



N° 039-2020

Janvier 2020

Les déterminants locaux du mécontentement : analyse statistique au niveau communal(1)

Eva Davoine⁽²⁾, Étienne Fize⁽³⁾ et Clément Malgouyres⁽⁴⁾

L'objet de ce *Focus* est de proposer une description statistique du mécontentement en France à l'aide de données microéconomiques au niveau communal. Il s'intéresse à plusieurs dimensions qui peuvent être liées au mal-être : l'emploi, la fiscalité, l'immobilier, le tissu associatif et la fermeture de services ou commerces de proximité. Une tentative de hiérarchisation de l'importance des différentes variables est également proposée.

L'analyse faite ici est descriptive et non causale, le but est de dresser un « portrait » des villes dans lesquels le mal-être est le plus élevé en mettant en évidence des corrélations importantes, sans prétention ni à l'exhaustivité ni à l'exclusivité des interprétations. D'autres études cependant utilisent des méthodes causales pour expliquer et isoler le lien entre une variable précise et le mal-être, Algan *et al.* (2017) par exemple utilisent la méthode des variables instrumentales pour expliquer le lien entre le chômage et le vote populiste. Enfin d'autres études qualitatives pourraient être complémentaires à cette analyse quantitative.

1. Données mobilisées

L'écriture de ce Focus s'appuie sur l'analyse de données de sources diverses que nous décrivons ci-dessous.

1.1. Les évènements Gilets jaunes

Les données sur la mobilisation des Gilets jaunes proviennent de deux sources distinctes. La première source est une base du ministère de l'Intérieur qui renseigne les différents évènements Gilets jaunes tels qu'ils ont été déclarés par les préfectures de chaque département. Nous complétons cette base de données

⁽¹⁾ Ce *Focus* est un complément à la *Note du CAE* n° 55. Il reflète les réflexions méthodologiques menées avec ses auteurs, *cf.* Algan, Malgouyres et Senik (2020).

⁽²⁾ Assistante de recherche au Conseil d'analyse économique (CAE), au moment de l'écriture de ce Focus.

⁽³⁾ Économiste au Conseil d'analyse économique (CAE).

⁽⁴⁾ Économiste à l'Institut des politiques publiques (IPP).

par l'utilisation du site Internet www.gilets-jaunes.com⁽⁵⁾ qui regroupe les déclarations d'événements Gilets jaunes qui ont été organisés, tels que les regroupements autour des ronds-points. Ainsi, les événements recensés par chaque source sont susceptibles d'être différents (corrélation de 0.33), les deux bases de données sont donc complémentaires. Nous avons choisi de concentrer notre analyse sur les événements ayant eu lieu en novembre ou en décembre 2018, car au début du mouvement ces derniers étaient encore très dispersés sur le territoire français, contrairement aux évènements suivants qui se sont principalement organisés dans les grandes villes. Ces deux bases renseignent aussi partiellement le nombre de participants à ces évènements mais nous n'avons pas pris cette mesure en compte car elle ne semblait pas toujours correctement renseignée. Enfin, les informations fournies par la base du ministère de l'Intérieur varient selon les remontées des différentes préfectures, qui n'ont peut-être pas renseigné ces données avec la même précision. C'est pourquoi, dans notre analyse sur le mouvement Gilets jaunes, nous introduisons en contrôle des effets fixes départements afin de réduire le biais que pourrait engendrer cette différence de report d'informations.

1.2. L'abstention

Les données sur l'abstention et le vote proviennent des bases de données publiques des résultats du premier tour des élections présidentielles de 2007, 2012 et de 2017 mise à disposition par le ministère de l'Intérieur.

1.3. Les données socio-économiques et d'équipement des communes

Emploi. La base « Emploi, population active » permet de calculer le taux d'emploi, ainsi que le taux d'emploi non salarié dans chaque commune tous les ans entre 2006 et 2016 à partir du recensement de la population.

Population. La base « Évolution et structure de la population » qui est aussi issue du recensement de la population renseigne la population, ainsi que la part de personnes âgées de plus de 64 ans au niveau communal. Les données sur le revenu de vie médian proviennent également de l'INSEE et du Fichier localisé social et fiscal (FiLoSoFi).

Équipement. L'INSEE met également à disposition la « Base permanente des équipements » qui nous permet de comparer la présence éventuelle d'un équipement dans chaque commune en 2012 et en 2017. Cette base comporte plusieurs versions. La première version utilisée est la base « Évolution du nombre d'équipements et de services entre 2012 et 2017 » qui contient notamment des informations sur les services publics (gares, gendarmeries, bureaux de poste...), sur les commerces de proximité (boulangeries, supérettes...) sur les services de santé (maternités, gynécologues...) et qui est comparable sur la période renseignée. Nous avons également construit une base d'équipements d'enseignements (maternelles, lycées...) à partir des bases d'enseignement des 1er et 2nd degrés en 2012 et 2017, et une base de données des services culturels (musées et théâtres) à partir de la base « Nombre d'équipements et de services dans le domaine du sport, des loisirs et de la culture » de 2012 et de 2017. En revanche, ces deux dernières bases ne sont peut-être pas comparables d'une année à l'autre, car nous les avons créées manuellement, ce que déconseille l'INSEE. C'est pourquoi nous avons aussi cherché des sources alternatives afin de tester la robustesse de ces données. Nous avons donc réalisé les mêmes analyses avec une base de données provenant du ministère de l'Éducation nationale (INJEP) renseignant le stock d'établissement d'enseignement de 1990 à 2016⁽⁶⁾.

⁽⁶⁾ La liste des équipements choisis ici n'est bien sûr pas exhaustive, la Banque de France a par exemple étudié la variation de la présence de distributeurs de billets entre 2015 et 2018. Cependant les données ne sont pas accessibles et seulement 198 communes auraient perdu accès à cet équipement dans la période, voir Banque de France (2019).



⁽⁵⁾ Données extraites du site en décembre 2018 (pour le mois de novembre) puis en janvier 2019 (pour le mois de décembre).

1.4. Les données fiscales et immobilières

Le ministère de l'Économie et des Finances publie la « balance comptable des communes » ainsi que les comptes des collectivités. Cela permet de comparer les budgets des communes entre 2012 et 2017, en distinguant notamment le budget alloué à la rémunération du personnel des dépenses externes locales et les impôts locaux. Nous ajoutons également dans la partie fiscalité la part des habitants de plus de 64 ans dans la commune. Cette variable n'est pas fiscale en soi mais reflète la part des habitants (retraités) qui ont été concernés par l'annonce de hausse de CSG.

