML	(7) OLS	(8) PPML
T_{jt}	-0.0285*** (0.00496)	-0.101*** (0.0112)	-0.0331*** (0.00548)	-0.0950*** (0.0107)	-0.0326*** (0.00600)	-0.0908*** (0.0104)	-0.0324*** (0.00628)	-0.0839*** (0.0100)
R^2	0.628		0.592		0.567		0.587	
Adjusted R^2	0.613		0.548		0.477		0.423	
EF mois	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observations	279833	579792	105645	198965	58073	101164	33463	57161

Notes : La variable dépendante est la quantité de modèles vendus. Pour des raisons de lisibilité, le malus net des bonus T est exprimé en milliers d'euros. L'échantillon d'estimation inclut l'ensemble des véhicules disponibles. Un véhicule est défini comme disponible s'il a au moins eu un mois de vente positive dans un des pays de l'échantillon. La période d'estimation commence en janvier 2015 et finit en mai 2021. L'élasticité est calculée comme la moyenne pondérée par les ventes des élasticités spécifiques à chaque modèle qui est obtenue à partir de la formule du modèle de logit simple. Les écarts-types robustes groupés au niveau des spécifications de véhicule sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***

Estimation sur un échantillon repondéré. Différentes bases de données ont été utilisées pour l'analyse. Les données IHS ont été utilisées pour l'analyse économétrique principalement pour deux raisons : elles décrivent les ventes de manière mensuelle, et permettent les comparaisons internationales. Les nombres de ventes agrégées présentes dans les données sont similaires à ceux observés dans les données Ademe, qui sont elles issues plus directement du système d'immatriculation français. Néanmoins, les données IHS présentent certaines différences par rapport à ces données, notamment dans les parts de ventes de véhicules électriques. Une comparaison fine des bases de données par marque et type de motorisation ne per-

met pas de comprendre ces différences de manière simple : certaines combinaisons de marques $\times$ motorisation sont parfois sur représentées et parfois sous représentées.

Nous testons néanmoins la robustesse de nos estimateurs en dérivant une pondération des données IHS à partir des parts de marché des véhicules observées dans les données Ademe. Nous apparions les deux bases au niveau constructeur $\times$ motorisation et dérivons des pondérations correspondantes. On note $b(j)$ et $m(j)$ la marque et la motorisation du véhicule j . On a par ailleurs δ_{bm}^{IHS} et $\delta_{bm}^{\text{Ademe}}$ les parts de marché des véhicules de marque b et de motorisation m respectivement dans les données IHS et Ademe. La repondération pour le véhicule j est donc obtenue comme :

$$w_j = \delta_{b(j)m(j)}^{\text{Ademe}} / \delta_{b(j)m(j)}^{\text{IHS}}$$

où $b(j)$ et $m(j)$ indiquent respectivement la marque et la motorisation du véhicule j . Cette pondération assure que l'échantillon IHS, une fois repondéré, présente la même distribution que l'échantillon Ademe en terme de combinaisons constructeur $\times$ motorisation.

Les résultats obtenus avec repondération sont présentés dans la table 1.19. Ils montrent une très faible sensibilité des résultats à ce choix de pondération, qu'il s'agisse du modèle log-linéaire (colonnes 1 et 2) ou bien du modèle PPML (colonnes 3 et 4).

1.10 Conclusion du chapitre

Dans ce premier chapitre, nous montrons que les ventes de véhicules sont globalement réactives aux variations de bonus/malus. Les études d'évènements supportent l'interprétation causale de nos résultats dans les pays où elles sont implémentables. Les résultats pour la France suggèrent qu'une hausse du malus de

TABLEAU 1.19 – Estimation sur un échantillon repondéré

	Linear model : Log(sales)		PPML model : sales	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Baseline	Reweighted	Baseline	Reweighted
T_{jt}	-0.0285*** (0.00496)	-0.0285*** (0.00496)	-0.1011*** (0.01122)	-0.1007*** (0.01122)
R^2	0.6276	0.6277		
Adjusted R^2	0.6133	0.6134		
EF mois	✓	✓	✓	✓
Elasticité	-0.605	-0.605	-2.146	-2.139
Observations	279867	279867	579820	577628

Notes : La variable dépendante est la quantité de modèles vendus. Pour des raisons de lisibilité, le malus net des bonus T est exprimé en milliers d'euros. L'échantillon d'estimation inclut l'ensemble des véhicules disponibles. Un véhicule est défini comme disponible s'il a au moins eu un mois de vente positive dans un des pays de l'échantillon. La période d'estimation commence en janvier 2015 et finit en mai 2021. L'élasticité est calculée comme la moyenne pondérée par les ventes des élasticités spécifiques à chaque modèle qui est obtenue à partir de la formule du modèle de logit simple. Les écarts-types robustes groupés au niveau des spécifications de véhicule sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ *** La repondération est définie de telle sorte que que l'échantillon IHS, une fois repondéré, présente la même distribution que l'échantillon Ademe en termes de combinaisons constructeur $\times$ motorisation.

1 000 € cause une baisse des ventes des véhicules affectés d'environ 10 %. Dans le chapitre suivant, nous utilisons les coefficients utilisés afin simuler l'effet du dispositif sur les caractéristiques moyennes des véhicules neufs.

CHAPITRE 2

ANALYSE CONTREFACTUELLE DANS LE CAS FRANÇAIS

2.1 Introduction

Ce chapitre utilise les résultats du chapitre 1 afin de quantifier les implications du dispositif français en termes de performance environnementale et de localisation de la production des ventes de voitures neuves. Il est organisé de la façon suivante. La section 2.2 présente la construction des contrefactuels. La section 2.3 présente les données concernant la localisation de l'assemblage des véhicules. La section 2.4 présente les résultats des contrefactuels, en l'absence de bonus-malus (section 2.4.1) ou en abrogeant le seul malus (section 2.4.2). La section 2.5 discute certains exercices supplémentaires, notamment concernant la robustesse à des hypothèses alternatives concernant la substitution entre véhicules.

2.2 Présentation de la méthode

Méthode. On présente ici des scénarios contrefactuels dans lesquels les taxes (et bonus) sont mises à 0 ($T_{jt} = 0$). Nous présentons deux versions des exercices : l'un

est fondé sur les résultats qui ignorent la marge extensive, et l'autre est réalisé sur la base des estimations via modèle de Poisson. Nous précisons que ce contrefactuel est obtenu à partir d'une semi-élasticité estimée grâce à des variations du malus, et que dès lors l'interprétation des résultats ci-dessous concernant les contrefactuels sans bonus ni malus doit être effectuée avec les précautions qu'imposent cette extrapolation. En particulier, on remarque des élasticités plus fortes au sein des pays européens autres que la France ayant mis en place des bonus. Nous procédons ici sous l'hypothèse de symétrie qui, à l'aune des résultats notamment en Suède et Allemagne, peut être perçue comme conservatrice. Nous proposons également des contrefactuels portant uniquement sur le malus, de telle sorte que la variation utilisée pour estimer les paramètres et la politique analysée dans le contrefactuel coïncident.

Le contrefactuel s'intéresse en outre aux caractéristiques des véhicules neufs. En nous concentrant sur cette dimension, on peut faire abstraction de l'option extérieure (*outside option*) en nous concentrant sur les parts de marché conditionnellement au fait d'acheter un véhicule ¹.

Formellement, et en reprenant l'exposition et les notations introduites dans le chapitre 1, dans l'équation (1.5.1), on peut exprimer la part de marché du véhicule j lors de la période t , s_{jt} parmi les véhicules neufs sous la forme suivante :

$$\tilde{s}_{jt} = \frac{s_{jt}}{1 - s_{0t}} = \frac{\exp(\delta_{jt})}{\sum_h \exp(\delta_{ht})},$$

où s_{0t} est représentée la probabilité / part des ménages n'achetant pas un véhicule. Cette option est conceptualisée comme un choix parmi d'autres dans le modèle de choix discret. La variation de cette part de marché en présence d'une variation de politique de bonus-malus peut s'écrire de la façon suivante :

1. On considère le fait de ne pas acheter de véhicules simplement comme une option additionnelle

$$\widehat{s}_{jt} \equiv \frac{\tilde{s}'_{jt}}{\tilde{s}_{jt}} = \frac{\exp(\beta \Delta T_{jt})}{\sum_h s_{ht} \exp(\beta \Delta T_{ht})}. \quad (2.1)$$

On voit que cette variation est une fonction des (i) **paramètres estimés**, (ii) **des parts observées** et du (iii) **changement de politique**. Le premier exercice contrefactuel présente une annulation du bonus malus ($T_{jt} = 0 \ \forall j, t$). Le second exercice maintient le bonus en l'état et se concentre sur l'annulation du malus.

Données utilisées. Les **paramètres estimés** sont obtenus à partir des estimations de la section 1.7 qui ont mobilisé les données mensuelles IHS markit. Concernant **les parts observées**, nous utilisons en priorité les données de l'ADEME qui ont plusieurs avantages. En premier lieu, elles comportent les années 2021 et 2022 là où les données IHS s'arrêtent en mai 2021. Elles comportent également le type CNIT des véhicules, ce qui nous permet d'identifier plus précisément le lieu d'assemblage (voir section 2.3.1 ci-dessous). Enfin, les données sont plus proches des statistiques agrégées issues de SDES/RSVERO². Par souci de complétude nous présentons les contrefactuels fondés sur IHS markit dans l'annexe A.1.3.

Variables d'intérêt. Sur la base de l'équation (2.1), on génère des parts de marchés contrefactuelles que l'on utilise ensuite comme des poids avec lesquels calculer les caractéristiques moyennes des véhicules neufs. On se concentre sur trois variables principales : le CO₂ moyen émis par les véhicules neufs, la part des véhicules électriques dans les ventes et la localisation du lieu d'assemblage.

Le CO₂ moyen et la part des véhicules électriques dans les ventes font l'objet de statistiques descriptives dans d'autres parties du rapport³. La prochaine section se concentre donc principalement sur la localisation de la production des modèles.

2. Elles comportent également moins de prix manquants.

3. Le tableau 3.4 en particulier présente le CO₂ moyen et la part des véhicules électriques dans les ventes ainsi qu'au sein du parc.

2.3 Constructions et statistiques descriptives de la variable de localisation de l'assemblage

2.3.1 Localisation de la production (assemblage)

Nous présentons ici l'évolution de la part de marché des véhicules assemblés en France. L'assemblage ne résume naturellement pas l'ensemble des opérations liées à la production d'un véhicule. Ainsi pour certains modèles, la part de l'assemblage dans les coûts ou valeur ajoutée peut être très modeste (aux alentours de 15% par exemple selon les estimations de Head et al. (2022)). Néanmoins, même si l'assemblage représente en général une faible part de la valeur ajoutée des modèles, la production des intrants tend à être localisée près des lieux d'assemblage, de telle sorte que la part de valeur ajoutée nationale est très supérieure à celle de l'assemblage, même si elle varie largement entre modèles.⁴

2.3.1.1 Évolution de la part de marché des constructeurs nationaux et des modèles assemblés en France

Le tableau 2.1 présente tout d'abord l'évolution de la part de marché agrégée des constructeurs automobiles français depuis 2000. Malgré des fluctuations importantes au cours du temps, une tendance se dessine à la baisse. La part de marché des constructeurs français s'est en effet stabilisée autour de 60 % au cours des dernières années alors qu'elle était d'environ 70 % deux décennies plus tôt.

Au-delà de l'origine du constructeur, il est possible de distinguer les véhicules sur la base de leur pays d'assemblage. Le tableau 2.2 présente ainsi l'évolution de la part de marché agrégée des véhicules assemblés en France (colonne « Total »). Cette part tend à diminuer au cours du temps, passant d'autour de 27 % au dé-

4. Capital (2012) sur la base de travaux du Comité des constructeurs français d'automobiles (CCFA) montre que la Twingo a une part de valeur ajoutée française de 30% alors que concernant la 508 cette part s'établit à 80%.

TABLEAU 2.1 – Évolution de la part de marché des constructeurs automobiles français

Année	Ventes (millions de véhicules)	Part de marché (%)
2000	1.80	70.76
2001	1.92	71.25
2002	1.81	70.94
2003	1.70	70.95
2004	1.68	69.49
2005	1.67	66.99
2006	1.57	64.29
2007	1.60	63.15
2008	1.63	64.78
2009	1.76	65.71
2010	1.83	68.54
2011	1.78	67.73
2012	1.47	64.60
2013	1.40	64.89
2014	1.44	66.24
2015	1.52	66.06
2016	1.59	65.58
2017	1.67	65.34
2018	1.73	65.58
2019	1.72	63.84
2020	1.31	64.05
2021	1.29	61.78
2022	1.13	60.25
2023	1.21	60.50

Source : IHS Markit.

Note : Les constructeurs automobiles identifiés comme français dans les données IHS Markit sont les groupes ou alliances Heuliez, Renault-Nissan-Mitsubishi et Stellantis.

Lecture : En 2020, les groupes ou alliances Heuliez, Renault-Nissan-Mitsubishi et Stellantis ont produit 64 % des véhicules neufs vendus en France.

TABLEAU 2.2 – Évolution de la part d'assemblage domestique

Année	Part d'assemblage domestique (%)		
	Total	Constructeurs français	Constructeurs étrangers
2015	27.19	38.86	4.49
2016	26.07	37.37	4.53
2017	27.51	39.82	4.31
2018	27.20	38.99	4.73
2019	25.85	37.49	5.29
2020	20.43	29.20	4.81
2021	18.80	27.38	4.93
2022	18.94	26.99	6.75
2023	21.21	30.07	7.63

Source : IHS Markit.

Note : Les constructeurs automobiles identifiés comme français dans les données IHS Markit sont les groupes ou alliances Heuliez, Renault-Nissan-Mitsubishi et Stellantis.

Lecture : En 2020, 20 % des véhicules neufs vendus en France étaient assemblés localement, dans des usines françaises. La même année, 29 % des véhicules neufs vendus en France par des constructeurs français étaient assemblés localement, contre 5 % pour les constructeurs étrangers.

but de la période à environ 21 %. Deux colonnes supplémentaires indiquent la part de véhicules assemblés en France dans les ventes réalisées par des constructeurs respectivement français et étrangers. Cette fois, des dynamiques contraires apparaissent : les véhicules vendus en France par des constructeurs français sont de moins en moins assemblés localement, alors que les véhicules vendus par des constructeurs étrangers le sont de plus en plus.

L'évolution récente de la part de marché des véhicules assemblés en France montre une baisse particulièrement prononcée, de 26% à 20%, entre 2019 et 2020. Compte tenu de l'importance quantitative de cette baisse, nous proposons une décomposition détaillée de cette chute soudaine. Quatre dynamiques peuvent expliquer cette variation :

- Effet *entrants* : premièrement, de nouvelles marques ou de nouveaux modèles peuvent entrer sur le marché français. Par exemple, si un modèle produit à grande échelle à l'étranger est commercialisé pour la première fois en France en 2020, ses ventes peuvent peser négativement sur la part de marché des

véhicules assemblés en France.

- Effet *sortants* : deuxièmement, des marques ou modèles peuvent quitter le marché français entre 2019 et 2020. Par exemple, si un modèle produit à grande échelle en France est retiré de la vente en 2020, sa sortie peut peser négativement sur la part de marché des véhicules assemblés en France.
- Effet *entre marques* ou *entre modèles* : à lieu de production constant, des marques ou modèles présents les deux années peuvent gagner ou perdre des parts de marché. Par exemple, si une marque produisant tous ses véhicules en France décline, cela pèse négativement sur la part de marché des véhicules assemblés en France.
- Effet *au sein d'une marque* ou *au sein d'un modèle* : à part de marché donnée, des marques ou modèles peuvent changer de lieu d'assemblage. Si un modèle avec une part de marché importante est relocalisé d'une usine domestique à un site étranger, cela peut substantiellement réduire la part de marché des véhicules assemblés en France.

À partir des données IHS Markit, il est possible d'approximer une décomposition additive de ces quatre dynamiques au niveau des marques ou des modèles. Dans les deux cas, les effets *entrants* et *sortants* sont négligeables. Ce premier résultat est intuitif : il est peu probable qu'un modèle (et plus encore une marque) entre sur le marché automobile français en atteignant tout de suite une part de marché très substantielle ou qu'un modèle enregistrant des ventes importantes soit totalement retiré de manière soudaine. Nous nous concentrons donc sur les troisième et quatrième types d'effets : *entre marques* ou *entre modèles* et *au sein d'une marque* ou *au sein d'un modèle*.

Tout d'abord au niveau des marques. Nous proposons la décomposition suivante⁵ :

5. À noter que cette décomposition ignore volontairement les effets *sortants* et *entrants*, négli-

$$\begin{aligned}
 \Delta_{2019-2020} &= \text{Part d'assemblage domestique}_{2020} - \text{Part d'assemblage domestique}_{2019} \\
 &= \frac{\sum_{c \in C} \text{Ventes}_{c,2020} \times \text{Part d'assemblage domestique}_{c,2020}}{\text{Ventes}_{2020}} \\
 &\quad - \frac{\sum_{c \in C} \text{Ventes}_{c,2019} \times \text{Part d'assemblage domestique}_{c,2019}}{\text{Ventes}_{2019}} \\
 &= \sum_{c \in C} \text{Part de marché}_{c,2020} \times \text{Part d'assemblage domestique}_{c,2020} \\
 &\quad - \sum_{c \in C} \text{Part de marché}_{c,2019} \times \text{Part d'assemblage domestique}_{c,2019}
 \end{aligned}$$

Où l'indice c désigne une marque appartenant à l'ensemble des marques C .
 Pour alléger les notations, nous introduisons : $s_{c,t}$ = Part de marché $_{c,t}$ et $d_{c,t}$ =
 Part d'assemblage domestique $_{c,t}$. Nous écrivons ensuite :

$$\begin{aligned}
 \Delta_{2019-2020} &= \sum_{c \in C} (s_{c,2020} * d_{c,2020} - s_{c,2019} * d_{c,2019}) \\
 &= \sum_{c \in C} (s_{c,2020} * d_{c,2020} - s_{c,2020} * d_{c,2019} + s_{c,2020} * d_{c,2019} - s_{c,2019} * d_{c,2019}) \\
 &= \sum_{c \in C} (s_{c,2020} * d_{c,2020} - s_{c,2020} * d_{c,2019}) + \sum_{c \in C} (s_{c,2020} * d_{c,2019} - s_{c,2019} * d_{c,2019}) \\
 &= \text{Effet au sein des marques} + \text{Effet entre marques}
 \end{aligned}$$

Intuitivement, l'effet *au sein d'une marque* est estimé en fixant les parts de marché observées en 2020 et en laissant les parts d'assemblage domestique varier, tandis que l'effet *entre marques* est estimé en fixant les parts de production domestique observées en 2019 et en laissant les parts de marché varier. Nous obtenons la décomposition suivante :

geables. Pour les prendre en compte, il faudrait distinguer l'ensemble des marques C entre l'ensemble des marques actives en 2019 C_{2019} et celles actives en 2020 C_{2020} respectivement dans les deux sommes.

$$\begin{aligned}\Delta_{2019-2020} &= -5.4 \text{ ppts.} \\ &= \text{Effet au sein des marques} + \text{Effet entre marques} \\ &= -6.3 + 0.9\end{aligned}$$

Autrement dit, l'effet négatif de la localisation de la production domine l'effet positif de l'évolution des parts de marché. La forte baisse de la part d'assemblage domestique entre 2019 et 2020 s'explique principalement par la relocalisation de l'assemblage de certaines marques vendues largement de la France vers l'étranger. La quasi-totalité de cet effet négatif *au sein des marques* est liée à Peugeot (-6.7 points de pourcentage) qui combine une part de marché importante et une forte baisse de la production locale (de 72% des véhicules vendus en 2019 à 35% en 2020). Renault compense partiellement (+0.8 points de pourcentage), la part de véhicules assemblés en France passant de 35% à 39%. L'effet *entre marques* est nettement plus faible en comparaison. En considérant l'effet net, là encore, Peugeot et Renault concentrent le gros de l'évolution dans des directions opposées : -6.0 points de pourcentage pour l'un et +1.0 point de pourcentage pour l'autre.

Nous procédons de manière très similaire au niveau des modèles et obtenons la décomposition suivante :

$$\begin{aligned}\Delta_{2019-2020} &= -5.4 \text{ ppts.} \\ &= \text{Effet au sein des modèles} + \text{Effet entre modèles} \\ &= -7.0 + 1.6\end{aligned}$$

Cette décomposition montre qu'au niveau des modèles aussi, l'effet négatif au sein d'un modèle, qui reflète l'évolution de la localisation de la production, domine l'effet positif entre modèles, lié à l'évolution des parts de marché. Un nombre res-

treint de modèles voient leur part d'assemblage domestique varier entre 2019 et 2020 et, en particulier, les seules Peugeot 208 et 2008 représentent la majorité de l'effet négatif au sein d'un modèle (-6.2 points de pourcentage sur -7.0). Alors que ces deux modèles étaient surtout assemblés en France (respectivement à 99% et 58% en 2019), leur production a entièrement été relocalisée à l'étranger en 2020. Cette dynamique n'est compensée que partiellement par les gains de parts de marché de certains modèles produits localement. Si, de par notre méthode, les Peugeot 208 et 2008 sont associées à un effet entre modèles positif grâce à une production essentiellement domestique en 2019 et des gains de part de marché, celui-ci reste secondaire par rapport à l'impact des relocalisations. Au bout du compte, les véhicules avec l'effet net positif le plus important sont les Renault Zoe (+1.2 points de pourcentage) et Master (+0.4), suivis du DS3 Crossback (+0.2) : ces véhicules entièrement assemblés en France sur toute la période gagnent en effet des parts de marché substantielles.

2.3.1.2 Bonus-malus et localisation de l'assemblage

Avec le tableau 2.3, nous poursuivons cette analyse descriptive en considérant l'impact hétérogène du bonus-malus selon le lieu d'assemblage des véhicules. Pour un modèle donné, le bonus-malus peut varier fortement, notamment en fonction la motorisation. Il est donc important de considérer une unité d'observation plus granulaire que le modèle : nous obtenons les tableaux suivants à partir des ventes annuelles au niveau du Code national d'identification du type (CNIT), enrichies de deux variables. D'une part, nous estimons, pour chaque année et chaque CNIT, la part des véhicules vendus qui ont été assemblés en France. La section B.2 des annexes décrit en détails ce processus de localisation de l'origine des véhicules. D'autre part, nous calculons le bonus ou le malus applicable à chaque CNIT. Ce calcul reflète les variations du barème d'année en année.

Une fois ces données obtenues, chaque année, nous répartissons les CNIT en

deux groupes : ceux pour lesquels la production est entièrement réalisée à l'étranger (« 0 (tout étranger) ») dans le tableau et ceux pour lesquels une portion non nulle des véhicules vendus ont été assemblés en France (« > 0 (France ou mix) »). Dans la troisième colonne, nous comptons le nombre de CNIT distincts dans chaque catégorie, tandis que les quatrième et cinquième colonnes comptent le nombre de CNIT affectés respectivement par un malus et par un bonus. Enfin, nous calculons le bonus-malus moyen appliqué chaque année aux deux catégories d'origine. Cette moyenne pondérée par les ventes inclut les véhicules neutres, pour lesquels le bonus-malus est nul.

La dernière colonne suggère que, sur l'ensemble de la période étudiée, les véhicules dont l'assemblage est réalisé au moins partiellement en France sont en moyenne favorisés par le système de bonus-malus par rapport aux véhicules d'origine étrangère. En 2015, un CNIT avec une part d'assemblage domestique non nulle bénéficie d'un bonus moyen de 57 €, soustrait au prix initial, tandis que les autres CNIT sont soumis à un malus moyen de 153 €. Certes, en 2020, il n'est plus question d'un bonus contre un malus mais le malus moyen est nettement inférieur pour les CNIT assemblés partiellement en France (118 €) par rapport aux CNIT d'origine étrangère (283 €).

Le tableau 2.4 suit une structure similaire mais se concentre sur les constructeurs automobiles français. Le tableau est alors légèrement différent. Jusqu'en 2018, les véhicules d'origine étrangère sont soumis en moyenne à un malus (plus faible que dans le tableau précédent incluant les constructeurs étrangers), tandis que les CNIT avec une part d'assemblage domestique non nulle bénéficient d'un bonus. En 2019, comme dans le tableau précédent, les deux groupes de CNIT sont soumis en moyenne à un malus et celui-ci est plus important pour les véhicules assemblés à l'étranger (120 € contre 72 €). Toutefois, en 2020, ce rapport s'inverse : en moyenne, chaque vente d'un véhicule dont la production a lieu au moins partiellement en France donne lieu à un malus moyen de 138 €, contre 95 € pour les

TABLEAU 2.3 – Bonus-malus moyen selon le lieu d’assemblage

Année	Part d’assemblage fr.	Nombre de CNIT uniques			Bonus-malus moyen
		Total	Malus	Bonus	
2015	0 (tout étranger)	14470	7098	130	152.66
2015	> 0 (France ou mix)	1680	448	13	-57.35
2016	0 (tout étranger)	15583	7282	390	120.11
2016	> 0 (France ou mix)	1673	329	29	-100.33
2017	0 (tout étranger)	14707	7056	309	161.74
2017	> 0 (France ou mix)	1363	392	22	-132.06
2018	0 (tout étranger)	14359	9071	77	250.70
2018	> 0 (France ou mix)	1544	655	36	-102.49
2019	0 (tout étranger)	13709	9000	69	343.93
2019	> 0 (France ou mix)	1485	649	13	63.52
2020	0 (tout étranger)	14039	9916	51	275.77
2020	> 0 (France ou mix)	1344	908	34	135.72

Sources : IHS Markit, ADEME, SIV.

Note : Les constructeurs français sont ici identifiés à travers leurs marques. Ils couvrent : Alpine, Dacia et Renault pour le groupe Renault ; Citroën, DS, Fiat, Opel et Peugeot pour le groupe Stellantis ; Bolloré.

Lecture : En 2020, l’ensemble des CNIT assemblés au moins partiellement en France et vendus en France représentait 1,381 CNIT distincts. Parmi ceux-ci, 915 étaient soumis à un malus, tandis que 34 bénéficiaient d’un bonus. En moyenne, chaque vente d’un tel véhicule a donné lieu à un malus de 118 € ajouté au prix initial du véhicule. Il est à souligner que le bonus-malus moyen est pondéré par les ventes et inclut les véhicules neutres (sans bonus, ni malus).

TABLEAU 2.4 – Bonus-malus moyen selon le lieu d’assemblage (constructeurs français)

Année	Part d’assemblage fr.	Nombre de CNIT uniques			Bonus-malus moyen
		Total	Malus	Bonus	
2015	0 (tout étranger)	1936	741	5	41.28
2015	> 0 (France ou mix)	1560	440	6	-57.25
2016	0 (tout étranger)	1823	612	2	15.68
2016	> 0 (France ou mix)	1552	313	13	-88.87
2017	0 (tout étranger)	1997	715	4	31.66
2017	> 0 (France ou mix)	1187	348	14	-134.99
2018	0 (tout étranger)	1968	943	6	82.06
2018	> 0 (France ou mix)	1317	572	14	-101.98
2019	0 (tout étranger)	1911	938	4	112.85
2019	> 0 (France ou mix)	1282	559	7	80.59
2020	0 (tout étranger)	1746	1000	8	90.80
2020	> 0 (France ou mix)	1209	826	22	164.73

Sources : IHS Markit, ADEME, SIV.

Note : Les constructeurs français sont ici identifiés à travers leurs marques. Ils couvrent : Alpine, Dacia et Renault pour le groupe Renault ; Citroën, DS, Fiat, Opel et Peugeot pour le groupe Stellantis ; Bolloré.

Lecture : En 2020, l’ensemble des CNIT assemblés entièrement à l’étranger par des constructeurs français et vendus en France représentait 1,709 CNIT distincts. Parmi ceux-ci, 993 étaient soumis à un malus, tandis que 8 bénéficiaient d’un bonus. En moyenne, chaque vente d’un tel véhicule a donné lieu à un malus de 95 € ajouté au prix initial du véhicule. Il est à souligner que le bonus-malus moyen est pondéré par les ventes et inclut les véhicules neutres (sans bonus, ni malus).

véhicules assemblés à l’étranger.