Le ministère de l'Économie et des Finances met également à disposition le Fichier de demande de valeurs foncières (DVF) portant sur les valeurs foncières déclarées à l'occasion des mutations immobilières. La mission Etalab a cette année amélioré cette base de données en permettant le suivi de l'évolution du nombre de transactions immobilières et des prix entre 2014 et 2018 au niveau communal. En revanche, les données des départements du Bas-Rhin, Haut-Rhin, Moselle et Mayotte ne sont pas disponibles.

1.5. Les données sur les associations

Le ministère de l'Intérieur fournit le Répertoire national des associations (RNA). Cette base de données permet de comparer le nombre d'association créées et non dissoutes chaque année depuis 1901. Notamment, elle permet d'analyser l'évolution du nombre d'association entre 2012 et 2017. Cette base n'est également pas disponible pour l'Alsace-Moselle.

Enfin, l'Institut national de la jeunesse et de l'éducation populaire fournit des données géocodées issues du recensement des licences et clubs auprès des fédérations sportives agréées par le ministère chargé des Sports. Ces données permettent de comparer le nombre de licenciés dans chaque commune en 2011 et 2015.

L'échantillon d'estimation est l'ensemble des communes en vigueur en 2017. Afin d'optimiser le nombre d'observations nous avons harmonisé toutes les bases de données à la géographie des communes en vigueur en 2017. Cela permet de prendre en compte les communes qui ont fusionné, ont été supprimées, ou ont été créées entre 2012 et 2017. L'échantillon final sur lequel se font les régressions n'est cependant pas les 35 287 communes de 2017 en raison de l'absence de données sur certaines communes (toute l'Alsace-Moselle et notamment des très petites communes).

1.6. Abstention et Gilets jaunes : deux mesures du mécontentement

L'abstention et la présence d'un événement Gilets jaunes ont été utilisées comme mesures du mécontentement (ou proxy). Toutefois, ces deux variables ne regroupent pas forcément les mêmes réalités et individus. En effet, si les deux mesures sont bien corrélées entre elles et de façon très significative, la corrélation est assez faible (un coefficient de 0,05). Ainsi il convient de considérer ces deux mesures plutôt comme complémentaires que substituts. C'est également pour cela que nous gardons ces deux mesures dans le reste de l'analyse et que toutes les relations entre ces deux mesures et les variables retenues ne sont pas nécessairement de même nature ou de même ampleur.



2. Statistiques descriptives

Le premier tableau présente la valeur moyenne ainsi que les écarts-types de ces deux mesures du mécontentement. Ainsi seuls 8,3 % des communes ont été le théâtre d'un événement Gilets jaunes sur la période et en moyenne le taux d'abstention a augmenté d'environ 1,5 points de pourcentage.

1. Statistiques descriptives des variables de mal-être

		Moyenne	Écart-type	Min	Max	Médiane
Gilets jaunes • Présence d'un év	rénement GJ	0,083	0,28	0,000	1,000	0,000
Abstention en Δ • Δ Abstention (en • Δ Abstention (en	, , , ,	1,533 3,926	4,02 4,43	- 33,333 - 90,625	45,455 45,455	1,633 4,074
Abstention en niveau • Abstention en 20	017 (en %)	16,668	4,67	0,000	50,000	16,327

Lecture: 8,3 % des communes françaises ont été le théâtre d'au moins un évènement Gilets jaunes. La variation du taux d'abstention par commune entre 2012 et 2017 est de + 1,5 points de pourcentage en moyenne. Le taux d'abstention moyen par commune est de 16,67 %. Les moyennes sont non pondérées, une observation représentant une commune.

Source : Ministère de l'Intérieur et www.gilets-jaunes.com

La liste des déterminants potentiels de ce mal-être, autrement dit des variables explicatives, est plus longue. Nous avons considéré dans cette étude cinq dimensions d'intérêt, choisies pour leur prévalence dans les débats ayant suivi les premières mobilisations et invoquées par celles et ceux qui, au sein du mouvement des Gilets jaunes, se sont exprimés sur les raisons de leur mobilisation.

Dans la mesure du possible, la variation entre 2012 et 2017 a été choisie ; quand cela n'était pas possible cela est précisé. Le taux d'emploi communal a en moyenne baissé de 2 points de pourcentage alors que la part d'indépendant (non salarié) a peu évolué. En ce qui concerne les budgets des communes, les charges communales ont également augmenté en moyenne alors que le logarithme des impôts locaux prélevés ont diminué (à noter que les impôts locaux en valeurs ont augmenté). D'après nos données, le volume des transactions immobilières a diminué⁽⁷⁾. Concernant les équipements, la moyenne reportée est la part de communes ayant accès à au moins un équipement en 2012 et n'en n'ayant plus en 2017. Cet événement est rare, par exemple seules 1,3 % des communes ayant accès à un équipement infirmier l'ont perdu entre 2012 et 2017.

⁽⁷⁾ Ce qui est peut-être malheureusement dû à la nature de la base qui fait que les transactions les plus récentes ont peut-être été moins reportées. La variable est calculée en arcsinh (réciproque de la fonction sinus hyperbolique) pour prendre en compte les valeurs nulles ou négatives ce que le logarithme ne permet pas. $Arcsinh(x) = ln(x + \sqrt{(x^2 + 1)})$.