Le tableau 2.5 décrit également l’effet hétérogène du bonus-malus selon le lieu d’assemblage mais plutôt que de deux catégories d’origine, il liste les vingt principaux pays d’origine des véhicules vendus en France pour l’année 2019. Ici, le lieu d’assemblage du CNIT est déterminé via une autre méthodologie que celle décrite dans la section B.2 en annexe. Les données IHS Markit indiquent, au niveau de chaque modèle, les différents sites d’assemblage et leur poids respectif dans les ventes. Pour enrichir les ventes annuelles de l’ADEME avec le pays d’assemblage, nous faisons l’hypothèse que la distribution observée au niveau du modèle s’applique de manière uniforme pour chaque CNIT correspondant. Cette hypothèse est potentiellement très simplificatrice : pour un modèle donné, les versions thermique

TABLEAU 2.5 – Description du bonus-malus par pays d’assemblage en 2019

Pays	Part de marché (%)		Part des ventes avec... (%)		Bonus-malus moyen
	Totale	Électrique	Malus	Bonus	
France	20.96	16.17	14.85	0.20	70.34
Espagne	18.72	2.16	41.18	0.03	211.86
Allemagne	9.83	0.65	41.89	0.11	506.59
Turquie	8.40	0.00	8.48	0.00	50.84
Slovaquie	7.34	0.82	10.97	0.03	190.14
Tchéquie	5.47	0.00	18.46	0.00	123.87
Roumanie	4.07	0.00	55.72	0.00	209.86
Slovénie	3.39	2.03	9.99	0.16	1.37
Royaume-Uni	3.35	0.50	48.57	0.04	484.83
Maroc	3.23	0.04	44.65	0.00	101.17
Corée du Sud	2.68	15.94	33.72	1.56	251.72
Italie	2.31	0.00	69.36	0.00	556.63
Japon	2.19	17.89	36.71	2.13	243.82
Pologne	1.72	0.00	31.15	0.00	234.03
Hongrie	1.33	0.00	58.77	0.00	672.98
Afrique du Sud	0.88	0.00	43.95	0.00	813.99
Mexique	0.67	0.00	83.00	0.00	906.63
Belgique	0.65	0.27	86.81	0.11	643.40
États-Unis	0.62	42.23	81.14	17.87	3128.51
Portugal	0.58	0.40	41.99	0.18	224.74

Sources : IHS Markit, ADEME.

Lecture : En 2019, 21 % des véhicules vendus en France étaient assemblés en France. Parmi ceux-ci, les véhicules soumis à un malus représentent 15 % des ventes, contre 0.2 % pour les véhicules bénéficiant d’un bonus. La vente d’un véhicule assemblé en France était associée en moyenne à un malus de 70 euros. Il est à souligner que le bonus-malus moyen est pondéré par les ventes et inclut les véhicules neutres (sans bonus, ni malus). Enfin, 16 % des véhicules électriques vendus en France en 2019 étaient assemblés en France.

et électrique peuvent être assemblées en des proportions très différentes entre les différents sites de production du constructeur. Mais elle constitue une première approximation et est au moins fiable pour les véhicules produits dans un seul pays d’origine (71 % des ventes en 2019).

Le tableau 2.5 présente tout d’abord la part de marché du pays d’assemblage, tous véhicules confondus (colonne « Totale ») et spécifiquement pour les véhicules électriques (colonne « Électrique »). Avec 21 % des ventes totales, la France apparaît

comme le premier pays d'origine. Elle est suivie de près par l'Espagne (19 % des ventes), tandis que l'Allemagne, la Turquie et la Slovaquie complètent le groupe de cinq de tête. La distribution de la production de véhicules électriques est très différente. Elle est d'abord beaucoup plus concentrée, quatre pays d'assemblage représentant la quasi-totalité des ventes. Par ailleurs, les principaux pays d'origine ne sont pas les mêmes. Avec seulement la 19^{ème} part de marché totale, les États-Unis s'imposent nettement sur les véhicules électriques avec 42 % des ventes. Le Japon (13^{ème} part de marché totale), la France et la Corée du Sud (11^{ème}) présentent ensuite des parts de marché comparables, entre 15 % et 18 %.

L'impact du bonus-malus est très hétérogène selon l'origine des véhicules. Pour chaque pays d'assemblage, nous présentons tout d'abord la part des ventes affectées par un malus ou un bonus. Différents groupes de pays d'assemblage semblent se distinguer. La grande majorité (85 %) des véhicules assemblés en France sont neutres, de même que pour la Turquie, la Slovaquie, la République Tchèque et la Slovénie. À l'inverse, parmi les principaux pays d'assemblage, d'autres sont plus largement soumis à un malus. 41 % et 42 % des véhicules d'origine espagnole et allemande sont ainsi pénalisés. La Roumanie, le Royaume-Uni, le Maroc et l'Italie sont aussi largement touchés par le malus. Enfin, les pays producteurs de véhicules électriques que sont la Corée du Sud, le Japon et les États-Unis présentent logiquement les taux de bonus les plus élevés. Le cas des États-Unis est particulièrement frappant car la quasi-totalité des ventes sont affectées soit par un malus (81 %) soit par un bonus (18 %). Cette dichotomie se reflète globalement dans la moyenne du bonus-malus pondérée par les ventes. Si les États-Unis présentent la moyenne la plus élevée avec un malus moyen de plus de 3 000 €, parmi les grands pays d'assemblage, les véhicules allemands (507 € de malus en moyenne) et britanniques (557 €) sont pénalisés particulièrement lourdement. À l'opposé, les véhicules d'origine slovène, turque ou française semblent plutôt épargnés.

2.4 Exercices contrefactuels

2.4.1 Résultats principaux

Le tableau 2.6 présente trois variables d'intérêt. La première variable, colonnes (1) à (3), est l'intensité carbone des nouvelles ventes (norme NEDC). La première colonne présente la moyenne annuelle en France. On constate une évolution très stable entre 2015 et 2019 et une forte chute entre 2019 et 2020. La deuxième colonne présente la série contrefactuelle en mettant $T_{jt} = 0$. On obtient une baisse modeste du CO₂ moyen. La colonne (3) exprime cette baisse en pourcentage de la série observée. En 2015, en l'absence de bonus-malus, la moyenne de CO₂ des véhicules achetés aurait été 1,5 % plus élevée que la situation observée. Cette différence aurait été de 7,5 % en 2020. Le déclin qui a lieu entre 2019 et 2020 aurait également été observé en l'absence du bonus-malus même si la baisse aurait été moins marquée. Ce déclin n'est donc pas entièrement attribuable au dispositif bonus-malus mais reflète plus vraisemblablement également l'influence conjointe de la conjoncture (crise sanitaire) et de la régulation européenne entrée en vigueur en 2020.

La baisse d'intensité CO₂ induite par le dispositif continue à progresser en 2021 et 2022 pour atteindre -23 % en 2022.

Les colonnes (4) à (6) présentent le même exercice concernant la part des véhicules électriques. Les parts de véhicules électriques sur le marché automobile passent de 0,9 % en 2015 à 13,3 % en 2022. À nouveau, cette hausse est largement attribuable à des évolutions du marché qui auraient eu lieu en l'absence du dispositif de soutien aux véhicules propres. Le dispositif bonus-malus soutient néanmoins cette part à hauteur de +0,9 point de pourcentage en 2019 et +5,5 points de pourcentage en 2022. On constate là encore une montée en puissance des effets du dispositif qui est en ligne avec la hausses constatée des montants au bonus par

exemple (voir Figure A.3 en annexe).

Les colonnes (7) à (9) présentent le même exercice concernant la part des véhicules assemblés en France. Cette variable vise à capter dans quelle mesure le dispositif bonus-malus cible des produits offerts par des entreprises ayant des activités de production en France (sans que les modèles ne soient nécessairement les mêmes). On constate ici un effet positif sur l'ensemble des années considérées et qui, contrairement aux effets sur les autres variables considérées, est très stable sur la période. On constate en effet un effet de l'ordre de +0,6 points de pourcentage en 2015 et de 0,7 points de pourcentage en 2022.

TABLEAU 2.6 – Exercice contrefactuel pour la France (estimation PPML) : le bonus/malus est mis à 0

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
		CO2		Part des ventes électrique			Part de localisation française		
Période	Série observée	CF zéro bon./mal.	Δ en %	Série observée	CF zéro bon./mal.	Δ en ppc	Série observée	CF zéro bon./mal.	Δ en ppc
2015	111.140	112.819	-1.5	0.901	0.475	0.4	35.984	35.369	0.6
2016	110.375	112.076	-1.5	1.077	0.568	0.5	35.059	34.491	0.6
2017	110.885	112.914	-1.8	1.182	0.636	0.5	28.877	28.205	0.7
2018	111.689	114.145	-2.2	1.429	0.762	0.7	28.561	27.749	0.8
2019	111.490	114.545	-2.7	1.926	1.028	0.9	23.066	22.280	0.8
2020	96.440	103.616	-7.4	6.721	3.600	3.1	16.445	15.434	1.0
2021	87.648	98.255	-12.1	9.771	5.837	3.9	14.703	14.038	0.7
2022	83.697	102.951	-23.0	13.272	7.771	5.5			

Notes : Les séries contrefactuelles sont obtenues en supposant que le malus net est de 0 (absence de politique bonus-malus), en utilisant les coefficients de la colonne (2) des tableaux correspondants (Effets fixes mois-segments) et en recalculant les parts de marchés associées. Voir Section 2.2 pour plus détails sur la construction du contrefactuel.

2.4.2 Contrefactuel sans malus mais en maintenant le bonus en l'état

Le contrefactuel considéré dans la section précédente considère une annulation du bonus et du malus. À cette fin, nous avons formulé une hypothèse de symétrie entre les effets du malus et du bonus, principalement car comme expliqué dans la section 1.4.2 du chapitre 1 et dans la section A.1.2 de l'annexe, nous manquons de variation liée à des réformes afin d'estimer les effets propres du bonus⁶.

6. Cette hypothèse est vraisemblablement conservatrice au vu des résultats suédois et allemands de la section 1.6 du chapitre 1.

Nous présentons ici un exercice plus modeste mais qui présente l'avantage de ne pas se reposer directement sur cette hypothèse de symétrie. Le tableau 2.7 présente en effet les résultats du contrefactuel qui abroge le malus mais conserve le bonus en l'état. Ce contrefactuel est donc plus partiel en termes de politiques analysées mais repose davantage sur la variation utilisée afin d'estimer les coefficients d'intérêt. On constate que la baisse du CO2 moyen attribuable au malus est élevée : $-1,9\%$ en 2019, $-4,3\%$ en 2020 et de $-7,9\%$. Si on compare cette contribution à celle du bonus et malus jointe (Tableau 2.6), on constate que le seul malus génère des réductions de l'ordre de 60 à 70 % des effets joints du dispositif bonus-malus. Naturellement, il est important de garder à l'esprit que cette comparaison s'effectue sous l'hypothèse de symétrie qui sous-estime potentiellement les effets relatifs du bonus.

On constate de plus que la hausse de la part des véhicules électriques est beaucoup plus limitée qu'en maintenant le bonus : $+0,6$ points de pourcentage par rapport à $+3,9$ points de pourcentage avec bonus-malus en 2021 par exemple. Ici, le malus augmente la part des véhicules électriques en diminuant les ventes de véhicules thermiques ciblés directement et en encourageant les consommateurs à substituer des véhicules thermiques ciblés pour des véhicules non-ciblés, y compris électriques.

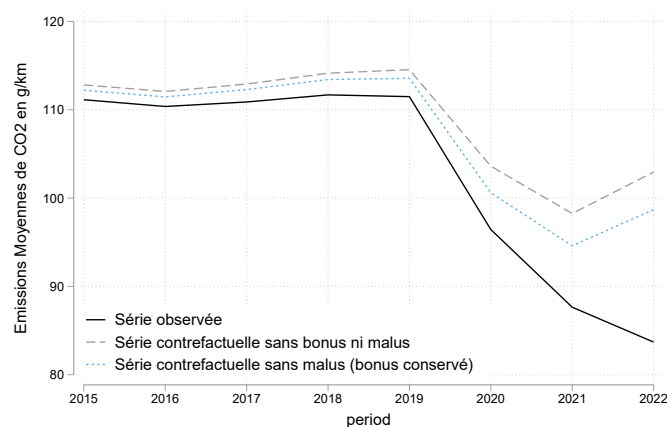
Les effets sur la part d'assemblage domestique sont positifs mais plus limités.

La Figure 2.1 présente une comparaison graphique des deux contrefactuels pour l'ensemble des variables d'intérêt.

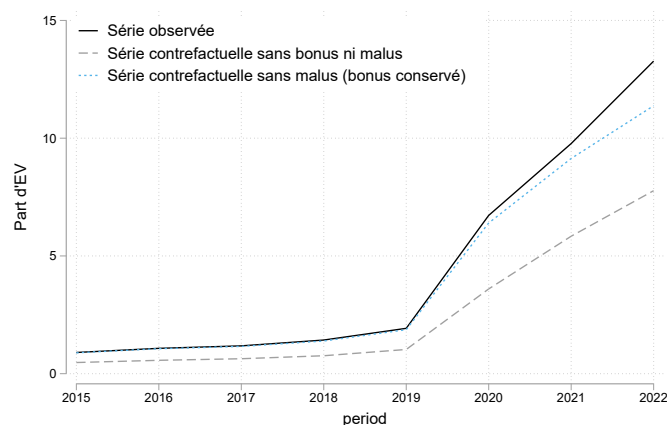
Une importante limite à prendre en compte lors de la comparaison de ces deux scénarios est le fait que lors que l'on considère le CO2 on repose sur la norme NEDC qui a eu tendance à dévier au cours du temps des émissions réelles parmi les véhicules thermiques et hybrides (voir par exemple Plötz et al., 2021). Dans la mesure où la mesure d'émission des véhicules électriques est moins incertaine et plus proche des émissions réelles, il est probable que les gains obtenus par le

FIGURE 2.1 – Comparaison de trois scénarios : observé, sans bonus-malus, sans malus

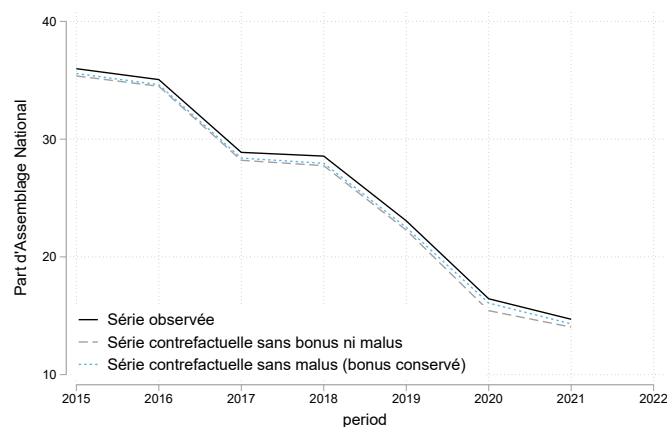
(a) Intensité CO2 contrefactuelle



(b) Part de véhicules électriques contrefactuelle



(c) Part contrefactuelle d'assemblage domestique



Notes : Les séries contrefactuelles sont obtenues en supposant que le malus net est de 0 (absence de politique bonus-malus), en utilisant les coefficients de la colonne (2) des tableaux correspondants (Effets fixes mois-segments) et en recalculant les parts de marchés associées. Voir Section 2.2 pour plus de détails sur la construction du contrefactuel. Dans cet exercice, le malus est annulé mais le bonus est maintenu en l'état.

TABLEAU 2.7 – Exercice contrefactuel pour la France (estimation PPML) : seul le malus est mis à 0

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	CO2			Part des ventes électrique			Part de localisation française		
Période	Série observée	CF zéro bon./mal.	Δ en %	Série observée	CF zéro bon./mal.	Δ en ppc	Série observée	CF zéro bon./mal.	Δ en ppc
2015	111.140	112.220	-1.0	0.901	0.887	0.0	35.984	35.576	0.4
2016	110.375	111.461	-1.0	1.077	1.062	0.0	35.059	34.623	0.4
2017	110.885	112.292	-1.3	1.182	1.159	0.0	28.877	28.393	0.5
2018	111.689	113.425	-1.6	1.429	1.388	0.0	28.561	27.953	0.6
2019	111.490	113.572	-1.9	1.926	1.869	0.1	23.066	22.505	0.6
2020	96.440	100.607	-4.3	6.721	6.399	0.3	16.445	16.079	0.4
2021	87.648	94.600	-7.9	9.771	9.138	0.6	14.703	14.312	0.4
2022	83.697	98.689	-17.9	13.272	11.379	1.9			

Notes : Les séries contrefactuelles sont obtenues en supposant que le malus est de 0 (absence de malus, le bonus est conservé), en utilisant les coefficients de la colonne (2) des tableaux correspondants (Effets fixes mois-segments) et en recalculant les parts de marchés associées. Voir Section 2.2 pour plus détails sur la construction du contrefactuel.. Dans cet exercice, le malus est annulé mais le bonus est maintenu en l'état.

bonus-malus via la hausse de la part des électriques soient plus proches des gains réels que ceux obtenus par le malus via de la substitution entre voitures thermiques et hybrides.

2.5 Discussion du contrefactuel

Une limite de notre exercice tient au fait que les modèles de type logit ne parviennent pas à prendre en compte le fait que, suite à l'augmentation du prix d'une variété donnée, la réponse de la demande de variétés "proches" sera plus forte (Berry, 1994).

Nous pouvons illustrer cette limite avec un exemple stylisé. Considérons une politique qui cible un groupe de véhicules de type SUV et qui impose un malus suffisamment élevé pour rendre les quantités des modèles ciblés égales à 0. La question clé est de savoir comment vont réagir les parts de marchés des véhicules non-ciblés. Implicitement, notre contrefactuel est fondé sur le modèle logit dont la prédiction est que l'ensemble des véhicules non-ciblés vont voir leur ventes augmenter proportionnellement à leurs parts de marché initiales. Ainsi les parts de marché éliminées des SUV ciblées viennent se répartir aléatoirement entre modèles, qu'il s'agisse de

voiture compacts ou de SUV. Bien entendu, une prédiction plus raisonnable serait que les ventes des SUV non-ciblés (substitut proches) vont augmenter fortement alors que les ventes des véhicules compacts ne vont guère réagir.

Dans ce cadre, il est possible que, même si la semi-élasticité est correcte, notre prédiction surestime les effets du dispositif français : les baisses des parts de marchés des véhicules ciblés sont correctement prédites mais le report vers des véhicules à peine moins polluants est sous-estimé.

2.5.1 Test de sensibilité avec logit emboîté

Nous testons la robustesse de nos résultats à un système de demande plus riche et plus réaliste que le logit simple tout en demeurant analytiquement simple : le logit emboîté (*nested-logit*).

Contrairement au logit simple, le logit emboîté autorise les utilités liées à l'achat de véhicules appartenant à un même groupe (*nest*) à être corrélées entre elles. Cette spécification conserve néanmoins l'hypothèse d'indépendance entre les groupes de véhicules. Nous montrons en annexe A.2.1 que notre estimation avec effets fixes segment $\times$ mois est compatible avec un système de demande de type logit emboîté où les consommateurs qui souhaitent acheter un véhicule neuf, choisissent d'abord un groupe (ici un segment) et ensuite un type de véhicule particulier parmi ceux disponibles au sein de ce groupe. Dans ce contexte, notre spécification n'identifie plus le coefficient associé au prix, β , mais $\beta/(1 - \sigma)$ où σ est une mesure de la corrélation des utilités au sein d'un segment. Lorsque σ est égal à 0, il n'existe pas de corrélation entre les véhicules au sein d'un même groupe, et la spécification correspond à celle du logit simple. Au contraire, lorsque σ tend vers 1, la substitution n'a quasiment lieu qu'au sein des segments (*nests*).

L'annexe A.2.2 montre comment réaliser des analyses contrefactuelles à partir d'estimations obtenues à partir d'un modèle logit emboîté (ie. à partir des parts de

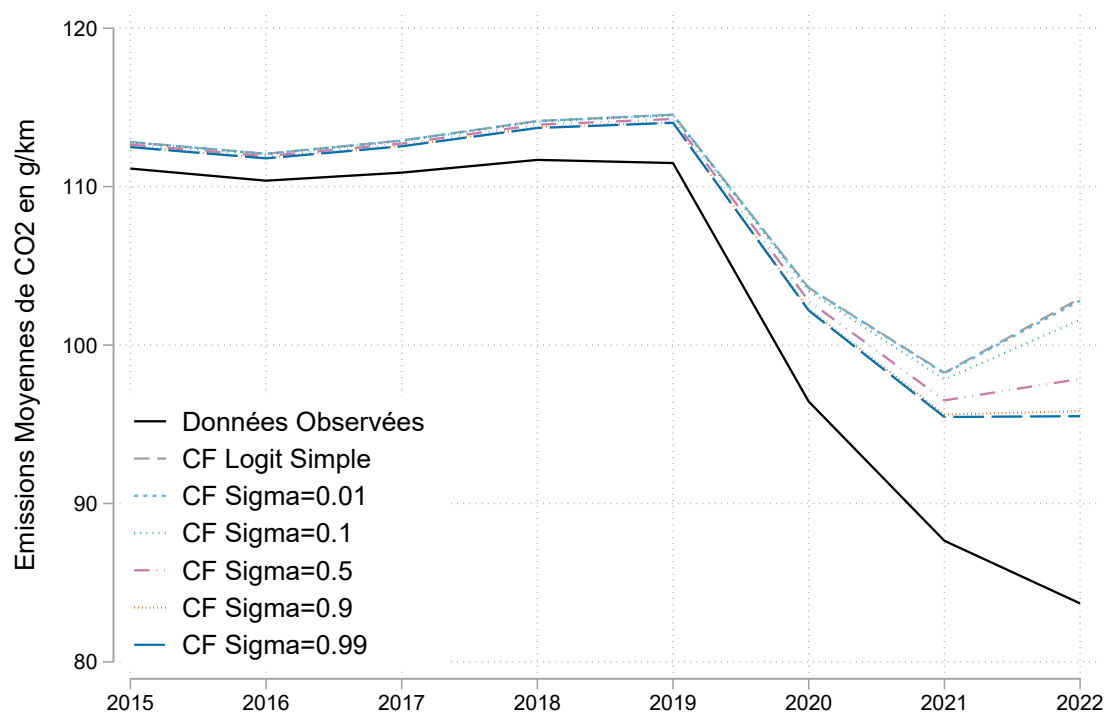
marché observées, et des paramètres $\beta/(1 - \sigma)$ et σ). Néanmoins, notre approche empirique ne nous permet d'identifier que $\beta/(1 - \sigma)$. Dès lors, au lieu de chercher à estimer σ , nous procédons à des simulations pour plusieurs valeurs de σ allant de 0 à 1. Cela nous permet de déterminer la sensibilité de nos prédictions contrefactuelles au système de demande supposé parmi la classe des modèles logit emboîté qui sont souvent utilisés pour modéliser la demande de véhicule (d'Haultfoeuille et al., 2011; Kessler et al., 2023).

Les figures 2.2 montre des résultats pour l'ensemble des années observées dans l'échantillon de 2015 à 2022 pour plusieurs valeurs de σ . On voit ici que dans le cas du CO₂, le contrefactuel diverge assez fortement en 2020 (sans toutefois prédire une stabilisation ou une hausse du CO₂ moyen). Néanmoins cette divergence est très peu sensible au degré de corrélation intra-segment que l'on adopte lorsque l'on reconstitue les parts contrefactuelles en l'absence de bonus/malus.

Des résultats similaires sont présentés pour les véhicules électriques (Figure 2.3) et la part d'assemblage domestique (Figure 2.4).

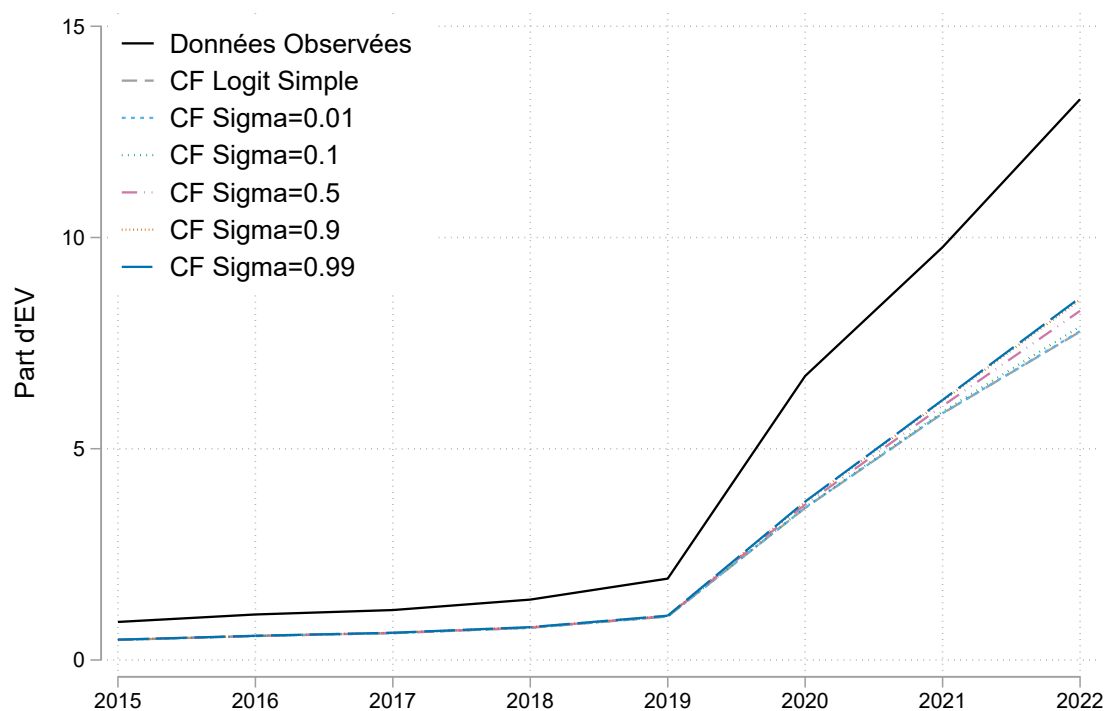
En conclusion, on voit que, sur la base des deux modèles (log-linéaire et Poisson), on trouve donc une contribution positive du dispositif sur la performance environnementale des nouveaux véhicules sans que cela ne se fasse aux dépens des constructeurs localisés (en partie) en France. Ce dernier point mériterait d'être approfondi avec une prise en compte modèle par modèle, voire spécification de véhicule par spécification de véhicule, des lieux d'assemblage (mais cela nécessiterait des données additionnelles actuellement non-disponibles).

FIGURE 2.2 – Sensibilité du contrefactuel sur le CO₂ moyen : série temporelle.



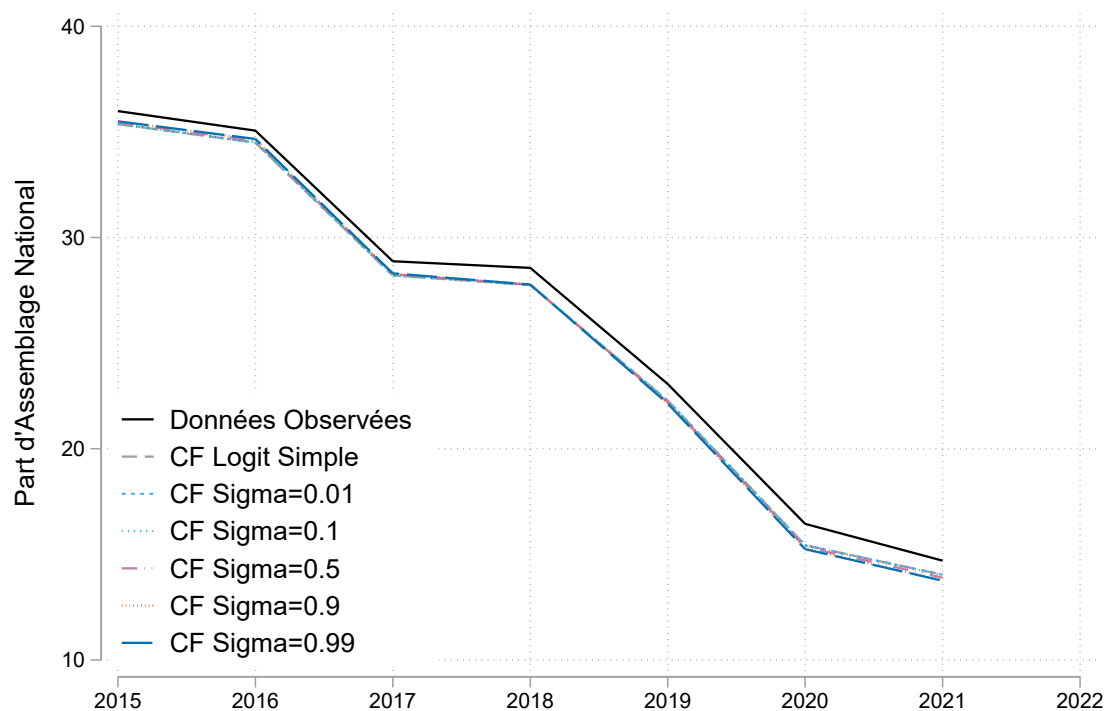
Notes : Les séries contrefactuelles sont obtenues en supposant que le malus net est de 0 (absence de politique bonus-malus), en utilisant les coefficients de la colonne (2) des tableaux correspondants (Effets fixes mois-segments) et en recalculant les parts de marchés associées, en utilisant la formule développée dans la section A.2.2 en annexe.

FIGURE 2.3 – Sensibilité du contrefactuel sur la part de véhicules électriques : série temporelle.



Notes : Les séries contrefactuelles sont obtenues en supposant que le malus net est de 0 (absence de politique bonus-malus), en utilisant les coefficients de la colonne (2) des tableaux correspondants (Effets fixes mois-segments) et en recalculant les parts de marchés associées, en utilisant la formule développée dans la section A.2.2 en annexe.

FIGURE 2.4 – Sensibilité du contrefactuel sur la part de véhicules assemblés en France : série temporelle.



Notes : Les séries contrefactuelles sont obtenues en supposant que le malus net est de 0 (absence de politique bonus-malus), en utilisant les coefficients de la colonne (2) des tableaux correspondants (Effets fixes mois-segments) et en recalculant les parts de marchés associées, en utilisant la formule développée dans la section A.2.2 en annexe.

2.5.2 Intervalles de confiance pour les contrefactuels

Les séries contrefactuelles présentées jusqu'à présent reposent sur des paramètres estimés ce qui implique un certain degré d'incertitude. Néanmoins, les contrefactuels ne reflètent pas l'incertitude statistique inhérente à l'estimation économétrique et n'utilise que la valeur du coefficient (*point estimate*). Dans la mesure où les statistiques issues des séries contrefactuelles sont des fonctions non-linéaires de la semi-élasticité estimée, il n'est pas évident de rendre compte de cette incertitude de façon analytique.

Nous tâchons dans cette section de rendre compte de cette incertitude en construisant des intervalles de confiance autour des principales prédictions de nos exercices contrefactuels sur la base de simulations.

La figure 2.5 présente ces intervalles de confiance autour des écarts entre série observée et contrefactuelles pour les trois variables d'intérêt : CO₂ moyen en g/km (panel a), part des véhicules électriques (panel b) et part des véhicules assemblées en France (panel c). Les intervalles de confiance sont construites sur la base d'un bootstrap paramétrique.

La procédure est la suivante. Lors d'une simulation donnée (dénotée n), on tire une semi-élasticité β_n pseudo-aléatoire à partir d'une loi normale dont l'espérance et la variance sont issues de nos estimations principales (voir tableau 1.10, colonne 2) et sont respectivement égales au coefficient estimé $\hat{\beta}$ et à l'écart-type au carré de ce même coefficient. Une fois β_n tiré, on procède à la construction du contrefactuel. On répète la procédure pour 1000 simulations. Sur la base des 1000 simulations, on calcule l'écart-type de l'écart entre série observée et contrefactuelle parmi les 1000 simulations. On utilise ensuite une bande de $\pm 1,96$ écart-type afin de construire l'intervalle de confiance autour de l'écart entre la série contrefactuelle et la série observée.

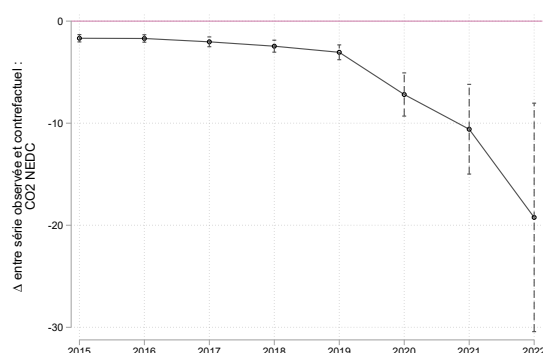
La figure 2.6 présente le même exercice appliqué au niveau des contrefactuels

(et non pas aux écarts). On construit ici l'intervalle de confiance entre retenant le 5ème et le 95ème percentile empirique de la distribution des contrefactuels.

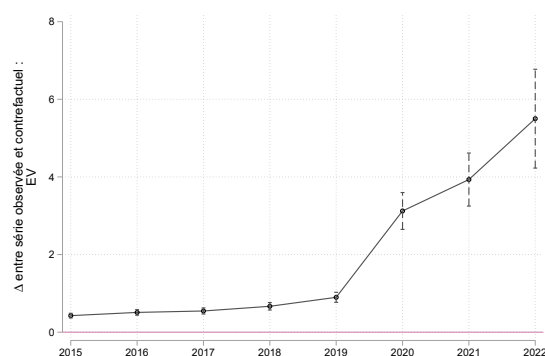
Dans les deux figures, on constate que la relative précision de nos estimations nous permet d'obtenir des intervalles de confiance relativement resserrées pour les contrefactuels. La taille des intervalles tend à s'accroître en 2022, mais cela reflète en partie le fait que la valeur absolue de l'écart s'accroît (de telle sorte que l'écart demeure statistiquement significatif).

FIGURE 2.5 – Intervalles de confiance pour les écarts entre scénarios contre-factuels et données observées

(a) Effet sur l'intensité CO2 et intervalles de confiance associées



(b) Effet sur la part de véhicules électriques et intervalles de confiance associées



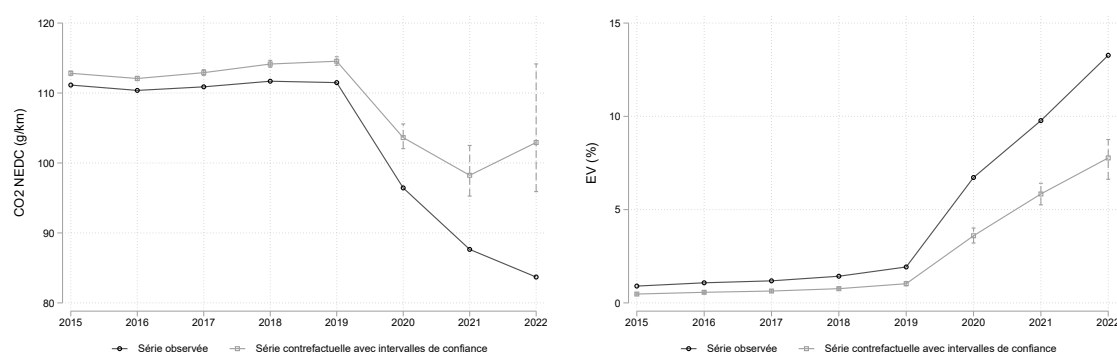
(c) Effet sur la part d'assemblage domestique et intervalles de confiance associées



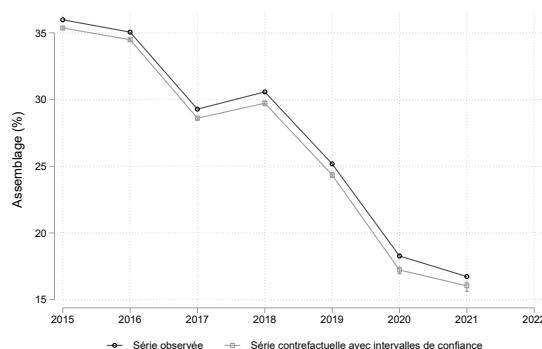
Notes : La graphique présente l'écart entre le contrefactuel (scénario de base, cf tableau 2.6) et les données observées, ainsi que l'intervalle de confiance autour de cet écart. L'intervalle de confiance est obtenu sur la base d'un bootstrap paramétrique. On tire une semi-élasticité $\hat{\beta}$ pseudo-aléatoire à partir d'un loi normal dont l'espérance et la variance sont données par notre estimations principales (voir tableau 1.10) et on procède au calcul du contrefactuel. On répète la procédure pour 1000 simulations et on calcule l'écart-type de l'écart entre données observées et contrefactuel entre les 1000 simulations. On utilise ensuite une bande de $\pm 1,96$ écart type afin de construire l'intervalle de confiance autour de l'écart entre la série contrefactuelle et la série observée.

FIGURE 2.6 – Intervalles de confiance autour des scénarios contrefactuels (percentiles)

(a) Intensité CO2 contrefactuelles et intervalles de confiance associées (percentiles) (b) Part de véhicules électriques contrefactuelles et intervalles de confiance associées (percentiles)



(c) Part contrefactuelle d'assemblage domestique et intervalles de confiance associées (percentiles)



Notes : La graphique présente l'écart entre le contrefactuel (scénario de base, cf tableau 2.6) et les données observées, ainsi que l'intervalle de confiance autour de cet écart. L'intervalle de confiance est obtenu sur la base d'un bootstrap paramétrique. On tire une semi-élasticité $\hat{\beta}$ pseudo-aléatoire à partir d'un loi normal dont l'espérance et la variance sont données par notre estimations principales (voir tableau 1.10) et on procède au calcul du contrefactuel. On répète la procédure pour 1000 simulations et on calcule le percentile 5 (p5) et 95 (p95) de la distribution des contrefactuels obtenus. On utilise ensuite p5 et p95 afin de construire une intervalle de confiance autour du scénario contrefactuel.

2.6 Limites et qualifications

Il importe de souligner les importantes limites des résultats obtenus qui rendent difficile de traduire les effets estimés sur les véhicules neufs en termes de tonnes de CO₂ évitées. Nous présentons ici ce que nous estimons être les 4 principales de ces limites.

1. Les résultats ne portent que sur les caractéristiques des véhicules neufs et ne s'intéressent pas directement au volume total des ventes. Le bonus pourrait induire des individus de changer de mode de transport, depuis une option bas carbone, comme les transports en commun, vers des véhicules électriques subventionnés, générant ainsi une hausse des ventes agrégées avec des implications importantes en termes d'émissions de CO₂ totales (d'Haultfoeuille et al., 2014). Naturellement, le malus a pour effet de potentiellement réduire les ventes totales. Dès lors, étudier quel est l'effet dominant sur les ventes totales est important afin de convertir les résultats présentés en termes de baisse d'émissions.
2. Une deuxième limite, liée à la première, est que nous ne considérons pas les émissions de CO₂ liées à la fabrication des véhicules neufs, ni comment ces émissions varient entre modèles, notamment entre modèles électriques et thermiques—or les estimations disponibles suggèrent que les émissions liées à la fabrication des véhicules électriques sont légèrement plus élevées (Bieker, 2021).
3. Les simulations contrefactuelles ne pondèrent pas les ventes par les kilomètres parcourus par modèle ce qui est important afin de convertir les baisses d'intensité CO₂ en baisse d'émission CO₂. Dès lors, si les véhicules à faible intensité intensité CO₂ sont, par exemple, achetés par des ménages qui roulent peu, alors la baisse du CO₂ moyen des véhicules neufs en gramme par km risque de surestimer la baisse des émissions CO₂ effectivement réalisées.

4. De même, l'effet de rebond par lequel les individus peuvent augmenter leur kilométrage lorsque le coût par kilomètre de leur voiture diminue devrait être pris en compte afin de pouvoir convertir la baisse d'intensité CO₂ des véhicules neufs en baisse d'émissions.

CHAPITRE 3

ANALYSE DE LA PRIME À LA CONVERSION

3.1 Introduction

Les chapitres précédents se sont intéressés à l'effet du bonus malus sur les types des voitures nouvellement immatriculées. Diminuer l'intensité carbone des véhicules neufs est nécessaire afin de réduire les émissions globales liées aux transports de particuliers. Néanmoins, dans un contexte où les normes européennes vont imposer l'interdiction de la vente de véhicules thermiques neufs à partir de 2035, la trajectoire des émissions liées aux véhicules particuliers va dépendre fortement du taux de renouvellement du parc. Autrement dit, même si les véhicules neufs voient leur intensité CO₂ diminuer (grâce au malus puis à l'interdiction des ventes de véhicules thermiques par exemple), si les nouveaux véhicules ne représentent qu'une part très faible du parc et que les véhicules existants ne sont remplacés que très progressivement alors celui-ci demeurera longtemps fortement émetteur de CO₂.

Dans cette optique, il est particulièrement pertinent de s'intéresser aux effets de la prime à la conversion sur le taux de sortie des véhicules existants. En effet, même si ce dispositif créé en 2015 n'a pas pour vocation initiale de limiter les émissions de

CO2 mais plutôt d'améliorer la qualité de l'air, il a pour effet d'inciter les particuliers à changer de véhicule plus rapidement. Dès lors que les véhicules neufs achetés via ce dispositif sont moins intensifs en CO2 que les véhicules remplacés, on peut s'attendre à des effets positifs en termes d'émissions globales.

L'objet de ce chapitre est de décrire le dispositif de la prime à la conversion, notamment de documenter le recours à ce dispositif au cours du temps et dans un deuxième temps d'en évaluer les effets sur deux dimensions clés, d'une part la décision de la mise au rebut d'un véhicule et d'autre part le choix du type de véhicule neuf acheté.

Le chapitre est structuré de la façon suivante. Nous décrivons brièvement le dispositif (section 3.2) avant de présenter des statistiques sur le recours au dispositif et les dynamiques de renouvellement du parc automobile (section 3.4). Ensuite, nous analysons l'effet du programme sur la probabilité pour un véhicule de sortir définitivement du parc automobile (section 3.5). Nous présentons enfin notre analyse des effets du programme sur les caractéristiques des véhicules neufs (section 3.6).

3.2 Description du dispositif

Instaurée en 2015, la Prime à la Conversion (PAC) est une mesure gouvernementale ayant pour but d'inciter financièrement les entreprises et les particuliers à remplacer leur véhicule polluant par un véhicule plus performant. Cette aide monétaire est conditionnée au type de véhicules mis au rebut¹, au statut du foyer fiscal du demandeur de la prime² et au véhicule nouvellement acquis³.

1. L'éligibilité et le montant de la Prime à la Conversion sont évalués en fonction de l'année d'achat du véhicule polluant et au type de carburant utilisé (Diesel et Essence principalement).

2. Le montant de la Prime à la Conversion est une fonction du statut d'imposition du foyer fiscal. Elle est plus élevée pour les foyers non-imposables et les ménages dits "Gros rouleur" (effectuant un trajet pendulaire supérieur à 30 km/jour ou plus de 12 000 km/an parcourus avec un véhicule personnel).

3. Actuellement, les véhicules éligibles sont des véhicules électriques, hybrides ou hydrogènes. Certains véhicules Crit'Air 1 et 2 sont également éligibles par le passé.

De 2015 à 2021, plus de 900 000 foyers ont bénéficié de la PAC pour un montant total de 2,2 Milliards d’euros⁴. A terme, l’idée est d’assainir le parc automobile en ôtant l’ensemble des véhicules thermiques, en resserrant les critères d’éligibilité au fur et à mesure du temps.

La PAC est davantage efficace si elle cible les ménages les plus modestes⁵. Cependant, le coût élevé des véhicules neufs pourrait être un frein au changement de véhicules pour ce type de ménage. De plus, cette contrainte financière pourrait empêcher le déplacement des ménages les plus pauvres avec l’arrivée des Zones à Faibles Émissions en 2019, rendues obligatoires pour les villes de plus de 150 000 habitants⁶.

Le Tableau 3.1 résume les montants prévus et effectivement délivrés de la Prime à la Conversion par le Ministère de la Transition Environnementale entre 2015 et 2021. La PAC a pris son essor en 2018 lors de la considération du statut fiscal dans les conditions d’éligibilité. De 2018 à 2020, les financements furent largement sous-estimés notamment à cause du resserrement des critères de pollution⁷.

TABLEAU 3.1 – Montant Prime à la Conversion 2015 - 2021

	Estimé		Réalisé	
	Montant (M€)	Nb. de bénéficiaires	Montant (M€)	Nb. de bénéficiaires
2015	48.9	79 695	11.67	323
2016	57.7	54 100	34.9	9 666
2017	27	7 794	30	7 907
2018	214	123 100	377.5	208 559
2019	739.5	317 010	820.1	376 831
2020	405	120 000	643.6	185 984
2021	400	148 000	294	112 723

Source : Compte d’affectation spéciale : Aides à l’acquisition de véhicules propres, *Note d’analyse de l’exécution budgétaire*, Cour des Comptes (2015 - 2022)

Note de lecture : Le montant prévisionnel de la PAC était estimé à 48.9 Millions d’Euros pour 79 695 bénéficiaires en 2015 contre 11.67 Millions d’Euros de primes effectivement versées et 323 bénéficiaires concernés.

4. Source : Compte d’affectation spéciale : Aides à l’acquisition de véhicules propres, *Note d’analyse de l’exécution budgétaire*, Cour des Comptes (2015 - 2022)

5. *Prime à la conversion des véhicules : bilan économique et environnemental pour 2020*, CGDD, Théma Essentiel, octobre 2021, 4 p.

6. Les Zones à Faibles Émissions (ZFE) restreignent l’accès des véhicules les plus polluants à certaines zones d’une ville donnée. Ces véhicules sont signalés par la vignette Crit’Air.

7. En 2020, les véhicules Crit’Air 3 sont exclus du parc automobile.

TABLEAU 3.2 – Véhicules éligibles à la mise au rebut (2015 - 2021)

Année	Motorisation	Date immat.			
		Personne physique : RFR/PART (€) & "Gros Rouleurs"*			Personne morale
		<6300	6300 - 13 489	> 13 489	
2015	Diesel	2001	2001	2001	2001
	Essence	2001	2001	2001	2001
2016	Diesel	2006	2006	2006	2006
	Essence	2006	2006	2006	2006
2017	Diesel	2006	2006	2006	2006
	Essence	2006	2006	2006	2006
2018	Diesel	2006	2006	2001	2001
	Essence	1997	1997	1997	1997
Janvier 2019	Diesel	2006	2006	2001	2001
	Essence	1997	1997	1997	1997
Août 2019	Diesel	2006	2006	2001	2001
	Essence	1997	1997	1997	1997
Juin 2020**	Diesel	2011	2011	2011	2011
	Essence	2006	2006	2006	2006
Août 2020	Diesel	2011	2011	2011	2011
	Essence	2006	2006	2006	2006
Juillet 2021	Diesel	2011	2011	2011	2011
	Essence	2006	2006	2006	2006
Août 2021	Diesel	2011	2011	2011	2011
	Essence	2006	2006	2006	2006

Source : Evolution du Barème de la Prime à la Conversion 2015 - 2021, Service des Données et des Études Statistiques (SDES), Ministère de la Transition Environnementale.

Note de lecture : Un véhicule Diesel, immatriculé en 2001, et appartenant à un foyer dont le Revenu Fiscal de Référence/Part est inférieur à 6300 € est éligible à la mise au rebut en 2015.

Notes :

*La catégorie "Gros Rouleurs" correspond aux usagers ayant une distance domicile-travail supérieure à 30km ou effectuant plus de 12 000 km/an avec leur véhicule personnel.

**Pour juin 2020 uniquement, en raison de la pandémie, la borne supérieure des RFR/PART est fixée à 18 000 €.

3.3 Evaluation précédemment effectuée de la PAC

La Prime à la Conversion Écologique (PAC) a fait l'objet de plusieurs évaluations dites socio-économiques (Clement et Niay, 2021) menées par le Ministère de la transition écologique et éditée par le Service de l'Économie Verte et Solidaire (SEVS). Selon l'évaluation qui porte sur l'année 2019 (Clement et Niay, 2021), la PAC aurait permis d'éviter 800 000 tonnes de CO₂, 3 000 tonnes de NOx et 300 tonnes de particules fines en 2019. Pour estimer ces chiffres, les auteurs considèrent

une analyse en cycle de vie du CO₂, de la phase de production et de distribution du carburant ainsi que la phase de construction du véhicule et attribuent une valeur monétaire différente pour chaque type de polluants.

Le gain socio-économique réalisé est de 98 millions d'euros en 2018 et 304 millions d'euros en 2019, principalement dû à la réduction de la pollution atmosphérique. Des gains additionnels sont générés par la réduction de CO₂ lors de la phase d'utilisation du véhicule, le coût d'entretien et la baisse des émissions de NOx.

Selon l'étude, le bilan est négatif sans l'aide de la PAC pour tous les types de ménages, sauf les plus imposables où il est très légèrement positif (gain de 70 €). La diminution de la consommation de carburant et du coût d'entretien ne parviennent pas à couvrir le coût d'achat d'un véhicule neuf. Grâce à l'incitation monétaire, le gain pour l'ensemble des usagers devient largement positif⁸.

Le bilan socio-économique moyen par véhicule pour la collectivité s'élève à 1 000 € en 2019, soit deux fois plus qu'en 2018, notamment grâce au ciblage plus précis des ménages les plus modestes et à la diminution de la prime pour les ménages imposables. De plus, ce bilan socio-économique est positif pour tous les types de bénéficiaires. Lorsque l'on considère les ménages les plus modestes, le bilan est alors de 2 000 € par véhicule pour les deux premiers déciles de la distribution des revenus. En effet, ce type de ménage se débarrasse souvent d'un véhicule Diesel polluant et parcourt une distance journalière plus élevée que les autres types de ménage, renforçant l'effet de la PAC.

Les ménages "Gros Rouleurs" sont les grands gagnants de cette PAC car roulant beaucoup et touchant de grosses primes devant les ménages des deux premiers déciles. Cependant, ces derniers ont le surcoût d'achat d'un nouveau véhicule le plus important (1 320 € par véhicule), devant les ménages très modestes (1 110 €), les autres ménages non imposables (950 €) et les personnes morales (860 €). Le bilan socio-économique est beaucoup plus favorable dans les zones denses car fortement

8. 343 millions en 2018 et 610 millions en 2019

impactées par la pollution locale. Le gain pour la collectivité est estimé à 3 400 € par prime versée en zones denses contre 485 € en zones très peu densément peuplées.

L'étude montre que la PAC permet de faire sortir les vieux véhicules polluants (souvent Diesel) qui correspondent à 85 % des véhicules mis au rebut en 2019.

Ainsi, la PAC serait une mesure efficace pour faire baisser la pollution locale et renouveler le parc automobile. Bien sûr, cette conclusion repose, au moins en partie, sur l'hypothèse que les sorties du parc effectuées dans le cadre de la PAC n'auraient pas eu lieu aussi rapidement en l'absence du dispositif. Cette accélération de la sortie des véhicules, appelée durée d'anticipation, est estimée indirectement sur la base (1) de la générosité de la PAC par rapport au prix d'achat, et (2) d'élasticités obtenues sur la base d'autres dispositifs—en l'occurrence le bonus/malus instauré en 2009 (d'Haultfoeuille et al., 2011). C'est précisément cette hypothèse qu'une partie du présent chapitre teste directement (voir en particulier la section 3.5 sur la décision de mise au rebut).

TABEAU 3.3 – Véhicules éligibles à l'achat (2015 - 2021)

	Motorisation	Etat	Montant de la Prime (€)			
			Personne physique : RFR/PART (€)			Personne morale
			<6300	6300-13 489	>13 489	
2015	Electrique	Neuf	3700	3700	3700	3700
	Hybride Rechargeable	Neuf	2500	2500	2500	2500
2016	Electrique	Neuf	3700	3700	3700	3700
	Hybride Rechargeable	Neuf	2500	2500	2500	2500
2017	Electrique	Neuf	4000	4000	4000	4000
	Hybride Rechargeable	Neuf	2500	2500	2500	2500
2018	Electrique	Neuf	2500	2500	2500	2500
	<20 g/km					
	<20 g/km	Occasion	2000	2000	1000	1000
	Hybride Rechargeable	Neuf & Occasion	2000	2000	1000	1000
	<130 g/km					
	Thermique (Crit'air 1 & 2)	Neuf & Occasion	2000	2500	1000	1000
	<130 g/km					
Janvier 2019	Electrique	Neuf	min(80% du prix, 5000)	2500	2500	2500
	<60 000 €					
		Occasion	min(80% du prix, 5000)	2500	1000	1000
	>60 000 €	Neuf & Occasion	min(80% du prix, 4000)	2000	1000	1000
	Hybride Rechargeable					
	<50 km d'autonomie & <60 000 €	Neuf	min(80% du prix, 5000)	2500	2500	2500
		Occasion	min(80% du prix, 5000)	2500	1000	1000
	>50 km d'autonomie ou <60 000 €	Neuf & Occasion	min(80% du prix, 4000)	2000	1000	1000
	Thermique					
	Crit'air 1 & <130 g/km	Neuf & Occasion	min(80% du prix, 4000)	2000	1000	1000
	Crit'air 2 & <130 g/km	Neuf & Occasion	min(80% du prix, 4000)	2000	0	0
Août 2019	Electrique	Neuf & Occasion	min(80% du prix, 5000)	2500	2500	2500
	Hybride Rechargeable					
	<50 km d'autonomie	Neuf & Occasion	min(80% du prix, 5000)	2500	2500	2500
	>50 km d'autonomie	Neuf & Occasion	min(80% du prix, 3000)	1500	1500	1500
	Thermique (Crit'air 1 & 2)*	Neuf & Occasion	min(80% du prix, 3000)	1500	0	0
	<116g/km					
Juin 2020**	Electrique	Neuf (<60 000 €)	5000	5000	2500	2500
	<20 g/km					
	Hybride rechargeable	Occasion	5000	5000	2500	2500
	>21 g/km et <50 g/km & <50 km d'autonomie					
		Neuf (<60 000 €)	5000	5000	2500	2500
	>21 g/km et <50 g/km & >50 km d'autonomie	Occasion	5000	5000	2500	2500
	Thermique					
	Crit'air 1 & >21 g/km et <50 g/km WLTP	Neuf	3000	3000	1500	1500
		Occasion	3000	3000	0	0
	Crit'air 1 & >50 g/km et <137 g/km WLTP	Neuf	3000	3000	0	0
		Occasion	3000	3000	0	0
	Crit'air 2 & <137 g/km*	Neuf & Occasion	3000	3000	0	0
Août 2020	Electrique	Neuf & Occasion	5000	2500	2500	2500
	Hybride Rechargeable					
	<50 g/km & >50km d'autonomie	Neuf & Occasion	5000	2500	2500	2500
	<50 g/km & <50 km d'autonomie	Neuf & Occasion	3000	1500	1500	1500
	Thermique (Crit'air 1 & 2)					
Juillet 2021	<137 g/km WLTP & <50 000 €	Neuf & Occasion	3000	1500	0	0
	Electrique	Neuf & Occasion	5000	2500	2500	2500
	Hybride Rechargeable					
	<50 g/km & >50km d'autonomie	Neuf & Occasion	5000	2500	2500	2500
	<50 g/km & <50 km d'autonomie					
	Thermique (Crit'air 1 uniquement)	Neuf & Occasion	3000	1500	1500	1500
	<50g/km & <50 000 €					
	>50 g/km & 132 g/km & <50 000 €	Neuf	3000	1500	0	0
	>50g/km & <137 g/km & <50 000 €	Occasion	3000	1500	0	0
Août 2021	Electrique	Neuf & Occasion	5000	2500	2500	2500
	<20 g/km & >50 km d'autonomie					
	<20 g/km & <50 km d'autonomie	Occasion	3000	1500	1500	1500
	Hybride Rechargeable	Neuf & Occasion	5000	2500	2500	2500
	<50 g/km & >50km d'autonomie					
	<50 g/km & <50km d'autonomie	Occasion	3000	1500	0	0
	Thermique (Crit'air 1 uniquement)	Neuf	3000	1500	0	0
	>50 g/km & 132 g/km & <50 000 €					
	>50g/km & <137 g/km & <50 000 €	Occasion	3000	1500	0	0

Source : Evolution du Barème de la Prime à la Conversion 2015 - 2021, Service des Données et des Études Statistiques (SDES), Ministère de la Transition Environnementale.

Note de lecture : En 2015, un foyer dont le Revenu Fiscal de Référence/Part est inférieur à 6300 € et désirant acheter un véhicule électrique pourra bénéficier d'une prime à la conversion écologique de 5000 €.

La norme de consommation WLTP plus stricte remplace la norme NDEC.

Notes :

*La catégorie "Gros Rouleurs" correspond aux usagers ayant une distance domicile-travail supérieure à 30km ou effectuant plus de 12 000 km/an avec leur véhicule personnel.

**Crit'Air 2 immatriculé après le 1er sept 2019.

***Pour juin 2020 uniquement, en raison de la pandémie, le borne supérieure des RFR/PART est fixée à 18 000 €.

3.4 Statistiques descriptives sur le taux de renouvellement du parc et le recours à la PAC

3.4.1 Données utilisées et principales variables construites

RSVERO. Le Service des données et études statistiques (SDES), qui est le service statistique rattaché au ministère de la Transition écologique, est responsable du répertoire statistique des véhicules routiers (RSVERO), qui recense l'intégralité des véhicules (voitures, deux-roues motorisés, utilitaires, poids-lourds, cars, bus, etc.) immatriculés en France. La version actualisée du RSVERO est le résultat de la fusion principalement de deux fichiers distincts. D'un côté, il y a le Système d'immatriculation des véhicules (administré par l'agence nationale des titres sécurisés - ANTS), qui contient de nombreuses informations techniques sur chaque véhicule (émissions de CO₂ théoriques, puissance, carburant, etc.) ainsi que des données sur son utilisateur (propriétaire et/ou locataire à long terme). Ce système enregistre toutes les opérations administratives liées au certificat d'immatriculation, telles que la mise en circulation, le changement d'adresse du propriétaire, la vente ou la destruction du véhicule.