_

2. Statistiques descriptives des variables explicatives

	Moyenne	Écart-type	Min	Max	Médiane
Emploi et revenu					
 Δ Taux d'emploi (en pp) (2010-2015) 	- 1,914	4,35	– 75,000	60,000	- 1,853
 Δ Part d'emploi non salarié (2010-2015) 	0,193	1,49	- 39,344	28,571	0,064
 Δ Log revenu médian (2010-2015) 	0,107	0,06	- 0,340	0,646	0,102
Fiscalité					
• Δ Taux des + de 64 ans (2010-2015)	2,233	8,75	- 100,000	100,000	2,126
 Δ Log charges personnel (2012-2017) 	0,118	0,46	- 8,584	8,716	0,131
 Δ Log charges externes (2012-2017) 	0,064	0,42	- 10,946	4,442	0,067
 Δ Log impôts locaux (2012-2017) 	- 0,022	0,42	- 5,908	7,292	0,083
Immobilier					
 Δ Nombre de transactions (arcsinh) (2014-2018) 	- 0,080	0,87	- 6,960	4,127	0,000
Associations	,		,	,	·
Δ Nombre d'associations (2012-2017)	0,238	0,82	- 16,873	50,000	0,207
Perte d'équipements (2012-2017)			,	,	,
Banque	0,010	0,10	0	1	0
Boucherie	0,027	0,16	0	1	0
Boulangerie	0,023	0,15	0	1	0
Bureau de poste	0,026	0,16	0	1	0
Relais postal	0,005	0,07	0	1	0
Gare sans grande vitesse	0,004	0,06	0	1	0
Infirmier	0,018	0,13	0	1	0
Maternité	0,001	0,03	0	1	0
Pharmacie	0,002	0,04	0	1	0
 Urgences 	0,001	0,03	0	1	0
• Épicerie ^(*)	0,034	0,18	0	1	0
• Supérette ^(*)	0,014	0,12	0	1	0
Supermarché ^(*)	0,004	0,07	0	1	0
Maternelle ^(**) (**)	0,023	0,15	0	1	0
• Primaire ^(**)	0,027	0,16	0	1	0
• Collège ^(**)	0,001	0,03	0	1	0
• Lycée ^(**)	0,002	0,05	0	1	0
• Maternelle ^(***)	0,029	0,17	0	1	0
• Primaire ^(***)	0,034	0,18	0	1	0
• Collège ^(***)	0,001	0,03	0	1	0
• Lycée ^(***)	0,002	0,05	0	1	0
 Établissement supérieur^(***) Théâtre^(**) 	0,024	0,15	0	1	0
/**\	0,000	0,01	0	1	0
	0,004	0,06	0	1	0
Librairie-papeterie Cypécologye	0,020	0,14	0	1	0
Gynécologue	0,004	0,06	0	1	0

Notes : (*) Variable recalculée pour enlever les communes qui simultanément gagnent un équipement supérieur (ie supermarché > supérette); (**) Variable créée par la comparaison de la BPE 2012 et la BPE 2017. (***) Variables crées à l'aide de la base de l'INJEP.

Les moyennes sont non-pondérées, une observation représentant une commune.

Sources : INSEE, RNA, INJEP, DVF et ministère de l'Économie et des Finances.



3. Analyse empirique

L'équation suivante modélise la variation du mal-être et fait apparaître ces différents composants potentiels :

$$y_c = \alpha + \beta_1 X_{1,c} + \beta_2 X_{2,c} + \beta_3 X_{3,c} + \beta_4 X_{4,c} + \beta_5 X_{5,c} + EF_d + EF_u + \theta Pop_c + \epsilon_c$$

Notation:

- la commune est notée c, le département d, la catégorie de taille d'unité urbaine u;
- $y_{i,t}$ correspond à la mesure de mal-être étudiée, selon le cas à l'occurrence d'un évènement Gilets jaunes, à la variation du taux d'abstention ;
- $X_{1,c}$ correspond à l'ensemble des variables étudiées de la catégorie emploi (la variation du taux d'emploi, de la part d'emploi non salarié);
- X_{2,c} correspond à l'ensemble des variables étudiées de la catégorie fiscalité (variation de la part de la population âgée de plus de 64 ans, la variation en log du montant des charges dédiée au personnel et des charges externes de la commune, ainsi que la variation en log des impôts locaux);
- X_{3,c} correspond à l'ensemble des variables étudiées de la catégorie équipements (la perte de commerces de proximité, tels que les banques, boucheries, boulangeries, épicerie, supérette, supermarché, librairie ou journaux, la perte de services publics, tels que les bureaux de poste où les gares, la perte de services de santé, tels que les infirmiers, urgences, maternité, gynécologue, la perte d'équipements d'enseignement, tels que les maternelles, primaires, collège et lycée et enfin la perte d'équipements culturels, tels que les musées ou théâtre);
- $X_{4,c}$ correspond à l'ensemble des variables étudiées de la catégorie immobilier (la variation du nombre de transactions immobilières en arcsinh);
- $X_{5,c}$ correspond à l'ensemble des variables étudiées de la catégorie associations (la variation du nombre d'associations par rapport à la population de la commune);
- ullet EF_d correspond à des effets fixes départements que nous ajoutons systématiquement lorsque la mesure de mal-être étudiée est la mobilisation Gilets jaunes ;
- EF_u correspond à des effets fixes de taille d'unité urbaine que nous ajoutons seulement dans certaines spécifications ;
- Pop_c correspond à la population de la ville, un contrôle que nous ajoutons seulement lorsque la mesure de mal-être étudiée est la mobilisation Gilets jaunes ;
- ϵ_c est le terme d'erreur.

Les coefficients β_1 , β_2 , β_4 et β_5 représentent la variation de la probabilité qu'un évènement Gilets jaunes ait eu lieu ou, quand la mesure considérée est l'abstention, la variation en points de pourcentage de l'abstention liée à une augmentation d'une unité des variables explicatives. Pour les équipements, le coefficient β_3 représente la variation de la probabilité qu'un évènement Gilets jaunes ait eu lieu ou la variation en points de pourcentage de l'abstention liée à la perte de l'équipement considéré. Un coefficient négatif implique que l'augmentation de la variable explicative en question est corrélée à la diminution de nos mesures de mécontentement, et inversement.

3.1. Précautions méthodologiques

Les erreurs standards des coefficients sont, sauf indication contraire, obtenues par l'utilisation d'un cluster au niveau départemental, cela permet de corriger pour la potentielle autocorrélation au niveau départemental.



Le fait de réaliser cette analyse en variation et non pas en niveau nous permet tout d'abord de contrôler pour les caractéristiques inobservables (mais fixes dans le temps) des communes étudiées. Ce choix d'utilisation de la variation est aussi justifié par la volonté d'analyser le mouvement Gilets jaunes qui semble être particulièrement motivé par la dégradation des conditions de vie des participants. En effet, ce ne sont pas les quartiers ou la population est déjà en situation difficile qui semblent s'être mobilisés mais plutôt les classes moyennes en prise avec la peur du déclassement. Nous cherchons également ici à montrer que, si les conditions de vie dans un territoire sont importantes, leurs évolutions (leur dégradation ou leur amélioration) peuvent également être pertinentes pour mener des politiques publiques visant non pas seulement à combler les différences, mais aussi à agir directement sur des dynamiques. Tant dans le domaine de la recherche que dans les politiques publiques, l'idée que les variations, et non seulement le niveau, compte pour le bien-être est une idée relativement peu investie.

Les effets fixes départements permettent de contrôler pour la variabilité potentielle de report des événements Gilets jaunes. En effet, une de nos bases de données de cette mesure repose sur les déclarations des préfectures qui sont susceptibles de ne pas avoir été renseignées avec la même rigueur selon les préfectures.