D'autre part, on trouve les résultats des contrôles techniques centralisés par l'Utac. Ces données fournissent la date de la visite, le type de contrôle effectué (véhicule particulier, poids-lourd, taxi, etc.), le kilométrage parcouru par le véhicule ainsi que le résultat du contrôle (succès, nécessité d'une contre-visite, etc.) pour chaque contrôle effectué. En outre, cette deuxième source permet également d'estimer la distance parcourue entre deux contrôles techniques. Cela permet de s'assurer que les véhicules immatriculés circulent toujours, car les opérations correspondant au retrait d'un véhicule de la circulation ne sont pas enregistrées de manière exhaustive par l'ANTS. Étant donné que le contrôle technique est obligatoire à des intervalles réguliers (par exemple, tous les deux ans à partir du quatrième anniver-

saire pour une voiture), on peut considérer qu'un véhicule n'est plus en circulation lorsque son propriétaire ne réalise plus cette démarche.

Cette base nous permet de construire plusieurs variables d'intérêt sur les caractéristiques du parc⁹, ainsi que des variables dépendantes d'intérêt, en particulier (i) sortie définitive du parc et (ii) sortie définitive accompagnée d'un événement répertorié par le SIV. Elle nous permet également de déterminer l'éligibilité des véhicules existants à la mise au rebut via la prime à la conversion. Nous pouvons donc confronter des variations dans l'éligibilité des véhicules existants à leur probabilité de sortir définitivement du parc.

Données de recours à la prime à la conversion. Nous avons pu avoir accès aux données sur le recours à la prime à la conversion issues des données de l'Agence de service de paiement.

Données additionnelles. Nous décrivons les caractéristiques des communes à l'aide de plusieurs fichiers issus du recensement. Tout d'abord, les caractéristiques socio-démographiques (CSP, structure par âge) en 2017 proviennent du recensement de l'Insee. D'autres caractéristiques des communes ont également été extraites des bases de données de l'Insee, comme la catégorie de densité de population et le nombre de ménages. Nous utilisons également les données IRCOM (DGFIP et Insee) pour mesurer le revenu des ménages et la part des ménages imposables et non-imposables.

3.4.2 Statistiques descriptives

Les tables 3.4 et 3.5 mettent en évidence des enseignements sur le parc automobile. Tout d'abord, la part des véhicules électriques dans le parc reste assez

9. Voir les travaux du SDES sur la composition du parc : <https://www.statistiques.developpement-durable.gouv.fr/387-millions-de-voitures-en-circulation-en-france-au-1er-janvier-20>

faible¹⁰ (0.44% du parc en 2021) mais progresse énormément parmi les ventes de véhicules neufs¹¹. Les véhicules hybrides rechargeables (HEV) suivent la même tendance, avec une faible part dans le parc total¹² et une forte progression parmi les ventes de véhicules neufs¹³. Comme espéré, le parc automobile a diminué son intensité de 19 CO₂ g/km entre 2011 et 2021¹⁴ et de 19 CO₂ g/km pour la vente de véhicules neufs¹⁵. Ceci se reflète particulièrement dans la colonne (3) du Tableau 3.5, où l'on constate que les émissions par véhicule ont été presque divisées par deux entre 2011 et 2021.

Ces constatations sont à mettre en perspective avec une diminution des kilomètres parcourus pour l'ensemble du parc¹⁶ et une très légère diminution du pourcentage de vente sur la totalité du parc¹⁷. Le taux de mise au rebut est resté globalement stable¹⁸.

TABLEAU 3.4 – Statistiques sur le renouvellement du parc (1)

Année	% EV ventes	% EV parc	% HEV ventes	% HEV parc	CO2 moyen ventes	CO2 moyen parc
2011	0.01	0.00	0.40	0.04	128.11	149.98
2012	0.19	0.00	0.17	0.06	125.75	148.06
2013	0.30	0.01	0.02	0.07	118.93	146.40
2014	0.37	0.02	0.05	0.07	116.04	144.52
2015	0.94	0.03	0.19	0.08	113.14	142.61
2016	1.15	0.07	0.16	0.09	112.29	140.62
2017	1.14	0.10	0.27	0.09	112.66	138.59
2018	1.18	0.14	0.31	0.11	112.90	136.59
2019	1.86	0.18	0.36	0.12	112.03	134.50
Année COVID :						
2020	6.93	0.25	2.35	0.14	116.10	132.48
2021	11.94	0.44	4.43	0.23	108.90	131.00

Note : EV fait référence aux véhicules électriques et HEV aux hybrides rechargeables. Le CO₂ moyen est une mesure en gramme par kilomètre. Le CO₂ moyen est affecté par la nouvelle norme WLTP instaurée en 2020. Sources : Répertoire statistique des véhicules routiers (RSVERO)

La Table 3.6 renseigne sur des déterminants socio-économiques de la PAC. Comme

10. Colonne (2) Tableau 3.4

11. Colonne (1) Tableau 3.4

12. Colonne (3) Tableau 3.4

13. Colonne (4) Tableau 3.4

14. Colonne (6) Tableau 3.4

15. Colonne (5) Tableau 3.4

16. Colonne (2) Tableau 3.5

17. Colonne (5) Tableau 3.5

18. Colonne (4) Tableau 3.5

TABLEAU 3.5 – Statistiques sur le renouvellement du parc (2)

Année	Emission tot. (1,000 T)	Km parcours tot (M)	Emissions par véhicules (T)	Taux de rebus	Ventes / Parc	Nb véhicules
2011	39445.10	390.68	2.05	0.06	0.04	33.11
2012	42096.36	391.27	1.98	0.05	0.03	33.33
2013	43965.27	391.36	1.92	0.05	0.03	33.57
2014	45748.79	395.93	1.88	0.05	0.03	33.89
2015	47325.29	401.74	1.84	0.05	0.03	34.34
2016	48627.63	406.95	1.79	0.05	0.03	34.77
2017	49030.80	406.69	1.73	0.05	0.03	35.14
2018	48560.14	400.01	1.65	0.07	0.03	35.47
2019	48431.23	397.15	1.59	0.07	0.03	35.49
Année COVID :						
2020	40589.14	332.45	1.29	0.07	0.03	35.54
2021	43171.91	353.27	1.34	0.08	0.02	35.63

Source : Répertoire statistique des véhicules routiers (RSVERO). Note : Les émissions totales sont obtenues en sommant les kilomètres parcourus multipliés par la norme CO₂ des véhicules. Le taux de rebus est défini comme le ratio du nombre de sorties définitives sur la taille du parc au 01/01 de l'année considérée. La détection des sorties définitives tend à surestimer le taux de sortie à mesure que l'on se rapproche de la fin de l'échantillon.

énoncé précédemment, la contrainte du coût d'achat du nouveau véhicule peut dépasser l'incitation financière et pénaliser les ménages les plus modestes. Cette intuition semble se vérifier en observant qu'une proportion élevée de gens inactifs dans la population mène à un taux de recours plus faible. Ceci se confirme lorsque l'on observe la proportion de chômeurs (sauf pour 2021). Le taux de recours est également positivement impacté par le ratio de Catégories Socio-Professionnelles Supérieures (CSP+) à partir de 2020. En revanche, un salaire élevé au sein de la commune est lié à un taux de recours plus faible.

Le fait d'être concerné par une Zones à Faibles Émissions (ZFE) n'a pas d'effet significatif sur le taux de recours. En revanche, la densité de population impacte négativement le taux de recours, ce dernier étant fortement lié au nombre de véhicules présent au sein de la commune.

3.5 Analyse de la décision de mise au rebut

TABLEAU 3.6 – Déterminants socio-économiques du recours à la PAC

	(1) 2018	(2) 2019	(3) 2020	(4) 2021
Ratio de CSP+	-0.146*** (0.0207)	-0.126*** (0.0246)	0.0256 (0.0186)	0.0315 (0.0163)
Proportion de chômeurs	-0.279*** (0.0357)	-0.534*** (0.0424)	-0.114*** (0.0321)	0.0560* (0.0282)
Proportion de plus de 55 ans	-0.195*** (0.0266)	-0.220*** (0.0316)	-0.157*** (0.0239)	-0.133*** (0.0210)
Proportion foyers imposables 2017	-0.0775*** (0.0183)	-0.147*** (0.0218)	0.00468 (0.0165)	0.0368* (0.0145)
Proportion inactive population	-0.140*** (0.0333)	-0.199*** (0.0395)	-0.0811** (0.0299)	-0.0871*** (0.0263)
Salaire Moyen (2017)	-0.00913*** (0.000354)	-0.0123*** (0.000420)	-0.00648*** (0.000318)	-0.00389*** (0.000279)
Part Population Zones Denses	-0.0432** (0.0132)	-0.0229 (0.0156)	-0.0320** (0.0118)	-0.0104 (0.0104)
Part Population Zones Peu Denses	0.104*** (0.00637)	0.121*** (0.00755)	0.0389*** (0.00573)	0.0321*** (0.00503)
Part Population Zones Très Peu Denses	0.0513*** (0.00686)	0.0241** (0.00815)	-0.0196** (0.00618)	-0.0113* (0.00542)
Présence ZFE	0.0221 (0.0231)	0.0384 (0.0274)	0.0157 (0.0208)	0.0152 (0.0182)
r ²	0.0767	0.0877	0.0298	0.0163

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Note : Sources : ASP (recours PAC), Insee, DGFIP (données locales)

3.5.1 Cadre conceptuel et approche empirique

Composant causal et inframarginal du recours à la prime à la conversion. On développe dans cette section un cadre conceptuel simple qui permet de souligner l'importance d'estimer l'effet du dispositif de la prime à la conversion sur le taux de sortie des véhicules afin d'évaluer le rapport coût bénéfice de dispositif. L'idée est simple et tient au fait que le coût du programme dépend de l'ensemble des agents, et en particulier des agents *infra-marginaux* dont le comportement aurait été le même en l'absence de subvention. Au contraire, les bénéfices du programme

ne dépendent que des agents dont le comportement a effectivement changé du fait du programme (Boomhower et Davis, 2014).

Les bénéfices du dispositif dépendent de l'effet du dispositif sur la mise en retrait des véhicules ciblés. Un véhicule i peut être éligible ou non, ce que l'on dénote par E_i (il s'agira du traitement ici) et peut être retiré ou non de la circulation ce que l'on note R_i . Les valeurs potentielles de cette variable sont notés $R_i(e)$ avec $e \in \{0, 1\}$.

Une quantité d'intérêt dans ce contexte est l'effet de la politique sur le retrait d'un véhicule : $\Delta_i \equiv R_i(1) - R_i(0)$. L'effet moyen sur les unités traitées s'écrit alors $\bar{\Delta}_1 = E[\Delta_i | E_i = 1]$.

On suppose que les bénéfices du programme sont proportionnels à ce traitement moyen $E[\Delta_i | E_i = 1]$. Le coût du programme cependant dépend de l'ensemble des ménages mettant leur véhicule au rebut pour en acheter un autre parmi les éligibles $E[R_i(1) | E_i = 1]$. En supposant s le coût par participant, le coût espéré par véhicule éligible s'écrit alors $sE[R_i(1) | E_i = 1] = s[E([R_i(0) | E_i = 1] + E[\Delta_i | E_i = 1])]$.

On calcule le ratio coûts-bénéfices :

$$s \frac{E[R_i(1) | E_i = 1]}{E[\Delta_i | E_i = 1]} = s \left(\frac{E[R_i(0) | E_i = 1]}{\bar{\Delta}_1} + 1 \right).$$

On constate donc que le ratio coûts bénéfice est favorable lorsque l'effet causal du dispositif $\bar{\Delta}_1$ est important par rapport aux mises en retrait infra-marginales $E[R_i(0) | E_i = 1]$. Nous allons dans cette section nous attacher à tenter de décomposer le taux de mise au retrait observé parmi les véhicules éligibles $E[R_i(1) | E_i = 1]$ en un composant causal et un composant infra-marginal.

Cette analyse très simple souligne également le risque potentiellement associé avec un ciblage fort sur des véhicules âgés qui ont un taux de mise au rebut en l'absence d'incitations très élevé. En effet, on voit une association positive très forte entre âge et taux de sortie du parc, même avant la mise en place de la prime à la conversion (voir les Figures C.4 et C.3 en annexe).

Approches empiriques descriptives et causales. On présente dans cette section deux principales approches qui nous permettent d’estimer l’effet de l’éligibilité d’un véhicule à la prime à la conversion sur la probabilité de sortie du parc. On présente dans un premier temps des régressions descriptives qui utilisent différentes dimensions de la variation de l’éligibilité à la prime et se rapproche d’une approche causale en incluant un ensemble d’effets fixes de plus en plus exigeants et ayant pour but d’isoler la variation de l’éligibilité liée à des réformes sur la période 2016-2021. Dans un second temps, on se concentre sur des seuils d’éligibilité en termes d’âge du véhicule sur la période 2019-2021 afin de détecter des discontinuités du taux de mise au rebut autour des âges qui déterminent l’éligibilité d’un véhicule. On met également en place une version longitudinale de cette approche en essayant de détecter des différences de discontinuité avant et après une réforme. On se concentre en particulier sur l’inclusion des véhicules ayant un CritAir 3.

Description de la constitution de la base. La base de travail est une agrégation du Répertoire statistique des véhicules routiers (RSVERO) (L’Hour et Trévien, 2022) au niveau de la commune du propriétaire du véhicule (c), du CritAir (k) et du type de carburant (f) ainsi que de l’âge du véhicule (a). L’unité d’observation i est donc la combinaison de $ckfa$.

L’éligibilité de chacun des véhicules peut se résumer au CritAir et au carburant du véhicule pourvu que l’on sache si le propriétaire est imposable ou non-imposable. Pour la période 2019-2021, les caractéristiques des véhicules sont suffisantes afin de mesurer l’éligibilité des véhicules (même si la générosité de la prime dépend des caractéristiques des ménages). En l’absence de données individuelles sur le revenu, nous faisons le choix dans cette partie de mesurer l’éligibilité E_i pour un ménage non-imposable. L’éligibilité de la cellule E_{it} est une fonction connue du CritAir et du carburant et de l’année de législation que l’on code.

On considère deux variables dépendantes principales. La première est le taux de

sortie définitive des véhicules d'une unité donnée. On définit ce taux R_{it} comme le ratio des sorties définitives au cours de l'année t sur le nombre de véhicules dans le parc au 1er janvier de l'année t . On calcule une deuxième variable très proche mais qui ne comptabilise que les sorties définitives associées à un évènement enregistré par le système d'information des véhicules (SIV).

3.5.2 Résultats

3.5.3 Régressions descriptives

Régressions principales. On présente ici des régressions du type :

$$R_{it} = E_{it}\beta + X_{it}\delta + \lambda_t + u_{it}, \quad (3.1)$$

où X_{it} est un vecteur d'effets fixes variant entre spécifications et où λ_t est un effet fixe année. Le coefficient β capte l'écart (conditionnellement aux effets fixes inclus) entre véhicules éligibles et non-éligibles.

Le tableau 3.7 présente les résultats pour le taux global de sortie définitive alors que le tableau 3.8 se concentre sur les sorties associées à un évènement SIV.

La colonne (1) présente les résultats d'une régression sans aucun contrôle à l'exception des effets fixes années. On constate un écart d'environ 7,8 pp entre les véhicules éligibles et ceux non-éligibles. Il s'agit d'un écart considérable puisque la moyenne de la variable dépendante pour l'ensemble de l'échantillon est de 6,5 %. Bien entendu, cette association statistique est susceptible de refléter le ciblage vers des véhicules plus anciens en plus de l'effet propre du dispositif. On contrôle progressivement pour le carburant (colonne 2) et le CritAir combiné au carburant (colonne 3). On voit en colonne (3) qu'un écart positif et significatif subsiste, équivalent à environ 10 %. Il est à noter que la combinaison du CritAir et du carburant explique parfaitement l'éligibilité. Dès lors cette spécification isole la variation

en panel de l'éligibilité liée à des modifications des conditions permettant au propriétaire de certains véhicules de profiter de la prime à la conversion. En d'autres termes, ce coefficient est estimé en comparant la dynamique de sortie du parc des véhicules avant et après qu'une unité ne devienne éligible.

Bien entendu, les unités sont très hétérogènes en termes d'âge qui est lui-même un important facteur du taux de sortie des véhicules. Lorsque l'on contrôle pour l'âge via un ensemble d'effets fixes, on constate que le coefficient devient négatif (colonne 4). L'introduction d'effets fixes communes changent peu les choses (colonne 5). L'inclusion de l'effet fixe commune est une façon de contrôler pour les facteurs locaux (revenus, taux d'activité, distance au lieu de travail) susceptibles d'affecter la décision de mise au rebut des véhicules et qui sont essentiellement fixes au cours du temps sur la période considérée. Lorsque l'on relâche le contrôle CritAir, on retrouve un coefficient positif (colonne 6). Il semblerait donc que contrôler à la fois pour l'âge et le CritAir change le signe du coefficient obtenu. Cela est confirmé colonne 7 lorsque l'on introduit le contrôle CritAir séparément de (et non pas interagi avec) l'effet fixe carburant. La colonne (8) confirme le rôle très limité des facteurs locaux sur la taille du différentiel de mise au rebut entre véhicules éligibles et non-éligibles.

Les résultats présentés montrent que s'il existe bien un lien positif entre éligibilité et taux de sortie du parc, il est difficile de mettre en évidence une relation robuste lorsque l'on cherche à contrôler pour l'âge des véhicules en question tout en cherchant à isoler de la variation en panel du statut d'éligibilité. Les résultats présentés concernant le taux de sortie du parc en présence d'un événement SIV dans le tableau 3.8 sont très proches de ceux déjà commentés. Les coefficients sont plus faibles, environ 1,4 pp pour la colonne (1), mais relativement à la moyenne de la variable dépendante (1,4 %), l'écart entre véhicules éligibles et non-éligibles est très comparable.

TABLEAU 3.7 – Taux de sortie des véhicules éligibles à la prime à la conversion.

Dependent Variable : Model :	(1)	(2)	(3)	Taux de mise au rebut		(6)	(7)	(8)
				(4)	(5)			
E_i	0.0783*** (0.0002)	0.0822*** (0.0002)	0.0085*** (8.98×10^{-5})	-0.0031*** (9.79×10^{-5})	-0.0032*** (9.93×10^{-5})	0.0159*** (0.0002)	-0.0036*** (0.0001)	0.0784*** (0.0002)
<i>Effets fixes</i>								
Année	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Carburant		✓	✓	✓	✓	✓	✓	
CritAir-Carburant			✓	✓	✓	✓		
Âge du véhicule				✓	✓	✓	✓	
Commune					✓			✓
CritAir							✓	
<i>Statistiques</i>								
Observations	10,425,391	10,425,391	10,425,391	10,425,391	10,425,391	10,425,391	10,425,391	10,425,391
R ²	0.29875	0.31007	0.43906	0.46701	0.48354	0.42551	0.45008	0.31384
Within R ²	0.23070	0.24308	0.00103	0.00012	0.00014	0.00461	0.00016	0.23171
Moyenne var dép.	0.06566	0.06566	0.06566	0.06566	0.06566	0.06566	0.06566	0.06566

Notes : Le tableau reporte les résultats de plusieurs spécifications décrites par l'équation (3.1). La variable explicative d'intérêt est ici une variable binaire égale à 1 si l'unité est éligible à la mise au rebut pour un ménage non-imposable au deuxième semestre de l'année en cours. La période d'estimation est 2016-2021. Les écarts-types robustes groupés au niveau des communes de résidences des propriétaires sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***. Une unité d'observation est la combinaison unique d'un CritAir, âge et type de carburant et commune de résidence du propriétaire. La variable dépendante est le taux de sortie des véhicules au sein de chaque unité. Ce taux est calculé comme le ratio du nombre de véhicules retirés par rapport au nombre de véhicules présent dans le parc au sein d'une année donnée. Les véhicules sont considérés comme retirés lorsqu'ils disparaissent du panel RSVERO définitivement. La variable d'éligibilité est égale à 1 si l'unité considérée est éligible à la prime à la conversion pour un ménage non-imposable au deuxième semestre de l'année en cours. La période d'estimation est 2016-2021. Le taux d'éligibilité moyen sur la période est de 31 %.

TABEAU 3.8 – Taux de sortie avec évènement SIV des véhicules éligibles à la prime à la conversion.

Dependent Variable : Model :	(1)	(2)	(3)	Taux de mise au rebut (évt SIV)				
				(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
E_i	0.0137*** (8.49×10^{-5})	0.0139*** (8.62×10^{-5})	0.0007*** (3.79×10^{-5})	-0.0011*** (4.38×10^{-5})	-0.0011*** (4.42×10^{-5})	0.0037*** (4.81×10^{-5})	-0.0014*** (4.37×10^{-5})	0.0136*** (8.37×10^{-5})
<i>Fixed-effects</i>								
Année	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Carburant		✓	✓	✓	✓	✓	✓	
CritAir-Carburant			✓	✓	✓			
Âge du véhicule				✓	✓	✓	✓	
Commune					✓			✓
CritAir							✓	
<i>Statistiques</i>								
Observations	10,425,391	10,425,391	10,425,391	10,425,391	10,425,391	10,425,391	10,425,391	10,425,391
R ²	0.07969	0.08011	0.14049	0.15529	0.16429	0.10563	0.13575	0.08877
Within R ²	0.05073	0.05049	3.09×10^{-5}	7.62×10^{-5}	7.99×10^{-5}	0.00127	0.00013	0.04984
Moyenne var dép.	0.01425	0.01425	0.01425	0.01425	0.01425	0.01425	0.01425	0.01425

Clustered (cluster) standard-errors in parentheses

Signif. Codes : *** : 0.01, ** : 0.05, * : 0.1

Notes : Le tableau reporte les résultats de plusieurs spécifications décrites par l'équation (3.1). La variable explicative d'intérêt est ici une variable binaire égale à 1 si l'unité est éligible à la mise au rebut pour un ménage non-imposable au deuxième semestre de l'année en cours. La période d'estimation est 2016-2021. Les écarts-types robustes groupés au niveau des communes de résidences des propriétaires sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***. Une unité d'observation est la combinaison unique d'un CritAir, âge et type de carburant et commune de résidence du propriétaire. La variable dépendante est le taux de sortie des véhicules au sein de chaque unité. Ce taux est calculé comme le ratio du nombre de véhicules retirés par rapport au nombre de véhicules présent dans le parc au sein d'une année donnée. Les véhicules sont considérés comme retirés lorsqu'ils disparaissent du panel RSVERO définitivement. La variable d'éligibilité est égale à 1 si l'unité considérée est éligible à la prime à la conversion pour un ménage non-imposable au deuxième semestre de l'année en cours. La période d'estimation est 2016-2021. Le taux d'éligibilité moyen sur la période est de 31 %. Ici, on ajoute également la condition d'avoir fait l'objet d'une inscription au système d'information des véhicules (SIV).

Régressions placebo. On voit donc dans les tableaux 3.7 et 3.8 qu’il existe une association positive entre taux de mise au rebut des véhicules et éligibilité à la prime à la conversion, dès lors que l’on n’introduit pas de contrôle pour l’âge. Bien entendu, il est délicat d’interpréter de manière causale cette relation dans la mesure où l’âge introduit un biais de variable omise potentiel. Dans cette section, on procède à l’estimation de régressions dite placebo. Le but de ces régressions est de déterminer dans quelle mesure contrôler pour l’âge apparaît nécessaire et dès lors dans quelle mesure les régressions précédentes montrant des coefficients positifs non conditionnellement à l’âge sont susceptibles de refléter une relation causale plutôt qu’un biais de variable omise.

À cette fin, nous considérons la période 2011-2014 avant la mise en place de la prime à la conversion. Nous supposons une politique fictive E_{it}^{placebo} qui correspond aux conditions de la prime à la conversion de 2018 et qui aurait été mise en place en 2013. On estime ensuite l’équivalent de l’équation (3.1) en remplaçant E_{it} par E_{it}^{placebo} . Dans la mesure où il n’existait pas sur cette période une politique suivant précisément les critères de la prime à la conversion de 2018, nous savons que l’effet de ce dispositif fictif est nul, et dès lors tout coefficient différent de 0 reflètera une forme de biais de sélection. Bien entendu, cette analyse n’est utile à notre interprétation des tableaux 3.7 et 3.8 que sous l’hypothèse que le biais de sélection est relativement stable au cours du temps.

Le tableau 3.9 montre les résultats pour le taux de sortie définitive. On constate un coefficient positif dans la colonne (1) d’une ampleur relativement à la moyenne de la variable dépendante très comparable à ce que l’on a obtenu sur la vraie période. On fait le même constat lorsque l’on regarde la colonne (3) qui introduit les effets fixes CritAir $\times$ carburant. Le traitement placebo demeure important dans la mesure où il représente +0.34 pp soit environ 5 % de la moyenne de la variable dépendante. L’introduction des contrôles pour l’âge mène comme précédemment à un coefficient négatif et statistiquement significatif mais néanmoins extrêmement

faible : il ne représente que 0,5 % de la moyenne de la variable dépendante. On voit donc que le contrôle pour l'âge semble nécessaire afin d'éliminer le biais capturé par les traitements placebo. Hélas cette spécification correspond à celle qui ne donne aucun résultat dans le cas du traitement actuel.

TABLEAU 3.9 – Régressions placebo sur le taux de sortie des véhicules éligibles à la PAC

Dependent Variable : Model :	(1)	(2)	(3)	Mise au rebut		(6)	(7)	(8)
				(4)	(5)			
<i>Variables</i>								
E_i^{placebo}	0.0563*** (0.0002)	0.0643*** (0.0002)	0.0034*** (9.88×10^{-5})	-0.0003*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	0.0016*** (0.0001)	0.0026*** (0.0001)	0.0564*** (0.0002)
<i>Effets fixes</i>								
Année	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Carburant		✓	✓	✓	✓	✓	✓	
CritAir-Carburant			✓	✓	✓			
Âge du véhicule				✓	✓	✓	✓	
Commune					✓			✓
CritAir							✓	
<i>Fit statistics</i>								
Observations	5,347,023	5,347,023	5,347,023	5,347,023	5,347,023	5,347,023	5,347,023	5,347,023
R ²	0.07900	0.16256	0.39472	0.42796	0.45041	0.40653	0.42385	0.09945
Within R ²	0.07863	0.10712	0.00022	1.3×10^{-6}	2.67×10^{-6}	6.35×10^{-5}	0.00013	0.07981
Moyenne var dép.	0.05853	0.05853	0.05853	0.05853	0.05853	0.05853	0.05853	0.05853

Notes : Le tableau reporte les résultats de plusieurs spécifications décrites par l'équation (3.1). La variable explicative d'intérêt est ici un traitement placebo qui applique les conditions d'éligibilité pour la mise au rebut de la prime à la conversion de 2018 à partir de 2013. La période d'estimation est 2011-2014. Les écarts-types robustes groupés au niveau des communes de résidences des propriétaires sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***. Une unité d'observation est la combinaison unique d'un CritAir, âge et type de carburant et commune de résidence du propriétaire. La variable dépendante est le taux de sortie des véhicules au sein de chaque unité. Ce taux est calculé comme le ratio du nombre de véhicules retirés par rapport au nombre de véhicules présent dans le parc au sein d'une année donnée. Les véhicules sont considérés comme retirés lorsqu'ils disparaissent du panel RSVERO définitivement. Il s'agit donc de régressions placebo au sens où l'éligibilité correspond à un traitement fictif correspond à une prime à la conversion entrée en vigueur en 2013 selon les critères de 2018.

Conclusion sur la partie régression descriptives. On conclut de cet exercice que les spécifications présentées ci-dessus, en dépit de leur intérêt descriptif, sont peu susceptibles d'avoir une valeur causale. L'âge des véhicules éligibles est un déterminant important de leur probabilité de sortie définitive. Néanmoins le prendre en compte aboutit à des coefficients négatifs et de très faibles ampleur. Nous adoptons maintenant une approche alternative qui consiste à exploiter les différences d'éligibilité introduit par le dispositif autour d'âges limites.

3.5.4 Analyse des discontinuités autour des âges limites

Présentation de l’approche. L’éligibilité des véhicules à mettre au rebut au dispositif PAC dépend de leur CritAir et de leur type de carburant. La définition des CritAir dépend de la date de la première mise en circulation des véhicules. Dès lors, l’éligibilité de deux véhicules comparables va varier fortement en fonction de l’âge du véhicule (défini comme la différence entre l’année courante et l’année de première mise en circulation enregistrée dans RSVERO).

La présence de seuils est fréquente dans les dispositifs d’incitation au renouvellement des véhicules. Par exemple, aux États-Unis, le programme “cash-for-clunkers” (Hoekstra et al., 2017) implique des discontinuités de l’éligibilité des véhicules d’occasion à mettre au rebut en fonction de l’efficacité énergétique des véhicules. De façon générale, les dispositifs visant à promouvoir l’efficacité énergétique de différents types de biens durables présentent généralement ce type de discontinuité (Boomhower et Davis, 2014; Allcott et Greenstone, 2012).

Exploiter la variation autour de ces seuils est une approche complémentaire à celle adoptée ci-dessus. Au lieu de contrôler pour les effets âge et d’exploiter la variation en panel liée à des réformes d’éligibilité, on exploite des différences limitées d’âge qui implique de fortes différences d’éligibilité.