Des effets fixes taille d'unité urbaine permettent de contrôler pour les différences potentielles propres à la taille des villes. La littérature existante à ce sujet suggère en effet que le bien-être moyen observé varie selon la taille de l'unité urbaine (voir Péron et Perona, 2018). Lorsque l'on ajoute cet effet fixe, l'estimation des coefficients se fait donc en comparant des villes de tailles similaires et non en exploitant cette différence de type de commune.

L'ajout de la variable population lorsque notre mesure de mal-être est la mobilisation Gilets jaunes permet de contrôler pour l'effet d'une plus grande population sur la probabilité qu'un événement Gilets jaunes ait été organisé. En effet, ces mobilisations sont susceptibles d'avoir eu lieu dans des villes plus densément peuplées, d'une part parce que davantage de personnes y vivent, et donc il est plus probable qu'un événement arrive, et d'autre part, parce qu'un évènement dans une grande ville peut faire partie d'une stratégie pour gagner en visibilité, même si les participants ne vivent pas dans la ville en question.

3.2. Les limites de l'analyse empirique

Les résultats présentés dans ce *Focus* relèvent toutefois de la description statistique et de la corrélation entre variables dites explicatives et des mesures de mécontentement. Afin d'établir de véritables liens de causalité, il faudrait s'assurer de l'exogénéité de nos variables explicatives. Or, plusieurs arguments ne nous permettent pas d'affirmer cette hypothèse :

- il est possible que notre analyse des déterminants du bien-être individuel souffre d'un biais de variable omise, notamment parce que ces déterminants sont multiples et parfois difficiles à mesurer. Une variable omise pourrait en effet être la cause à la fois du mal-être et de nos variables utilisées comme explicatives;
- il est possible que des liens de causalité inverses existent et que nos mesures de mal-être territorial impactent également nos variables explicatives, la variable immobilière pourrait par exemple être considérée soit comme un symptôme, une conséquence du mal-être soit comme un déterminant;
- il est aussi possible que les effets soient simultanés, non linéaires ou jouant dans les deux sens : le nombre d'associations par exemple aurait pu augmenter car l'abstention étant haute les individus cherchent d'autres moyens de participation à la vie publique ou inversement.

Enfin, une analyse causale nécessiterait de ne s'intéresser qu'à un nombre limité de variables et d'identifier un mécanismes causal clair. Cette approche n'est pas forcément faisable pour chacune de nos dimensions et l'est encore moins dans une approche unifiée avec l'aide d'un même choc causal et d'une même stratégie d'identification pour toutes les variables.



Notre analyse comporte par ailleurs d'autres limites. L'étude de ces variables au niveau communal n'est peut-être pas toujours le niveau plus approprié. En effet, une part significative de la population ne travaille pas dans sa commune de résidence, et il serait peut-être intéressant d'analyser également l'impact du taux d'emploi sur le mal-être à un niveau plus agrégé, comme celui des zones d'emploi ou bassins de vie⁽⁸⁾. En revanche, plus l'étude est réalisée à un niveau agrégé moins il existera de variation territoriale de la mesure des évènements Gilets jaunes, puisqu'il devient plus probable qu'au moins un évènement ait eu lieu dans la zone considérée. De plus, la définition de perte d'équipement à un niveau d'observation supérieur est rendue plus difficile. L'horizon temporel étudié, de cinq ans seulement est peut-être trop court, car l'accroissement du mal-être collectif français est potentiellement un phénomène plus ancien. Par ailleurs, la qualité de nos données n'est pas toujours optimale. En effet, afin de réduire les biais potentiels de notre mesure de mobilisation des Gilets jaunes nous avons utilisé les informations renseignées par deux bases de données différentes. Cependant, cette méthode ne suffit sans doute pas à obtenir une base de données exhaustive des mobilisations Gilets jaunes. Une autre limite tient au fait que, pour les mesures ayant trait au marché de l'immobilier et à la concentration des associations, les données ne sont pas disponibles pour trois départements : Haut-Rhin, Bas-Rhin et Moselle.

4. Résultats principaux

Les tableaux 3 et 4 testent l'équation présentée en section 3. Chacune des cinq colonnes correspond à cinq spécifications empiriques différentes. Les 1^{re} et 2^e colonnes régressent, respectivement, la probabilité qu'un événement Gilets jaunes ait eu lieu et l'évolution du taux d'abstention au premier tour des présidentielles entre 2012 et 2017 sur nos variables explicatives sans prendre en compte la population. Des effets fixes de taille d'unité urbaine sont ajoutés dans les 3^e et 4^e colonnes, afin de contrôler pour des potentielles différences de dynamiques de communes appartenant à des tranches d'unité urbaine distinctes. Enfin, la dernière colonne contrôle pour la population de la commune en 2017 (exprimée en logarithmes). Cette spécification n'est appliquée qu'aux Gilets jaunes. En effet, une ville plus peuplée est mécaniquement plus susceptible d'héberger une potentielle manifestation. En revanche, il n'est pas nécessaire d'ajouter ce contrôle lorsque la mesure de mécontentement étudiée est l'abstention, puisque cette variable contient ce contrôle dans sa construction.

Les résultats sont présentés ci-dessous en deux parties pour plus de lisibilité. L'intégralité des variables explicatives a cependant été incluse simultanément, afin d'interpréter l'effet individuel d'une variable « toutes choses égales par ailleurs ». Les variables ont été classées selon les cinq dimensions étudiées.

À noter également, qu'en raison de leur statut particulier les communes d'Alsace et de Moselle sont absentes des prochaines régressions. En effet, les données immobilières du *Livre foncier d'Alsace-Moselle* ne sont pas ouvertes. De plus, la loi de 1901 sur les associations ne s'applique pas en Alsace-Moselle. Toutefois, les résultats obtenus lorsque l'on ajoute l'Alsace et la Moselle (soit sans inclure les variables immobilières et associatives⁽⁹⁾ soit en remplaçant leurs valeurs manquantes par zéro) sont très similaires.

⁽⁹⁾ Voir infra.



⁽⁸⁾ Une analyse au niveau bassin de vie est ainsi proposée plus tard dans ce Focus.

3. Régression principale : emploi & revenu, fiscalité & dépenses, immobilier et associations

	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ
Emploi et revenu					
• Δ Taux d'emploi (en pp) (2010-2015)	- 0,00270 ^(***) (- 5,71)	- 0,0244 ^(**) (- 2,52)	- 0,00200 ^(***) (- 4,95)	- 0,0223 ^(**) (- 2,32)	- 0,00155 ^(***) (- 4,26)
• Δ Part d'emploi non salarié (2010-2015)	0,000597 (0,54)	0,0269 (1,04)	0,000909 (0,91)	0,0276 (1,07)	0,000958 (0,91)
• Δ Log Revenu médian (2010-2015)	- 0,371 ^(***) (- 11,64)	1,136 (1,63)	- 0,182 ^(***) (- 6,96)	0,849 (1,42)	– 0,0439 ^(*) (– 1,94)
Fiscalité et dépenses					
• Δ Taux des + de 64 ans (2010-2015)	0,000379 ^(**) (2,00)	0,00256 (0,59)	- 0,000191 (- 1,16)	0,000981 (0,23)	0,000171 (0,99)
• Δ Log Charges personnel	- 0,00568 ^(*) (- 1,86)	- 0,0450 (- 0,83)	- 0,00469 (- 1,65)	- 0,0489 (- 0,91)	- 0,0114 ^(***) (- 3,61)
• Δ Log Charges externes	- 0,0458 ^(***) (- 7,04)	- 0,0114 (- 0,11)	- 0,0258 ^(***) (- 4,85)	- 0,0572 (- 0,60)	- 0,0163 ^(***) (- 3,17)
• Δ Log Impôts locaux (2012-2017)	0,0272 ^(***) (5,73)	0,0569 (0,69)	0,0116 ^(***) (2,90)	0,0472 (0,60)	- 0,0127 ^(***) (- 3,44)
Immobilier	,	, ,	() ,	, ,	
• Δ Nbre de transactions (arcsinh) (2014-2018)	- 0,00576 ^(**) (- 2,50)	- 0,139 ^(**) (- 2,40)	- 0,00307 (- 1,50)	- 0,111 ^(**) (- 2,12)	0,00247 (1,24)
Associations					
• Δ Nombre d'associations (2012-2017)	- 0,00728 ^(*) (- 1,88)	– 0,0679 ^(*) (– 1,68)	- 0,00652 ^(**) (- 2,17)	- 0,0644 (- 1,62)	0,00110 (0,39)
Tranche unité urbaine en nombre d'habitants (pa			• •	, ,	` ' '
• moins de 5 000		,	0,170 ^(***) (11,28)	0,387 ^(***) (4,23)	
• de 5 000 à 9 999			0,250 ^(***) (12,82)	0,380 ^(***) (3,50)	
• 10 000 à 19 999			0,279 ^(***) (12,99)	0,230 (1,29)	
• 20 000 à 49 999			0,316 ^(***)	0,177 (1,15)	
• 50 000 à 99 999			(13,83) 0,395 ^(***)	0,696(***)	
• 100 000 à 199 999			(14,13) 0,240 ^(***)	(3,89) 0,881 ^(***)	
• 200 000 à 1 999 999			(7,42) 0,233 ^(***)	(4,46) 0,109	
• Paris			(10,29) 0,106 ^(***)	(0,41) - 3,036 ^(***)	
D/ordonat FF	. .		(4,68)	(-8,03)	0 :
Département FE Tranches unité urbaine FE Contrôle population 3017	Oui		Oui Oui	Oui	Oui
Contrôle population 2017	Dánastassas	Dánastassas	Dánantarras	Dánantaman	Oui
Cluster Moyenne Y	Département 0,10	Département	Département 0.10	Département	Département 0,10
R ²	0,10	1,61 0,00	0,10 0,17	1,61 0,02	0,10
Nombre d'observations	28,175	27,972	28,175	27,972	28,175

Lecture : t-statistique entre parenthèses. Ce tableau régresse l'équation présentée supra à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires.

Notes : (***) p < 0,01 ; (**) p < 0,05 ; (*) p < 0,1.

Sources: INSEE, ministère de l'Intérieur, ministère de l'Économie et des Finances, DVF, RNA et www.gilets-jaunes.com

Emploi et niveau de vie. Les résultats de l'analyse de la première dimension, **l'emploi**, montrent que la variation du taux d'emploi est liée statistiquement au mécontentement. Plus le taux d'emploi augmente, plus la probabilité qu'un événement Gilets jaunes ait eu lieu diminue. Il en va de même pour la variation de l'abstention. La part des emplois non-salariés ne semble affecter ni la mobilisation Gilets jaunes ni l'abstention.



La variation du niveau de vie médian de la commune est significativement (et négativement) liée à l'occurrence d'un événement Gilets jaunes mais semble peu liée à l'abstention.

Fiscalité. Les **dépenses** (externes ou personnels) sont négativement liées à l'occurrence d'un événement Gilets jaunes et inversement pour le total des impôts locaux. Ces variables ne sont cependant pas statistiquement corrélées à la variation de l'abstention.

Immobilier. La variable sur les transactions immobilières est négativement corrélée aux deux variables de mécontentement. Ce résultat peut être dû au fait que la faible croissance des transactions immobilières est un symptôme d'un manque de dynamisme local et d'attractivité reflété par le phénomène de mort lente de certaines communes (notamment en milieu rural). Ce lien statistique n'est cependant pas très robuste.

Lien social. La variation du nombre d'association sur la population est négativement corrélée à la présence d'un événement Gilets jaunes et à l'abstention. Le lien est cependant faiblement significatif. Une des raisons de participation au mouvement Gilets jaunes peut effectivement être la recherche de liens sociaux, dans des communes où les associations ne seraient plus en capacité de s'en charger. Au contraire, les individus bénéficiant d'une vie associative dynamique dans leur commune de résidence, pourraient moins ressentir en ce sens moins le besoin de participer à de telles manifestations.

D'après les effets fixes par tranche d'unité urbaine, il semblerait que toutes les catégories sont plus touchées par l'occurrence d'un événement Gilets jaunes que la catégorie des communes rurales. Ce résultat est assez peu surprenant, étant donné que la probabilité d'événement est positivement corrélée à la population de la commune. Cependant on observe une légère forme en U inversé de la mobilisation par catégories de tranche d'unité urbaine, le maximum étant atteint pour les communes appartenant aux unités urbaines de 50 000 à 99 000 habitants. Pour l'abstention, le constat est similaire bien que moins prononcé et avec un pic sur la catégorie d'unités urbaines un peu plus peuplées (de 100 000 à 199 000 habitants). Les communes de l'unité urbaine de Paris semblent cependant différentes, caractérisées par une baisse de l'abstention entre 2012 et 2017 et par une probabilité d'événement plus faible que pour toutes les catégories (non rurales) d'unités urbaines.