La réforme analysée : les changements d’éligibilité des véhicules à mettre au rebut entre 2019 et 2021. Depuis juin 2020, la prime à la conversion permet mettre au rebut des voitures CritAir 3 alors que seuls les CritAir 4 et CritAir 5 étaient auparavant éligibles. La prime à la conversion s’étend donc à toutes les voitures diesel dont la première date d’immatriculation est avant le 1er janvier 2011, et toutes les voitures essence dont la première date d’immatriculation se situe avant le 1er janvier 2006. Cela implique en 2020 une discontinuité en matière d’éligibilité autour du seuil de 9 ans pour les véhicules diesels et 14 ans pour les véhicules essence. Ce seuil se déplace à 10 et 15 ans pour l’année 2021. On propose donc

de comparer les taux de mise au rebut autour de ces seuils ainsi que leur évolution avant et après la mise en place de la politique. Un intérêt de cette réforme est qu'elle concerne l'ensemble des ménages indépendamment de leur revenu fiscal de référence. Cela permet de minimiser l'erreur de mesure dans l'éligibilité quand on ne connaît pas le statut fiscal du propriétaire du véhicule.

Notre analyse ne conserve que les observations pour lesquelles les CritAir et l'âge tel que calculé à partir de RSVERO sont cohérents.

Spécification en niveau et en première différence (*diff-in-disc*) On note a_{it} l'âge des véhicules au sein de l'unité i à l'année t . On considère deux spécifications principales qui sont descriptives mais sont de nature à détecter des discontinuités de mise au rebut autour des âges limites. La première consiste à mesurer le niveau année par année du taux de sortie des véhicules pour chaque catégorie d'âge :

$$R_{it} = \sum_a \mathbb{1}\{a_{it} = a\} \beta_{at} + \lambda_{ct} + e_{it}, \quad (3.2)$$

L'équation 3.2 est estimée séparément pour les années 2019, 2020 et 2021. La deuxième équation consiste à mesurer l'évolution du taux de sortie des véhicules au cours du temps en prenant 2019 comme année de référence. Il s'agit d'une forme de différence de discontinuité (Dutronc-Postel et Tondini, 2021, voir par exemple *diff-in-disc*).

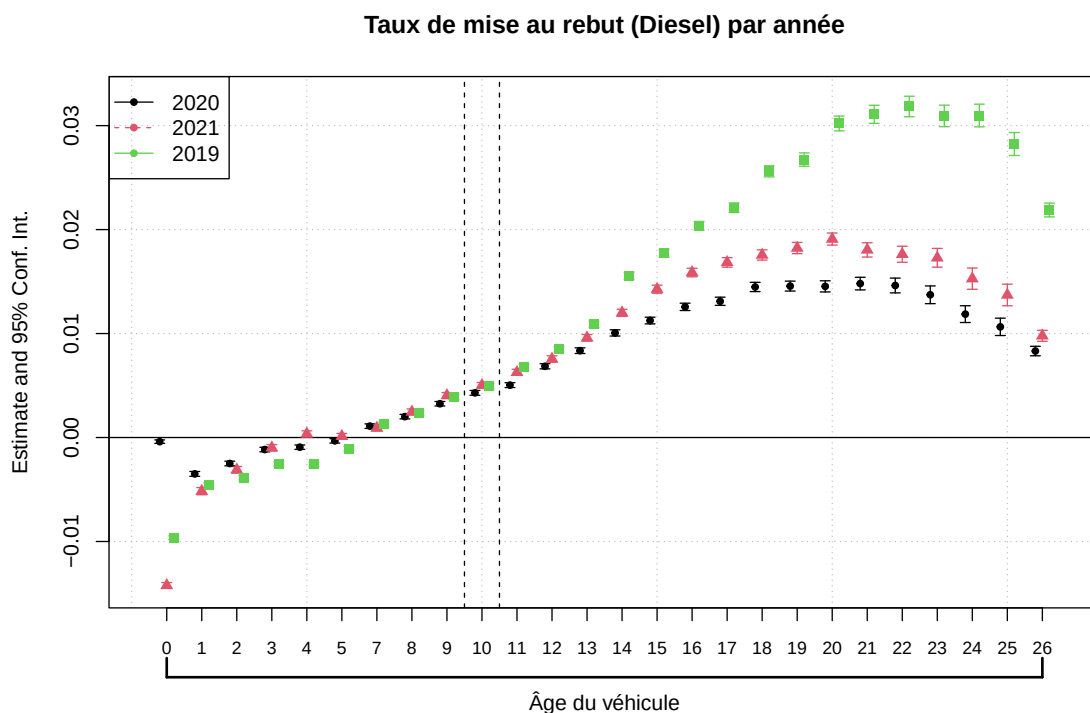
$$R_{it} = \sum_a \mathbb{1}\{a_{it} = a\} \gamma_a + \sum_{a \neq a_{\text{ref}}} \mathbb{1}\{a_{it} = a\} \times \mathbb{1}\{t > 2019\} \beta_a + \lambda_{ct} + e_{it} \quad (3.3)$$

L'équation 3.3 est estimée séparément pour les années 2019 et 2020 d'une part et 2019 et 2021 d'autre part. Les coefficients captent l'évolution spécifique à chaque âge du taux de sortie des véhicules entre 2019 et 2020 ou 2021. En présence d'un

effet du dispositif sur cette variable, on s'attend à ce que les coefficients deviennent positifs une fois dans la zone d'éligibilité. Dans chaque cas, on prend comme âge de référence l'année 6.

Résultats. Les figures 3.1 et 3.2 présentent les résultats en niveaux pour les véhicules diesel et essence respectivement. Dans aucun des deux cas on ne voit de discontinuité apparaître autour des âges limites, de discontinuité en termes de taux de sortie des véhicules, que ce soit en 2020 ou bien 2021.

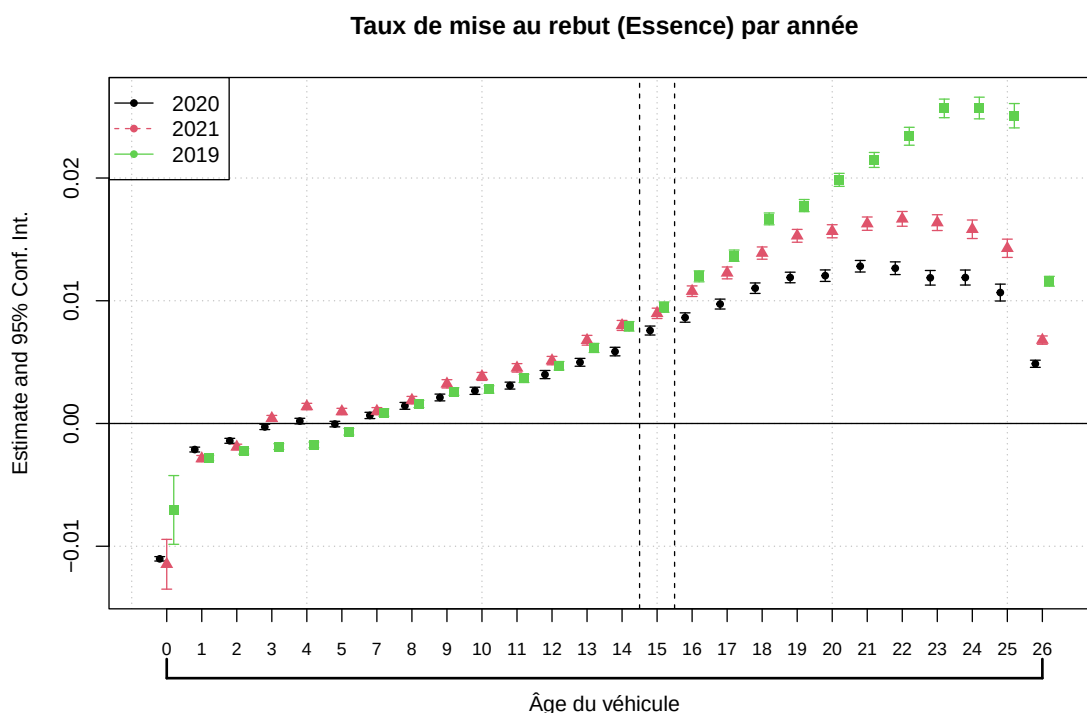
FIGURE 3.1 – Taux de sortie parmi les véhicules diesel autour de l'âge limite de 10 et 11 ans.



Notes : Le tableau présente les coefficients de la spécification (3.2). La variable dépendante est le taux de sortie des véhicules associés à un événement SIV. Les observations sont pondérées par la taille du parc au 1er janvier de l'année en cours. Les intervalles de confiance à 95 % sont construits sur la base d'écarts types groupés au niveau commun. La première ligne verticale correspond à l'âge minimal des CritAir 3 diesel en 2020 (immatriculés en 2011) et la deuxième correspond à l'âge minimal en 2021.

Les figures 3.3 et 3.4 présentent les résultats en première différence pour les véhicules diesel et essence respectivement. Ce graphique représente les écarts entre 2020/2021 et 2019. Dans aucun des deux cas, on ne distingue pas de différences

FIGURE 3.2 – Taux de sortie parmi les véhicules essence autour de l'âge limite de 14 et 15 ans.

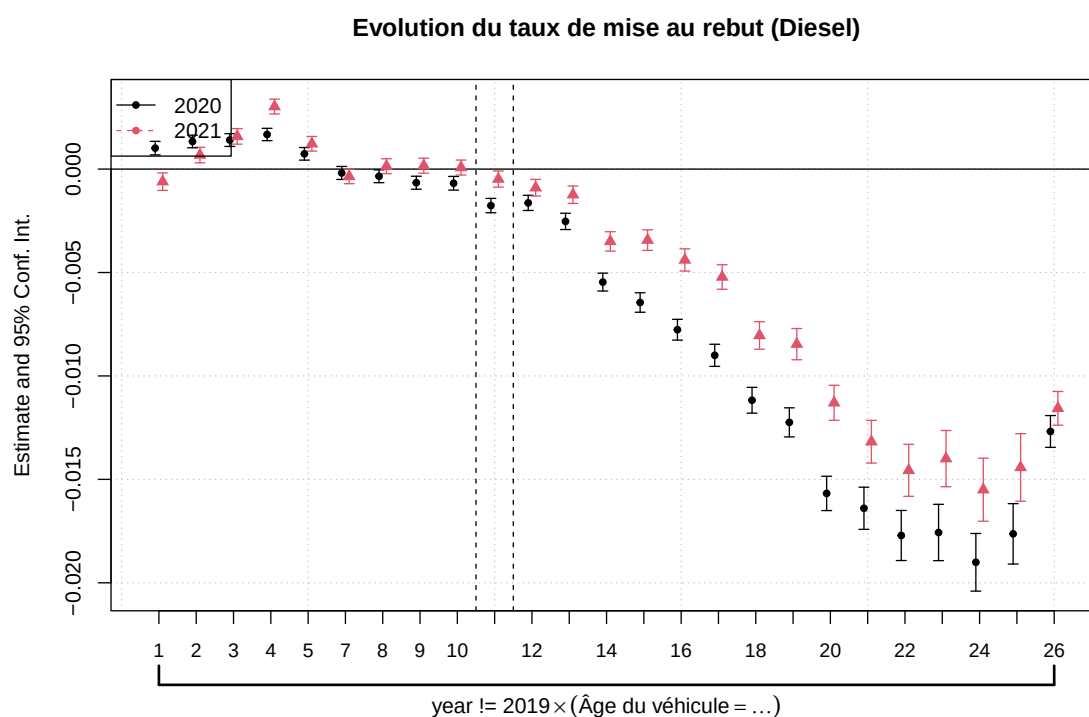


Notes : Le tableau présente les coefficients de la spécification (3.2). La variable dépendante est le taux de sortie des véhicules associés à un évènement SIV. Les observations sont pondérées par la taille du parc au 1er janvier de l'année en cours. Les intervalles de confiance à 95 % sont construits sur la base d'écart types groupés au niveau commune. La première ligne verticale correspond à l'âge minimal des CritAir 3 essence en 2020 (immatriculés en 2006) et la deuxième correspond à l'âge minimal en 2021.

en termes de discontinuité autour des âges limites.

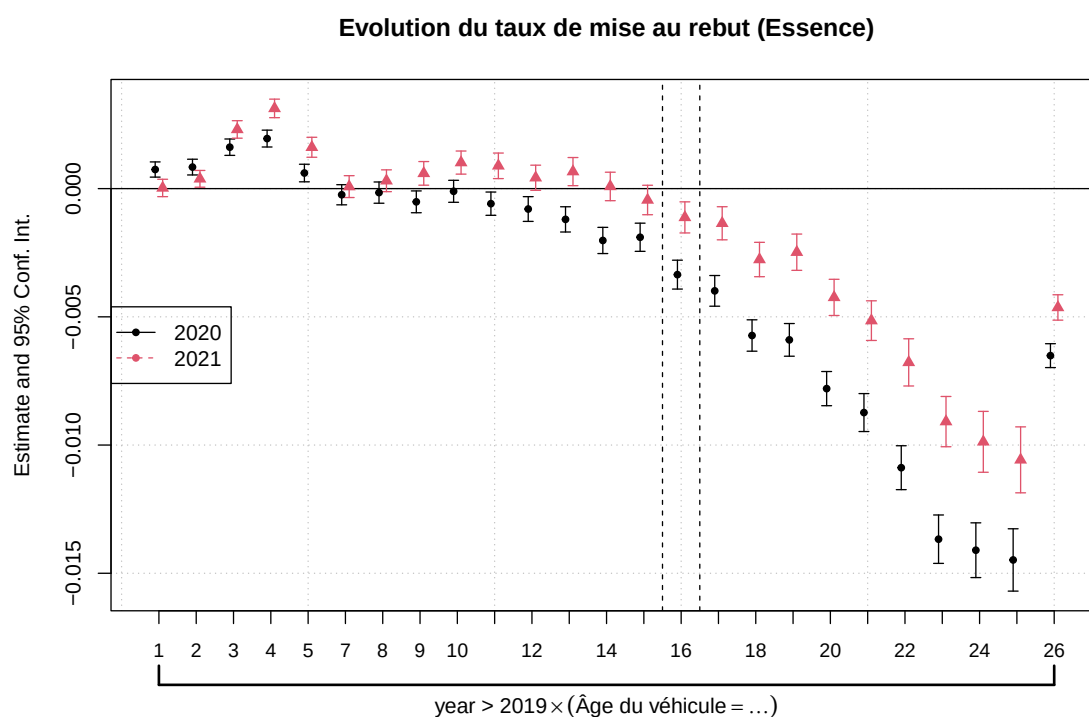
Conclusion et discussion. Les résultats présentés ici ne supportent pas l'existence d'un effet causal de l'éligibilité des véhicules sur le taux de sortie des véhicules du parc autour de la discontinuité étudiée.

FIGURE 3.3 – Évolution du taux de sortie parmi les véhicules diesel autour de l'âge limite de 10 et 11 ans.



Notes : Le tableau présente les coefficients de la spécification (3.3). La variable dépendante est le taux de sortie des véhicules associés à un événement SIV. Les observations sont pondérées par la taille du parc au 1er janvier de l'année en cours. Les intervalles de confiance à 95 % sont construits sur la base d'écarts types groupés au niveau commune. La première ligne verticale correspond à l'âge minimal des CritAir 3 diesel en 2020 (immatriculés en 2011) et la deuxième correspond à l'âge minimal en 2021.

FIGURE 3.4 – Évolution du taux de sortie parmi les véhicules essence autour de l'âge limite de 14 et 15 ans.



Notes : Le tableau présente les coefficients de la spécification (3.3). La variable dépendante est le taux de sortie des véhicules associés à un événement SIV. Les observations sont pondérées par la taille du parc au 1er janvier de l'année en cours. Les intervalles de confiance à 95 % sont construits sur la base d'écarts types groupés au niveau commune. La première ligne verticale correspond à l'âge minimal des CritAir 3 essence en 2020 (immatriculés en 2006) et la deuxième correspond à l'âge minimal en 2021.

3.6 Analyse sur les caractéristiques des véhicules neufs

3.6.1 Approche empirique

Dans cette section, on procède à l'analyse des effets de la PAC sur les caractéristiques des véhicules neufs. Nous disposons pour cela de données agrégées à l'échelle communale sur le recours à la PAC. On met en relation le recours à la PAC et les caractéristiques des véhicules neufs issus de RSVERO.

On présente en premier lieu des analyses simples montrant des corrélations dans la section 3.6.2. L'approche causale envisagée, dans l'esprit des papiers sur le programme américain *cash-for-clunkers* (Mian et Sufi, 2012), repose sur la variation entre communes du taux de véhicules éligibles dans le parc local. Il apparaît que la part de véhicules éligibles n'explique que faiblement le recours dès lors que l'on introduit des effets fixes communes et années afin d'isoler la variation en panel du recours. Ce résultat est cohérent avec l'absence d'effet sur le taux de sortie des véhicules de l'éligibilité que les résultats présentés ci-dessus suggèrent.

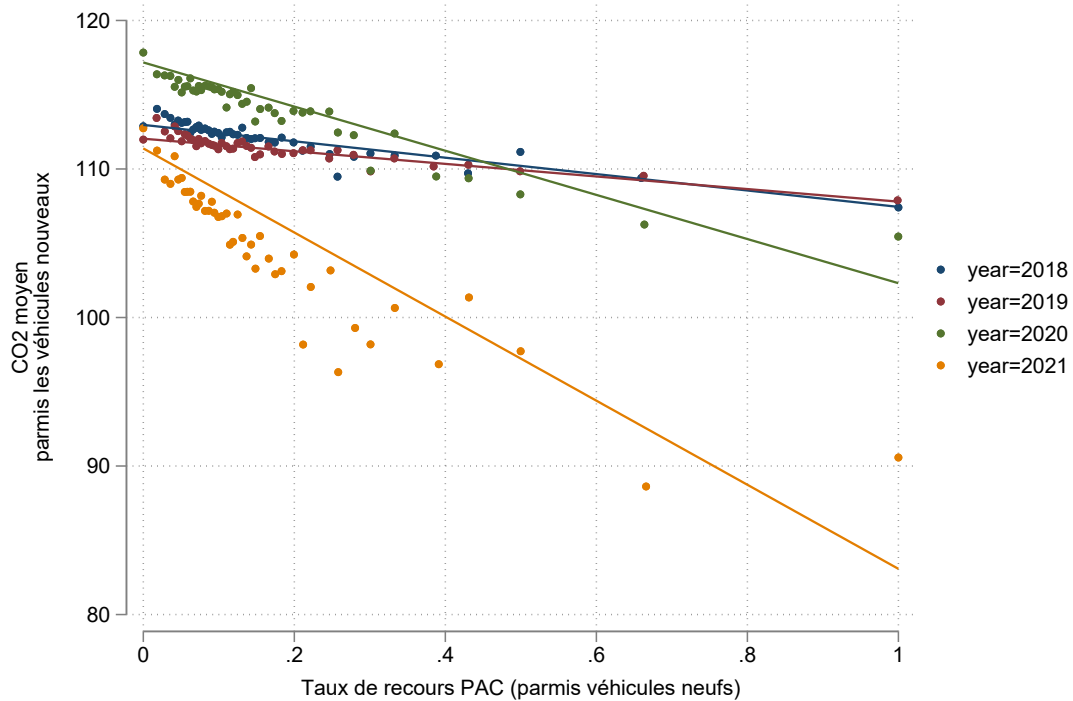
3.6.2 Corrélation entre recours à la PAC et caractéristiques des nouveaux véhicules.

Comme évoqué en introduction, la prime à la conversion est susceptible d'affecter à la fois la décision de retirer de vieux véhicules du parc, mais également le choix des véhicules neufs, conditionnellement à avoir décidé d'acheter un véhicule neuf. On s'intéresse ici à cette dernière dimension, en examinant le lien entre le recours à la prime à la conversion au niveau communal et les caractéristiques des véhicules neufs achetés par les propriétaires résidant dans cette commune. On se concentre sur deux dimensions de ce choix : l'intensité CO₂ des véhicules et le type

de motorisation des véhicules achetés.

Relation entre le CO₂ moyen des voitures neuves et le taux de recours à la PAC. La figure 3.5 présente un graphique de type *binscatter*, c'est-à-dire un nuage de points groupés, afin d'illustrer la relation entre le CO₂ moyen des voitures neuves et le taux de recours à la PAC. Pour chaque année de 2018 à 2021, nous calculons le taux de recours à la PAC en nous concentrant sur les dossiers concernant les véhicules neufs que nous rapportons à la quantité totale de voitures neuves. La figure crée pour chaque année 100 groupes de taille équivalente (environ 330 observations chacun) en les classant du moins au plus de recours à la PAC, et pour chacun de ces groupes est présente en ordonnée la valeur moyenne du CO₂ communal au sein de ce groupe de commune. On note une relation négative dès 2018, qui s'accroît nettement en 2020 et plus encore en 2021.

FIGURE 3.5 – Relation en coupe entre taux de recours PAC et le CO₂ moyen des voitures neuves au niveau communal



Notes : Cette figure présente la valeur du CO₂ moyen (axe des ordonnées) en fonction du taux de recours à la prime à la conversion (PAC) au niveau communal. A cette fin chaque commune est classée en 50 catégories par ordre croissant de recours à la PAC. La figure présente ensuite pour chaque catégorie la valeur moyenne du recours et la valeur moyenne du CO₂. Chaque point représente donc environ 500 communes.

Cette association négative (en coupe) pourrait être interprétée comme suggérant que le recours cause bien une baisse en intensité carbone des nouvelles immatriculations. Néanmoins, comme dans toute analyse en coupe (*cross-sectional*), il est fort probable que des problèmes de variables omises viennent affecter cette relation. On procède donc à des régressions qui contrôlent progressivement pour différents facteurs locaux. Les résultats sont présentés dans le tableau 3.10. La colonne (1) reproduit juste les résultats graphiques de la figure précédente en analysant de façon jointe l'ensemble des années. On note un coefficient négatif et fortement significatif. Dans la colonne (2) on contrôle pour certains facteurs observables prédictifs du recours à la PAC selon l'analyse présentée ci-dessus (voir tableau 3.6). On retient

comme contrôle la taille du parc au premier janvier de l'année en cours (en log), le revenu moyen en 2014 ainsi que la part de CSP supérieure en 2014. Le coefficient n'est guère affecté par ces contrôles. Dans la colonne (3), on effectue une analyse proprement en panel en incluant un effet fixe commune dans la régression. Dès lors, le coefficient est identifié grâce aux variations d'une année à l'autre du recours et du CO₂ moyen des véhicules neufs au sein d'une commune donnée. Cette analyse a donc l'avantage de contrôler pour l'ensemble des déterminants fixes au cours du temps (au sein de la période de 4 ans étudiée), susceptibles d'affecter à la fois le recours et le CO₂ moyen des voitures neuves (par exemple des préférences locales marquées pour les véhicules propres qui pourraient augmenter le recours et faire baisser le CO₂ moyen ou encore un revenu faible qui incite à recourir à la PAC conditionnellement à acheter un véhicule et qui pousse à acheter des petits véhicules faiblement émetteurs). On constate une relation fortement négative entre les deux variables et le coefficient est largement comparable à ceux obtenus à partir de variation en coupe.

TABLEAU 3.10 – Régression du CO₂ moyen des voitures neuves sur le taux de recours PAC

	(1)	(2)	(3)	(4)
Taux de recours PAC	-12.63*** (0.462)	-13.36*** (0.468)	-11.36*** (0.529)	-13.24*** (0.452)
R^2	0.034	0.037	0.333	0.411
Adjusted R^2	0.034	0.037	0.095	0.201
EF année	✓	✓	✓	✓
Contrôles observables		✓		
EF commune			✓	✓
Pondération pop.				✓
Moyenne var. dép.	111.901	111.897	111.893	111.891
Observations	128531	128060	127829	127423

Notes : La variable explicative d'intérêt est le taux de recours à la PAC en termes de véhicules neufs. Il s'agit du nombre de dossiers PAC pour un véhicule neuf rapporté au nombre de véhicules neufs au niveau communal. La période d'estimation est 2018-2021. Les écarts-types robustes groupés au niveau des communes de résidences des propriétaires sont reportés entre parenthèses. La colonne (4) est pondérée par la population en 2014. Les contrôles observables incluent : la taille du parc au premier janvier de l'année en cours (en log), le revenu moyen en 2014 ainsi que la part de CSP supérieure en 2014. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***.

Relation entre motorisation et recours à la prime à la conversion. On constate une association fortement négative entre recours et CO₂ moyen. On s'intéresse maintenant au type de véhicules le plus fortement associé aux hausses de recours. Les tableaux 3.11 et 3.12 étudient la relation du recours avec la part des véhicules électriques et hybrides rechargeables respectivement. On constate une forte association positive entre la part de véhicules électriques et le recours à la prime à la conversion. Cette corrélation est stable entre spécifications. Au contraire, on constate une association assez faible avec la part de marché des véhicules hybrides.

3.6.3 Tentatives d'analyse causale

Le tableau 3.13 montre une forte corrélation entre corrélation forte entre éligibilité et recours à la PAC en coupe, mais pas de pouvoir prédictif en panel (colonne

TABLEAU 3.11 – Régression de la part des véhicules électriques sur le taux de recours PAC

	(1)	(2)	(3)	(4)
Taux de recours PAC	0.0781*** (0.00339)	0.0865*** (0.00343)	0.0746*** (0.00379)	0.0851*** (0.00322)
R^2	0.143	0.150	0.412	0.611
Adjusted R^2	0.143	0.150	0.202	0.472
EF année	✓	✓	✓	✓
Contrôles observables		✓		
EF commune			✓	✓
Pondération pop.				✓
Moyenne var. dép.	0.057	0.057	0.057	0.057
Observations	128534	128062	127833	127427

Notes : La variable explicative d'intérêt est le taux de recours à la PAC en termes de véhicules neufs. Il s'agit du nombre de dossiers PAC pour un véhicule neuf rapporté au nombre de véhicules neufs au niveau communal. La période d'estimation est 2018-2021. Les écarts-types robustes groupés au niveau des communes de résidences des propriétaires sont reportés entre parenthèses. La colonne (4) est pondérée par la population en 2014. Les contrôles observables incluent : la taille du parc au premier janvier de l'année en cours (en log), le revenu moyen en 2014 ainsi que la part de CSP supérieure en 2014. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***.

3) et même négative lorsque la régression est pondérée par la population en 2014.

TABEAU 3.12 – Régression de la part des véhicules hybrides rechargeables sur le taux de recours PAC

	(1)	(2)	(3)	(4)
Taux de recours PAC	-0.000477 (0.00154)	0.00275* (0.00155)	0.00243 (0.00184)	0.00609*** (0.00149)
R^2	0.058	0.063	0.335	0.495
Adjusted R^2	0.058	0.063	0.098	0.314
EF année	✓	✓	✓	✓
Contrôles observables		✓		
EF commune			✓	✓
Pondération pop.				✓
Moyenne var. dép.	0.017	0.017	0.017	0.017
Observations	128534	128062	127833	127427

Notes : La variable explicative d'intérêt est le taux de recours à la PAC en termes de véhicules neufs. Il s'agit du nombre de dossiers PAC pour un véhicule neuf rapporté au nombre de véhicules neufs au niveau communal. La période d'estimation est 2018-2021. Les écarts-types robustes groupés au niveau des communes de résidences des propriétaires sont reportés entre parenthèses. La colonne (4) est pondérée par la population en 2014. Les contrôles observables incluent : la taille du parc au premier janvier de l'année en cours (en log), le revenu moyen en 2014 ainsi que la part de CSP supérieure en 2014. $p < 0.10$

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***.

TABLEAU 3.13 – Régression du taux de recours PAC sur la part de véhicules éligibles dans le parc

	(1)	(2)	(3)	(4)
Z = Élig. moy. du parc	0.327*** (0.00952)	0.214*** (0.0153)	0.0555** (0.0237)	-0.146*** (0.0217)
R^2	0.020	0.023	0.286	0.397
Adjusted R^2	0.020	0.023	0.048	0.196
EF année	✓	✓	✓	✓
Contrôles observables		✓		
EF commune			✓	✓
Pondération pop.				✓
Moyenne var. dép.	0.114	0.115	0.114	0.115
F-valeur	1184.1	527.9	5.470	45.05
Observations	138390	137531	138390	137588

Notes : La variable dépendante d'intérêt est le taux de recours à la PAC en termes de véhicules neufs. Il s'agit du nombre de dossiers PAC pour un véhicule neuf rapporté au nombre de véhicules neufs au niveau communal. La variable explicative est la part de véhicules éligibles à la PAC pour mise au rebut au 01/01 de l'année en cours en prenant en compte la part de ménages imposables dans la commune. La période d'estimation est 2018-2021. Les écarts-types robustes groupés au niveau des communes de résidences des propriétaires sont reportés entre parenthèses. Les contrôles observables incluent : la taille du parc au premier janvier de l'année en cours (en log), le revenu moyen en 2014 ainsi que la part de CSP supérieure en 2014. La colonne (4) est pondérée par la population en 2014. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***.

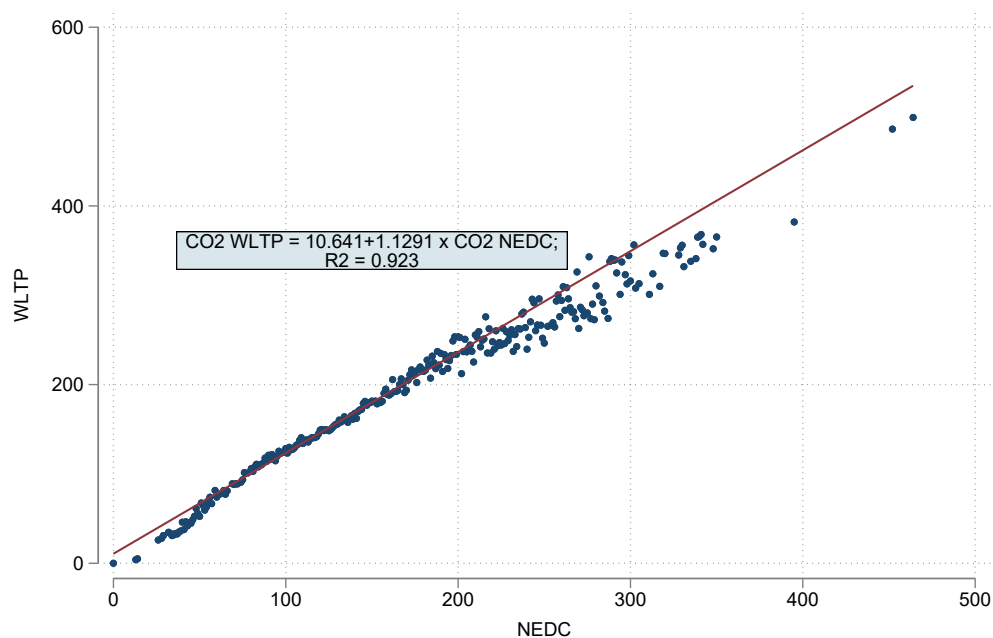
CONCLUSION GÉNÉRALE

Dans ce travail, nous nous sommes efforcés de rassembler des éléments empiriques sur l'efficacité des mesures de soutien aux véhicules propres, en se concentrant d'une part sur le bonus-malus écologique qui ne concerne que les véhicules neufs, et sur la Prime à la conversion qui vise à augmenter le taux de rotation du parc automobile.

ANNEXE A

A.1 Annexe : résultats supplémentaires

FIGURE A.1 – Relation entre les CO₂ g/km à la norme NEDC et WLTP (données 2019 de la Commission UE pour la France)



Notes : Données de la commission européenne <http://C02cars.apps.eea.europa.eu>.

TABLEAU A.1 – Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs : Pays Bas

	(1)	(2)	(3)	(4)
T_{jt}	-0.0112** (0.00567)	-0.0186*** (0.00593)	-0.0209*** (0.00709)	
$T_{jt} \times \text{EV/HEV}_j$				-0.182*** (0.0453)
$T_{jt} \times \text{ICE}_j$				-0.0112 (0.00709)
R^2	0.651	0.658	0.680	0.680
Adjusted R^2	0.635	0.640	0.659	0.660
EF mois $\times$ pays	✓			
EF mois $\times$ segment		✓		
EF mois $\times$ segment $\times$ fuel $\times$ pays			✓	✓
Elasticité	-0.344	-0.571	-0.641	
Elasticité EV/HEV				-8.352
Elasticité ICE				-0.309
Observations	101346	101346	100535	100535

Notes : La variable dépendante est le log des ventes. Pour des raisons de lisibilité, le malus net des bonus T est exprimé en milliers d'euros. L'échantillon d'estimation inclut l'ensemble des véhicules disponibles. Un véhicule est défini comme disponible s'il a au moins eu un mois de vente positive dans un des pays de l'échantillon. La période d'estimation commence en janvier 2015 et finit en mai 2021. L'élasticité est calculée comme la moyenne pondérée par les ventes des élasticités spécifiques à chaque modèle qui est obtenue à partir de la formule du modèle de logit simple. Les écarts-types robustes groupés au niveau des spécifications de véhicule sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***

TABLEAU A.2 – Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs : Italie

	(1)	(2)	(3)	(4)
T_{jt}	-0.0475* (0.0253)	-0.0956*** (0.0256)	-0.0242 (0.0285)	
$T_{jt} \times \text{EV/HEV}_j$				-0.189*** (0.0607)
$T_{jt} \times \text{ICE}_j$				0.0146 (0.0314)
R^2	0.734	0.738	0.744	0.744
Adjusted R^2	0.722	0.725	0.729	0.730
EF mois $\times$ pays	✓			
EF mois $\times$ segment		✓		
EF mois $\times$ segment $\times$ fuel $\times$ pays			✓	✓
Elasticité	-1.191	-2.395	-0.624	
Elasticité EV/HEV				-6.745
Elasticité ICE				0.365
Observations	178086	178086	170451	170451

Notes : La variable dépendante est le log des ventes. Pour des raisons de lisibilité, le malus net des bonus T est exprimé en milliers d'euros. L'échantillon d'estimation inclut l'ensemble des véhicules disponibles. Un véhicule est défini comme disponible s'il a au moins eu un mois de vente positive dans un des pays de l'échantillon. La période d'estimation commence en janvier 2015 et finit en mai 2021. L'élasticité est calculée comme la moyenne pondérée par les ventes des élasticités spécifiques à chaque modèle qui est obtenue à partir de la formule du modèle de logit simple. Les écarts-types robustes groupés au niveau des spécifications de véhicule sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***

TABLEAU A.3 – Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs : Norvège

	(1)	(2)	(3)	(4)
T_{jt}	-0.0137 (0.0133)	-0.0288** (0.0142)	-0.00378 (0.0142)	
$T_{jt} \times \text{EV/HEV}_j$				-0.0111 (0.0464)
$T_{jt} \times \text{ICE}_j$				-0.00294 (0.0149)
R^2	0.666	0.674	0.696	0.696
Adjusted R^2	0.649	0.655	0.671	0.671
EF mois $\times$ pays	✓			
EF mois $\times$ segment		✓		
EF mois $\times$ segment $\times$ fuel $\times$ pays			✓	✓
Elasticité	-0.584	-1.223	-0.161	
Elasticité EV/HEV				-0.482
Elasticité ICE				-0.121
Observations	50217	50212	50021	50021

Notes : La variable dépendante est le log des ventes. Pour des raisons de lisibilité, le malus net des bonus T est exprimé en milliers d'euros. L'échantillon d'estimation inclut l'ensemble des véhicules disponibles. Un véhicule est défini comme disponible s'il a au moins eu un mois de vente positive dans un des pays de l'échantillon. La période d'estimation commence en janvier 2015 et finit en mai 2021. L'élasticité est calculée comme la moyenne pondérée par les ventes des élasticités spécifiques à chaque modèle qui est obtenue à partir de la formule du modèle de logit simple. Les écarts-types robustes groupés au niveau des spécifications de véhicule sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***

TABLEAU A.4 – Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs, modèle de Poisson : Pays Bas

	(1)	(2)	(3)	(4)
T_{jt}	-0.0873*** (0.0192)	-0.104*** (0.0151)	-0.153*** (0.0244)	
$T_{jt} \times \text{EV/HEV}_j$				-0.621*** (0.149)
$T_{jt} \times \text{ICE}_j$				-0.127*** (0.0226)
R^2				
Adjusted R^2				
EF mois	✓			
EF mois $\times$ segment		✓		
EF mois $\times$ segment $\times$ fuel			✓	✓
Elasticité	-0.309	-0.369	-0.532	
Elasticité EV/HEV				35.832
Elasticité ICE				-2.061
Observations	225914	225914	223773	223773

Notes : La variable dépendante est la quantité de modèles vendus. Pour des raisons de lisibilité, le malus net des bonus T est exprimé en milliers d'euros. L'échantillon d'estimation inclut l'ensemble des véhicules disponibles. Un véhicule est défini comme disponible s'il a au moins eu un mois de vente positive dans un des pays de l'échantillon. La période d'estimation commence en janvier 2015 et finit en mai 2021. L'élasticité est calculée comme la moyenne pondérée par les ventes des élasticités spécifiques à chaque modèle qui est obtenue à partir de la formule du modèle de logit simple. Les écarts-types robustes groupés au niveau des spécifications de véhicule sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***

TABLEAU A.5 – Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs, modèle de Poisson : Italie

	(1)	(2)	(3)	(4)
T_{jt}	-0.237*** (0.0336)	-0.224*** (0.0347)	-0.160*** (0.0497)	
$T_{jt} \times \text{EV/HEV}_j$				-0.127* (0.0706)
$T_{jt} \times \text{ICE}_j$				-0.184*** (0.0708)
R^2				
Adjusted R^2				
EF mois	✓			
EF mois $\times$ segment		✓		
EF mois $\times$ segment $\times$ fuel			✓	✓
Elasticité	-3.673	-3.478	-2.532	
Elasticité EV/HEV				-3.042
Elasticité ICE				-2.807
Observations	352477	352477	336872	336872

Notes : La variable dépendante est la quantité de modèles vendus. Pour des raisons de lisibilité, le malus net des bonus T est exprimé en milliers d'euros. L'échantillon d'estimation inclut l'ensemble des véhicules disponibles. Un véhicule est défini comme disponible s'il a au moins eu un mois de vente positive dans un des pays de l'échantillon. La période d'estimation commence en janvier 2015 et finit en mai 2021. L'élasticité est calculée comme la moyenne pondérée par les ventes des élasticités spécifiques à chaque modèle qui est obtenue à partir de la formule du modèle de logit simple. Les écarts-types robustes groupés au niveau des spécifications de véhicule sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***

TABLEAU A.6 – Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs, modèle de Poisson : Norvège

	(1)	(2)	(3)	(4)
T_{jt}	-0.121*** (0.0318)	-0.147*** (0.0315)	-0.0533* (0.0301)	
$T_{jt} \times \text{EV/HEV}_j$				0.0459 (0.0720)
$T_{jt} \times \text{ICE}_j$				-0.0893*** (0.0298)
R^2				
Adjusted R^2				
EF mois	✓			
EF mois $\times$ segment		✓		
EF mois $\times$ segment $\times$ fuel			✓	✓
Elasticité	3.809	4.626	1.684	
Elasticité EV/HEV				-3.313
Elasticité ICE				-2.633
Observations	118588	118565	118056	118056

Notes : La variable dépendante est la quantité de modèles vendus. Pour des raisons de lisibilité, le malus net des bonus T est exprimé en milliers d'euros. L'échantillon d'estimation inclut l'ensemble des véhicules disponibles. Un véhicule est défini comme disponible s'il a au moins eu un mois de vente positive dans un des pays de l'échantillon. La période d'estimation commence en janvier 2015 et finit en mai 2021. L'élasticité est calculée comme la moyenne pondérée par les ventes des élasticités spécifiques à chaque modèle qui est obtenue à partir de la formule du modèle de logit simple. Les écarts-types robustes groupés au niveau des spécifications de véhicule sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***

A.1.1 Événements susceptibles d'influencer l'effet du bonus-malus en Allemagne et Suède

A.1.1.1 Le cas allemand

En avril 2019, le gouvernement fédéral allemand adopte l'*Electric Mobility Act*. Cette loi alloue des places réservées pour les véhicules électriques et les autorise à emprunter les voies de bus, et ce jusqu'en 2030, dans l'optique de promouvoir ce mode de motorisation. En 2016, le gouvernement fédéral investit 300 millions d'euros pour étendre le réseau d'infrastructures de recharges électriques dont 200 millions pour des bornes dites *super-chargeurs*. De plus, les employés ne sont plus imposés au titre de l'avantage en nature lorsqu'ils rechargent leur véhicule sur leur lieu de travail. Enfin, le *Charging Station Ordinance*, entré en vigueur en Mars 2016, démultiplie l'accès aux bornes électriques pour en augmenter l'usage partout sur le territoire allemand.¹⁹

En 2019, un nouvel investissement de 3,5 milliards d'euros est réalisé pour étendre le réseau de recharges électriques. L'objectif annoncé est d'atteindre 50 000 bornes publiques en 2022 (contre 21 000 en 2019).²⁰

A.1.1.2 Le cas suédois

En Juin 2018, les carburants faiblement mélangés avec du bio-éthanol sont entièrement taxés. Cette mesure fait suite à la baisse des prix des produits pétroliers qui intervient à cette période, annulant ainsi la baisse de prix pouvant être observée sur les marchés. Le gouvernement supprime également l'exemption des taxes autoroutières annuelles pour les véhicules électriques. Enfin, la subvention *Supergreen* devient *Climate Bonus* et tous les véhicules émettant moins de 60 gCO₂/km peuvent

19. <https://www.bmwk.de/Redaktion/EN/Artikel/Industry/regulatory-environment-and-incentives-for-using-electric-vehicles.html>

20. <https://www.dw.com/en/german-government-expands-subsidies-for-electric-cars/a-51113225#:~:text=Under%20the%20agreement%2C%20consumer%20subsidies,4%2C500%2C%20up%20from%20%E2%82%AC3%20CO>

recevoir un bonus équivalent à 60 000 Couronnes ($\approx$ 5 150 euros). Cependant, en décembre 2019, le gouvernement fait preuve de souplesse sur les restrictions environnementales. Habituellement, le carburant est indexé sur l'Indice des Prix à la Consommation avec une sur-taxe de 2%, afin d'inciter les consommateurs à diminuer leur consommation de produits énergétiques fossiles. En Décembre 2019, exceptionnellement, cette taxe n'est pas ajoutée au prix initial.²¹

A.1.2 Estimation des effets du bonus dans le cas français.

Comme le montre la Figure 1.6 dans le chapitre 1, le barème du bonus a été plutôt stable au cours de la période 2015-2021. La seule modification d'ampleur intervient en juin 2020 et constitue une hausse significative (1000 euros) pour les véhicules électriques dont le prix n'excède pas 45 000 euros. Si la hausse est significative, il est clair qu'elle intervient dans le contexte macroéconomique de la crise sanitaire qui peut rendre l'estimation difficile. Il est tout à fait plausible que le comportement des consommateurs en matière d'achat de biens durables étaient dans un régime particulier autour du mois (juin 2020) où est intervenue la réforme.

Nous avons néanmoins tenté d'appliquer la méthode présentée dans la section 1.6 du chapitre 1 afin d'essayer d'estimer la réactivité des parts de marché aux variations propres au bonus.

Le tableau A.7 présente le nombre de véhicules et l'évènement. Les résultats de l'estimation dans la Figure A.2. Si le panel (a) confirme (sans surprise) la première étape, on constate dans les panels (b) et (c) que ni le modèle log-linéaire ni le modèle PPML ne détecte de tendance claires autour de l'évènement. Dans le cas du modèle PPML qui tend à être la spécification préférée, on constate que les coefficients pré-traitement sont peu significatifs mais extrêmement bruités, avec notamment une baisse en $t = -5$ et une hausse soudaine entre -5 et -4 (ce qui cor-

21. Source : Tax Guide, Association of European Automobile Manufacturers (2018,2019)

respond au passage de décembre 2019 à janvier 2020). On constate également des coefficients non significatifs post-traitement et l'absence de tendance nette dessinée par le groupe de coefficients. Les écarts types sont de plus considérables et dès lors l'estimation est globalement peu informative. Le même constat s'applique panel (c). Nous concluons donc de cet exercice que bien que l'année 2020 ait vu une montée en puissance de l'utilisation du bonus automobile, la hausse du barème qui est intervenue en juin 2020 fournit peu de variation identifiante afin d'estimer un effet propre aux hausses de bonus.

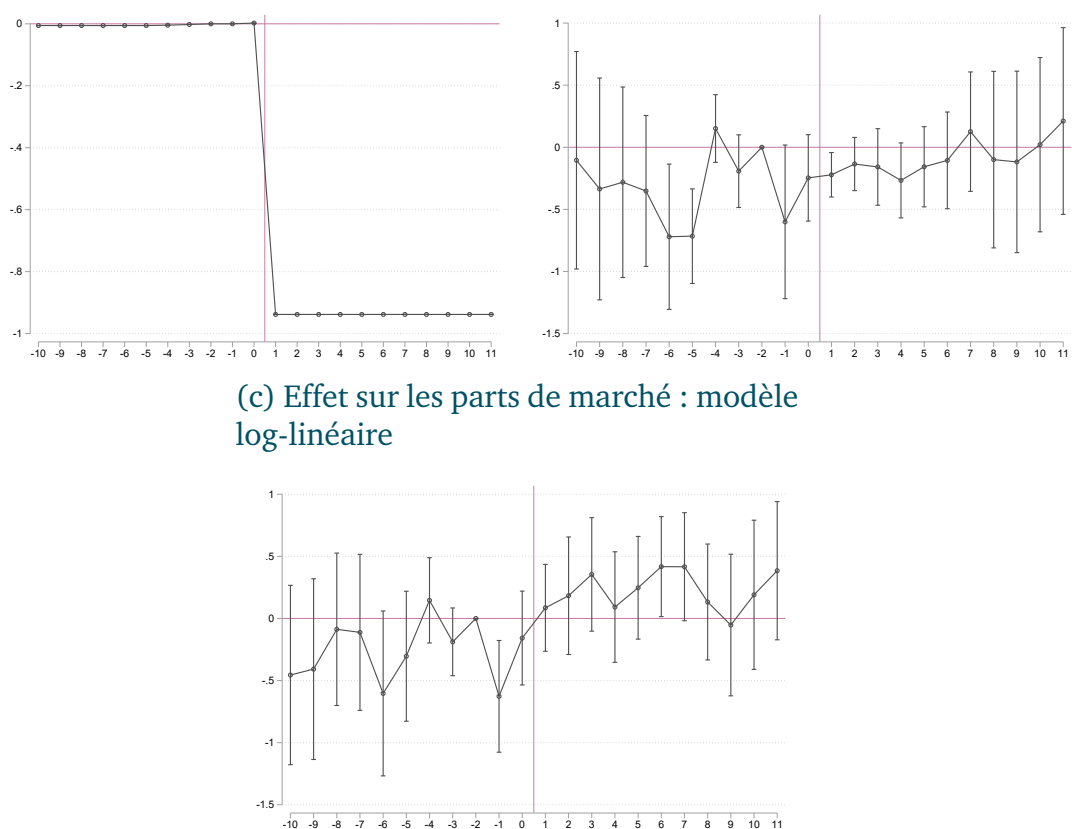
TABLEAU A.7 – Liste des évènements de hausse du malus retenus dans l'échantillon en France

<i>Month event</i>	<i>Δ malus ('000 euros)</i>	<i># Treated vehicles</i>	<i># Control vehicles</i>
2020m5	-0.94	48	1791

Notes : Ce tableau présente le nombre de véhicules affectés, de véhicules contrôles et la taille moyenne de la hausse de bonus parmi les véhicules affectés par la hausse de juin 2020.

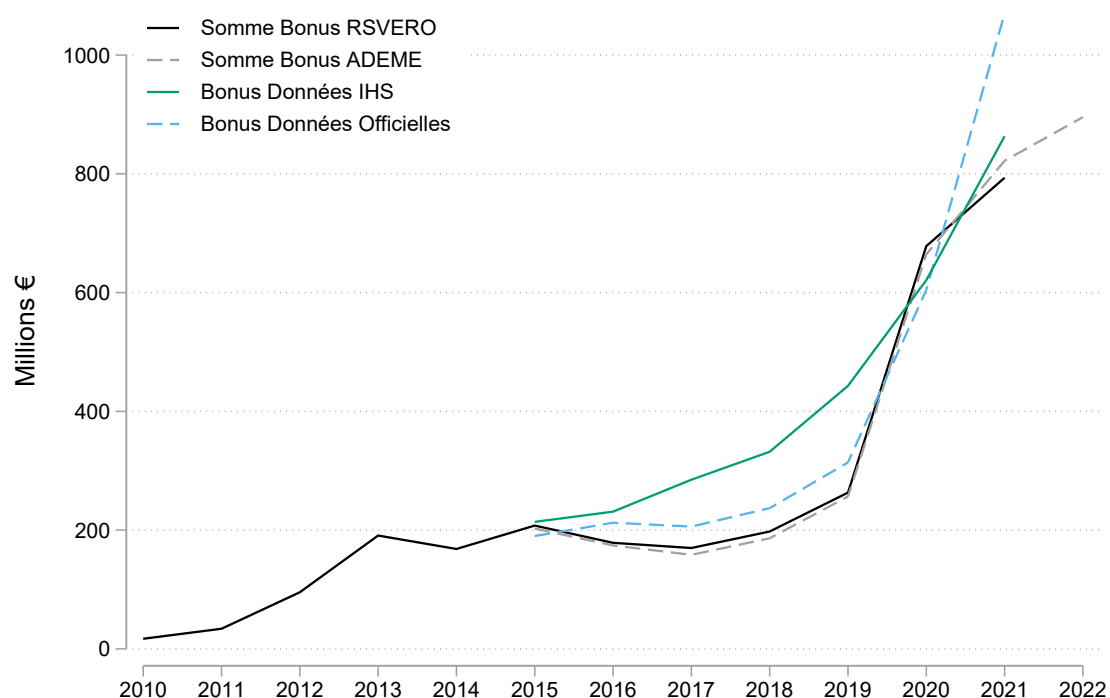
FIGURE A.2 – Tentatives d'estimation autour de la hausse de bonus de juin 2020

(a) Première étape autour de la hausse du bonus de juin 2020 (b) Effet sur les parts de marché : modèle PPML (c) Effet sur les parts de marché : modèle log-linéaire



Notes : La figure présente des coefficients d'études d'évènement empilée—voir équation (1.10) et le texte associé. Les intervalles de confiance à 95 % sont construits sur la base d'écarts-types groupés au niveau du véhicule. Pour chaque évènement, le groupe de traitement est l'ensemble des véhicules exposés à la réforme et ne subissant pas d'autres traitements 10 mois auparavant et 7 mois après. Le groupe de contrôle est constitué de l'ensemble des véhicules non-affectés et n'ayant pas subi d'autres traitements sur la même fenêtre temporelle. Les évènements sont ensuite empilés (*stacked*). Les coefficients représentent l'écart moyen entre évènements entre groupes traité et contrôle relativement à une date de référence pré-évènement.

FIGURE A.3 – Montant/coût agrégé du bonus : données d'immatriculations simulée et données officielles



Notes : Les données d'estimation officielles proviennent des *Note d'analyse de l'exécution budgétaire, Cour des Comptes* (2015 - 2022)—Compte d'affectation spéciale : Aides à l'acquisition de véhicules propres.

A.1.3 Contrefactuels supplémentaires

TABLEAU A.8 – Contrefactuel avec données IHS markit : le bonus/malus est mis à 0 en France (modèle PPML)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		CO2			Part des ventes électrique	
Année	Série observée	CF zéro bon./mal.	Δ en %	Série observée	CF zéro bon./mal.	Δ en ppc
2015	118.689	124.121	-4.6	1.485	0.758	0.7
2016	118.306	124.156	-4.9	1.683	0.853	0.8
2017	117.772	126.554	-7.5	2.174	1.093	1.1
2018	115.969	124.557	-7.4	2.569	1.287	1.3
2019	113.044	120.446	-6.5	3.374	1.753	1.6
2020	106.344	125.231	-17.8	5.778	2.575	3.2

Notes : Les séries contrefactuelles sont obtenues en supposant que le malus net est de 0 (absence de politique bonus-malus), en utilisant les coefficients de la colonne (2) des tableaux correspondants (Effets fixes mois-segments) et en recalculant les parts de marchés associées. Voir Section 2.2 pour plus détails sur la construction du contrefactuel. En comparaison avec les contrefactuels correspondant effectués sur la base des données ADEME, on constate en premier lieu des différences significatives dans les tendances observées qu'il s'agisse du CO2 ou bien de la part des véhicules électriques. On constate également un effet plus marqué en termes de déclin du CO2 notamment en 2020 (voir Tableau 2.6) dans le chapitre 2 pour comparaison.

TABLEAU A.9 – Contrefactuel avec données IHS markit : le malus seul est mis à 0 en France (modèle PPML)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		CO2			Part des ventes électrique	
Année	Série observée	CF zéro bon./mal.	Δ en %	Série observée	CF zéro bon./mal.	Δ en ppc
2015	118.689	123.072	-3.7	1.485	1.412	0.1
2016	118.306	123.042	-4.0	1.683	1.595	0.1
2017	117.772	125.204	-6.3	2.174	1.985	0.2
2018	115.969	123.052	-6.1	2.569	2.333	0.2
2019	113.044	118.423	-4.8	3.374	3.168	0.2
2020	106.344	121.601	-14.3	5.778	4.868	0.9

Notes : Les séries contrefactuelles sont obtenues en supposant que le malus est de 0 (absence de malus, le bonus est conservé), en utilisant les coefficients de la colonne (2) des tableaux correspondants (Effets fixes mois-segments) et en recalculant les parts de marchés associées. Voir Section 2.2 pour plus détails sur la construction du contrefactuel. En comparaison avec les contrefactuels correspondant effectués sur la base des données ADEME, on constate en premier lieu des différences significatives dans les tendances observées qu'il s'agisse du CO2 ou bien de la part des véhicules électriques. On constate également un effet plus marqué en termes de déclin du CO2 notamment en 2020 (voir Tableau 2.7) dans le chapitre 2 pour comparaison.

A.2 Annexe analytique

A.2.1 Estimation en présence d'une demande de type logit emboité

Notre estimation de base est motivé par un système de type logit. Il est utile cependant de considérer un modèle plus sophistiqué de type logit emboité et de considérer ce que notre approche empirique permet d'identifier sous l'hypothèse que la demande est générée par ce type de préférence.

On repart donc de l'équation (1.1) :

$$U_{ijtc} = x_j \gamma_c - \beta_c p_{jtc} + \xi_{jtc} + \varepsilon_{ijt} \quad (3.4)$$

$$= \delta_{jtc} + \varepsilon_{ijt} \quad (3.5)$$

On fait également l'hypothèse que les termes ε_{ijt} suivent une loi des valeurs extrêmes mais on autorise ces termes à être corrélés entre eux au sein de "nest" qui correspondent dans notre application aux segments de véhicules. Une façon de motiver cette spécification est de supposer que $\varepsilon_{ijt} = \eta_{igt} + (1 - \sigma)\epsilon_{ijt}$ où η_{igt} est un terme commun à l'ensemble des produits du nest g alors que ϵ_{ijt} est également distribué selon une loi des valeurs extrêmes. Dans ce contexte, le paramètre σ est compris entre 0 et 1 et détermine le degré de corrélation au sein des nests. Dans le cas limite où $\sigma = 1$, on obtient le logit standard.

La probabilité s_{ijtc} pour l'individu i d'acheter un modèle j dans le pays c et à la date t s'écrit alors :

$$s_{ijtc} = \frac{\exp[\delta_{jtc}/(1 - \sigma)]}{D_{kct}^\sigma \left[\sum_{g \in B_{kct}} D_{gct}^{(1-\sigma)} \right]}, \quad (3.6)$$

où l'on dénote B_{kct} l'ensemble des variétés au sein du nest k dans le marché ct où on définit D_{kct} de la façon suivante : $D_{kct} = \sum_{j \in B_{kct}} \exp(\delta_{jct}/(1 - \sigma))$. On note que la valeur inclusive I_{kct} du nest k dans le marché ct est égale à $I_{kct} = \ln(D_{kct})$. La part

de marché du produit j au sein du groupe k est dénotée $s_{jct|k}$ et s'écrit de la façon suivante :

$$s_{jct|k} = \frac{\exp[\delta_{jct}/(1-\sigma)]}{D_{kct}}. \quad (3.7)$$

L'option extérieure (ne pas acheter de véhicule neuf) est $j = 0$ est dans son propre nest and en normalisant $\delta_0 = 0$, on obtient :

$$s_{0ct} = \frac{\exp[0/(1-\sigma)]}{D_0^\sigma \left[\sum_g D_g^{(1-\sigma)} \right]} = \frac{1}{\left[\sum_g D_g^{(1-\sigma)} \right]} \quad (3.8)$$

En prenant le logarithme de (3.4) et (3.8) et en effectuant la différence on obtient :

$$\ln s_{jct} - \ln s_{0ct} = \delta_{jct}/(1-\sigma) - \sigma \ln D_{kct} \quad (3.9)$$

Quelques manipulations supplémentaire nous permettent d'obtenir la spécification standard en organisation industrielle (Berry, 1994; Kessler et al., 2023) :

$$\begin{aligned} \ln s_{jct} - \ln s_{0ct}(\delta, \sigma) &= \delta_{jct}/(1-\sigma) - \sigma \ln D_{kct} \\ &= (\delta_{jct} + \sigma \delta_{jct} - \sigma \delta_{jct})/(1-\sigma) - \sigma \ln D_{kct} \\ &= \delta_{jct} + \sigma (\delta_{jct}/(1-\sigma) - \ln D_{kct}) \\ &= \delta_{jct} + \sigma \ln s_{jct|k}, \end{aligned} \quad (3.10)$$

où la dernière égalité repose utilisé l'expression pour les parts de marché conditionnelles (intra-groupe) donnée par l'équation (3.7). L'équation (3.10) exprime la part de marché du bien j dans le marché ct comme une fonction de l'attractivité du bien δ_{jct} et sa part de marché au sein de son nest $\ln s_{jct|k}$. Cette dernière est naturellement endogène et doit être instrumentée (en plus du prix, voir par exemple Kessler et al. (2023)).