4. Régression principale : perte d'équipements

	Évènement GJ	Δ Abstention (2012-2017)	Évènement GJ	Δ Abstention (2012-2017)	Évènement GJ
Banque	0,0364	0,225	0,0317	0,235	-0,0178
	(1,26)	(1,23)	(1,33)	(1,30)	(-0,73)
Boucherie	0,00405	0,0364	-0,00984	- 0,00365	- 0,0364 ^(***)
	(0,39)	(0,35)	(- 0,92)	(-0,04)	(-3,45)
Boulangerie	- 0,0337 ^(***)	0,309 ^(**)	- 0,0184 ^(*)	0,306 ^(**)	- 0,0243 ^(**)
	(-3,34)	(2,36) 0,426 ^(***)	(-1,81)	(2,40)	(-2,47)
Bureau de poste	- 0,00396	,	-0,00107	0,391 ^(***)	- 0,0494 ^(***)
Dalais a satal	(-0,37)	(4,02)	(-0,10)	(3,63)	(-4,98)
Relais postal	0,00465	- 0,00110 (- 0,00)	0,0201 (1,02)	0,00512 (0,02)	- 0,0126
Gare sans grande vitesse	(0,20) 0,0329	0,347	- 0,00528	0,368 ^(*)	(– 0,65) – 0,0285
date sails graffue vitesse	(0,94)	(1,49)	(- 0,16)	(1,68)	(-0,81)
Infirmier	- 0,0365 ^(***)	0,153	- 0,0237 ^(**)	0,145	- 0,0164 ^(*)
illii illici	(- 3,47)	(0,98)	(- 2,51)	(0,93)	(-1,71)
Maternité	0,346 ^(***)	- 0,940	0,259 ^(***)	0,181	0,143
	(3,23)	(- 1,52)	(2,85)	(0,46)	(1,44)
Pharmacie	0,0534	0,218	0,0363	0,160	0,0157
	(1,13)	(0,62)	(0,79)	(0,44)	(0,32)
Urgences	0,232(***)	0,165	0,112 ^(*)	0,123	0,0629
	(2,92)	(0,24)	(1,67)	(0,19)	(0,85)
Épicerie	0,0173	0,406 ^(***)	0,00340	0,364 ^(***)	- 0,0185
	(1,41)	(4,22)	(0,30)	(3,85)	(- 1,65)
Supérette	0,171 ^(***)	0,364 ^(***)	0,0956 ^(***)	0,336 ^(***)	0,0348
	(5,94)	(2,87)	(4,08)	(2,94)	(1,55)
Supermarché	0,134 ^(***)	0,391 ^(*)	0,0631 ^(**)	0,370 ^(*)	0,0294
	(4,21)	(1,81)	(2,06)	(1,82)	(0,98)
Maternelle	0,0140	0,323 ^(*)	-0,00890	0,237	- 0,0334 ^(**)
- · ·	(0,92)	(1,81)	(- 0,66)	(1,37)	(-2,47)
Primaire	- 0,0645 ^(***)	-0,230	- 0,0315 ^(***)	-0,212	-0,00747
Callàna	(- 9,51)	(-1,44)	(- 5,09)	(-1,36)	(-1,12)
Collège	- 0,0438 (- 0,73)	0,0975 (0,24)	- 0,0304 (- 0,48)	0,0462 (0,12)	– 0,0906 (– 1,62)
Lycée	0,291 ^(***)	- 0,170	0,224 ^(***)	- 0,144	(- 1,62) 0,177 ^(***)
Lycee	(5,02)	(- 0,51)	(3,98)	(- 0,50)	(3,28)
Théâtre	0,0565	0,989	- 0,0243	0,642	- 0,0728
	(0,53)	(0,53)	(- 0,27)	(0,39)	(- 0,53)
Cinéma	0,133 ^(***)	0,0358	0,0739 ^(**)	0,143	0,0176
	(3,29)	(0,16)	(2,01)	(0,72)	(0,48)
Librairie-papeterie	0,0603(***)	0,234(**)	0,0153	0,179 ^(*)	- 0,0296 ^(**)
	(4,64)	(2,36)	(1,17)	(1,93)	(-2,20)
Gynécologue	0,364 ^(***)	- 0,127	0,242 ^(***)	0,356 ^(*)	0,147 ^(***)
	(5,87)	(-0,38)	(4,68)	(1,80)	(2,83)
Département FE	Oui		Oui		Oui
Tranches unité urbaine FE			Oui	Oui	
Contrôle population 2017					Oui
Cluster	Département	Département	Département	Département	Département
Moyenne Y	0,10	1,61	0,10	1,61	0,10
R ²	0,06	0,00	0,17	0,02	0,22
Nombre d'observations	28,175	27,972	28,175	27,972	28,175

Lecture : t-statistique entre parenthèses. Ce tableau régresse l'équation présentée supra à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires.

Notes : (***) p < 0,01 ; (**) p < 0,05 ; (*) p < 0,1.



Équipements. Enfin, en ce qui concerne la dimension des équipements, quatre sous-catégories semblent particulièrement liées à la présence d'évènements Gilets jaunes :

- les équipements de santé (services d'urgences, maternité et gynécologue ; la perte du cabinet d'infirmier apparaît comme négativement, bien que très faiblement corrélée);
- les équipements d'enseignement et les équipements culturels (lycée, cinéma et librairie) ;
- certains commerces de proximité (supérettes et supermarchés...).

Sur l'abstention, ce sont surtout les commerces de proximité qui semblent être les plus liés aux variations du taux d'abstention.

La perte d'autres équipements commerciaux ainsi que des services publics ne sont pas systématiquement corrélés au mécontentement en France. La perte de la boulangerie ou des bureaux de poste semble corrélée positivement avec l'évolution de l'abstention, mais étonnamment la perte de la boulangerie est négativement corrélée aux événements Gilets jaunes.

5. Hiérarchisation des effets

Si les cinq dimensions étudiées semblent toutes avoir un effet plus ou moins important sur le niveau de bien-être des Français, il semble utile de hiérarchiser l'importance de ces effets. En effet, cela permettrait d'orienter l'action publique vers les dimensions ayant le plus fort lien statistique avec le mal-être des Français. Pour ce faire, nous avons utilisé plusieurs méthodes, que nous présentons ici. D'abord, nous avons procédé à plusieurs variations de la spécification économétrique qui feront l'objet des prochaines sections. Les variables les plus robustes sont celles pour lesquelles la corrélation avec l'une ou l'autre des mesures est le plus souvent significative et stable, au-delà des spécifications choisies. L'emploi puis les équipements apparaissent comme les facteurs les plus robustes.