Nous adoptons une approche alternative. Nous allons à la place partir de l'équa-

tion (3.9), la développer et examiner ce que le bonus/malus nous permet d'identifier dans le cadre d'une régression en double-différence, sous conditions d'inclure un ensemble d'effets fixes approprié.

On commence par utiliser la formule explicite pour δ_{jct} , on dénote également q_{jct} les quantités vendues du bien j sur le marché ct , si bien que l'on a $s_{jct} = q_{jct}/q_{ct}$ où q_{ct} représente la taille maximale du marché.

De plus on supposera que ξ_{jct} est la somme d'un composant fixe au sein de chaque pays ξ_{jc} et d'un terme aléatoire qui varie entre périodes $\tilde{\varepsilon}_{jct}$, c'est-à-dire $\xi_{jct} = \xi_{jc} + \tilde{\varepsilon}_{jct}$.

$$\begin{aligned}
 \ln s_{jct} &= \ln s_{0n} - \frac{\alpha}{1-\sigma} p_{jct} + \frac{\beta}{1-\sigma} x_j + \frac{\xi_{jct}}{1-\sigma} - \sigma \ln D_{kct} \\
 \Leftrightarrow \ln q_{jct} &= \ln q_{ct} + \ln s_{0ct} + \frac{\beta}{1-\sigma} x_j - \frac{\alpha}{1-\sigma} p_{jct} + \frac{\xi_{jct}}{1-\sigma} - \sigma \ln D_{kct} \\
 &= \underbrace{\ln q_{ct} + \ln s_{0ct}}_{FE_{ct}} - \frac{\alpha}{1-\sigma} (p_{jc} + T_{jct}) + \underbrace{\frac{\beta}{1-\sigma} x_j + \frac{\xi_j}{1-\sigma}}_{FE_{jc}} - \underbrace{\sigma \ln D_{kct}}_{FE_{kct}} + \frac{\tilde{\varepsilon}_{jct}}{1-\sigma} \\
 &= FE_{kct} + FE_{jc} + \frac{\alpha}{1-\sigma} T_{jct} + \frac{1}{1-\sigma} \tilde{\varepsilon}_{jct} \tag{3.11}
 \end{aligned}$$

L'équation (3.11) montre que dans le cas d'un type emboité, et en conservant le reste des hypothèses, notre spécification avec un effet fixe segment $\times$ marché (en l'occurrence pays-période) permet d'identifier $\frac{\alpha}{1-\sigma}$, c'est-à-dire le ratio du coefficient du prix et de 1 moins la corrélation intra-nest.

Une fois ce ratio identifié, nous sommes en mesure de formuler des contrefactuels à partir de notre estimation $\hat{R} = \left(\frac{\alpha}{1-\sigma} \right)$, du changement de politique $\{\Delta T_{jct}\}_{j \in ct}$, des parts de marchés observées $\{s_{jct}\}_{j \in ct}$, et en formulant une hypothèse sur la valeur de σ . Dans la mesure où la théorie économique (maximisation de l'utilité selon le modèle à utilité aléatoire) restreint σ à être borné entre 0 et 1, nous pouvons aisément procéder à des tests de robustesse en couvrant ce support.

A.2.2 Parts de marché contrefactuelles avec logit emboîté

On considère un produit j sur le marché ct qui appartient au nest k . La part de marché de ce produit s'écrit alors :

$$s_{jct} = \underbrace{\frac{\exp((\beta x_j - \alpha p_{jct} + \xi_{jct})/(1 - \sigma))}{\sum_{j \in B_k} \exp((\beta x_j - \alpha p_{jn} + \xi_{jn})/(1 - \sigma))}}_{s_{jct|k}} \times \underbrace{\frac{(\sum_{j \in B_k} \exp((\beta x_j - \alpha p_{jct} + \xi_{jn})/(1 - \sigma)))^{(1-\sigma)}}{\sum_{l=1}^K (\sum_{j \in B_l} \exp((\beta x_j - \alpha p_{jct} + \xi_{jct})/(1 - \sigma)))^{(1-\sigma)}}}_{s_{B_k ct}} \quad (3.12)$$

On considère une variation dans le vecteur de prix p_{jct} . On a donc un vecteur $\Delta p_{jct} \equiv p'_{jct} - p_{jct}$ où p'_{jct} est le nouveau prix. Nous pouvons écrire s_{jct} et la variation proportionnelle s_{jct} comme le produit de deux termes :

$$s_{jct} = s_{jct|k} \times s_{B_k ct} \Rightarrow \hat{s}_{jct} = \hat{s}_{jct|k} \times \hat{s}_{B_k ct} \quad (3.13)$$

où $\hat{s}$ est défini comme le ratio s'/s où s' est la part de marché quand les prix sont égaux à p' . Si on considère que les prix pré-bonus/malus sont fixes dans le contrefactuel, c'est-à-dire que le bonus/malus est entièrement payé / capté par les consommateurs, la variation de prix Δp_{jct} est égale à la variation de bonus/malus ΔT_{jct} . On peut alors exprimer, la variation de parts de la façon suivante :

$$\hat{s}_{jct} = \frac{\exp((- \alpha \Delta T_{jct})/(1 - \sigma))}{\sum_{j \in B_k} s_{jct|k} \exp((- \alpha \Delta T_{jct})/(1 - \sigma))} \times \frac{(\sum_{j \in B_k} \exp(- \alpha/(1 - \sigma) \Delta T_{jct}) \times s_{jct|k})^{(1-\sigma)}}{(\sum_{l=1}^K s_{B_l ct} \sum_{h \in B_l} \exp(- \alpha/(1 - \sigma) \Delta T_{hct}) \times s_{hct|l})^{(1-\sigma)}} \quad (3.14)$$

$$= \exp(- \alpha/(1 - \sigma) \Delta T_{jct}) \times \frac{(\sum_{j \in B_k} \exp(- \alpha/(1 - \sigma) \Delta T_{jct}) \times s_{jct|k})^{-\sigma}}{\sum_{l=1}^K s_{B_l ct} (\sum_{h \in B_l} \exp(- \alpha/(1 - \sigma) \Delta T_{hct}) \times s_{hct|l})^{(1-\sigma)}} \quad (3.15)$$

Cette formule est implémentable à partir de nos estimations, à condition de

formuler une hypothèse sur le paramètre σ . Les termes restants sont soit estimés $-\alpha/(1-\sigma)$, soit observés $(s_{B_{lct}}, s_{hct|l})$ ou bien correspondent aux paramètres de politique publique que l'on fait varier ΔT_{jct} .

Les variations seront d'autant plus proches du cas logit que l'on formule l'hypothèse que σ est proche de 0.

ANNEXE B

B.1 Données utilisées dans le calcul pour les tonnes CO₂

B.2 Localisation du lieu d'assemblage des modèles

B.2.1 Sources utilisées

Notre méthode pour déterminer le lieu d'assemblage des véhicules mobilise trois sources de données.

Nous partons des **données de l'ADEME sur les ventes annuelles de véhicules neufs en France**, que nous agrégeons au niveau des paires Code national d'identification du type (CNIT) / année. La base de données ainsi obtenue présente, pour chaque année et chaque CNIT, le nombre de véhicules vendus ainsi qu'un ensemble de caractéristiques des véhicules concernés. En particulier, la marque et le nom du modèle sont fournis. Il est important de souligner que, pour un modèle et une année donnés, la base de données peut présenter plus d'une ligne selon les variantes existant au sein du modèle considéré. Cette granularité plus fine que le modèle est importante pour notre analyse car le bonus-malus peut varier substantiellement au sein d'un modèle selon la motorisation, le poids, etc. En moyenne en 2020, un mo-

dèle est associé à 47 CNIT uniques, ce chiffre variant entre 1 et 767. L'objectif de la procédure décrite ci-dessous est d'enrichir cette base de données avec une variable indiquant, pour chaque CNIT et chaque année, la part des véhicules vendus qui sont assemblés en France.

Pour cela, nous employons deux sources de données. D'une part, nous mobilisons les **informations bilatérales de ventes de véhicules de la base IHS Markit**. Cette base indique, pour chaque modèle et année, le nombre de véhicules produits dans une usine d'assemblage donnée et vendus dans un pays donné.²² Nous nous concentrons sur les véhicules vendus en France et nous avons donc, pour un modèle et une année donnée, une ligne par site de production alimentant le marché français. De 2015 à 2020, les données IHS Markit comptabilisent 14.6 millions de véhicules vendus, avec 69 marques et 813 modèles uniques.

D'autre part, nous disposons d'un **extrait du Système d'Immatriculation des Véhicules (SIV)** qui répertorie les immatriculations de véhicules neufs en France (nous utilisons des informations issus du RSVERO, contenant lui-même des informations issues du SIV, voir la section 3.4 pour plus de détails). Pour chaque immatriculation, le CNIT du véhicule est fourni, de même que le *Vehicle Identification Number* (VIN). Le CNIT caractérise le véhicule à un niveau plus granulaire que le modèle tandis que le VIN identifie le véhicule de manière unique. En lien avec les étapes suivantes, nous restreignons le VIN aux onze premiers caractères (ci-après VIN-11) et nous agrégeons les données au niveau des triplets année / CNIT / VIN-11, en comptant le nombre d'immatriculations correspondant. Nous obtenons environ 370 000 combinaisons uniques pour un total de 20 millions d'immatriculations.

22. L'unité d'observation dans ces données, désignée comme « modèle » dans cette section, est plus fine que le seul libellé du véhicule (e.g., Peugeot 308) et peut incorporer certaines caractéristiques du véhicule comme la plateforme, le sous-segment ou le type de carrosserie. Cependant, cette notion reste moins granulaire que le CNIT.

B.2.2 Processus de détermination du lieu d'assemblage des véhicules

Pour rappel, nous souhaitons enrichir les données annuelles de ventes de l'ADEME avec une variable indiquant, pour chaque CNIT et chaque année, la part de véhicules assemblés en France. Notre méthode pour déterminer le lieu d'assemblage des véhicules s'organise autour de deux disjonctions de cas :

1. Traitement des modèles dont l'origine n'est pas « ambiguë » ;
2. Traitement des modèles dont l'origine est ambiguë :
 - (a) Détermination du site d'assemblage grâce au onzième caractère du VIN ;
 - (b) Détermination du site d'assemblage grâce aux deux premiers caractères du VIN.

Ces disjonctions de cas successives organisent la suite de cette sous-section.

B.2.2.1 Traitement des modèles dont l'origine n'est pas « ambiguë »

Bien que nous souhaitions déterminer la part d'assemblage domestique au niveau très granulaire du CNIT, une grande partie des modèles commercialisés en France sont produits uniquement en France ou uniquement à l'étranger. Nous qualifions ces modèles de « non-ambigus » au sens où ils ne sont associés soit qu'à des sites d'assemblage étrangers, soit qu'à des sites d'assemblage français. Nous pouvons directement déduire la part de production domestique pour tous les CNIT associés à ces modèles. Plus généralement, nous appliquons la procédure suivante :

- Nous identifions à partir de la base IHS Markit les paires modèle / année dont l'origine n'est pas ambiguë ;
- Nous déterminons pour chacune d'entre elles si l'assemblage est réalisé en France ou à l'étranger ;

- Enfin, nous utilisons ces informations pour attribuer une part d'assemblage domestique à tous les CNIT associés à ces paires modèle / année dans la base de l'ADEME.

Cette première procédure n'est pas exhaustive car des cas plus complexes existent. Dès lors qu'un modèle est associé à des sites d'assemblage français et étrangers dans la base IHS Markit, ces informations ne suffisent pas à attribuer une part d'assemblage domestique aux différents CNIT qui composent les ventes de ce modèle. Toutefois, le traitement des modèles à l'origine « non-ambiguë » nous permet de couvrir la majorité des ventes répertoriées dans la base de l'ADEME, 85% en 2020 par exemple.

B.2.2.2 Traitement des modèles dont l'origine est « ambiguë »

Pour les modèles associés à des sites de production français et étrangers dans la base IHS Markit, ces données ne suffisent pas à déterminer une part d'assemblage domestique au niveau du CNIT. Nous nous référons dès lors aux informations d'immatriculation agrégées du SIV. Plus précisément, nous localisons le pays d'assemblage des différents triplets année / CNIT / VIN-11 grâce aux informations contenues dans le VIN.

Grâce à un format théoriquement standardisé entre les constructeurs, le VIN peut fournir des informations importantes à propos du véhicule. Des services de « décodage » des VIN se sont ainsi développées et les ressources associées en ligne suggèrent deux approches pour notre étude. D'une part, les deux premiers caractères du VIN (ci-après « code pays ») sont censés identifier le pays d'origine du véhicule ; d'autre part, le onzième caractère du VIN (ci-après « code usine ») indique le site d'assemblage du véhicule. Toutefois, ces deux approches ne semblent pas correspondre à la même notion d'origine et n'ont donc pas la même valeur pour notre étude. Lorsque cela est possible, nous privilégions l'emploi du code usine et

nous n'utilisons le code pays qu'en dernier recours.

Illustrons cette distinction avec un modèle phare d'un constructeur français. En 2019, dans le registre SIV, quasiment toutes les immatriculations de ce modèle présentent les codes pays « VF » ou « VR », indicatifs de la France. Nous pourrions en conclure que tous les véhicules de ce modèle sont assemblés en France. Or, selon la base IHS Markit, les véhicules vendus en France sous ce modèle se répartissent entre 3 sites de production : 42% sont assemblés à l'étranger et 58% en France. Le code pays n'apparaît donc pas comme un indicateur fiable du lieu d'assemblage du véhicule et il semble plutôt correspondre à l'origine du constructeur. En revanche, en revenant au registre SIV, trois codes usine reviennent de manière récurrente : l'un représente 50% des immatriculations, un autre 48% et le dernier 2%. En recoupant ces codes usine avec diverses sources d'information sur Internet, la répartition géographique obtenue apparaît comme nettement plus cohérente avec les données IHS Markit. Dès lors qu'une correspondance existe et est documentée en ligne, le code usine semble rendre compte du lieu d'assemblage du véhicule bien plus fidèlement que le code pays.

Détermination du site d'assemblage grâce au onzième caractère du VIN. Notre approche privilégiée exploite donc le onzième caractère du VIN, censé indiquer le site d'assemblage du véhicule. En principe en effet, chaque constructeur établit une correspondance entre ce onzième caractère et ses sites de production. Bien que les constructeurs ne publient généralement pas ces correspondances, elles sont souvent documentées en ligne par diverses sources. Nous avons rassemblé toutes les correspondances que nous avons ainsi pu trouver et nous avons tâché de les valider grâce aux données à notre disposition.²³ Puis, pour chaque triplet année / CNIT / VIN-11 dans l'extrait du registre des immatriculations, nous extrayons le onzième caractère

23. Par exemple, si nous constatons pour un constructeur que les onzièmes caractères des VIN qui lui sont associés ne respectent pas la correspondance trouvée en ligne et semblent plutôt aléatoires, nous ne considérons pas la source comme fiable. De même si la correspondance obtenue associe un modèle à un site d'assemblage qui ne correspond pas à ceux de la base IHS Markit.

du VIN, identifions la correspondance pertinente grâce à la marque du véhicule et déduisons le lieu d'assemblage associé au triplet (via une variable binaire indiquant la France ou l'étranger).

Détermination du pays d'origine grâce aux deux premiers caractères du VIN.

La méthode fondée sur le code usine n'est pas exhaustive. D'une part, certains constructeurs ne semblent pas appliquer le standard du onzième caractère pour leurs VIN : par exemple, nous ne pouvons pas appliquer cette approche aux modèles ambigus du groupe Renault, dont la Clio largement commercialisée. D'autre part, il arrive que nous extrayions des codes usine hors des correspondances partielles que nous avons reconstruites. Pour les triplets année / CNIT / VIN-11 concernés, nous ne pouvons pas identifier le lieu d'assemblage sur la base du code usine. Nous pallions ce défaut en employant le code pays, c'est-à-dire les deux premiers caractères du VIN. Certes, il est probable que l'attribution géographique ainsi effectuée corresponde plus à l'origine du constructeur qu'à celle du véhicule mais nous n'employons cette méthode qu'en dernier recours et celle-ci a l'avantage d'être applicable à tous les véhicules.

Ainsi, d'abord avec le code usine puis avec le code pays, nous déterminons le lieu d'assemblage (France ou étranger) de tous les triplets année / CNIT / VIN-11 du registre des immatriculations. Nous agrégeons ces données au niveau année / CNIT en calculant une part d'assemblage domestique au pro-rata du nombre d'immatriculations de chaque triplet. Par exemple, si un CNIT est associé en 2020 à deux VIN-11, l'un se référant à un site de production français avec 300 immatriculations et l'autre à un site de production étranger avec 200 immatriculations, la part d'assemblage français calculée pour ce CNIT en 2020 est de 60% ($\frac{300}{500}$).

Enfin, nous enrichissons les données annuelles de ventes de l'ADEME, elles aussi agrégées au niveau année / CNIT, avec cette part d'assemblage domestique. En 2020, les modèles à l'origine ambiguë qui ne peuvent pas être traités avec les seules

données IHS Markit représentent 15% des ventes. Pour 9% des ventes, l'origine du véhicule est identifiée sur la base du code usine et le code pays est employé en dernier recours pour 6% des ventes.

ANNEXE C

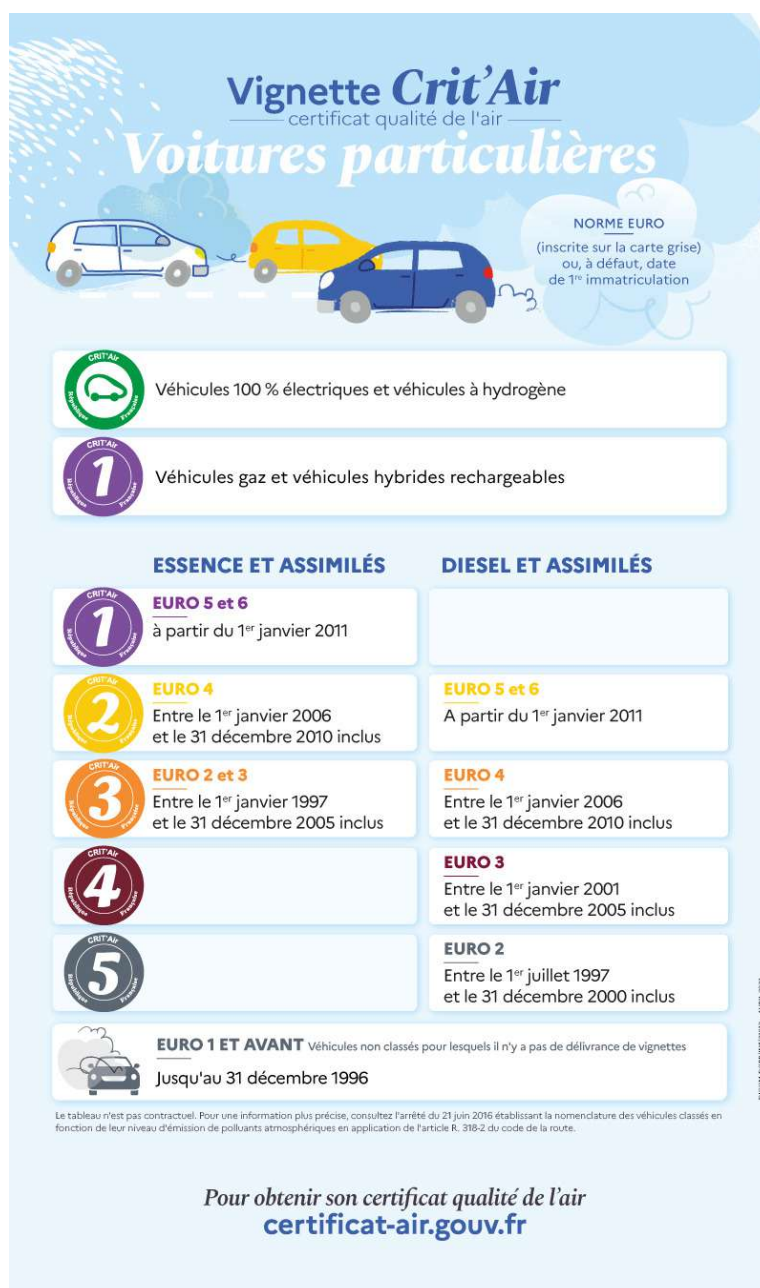
TABLEAU C.1 – Régression placebo sur le taux de sortie avec évènement SIV des véhicules éligibles à la PAC.

Dependent Variable : Model :	(1)	(2)	(3)	rrateFSIV				
				(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Variables</i>								
E_i^{placebo}	0.0158*** (0.0001)	0.0175*** (0.0001)	0.0030*** (5.93×10^{-5})	0.0027*** (5.91×10^{-5})	0.0027*** (5.9×10^{-5})	0.0033*** (5.61×10^{-5})	0.0045*** (6.24×10^{-5})	0.0158*** (0.0001)
<i>Fixed-effects</i>								
Année	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Carburant		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
CritAir-Carburant			Yes	Yes	Yes			
Âge du véhicule				Yes	Yes	Yes	Yes	
Commune					Yes			Yes
CritAir							Yes	
<i>Fit statistics</i>								
Observations	5,347,023	5,347,023	5,347,023	5,347,023	5,347,023	5,347,023	5,347,023	5,347,023
R ²	0.03231	0.05186	0.13464	0.14760	0.15960	0.12396	0.13939	0.04429
Within R ²	0.03126	0.03819	0.00063	0.00045	0.00045	0.00094	0.00131	0.03111
Moyenne var dép.	0.01668	0.01668	0.01668	0.01668	0.01668	0.01668	0.01668	0.01668

Clustered (cluster) standard-errors in parentheses
Signif. Codes : *** : 0.01, ** : 0.05, * : 0.1

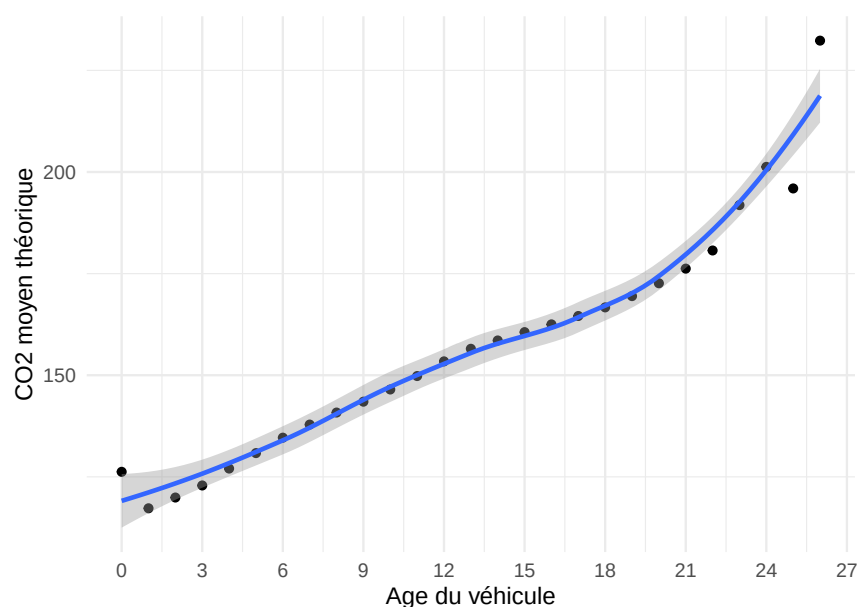
Notes : Le tableau reporte les résultats de plusieurs spécifications décrites par l'équation (3.1). La variable explicative d'intérêt est ici une variable binaire égale à 1 si l'unité est éligible à la mise au rebut pour un ménage non-imposable au deuxième semestre de l'année en cours. La période d'estimation est 2016-2021. Les écarts-types robustes groupés au niveau des communes de résidences des propriétaires sont reportés entre parenthèses. $p < 0.10$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ***. Une unité d'observation est la combinaison unique d'un CritAir, âge et type de carburant et commune de résidence du propriétaire. La variable dépendante est le taux de sortie des véhicules au sein de chaque unité. Ce taux est calculé comme le ratio du nombre de véhicules retirés par rapport au nombre de véhicules présent dans le parc au sein d'une année donnée. Les véhicules sont considérés comme retirés lorsqu'ils disparaissent du panel RSVERO définitivement. La période d'estimation est 2011-2014. Il s'agit donc de régressions placebo au sens où l'éligibilité correspond à un traitement fictif correspond à une prime à la conversion entrée en vigueur en 2013 selon les critères de 2018. Ici, on ajoute également la condition d'avoir fait l'objet d'une inscription au système d'information des véhicules (SIV).

FIGURE C.1 – Vignette Crit’Air



Notes : La certificat Crit’Air est une vignette a apposée sur le pare-brise afin de pouvoir circuler en agglomération. Les véhicules sont réparties en six classes suivant le type de véhicule (voitures particulières, deux-roues, etc.), de motorisation et la norme européenne de pollution (norme "Euro").

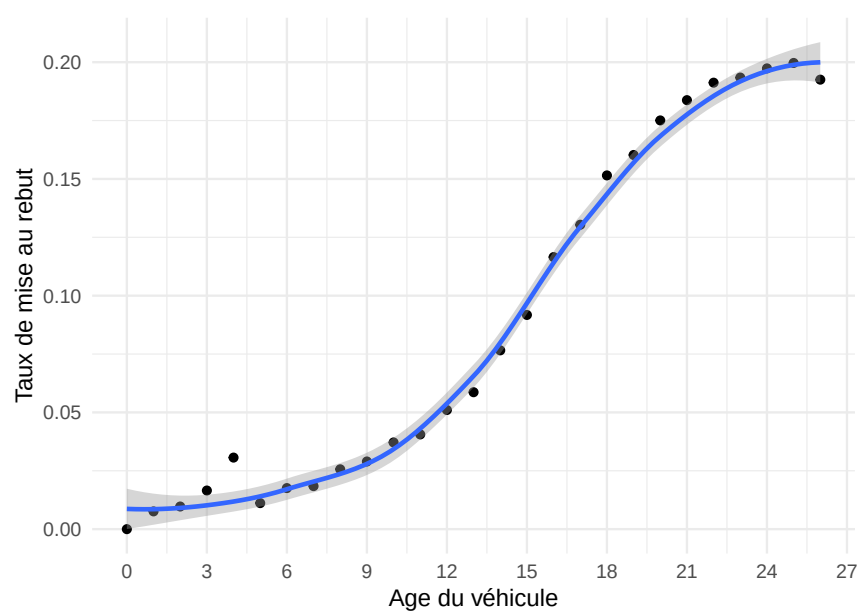
FIGURE C.2 – Relation entre l'âge du véhicule et son intensité CO2



Source : RSVERO.

Notes : Les véhicules les plus vieux du parc sont les plus émetteurs.

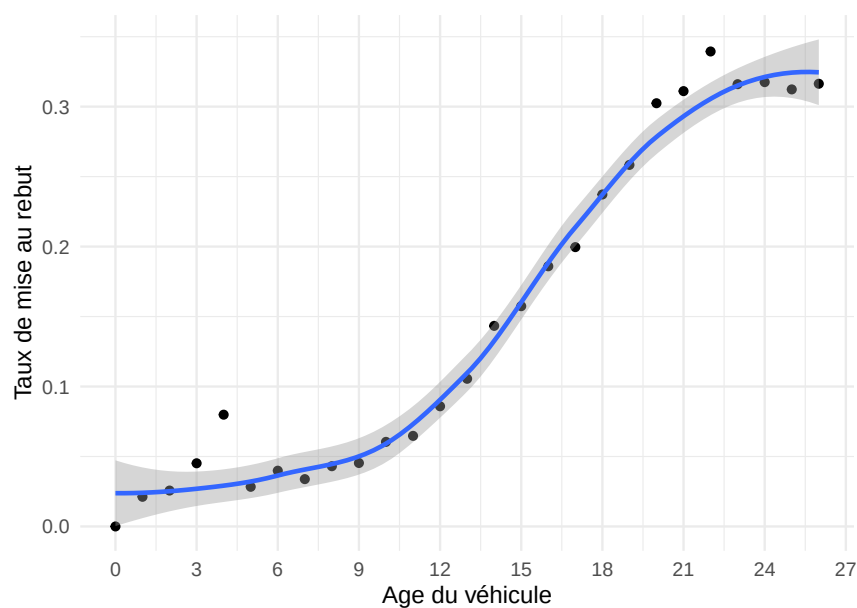
FIGURE C.3 – Relation entre l'âge du véhicule et sa mise au rebut (2011 - 2014)



Source : RSVERO, voir Section 3.4 pour une description de la base.

Notes : Les vieux véhicules sont naturellement écartés du parc même avant la PAC, démarrée en 2015 (seuls les véhicules Diesel sont représentés ici).