Cette première méthode nous informe sur la régularité de l'association statistique entre la variable explicative et la variable expliquée, mais ne nous renseigne cependant pas sur l'intensité de cette relation.

5.1. La hiérarchisation en équivalent monétaire

C'est pourquoi, en complément, nous avons utilisé une seconde méthode, consistant à rendre comparable les coefficients obtenus pour chaque variable explicative, afin de les hiérarchiser. Le tableau ci-dessous présente les résultats de cette méthode, où l'effet de chaque variable a été normalisé de manière à être comparable. Nous avons normalisé par rapport à la variation en euros du niveau de vie médian de la commune. La hiérarchisation permet d'exprimer en termes d'euros d'évolution du niveau de vie médian de la commune la variation d'une unité de chaque variable. Ainsi, pour garder le même niveau de bien-être suite à la perte d'un gynécologue, il faudrait en compensation augmenter le niveau de vie médian de la commune de 6 000 euros par an. Pour une évolution de moins 1 point de pourcentage de taux d'emploi, la compensation s'élèverait à 27 euros par an. La mise à une échelle commune, la variation du niveau de vie médian, ne doit pas s'interpréter au sens strict du terme, mais comme un moyen de comparer la puissance des effets des variables sur le mal-être (10).

Grâce à cette hiérarchisation, nous observons que ce sont les pertes d'équipement qui ont le plus fort effet sur le mécontentement. Viennent ensuite la fiscalité, les associations, l'immobilier et enfin l'emploi.

12

⁽¹⁰⁾ À noter que l'effet du revenu médian est lui-même relativement faible.



5. Hiérarchisation des effets (Gilets jaunes)

			Mesure compensatoire
	Coefficient	t stat	par an
Gilets jaunes			pai aii
• Δ Pop. + 64 ans	0,000379	0,001022	3,771224
 Δ Fop. + 64 ans Δ Taux d'emploi 	- 0,0027	- 0,00725	- 26,741
·	· ·	•	,
• Δ Log charges personnel	- 0,00568	- 0,01519	- 56,0615
• Δ Transaction (arcsinh)	- 0,00576	- 0,0154	- 56,8142
 Δ Nombre d'associations/population 	- 0,00728	- 0,01943	- 71,6786
 Δ Log Impôts locaux 	0,027168	0,07594	280,1875
Perte Boulangerie	- 0,03372	- 0,08683	- 320,376
Perte Infirmier	- 0,0365	- 0,09366	- 345,565
 Δ Log Charges externes 	- 0,04584	-0,11618	- 428,641
Perte école primaire	- 0,06447	- 0,15943	- 588,244
Perte librairie	0,060318	0,17645	651,0297
Perte cinéma	0,132625	0,429472	1 584,576
 Perte supermarché 	0,133807	0,434033	1 601,403
 Perte supérette 	0,170746	0,584085	2 155,032
 Δ Log Niveau de vie médian 	-0,37118	- 0,63212	
Perte urgences	0,231537	0,865976	3 195,094
Perte lycée	0,290515	1,187323	4 380,733
Perte maternité	0,346045	1,540295	5 683,054
Perte gynécologue	0,364482	1,66966	6 160,357
Abstention			
 Δ Taux d'emploi 	- 0,02444	- 2,51547	80,22410583
 Δ Nombre d'associations/population 	- 0,06792	- 1,6806	227,2928467
 Δ Transaction (arcsinh) 	-0,13931	- 2,40139	481,281189
Perte librairie	0,233835	2,360799	- 686,2950439
Perte boulangerie	0,309263	2,355642	- 879,201355
Perte maternelle	0,322567	1,814955	- 911,9156494
Perte supérette	0,363778	2,871319	- 1 010,86145
Perte supermarché	0,390566	1,813175	- 1 073,278442
Perte épicerie	0,406456	4,223173	- 1 109,612793
Perte bureau de poste	0,42573	4,01809	- 1 153,010986
. 1.11	5,.25.5	.,0200	1 100,010000

Sources: INSEE, ministère de l'intérieur, ministère de l'Économie et des Finances, DVF, RNA.

Seules les relations statistiquement significatives ont été gardées.

Concernant l'abstention, cette méthode de hiérarchisation nous amène à des conclusions similaires, les pertes d'équipement arrivent en première position; viennent ensuite l'immobilier, les associations et l'emploi.

5.2. La hiérarchisation en variation d'écart-type

Nous avons également fait une hiérarchisation en variation d'écart-type. Cette méthode, plus classique en économie, compare pour chaque variable l'effet d'une évolution d'un écart-type, prenant ainsi en compte certains aspects importants de la distribution de la variable. Cette méthode est toutefois plus complexe à interpréter, notamment lorsque l'on regarde la perte d'un équipement : se rendre compte de ce qu'est une unité d'écart-type d'une épicerie est assez abstrait.

Selon cette méthode de classement, pour les Gilets jaunes, les équipements arrivent toujours en premier, suivi du revenu médian, de la fiscalité, de l'emploi et enfin des variables associatives et immobilières. Pour l'abstention, l'immobilier arrive en tête puis l'emploi, les équipements et finalement les associations. Les variables fiscales ne sont pas significatives et arrivent en dernière position.

Malgré la prise en compte de tous ces éléments et de ces différentes méthodes, la hiérarchisation reste un exercice périlleux. En effet, non seulement les variables ne sont pas sur une même échelle et donc comparer le changement d'une unité d'une variable à une autre est difficile mais aussi d'un point de vue



normatif, toutes les variables n'évoluent pas aussi facilement. De plus, les pouvoirs publics n'ont pas la même capacité d'action sur toutes les variables.

Un message important qui semble ressortir est que les équipements comptent lorsque l'on s'intéresse au mal-être des territoires. L'emploi, la fiscalité ou encore le niveau de vie sont très souvent associés au mal-être dans la littérature économique, la dotation en équipement l'est beaucoup moins⁽¹¹⁾.

6. Spécifications alternatives et tests de robustesse

Cette section propose plusieurs régressions alternatives qui servent à la fois à répondre à des questionnements plus précis ainsi que de tests de robustesse.

6.1. Séparation des résultats par catégories

Cette section propose des régressions effectuées catégorie par catégorie, cela permet de regarder les coefficients de variables non nettes de l'effet des variables des autres dimensions (12). Cela permet aussi de maximiser le nombre d'observations pour chaque dimension. Par exemple, les tableaux sur l'emploi, la fiscalité et les équipements peuvent maintenant se faire avec l'Alsace et la Moselle. De plus si l'on observe des changements radicaux dans la magnitude et la significativité des coefficients par rapport au tableau initial, cela pourrait signifier que les variables explicatives sont fortement corrélées entre elles et capturent potentiellement les mêmes effets (13). Toutefois cela ne semble pas être le cas ici.