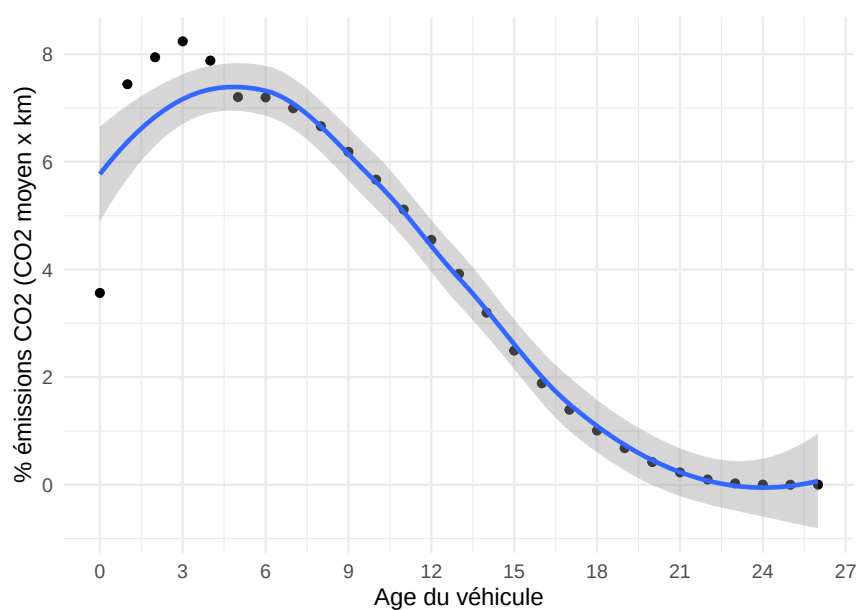
FIGURE C.4 – Relation entre l'âge du véhicule et sa mise au rebut (2018 - 2021)



Source : RSVERO, voir Section 3.4 pour une description de la base.

Note : Les vieux véhicules sont plus vite écartés du parc après la mise en place de la PAC, démarrée en 2015 (seuls les véhicules Diesel sont représentés ici).

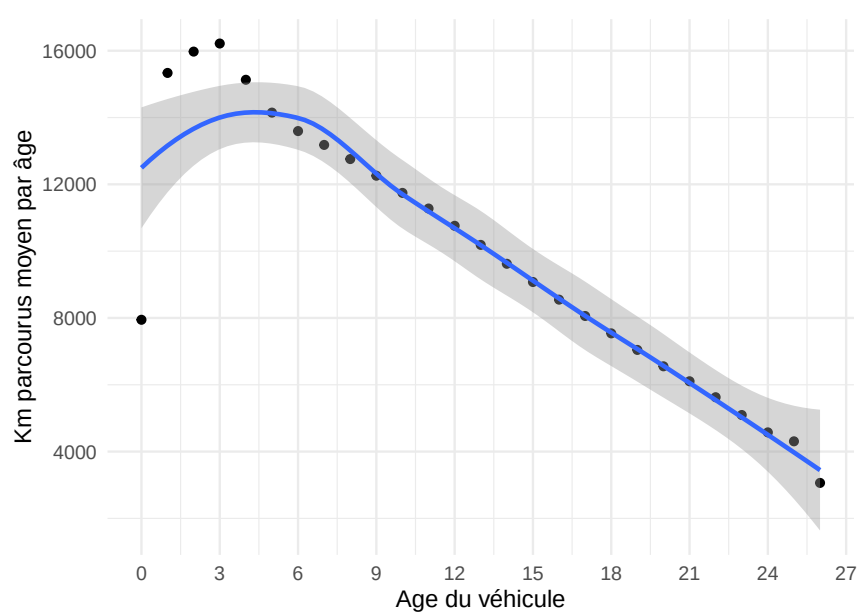
FIGURE C.5 – Relation entre l'âge du véhicule et le CO2 total (2011 - 2021)



Source : RSVERO

Note : Les véhicules les plus vieux sont moins nombreux et roulent moins. Ils ne contribuent pas massivement aux émissions agrégées.

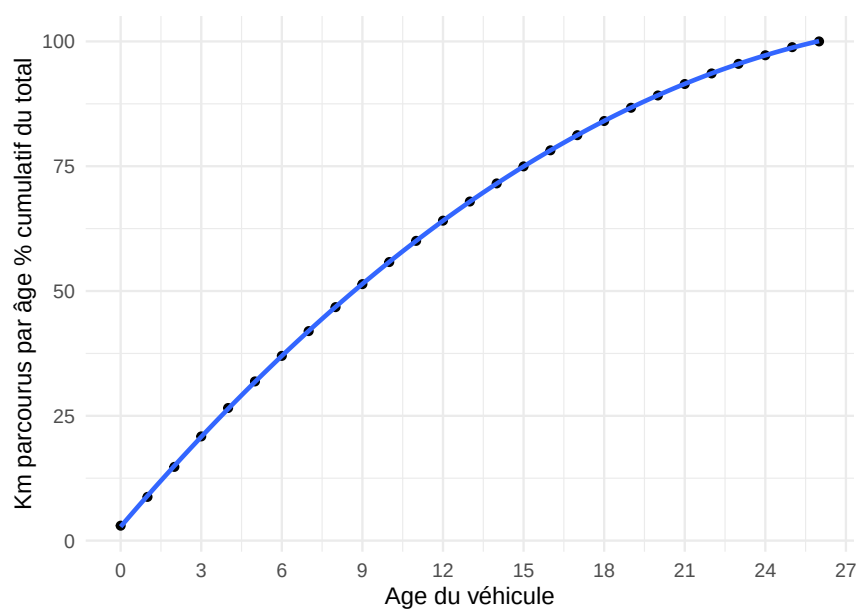
FIGURE C.6 – Relation entre l'âge du véhicule et les kilomètres parcourus (2011 - 2021)



Source : RSVERO

Note : Lors de leur première année d'immatriculation (âge 0) les véhicules parcourent en moyenne 8000km contre 16000km lors de la première année complète (âge 1). Cela correspond à 3 et 6 % des kms totaux parcourus (sous l'hypothèse de stabilité des km parcourus entre cohortes de véhicules).

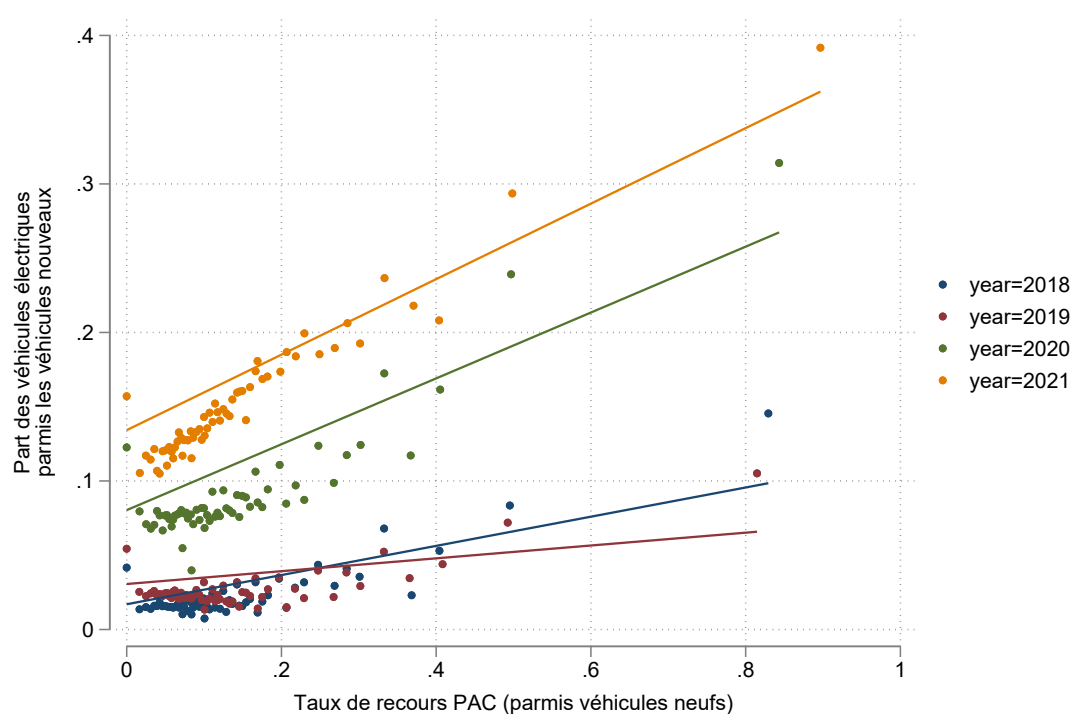
FIGURE C.7 – Relation entre l'âge du véhicule et les kilomètres parcourus en pourcentage du total (2011-2021)



Source : RSVERO

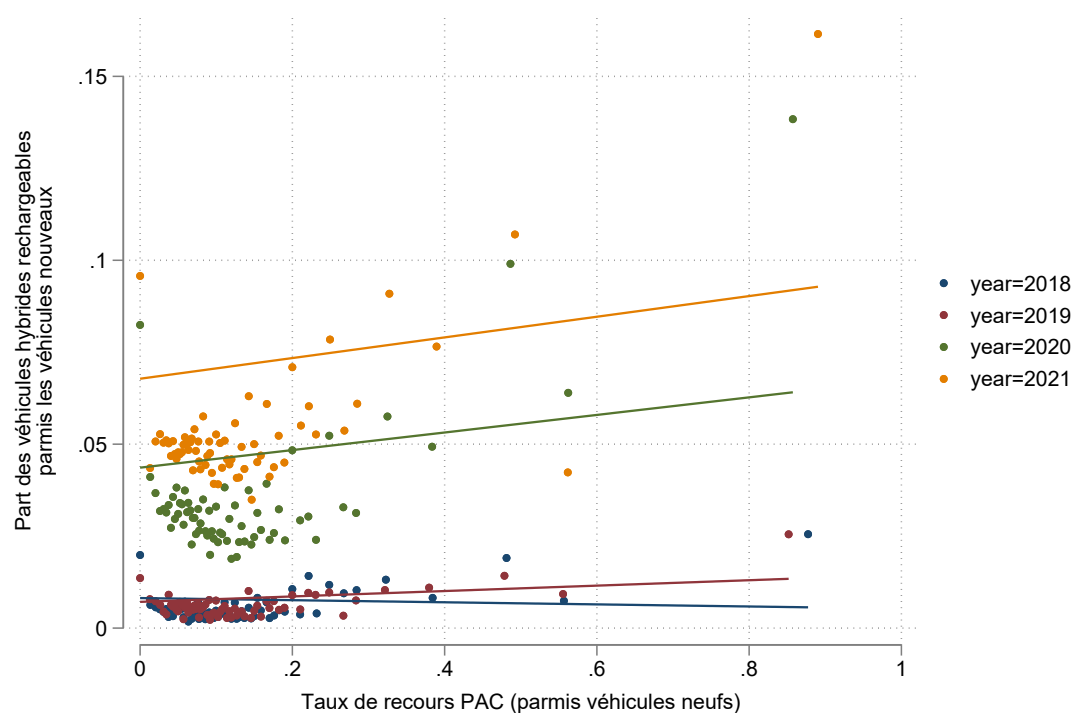
Note : Le véhicule type parcourt 50 % de ses km totaux dans les 9 premières années.

FIGURE C.8 – Relation en coupe entre taux de recours PAC et la part de véhicules électriques



Notes : Cette figure présente la part des véhicules électriques dans les ventes de véhicules neufs (axe des ordonnées) en fonction du taux de recours à la prime à la conversion (PAC) au niveau communal. A cette fin chaque commune est classée en 50 catégories par ordre croissant de recours à la PAC. La figure présente ensuite pour chaque catégorie la valeur moyenne du recours et la valeur moyenne de la part des véhicules électriques. Chaque point représente donc environ 500 communes.

FIGURE C.9 – Relation en coupe entre taux de recours PAC et la part de véhicules hybrides rechargeables



Notes : Cette figure présente la part des véhicules hybrides rechargeables dans les ventes de véhicules neufs (axe des ordonnées) en fonction du taux de recours à la prime à la conversion (PAC) au niveau communal. A cette fin chaque commune est classée en 50 catégories par ordre croissant de recours à la PAC. La figure présente ensuite pour chaque catégorie la valeur moyenne du recours et la valeur moyenne de la part des véhicules hybrides rechargeables. Chaque point représente donc environ 500 communes.

RÉFÉRENCES

- Allcott, H. et Greenstone, M. (2012). Is there an energy efficiency gap? *Journal of Economic perspectives*, 26(1), p. 3–28.
- Amiti, M., Redding, S. J., et Weinstein, D. E. (2019). The impact of the 2018 tariffs on prices and welfare. *Journal of Economic Perspectives*, 33(4), p. 187–210.
- Baker, A. C., Larcker, D. F., et Wang, C. C. (2022). How much should we trust staggered difference-in-differences estimates? *Journal of Financial Economics*, 144(2), p. 370–395.
- Berkovec, J. et Rust, J. (1985). A nested logit model of automobile holdings for one vehicle households. *Transportation Research Part B : Methodological*, 19(4), p. 275–285.
- Berry, S., Levinsohn, J., et Pakes, A. (1995). Automobile prices in market equilibrium. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, p. 841–890.
- Berry, S. T. (1994). Estimating discrete-choice models of product differentiation. *The RAND Journal of Economics*, p. 242–262.
- Bieker, G. (2021). A global comparison of the life-cycle greenhouse gas emissions of combustion engine and electric passenger cars. *communications*, 49(30), p. 847129–102.
- Bigo, A. (2020). *Les transports face au défi de la transition énergétique. Explorations*

entre passé et avenir, technologie et sobriété, accélération et ralentissement. PhD thesis, Institut polytechnique de Paris.

Boomhower, J. et Davis, L. W. (2014). A credible approach for measuring inframarginal participation in energy efficiency programs. *Journal of Public Economics*, 113, p. 67–79.

Callaway, B. et Sant’Anna, P. H. (2021). Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, 225(2), p. 200–230.

Capital (2012). Le label “made in france” cache bien des surprises. Accessed : 2023/10/15.

Cengiz, D., Dube, A., Lindner, A., et Zipperer, B. (2019). The effect of minimum wages on low-wage jobs. *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3), p. 1405–1454.

Clement, M. et Niay, M. (2021). Prime a la conversion des vehicules particuliers en 2019 : bilan socio-economique. *Service de l’économie verte et solidaire (SEVS)*, p. 1–74.

Cohn, J. B., Liu, Z., et Wardlaw, M. I. (2022). Count (and count-like) data in finance. *Journal of Financial Economics*, 146(2), p. 529–551.

Commission-UE (2020). Co₂ emission performance standards for cars and vans - climate action. https://climate.ec.europa.eu/eu-action/transport-emissions/road-transport-reducing-co2-emissions-vehicles/co2-emission-performance-standards-cars-and-vans_en.

Conlon, C. et Gortmaker, J. (2020). Best practices for differentiated products demand estimation with pyblp. *The RAND Journal of Economics*, 51(4), p. 1108–1161.

- Coşar, A. K., Grieco, P. L., Li, S., et Tintelnot, F. (2018). What drives home market advantage? *Journal of international economics*, 110, p. 135–150.
- De Chaisemartin, C. et d’Haultfoeuille, X. (2022). Two-way fixed effects and differences-in-differences with heterogeneous treatment effects : A survey. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- d’Haultfoeuille, X., Givord, P., et Boutin, X. (2014). The environmental effect of green taxation : the case of the french bonus/malus. *The Economic Journal*, 124(578), p. F444–F480.
- Dutronic-Postel, P. et Tondini, A. (2021). Large means-tested pensions with informal labor markets : Evidence from south africa. *ECONOMIC DEVELOPMENT AND CULTURAL CHANGE*.
- d’Haultfoeuille, X., Durrmeyer, I., et Février, P. (2011). Le coût du bonus/malus écologique. *Revue économique*, 62(3), p. 491–499.
- D’Haultfoeuille, X., Durrmeyer, I., et Février, P. (2016). Disentangling sources of vehicle emissions reduction in france : 2003–2008. *International Journal of Industrial Organization*, 47, p. 186–229.
- Gardner, J. (2022). Two-stage differences in differences. *arXiv preprint arXiv :2207.05943*.
- Givord, P., Grislain-Letrémy, C., et Naegele, H. (2018). How do fuel taxes impact new car purchases? an evaluation using french consumer-level data. *Energy Economics*, 74, p. 76–96.
- Goldberg, P. K. (1995). Product differentiation and oligopoly in international markets : The case of the us automobile industry. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, p. 891–951.

Goldberg, P. K. et Verboven, F. (2001). The evolution of price dispersion in the European car market. *The Review of Economic Studies*, 68(4), p. 811–848.

Head, K. et Mayer, T. (2019). Brands in motion : How frictions shape multinational production. *American Economic Review*, 109(9), p. 3073–3124.

Head, K., Mayer, T., et Melitz, M. (2022). The laffer curve for rules of origin.

Hoekstra, M., Puller, S. L., et West, J. (2017). Cash for corollas : When stimulus reduces spending. *American Economic Journal : Applied Economics*, 9(3), p. 1–35.

Huang, D. et Rojas, C. (2014). Eliminating the outside good bias in logit models of demand with aggregate data. *Review of Marketing Science*, 12(1), p. 1–36.

IMF (2021). Electric vehicles, tax incentives and emissions : Evidence from norway. <https://www.imf.org/-/media/Files/Publications/WP/2021/English/wpiea2021162-print-pdf.ashx>.

Kaul, A., Pfeifer, G., et Witte, S. (2016). The incidence of Cash for Clunkers : Evidence from the 2009 car scrappage scheme in Germany. *International Tax and Public Finance*, 23(6), p. 1093–1125.

Kessler, L., Morvillier, F., et Perrier, Q. (2022). Le bonus-malus est-il efficace pour assurer l'essor du véhicule électrique? https://www.lemonde.fr/idees/article/2022/12/18/le-bonus-malus-est-il-efficace-pour-assurer-l-essor-du-vehicule-electrique_6154925_3232.html.

Kessler, L., Morvillier, F., Perrier, Q., et Rucheton, K. (2023). An ex-ante evaluation of the french car feebate. *Energy Policy*, 173, p. 113335.

Klier, T. et Linn, J. (2015). Using taxes to reduce carbon dioxide emissions rates of new passenger vehicles : evidence from France, Germany, and Sweden. *American Economic Journal : Economic Policy*, 7(1), p. 212–42.

- L'Hour, J. et Trévien, C. (2022). Modélisation de l'appartenance au parc des véhicules routiers et de son utilisation. *14ème JMS de l'Insee*, p. 1–35.
- Mian, A. et Sufi, A. (2012). The effects of fiscal stimulus : Evidence from the 2009 cash for clunkers program. *The Quarterly journal of economics*, 127(3), p. 1107–1142.
- Norsk-Elbilforening (2022). Norwegian ev policy. <https://elbil.no/english/norwegian-ev-policy/>.
- OECD (2022). Norway's evolving incentives for zero-emission vehicles. <https://www.oecd.org/climate-action/ipac/practices/norway-s-evolving-incentives-for-zero-emission-vehicles-22d2485b/>.
- Plötz, P., Moll, C., Bieker, G., et Mock, P. (2021). From lab-to-road : Real-world fuel consumption and co2 emissions of plug-in hybrid electric vehicles. *Environmental Research Letters*, 16(5), p. 054078.
- Roth, J., Sant'Anna, P. H., Bilinski, A., et Poe, J. (2023). What's trending in difference-in-differences? a synthesis of the recent econometrics literature. *Journal of Econometrics*.
- Sallee, J. M. (2011). The surprising incidence of tax credits for the Toyota Prius. *American Economic Journal : Economic Policy*, 3(2), p. 189–219.
- Silva, J. S. et Tenreyro, S. (2006). The log of gravity. *The Review of Economics and statistics*, 88(4), p. 641–658.
- Vannutelli, S. (2023). From lapdogs to watchdogs : Random auditor assignment and municipal fiscal performance. Technical report, National Bureau of Economic Research.

Yan, S. et Eskeland, G. S. (2018). Greening the vehicle fleet : Norway's CO2-Differentiated registration tax. *Journal of Environmental Economics and Management*, 91, p. 247–262.

LISTE DES TABLEAUX

1.1	Nombre d'observations par niveau d'agrégation et par pays	25
1.2	Montant du Bonus suivant le véhicule considéré 2015 - 2021	33
1.3	Montant Bonus-Malus écologique 2015 - 2021	35
1.4	Liste des évènements de hausse du malus retenus dans l'échantillon en France	49
1.5	Liste des évènements de hausse du malus retenus dans l'échantillon en France	53
1.6	Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs : Ensemble des pays de l'échantillon	62
1.7	Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs : France	63
1.8	Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs : Suède	64
1.9	Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs : Allemagne	65
1.10	Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs, modèle de Poisson : France	67
1.11	Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs, modèle de Poisson : Allemagne	68

1.12 Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs, modèle de Poisson : Suède	69
1.13 Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs, modèle de Poisson : Tous pays	70
1.14 Réactivité des prix pré-taxes (incidence) en France	73
1.15 Robustesse autour des effets spécifiques aux constructeurs	75
1.16 Robustesse autour des effets spécifiques aux constructeurs : modèle PPML	75
1.17 Introduire les prix comme contrôle	76
1.18 Aggrégation temporelle	77
1.19 Estimation sur un échantillon repondéré	79
2.1 Évolution de la part de marché des constructeurs automobiles français	85
2.2 Évolution de la part d'assemblage domestique	86
2.3 Bonus-malus moyen selon le lieu d'assemblage	92
2.4 Bonus-malus moyen selon le lieu d'assemblage (constructeurs français)	93
2.5 Description du bonus-malus par pays d'assemblage en 2019	94
2.6 Exercice contrefactuel pour la France (estimation PPML) : le bonus/malus est mis à 0	97
2.7 Exercice contrefactuel pour la France (estimation PPML) : seul le malus est mis à 0	100
3.1 Montant Prime à la Conversion 2015 - 2021	115
3.2 Véhicules éligibles à la mise au rebut (2015 - 2021)	116
3.3 Véhicules éligibles à l'achat (2015 - 2021)	119
3.4 Statistiques sur le renouvellement du parc (1)	122
3.5 Statistiques sur le renouvellement du parc (2)	123
3.6 Déterminants socio-économiques du recours à la PAC	124
3.7 Taux de sortie des véhicules éligibles à la prime à la conversion. . . .	129

3.8	Taux de sortie avec évènement SIV des véhicules éligibles à la prime à la conversion.	130
3.9	Régressions placebo sur le taux de sortie des véhicules éligibles à la PAC	132
3.10	Régression du CO ₂ moyen des voitures neuves sur le taux de recours PAC	143
3.11	Régression de la part des véhicules électriques sur le taux de recours PAC	144
3.12	Régression de la part des véhicules hybrides rechargeables sur le taux de recours PAC	145
3.13	Régression du taux de recours PAC sur la part de véhicules éligibles dans le parc	146
A.1	Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs : Pays Bas	151
A.2	Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs : Italie	152
A.3	Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs : Norvège	153
A.4	Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs, modèle de Poisson : Pays Bas	154
A.5	Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs, modèle de Poisson : Italie	155
A.6	Estimation des effets des malus/bonus sur les immatriculations de véhicules neufs, modèle de Poisson : Norvège	156
A.7	Liste des évènements de hausse du malus retenus dans l'échantillon en France	159
A.8	Contrefactuel avec données IHS markit : le bonus/malus est mis à 0 en France (modèle PPML)	162

A.9	Contrefactuel avec données IHS markit : le malus seul est mis à 0 en France (modèle PPML)	162
C.1	Régression placebo sur le taux de sortie avec évènement SIV des véhicules éligibles à la PAC.	177

LISTE DES FIGURES

1.1	Moyenne annuelle des émissions de CO ₂ (norme NEDC) des voitures individuelles dans les pays européens	27
1.2	Moyenne mensuelle des émissions de CO ₂ des voitures individuelles en France	28
1.3	Moyenne annuelle des malus et bonus pour les voitures individuelles dans les pays européens	29
1.4	Moyenne annuelle de la part de marché pour différentes catégories de voitures individuelles dans les pays européens	30
1.5	Part des véhicules affectés par le bonus et le malus chaque année en France	32
1.6	Barème du bonus au cours de la période d'estimation en France pour un véhicule électrique	34
1.7	Barème du malus au cours de la période d'estimation en France . . .	35
1.8	Évolution du malus moyen autour des hausses en France : étude d'évènements empilée	50
1.9	Effets du malus sur les ventes en France : étude d'évènements empilée, modèle log-linéaire	51
1.10	Effets du malus sur les ventes en France : étude d'évènements empilée, modèle PPML	52

1.11 Évolution du prix net du bonus autour des hausses de bonus en Suède : étude d'évènements empilée	54
1.12 Effets du bonus sur les ventes en Suède : étude d'évènements empilée, modèle log-linéaire	55
1.13 Effets du bonus sur les ventes en Suède : étude d'évènements empilée, modèle PPML	56
1.14 Évolution du prix net du bonus autour des hausses de bonus en Allemagne : étude d'évènements empilée	57
1.15 Effets du bonus sur les ventes en Allemagne : étude d'évènements empilée, modèle log-linéaire	58
1.16 Effets du bonus sur les ventes en Allemagne : étude d'évènements empilée, modèle PPML	59
2.1 Comparaison de trois scénarios : observé, sans bonus-malus, sans malus	99
2.2 Sensibilité du contrefactuel sur le CO ₂ moyen : série temporelle.	103
2.3 Sensibilité du contrefactuel sur la part de véhicules électriques : série temporelle.	104
2.4 Sensibilité du contrefactuel sur la part de véhicules assemblés en France : série temporelle.	105
2.5 Intervalles de confiance pour les écarts entre scénarios contrefactuels et données observées	108
2.6 Intervalles de confiance autour des scénarios contrefactuels (percentiles)	109
3.1 Taux de sortie parmi les véhicules diesel autour de l'âge limite de 10 et 11 ans.	135
3.2 Taux de sortie parmi les véhicules essence autour de l'âge limite de 14 et 15 ans.	136

3.3	Évolution du taux de sortie parmi les véhicules diesel autour de l'âge limite de 10 et 11 ans.	137
3.4	Évolution du taux de sortie parmi les véhicules essence autour de l'âge limite de 14 et 15 ans.	138
3.5	Relation en coupe entre taux de recours PAC et le CO2 moyen des voitures neuves au niveau communal	141
A.1	Relation entre les CO ₂ g/km à la norme NEDC et WLTP (données 2019 de la Commission UE pour la France)	150
A.2	Tentatives d'estimation autour de la hausse de bonus de juin 2020 . .	160
A.3	Montant/coût agrégé du bonus : données d'immatriculations simulée et données officielles	161
C.1	Vignette Crit'Air	178
C.2	Relation entre l'âge du véhicule et son intensité CO2	179
C.3	Relation entre l'âge du véhicule et sa mise au rebut (2011 - 2014) . .	179
C.4	Relation entre l'âge du véhicule et sa mise au rebut (2018 - 2021) . .	180
C.5	Relation entre l'âge du véhicule et le CO2 total (2011 - 2021)	180
C.6	Relation entre l'âge du véhicule et les kilomètres parcourus (2011 - 2021)	181
C.7	Relation entre l'âge du véhicule et les kilomètres parcourus en pourcentage du total (2011-2021)	182
C.8	Relation en coupe entre taux de recours PAC et la part de véhicules électriques	183
C.9	Relation en coupe entre taux de recours PAC et la part de véhicules hybrides rechargeables	184



L'Institut des politiques publiques (IPP) est développé dans le cadre d'un partenariat scientifique entre PSE-Ecole d'économie de Paris (PSE) et le Centre de Recherche en Économie et Statistique (CREST). L'IPP vise à promouvoir l'analyse et l'évaluation quantitatives des politiques publiques en s'appuyant sur les méthodes les plus récentes de la recherche en économie.

PSE a pour ambition de développer, au plus haut niveau international, la recherche en économie et la diffusion de ses résultats. Elle rassemble une communauté de près de 140 chercheurs et 200 doctorants, et offre des enseignements en Master, École d'été et Executive education à la pointe de la discipline économique. Fondée par le CNRS, l'EHESS, l'ENS, l'École des Ponts-ParisTech, l'INRA, et l'Université Paris 1 Panthéon Sorbonne, PSE associe à son projet des partenaires privés et institutionnels. Désormais solidement installée dans le paysage académique mondial, la fondation décroïssonne ce qui doit l'être pour accomplir son ambition d'excellence : elle associe l'université et les grandes écoles, nourrit les échanges entre l'analyse économique et les autres sciences sociales, inscrit la recherche académique dans la société, et appuie les travaux de ses équipes sur de multiples partenariats. www.parisschoolofeconomics.eu



Le Groupe des écoles nationales d'économie et statistique (GENES) est un établissement public d'enseignement supérieur et de recherche. Au sein du GENES, le CREST est un centre de recherche interdisciplinaire spécialisé en méthodes quantitatives appliquées aux sciences sociales regroupant des chercheurs l'ENSAE Paris, de l'ENSAI, du département d'Économie de l'École polytechnique et du CNRS. <http://www.groupe-genes.fr/> – <http://crest.science>