En effet, les tableaux suivants ne montrent pas de grands changements par rapport à la régression principale. Certaines variables (immobilier et associations notamment) gagnent légèrement en significativité.

6. Régressions par catégorie : emploi et revenu

	Évènement GJ	Δ Abstention (2012-2017)	Évènement GJ	Δ Abstention (2012-2017)	Évènement GJ
Δ Taux d'emploi (2010-2015) (en pp)	- 0,00292 ^(***)	- 0,0284 ^(***)	- 0,00206 ^(***)	- 0,0265 ^(***)	- 0,00165 ^(***)
	(-6,22)	(-3,04)	(- 5,26)	(-2,84)	(- 4,55)
Δ Part d'emploi non salarié (2010-2015)	0,00107	0,0253	0,00112	0,0262	0,000962
	(0,93)	(1,01)	(1,14)	(1,05)	(0,92)
Δ Log Revenu médian (2010-2015)	- 0,417 ^(***)	0,958	- 0,196 ^(***)	0,700	- 0,0608 ^(***)
	(- 12,52)	(1,30)	(- 7,76)	(1,11)	(- 2,81)
Département FE	Oui		Oui		Oui
Tranches unité urbaine FE			Oui	Oui	
Contrôle log population 2017					Oui
Moyenne Y	0,10	1,56	0,10	1,56	0,10
R^2	0,03	0,00	0,16	0,02	0,21
Nombre d'observations	30,311	30,103	30,311	30,103	30,311

Lecture: t statistique entre parenthèses. Notes: (***) p < 0,01; (**) p < 0,05; (*) p < 0,1.

Sources : INSEE, ministère de l'intérieur et www.gilets-jaunes.com

⁽¹³⁾ À noter cependant que, de façon presque mécanique, une variable a plus de chance de ressortir comme plus significative lorsqu'il y a moins de variables de contrôle.



⁽¹¹⁾ Sauf parfois dans la littérature théorique ou structurelle les équipements peuvent être compris sous le large terme d'aménités qui regroupe aussi des éléments comme le climat, la nature environnante...

⁽¹²⁾ À l'inverse de notre régression de base qui montre les coefficients « toutes choses égales par ailleurs ».

7. Régressions par catégorie : fiscalité et dépenses locales

	Évènement GJ	Δ Abstention (2012-2017)	Évènement GJ	Δ Abstention (2012-2017)	Évènement GJ
Δ Taux des + de 64 ans (2010-2015)	0,000136	0,00244	-0,000119	0,00176	0,000118
	(1,38)	(0,59)	(-1,40)	(0,43)	(1,07)
Δ Log Charges personnel	- 0,00135	- 0,0390	-0,00121	- 0,0467	– 0,00776 ^(***)
	(-0,54)	(- 0,95)	(-0,58)	(- 1,16)	(-3,21)
Δ Log Charges externes	- 0,0393 ^(***)	- 0,0594	- 0,0204 ^(***)	- 0,0917	- 0,0169 ^(***)
	(- 6,96)	(- 0,66)	(-4,67)	(- 1,17)	(- 3,79)
Δ Log Impôts locaux (2012-2017)	0,0277 ^(***)	- 0,00417	0,0104(***)	- 0,0222	- 0,0116 ^(***)
	(6,39)	(- 0,05)	(3,22)	(-0,30)	(- 3,44)
Département FE	Oui		Oui		Oui
Tranches unité urbaine FE			Oui	Oui	
Contrôle log population 2017					Oui
Moyenne Y	0,09	1,54	0,09	1,54	0,09
R^2	0,03	0,00	0,16	0,01	0,19
Nombre d'observations	34,081	33,774	34,081	33,774	34,081

Lecture: t statistique entre parenthèses.

Notes : (***) p < 0.01; (**) p < 0.05; (*) p < 0.1.

Sources : INSEE, ministère de l'Intérieur, ministère de l'Économie et des Finances et www.gilets-jaunes.com

8. Régressions par catégorie : immobilier

	Évènement GJ	Δ Abstention (2012-2017)	Évènement GJ	Δ Abstention (2012-2017)	Évènement GJ
Δ Nbre de transactions (arcsinh) (2014-2018)	- 0,00729 ^(***)	-0,126 ^(**)	- 0,00365 ^(**)	– 0,0995 ^(*)	0,00269
	(-3,20)	(- 2,25)	(-2,16)	(- 1,95)	(1,43)
Département FE	Oui		Oui		Oui
Tranches unité urbaine FE			Oui	Oui	
Contrôle log population 2017					Oui
Moyenne Y	0,09	1,58	0,09	1,58	0,08
R^2	0,03	0,00	0,17	0,01	0,19
Nombre d'observations	33,805	33,299	33,805	33,299	33,670

Lecture: t statistique entre parenthèses. Notes: (***) p < 0,01; (**) p < 0,05; (*) p < 0,1.

Source : Ministère de l'Intérieur, DVF et www.gilets-jaunes.com

9. Régressions par catégorie : associations

	Évènement GJ	Δ Abstention (2012-2017)	Évènement GJ	Δ Abstention (2012-2017)	Évènement GJ
Δ Nombre d'associations (2012-2017)	- 0,00365 ^(*)	- 0,113 ^(***)	- 0,00290 ^(*)	- 0,109 ^(***)	0,00327 ^(**)
	(-1,79)	(- 2,78)	(-1,86)	(- 2,68)	(2,04)
Département FE	Oui				Oui
Tranches unité urbaine FE			Oui	Oui	
Contrôle log population 2017					Oui
Moyenne Y	0,09	1,58	0,09	1,58	0,08
R^2	0,03	0,00	0,17	0,01	0,19
Nombre d'observations	33,803	33,299	33,803	33,299	33,668

Lecture : t statistique entre parenthèses. Notes : (***) p < 0,01 ; (**) p < 0,05 ; (*) p < 0,1.

Sources : Ministère de l'Intérieur, DVF et www.gilets-jaunes.com



10. Régressions par catégorie : perte d'équipements

	Évènement GJ	Δ Abstention	Évènement GJ	Δ Abstention	Évènement GJ
-	0.000	(2012-2017)	0.000	(2012-2017)	0.0101
Banque	0,0322	- 0,0733	0,0303	- 0,0711	-0,0121
Boucherie	(1,31) 0,0127	(- 0,25) 0,0909	(1,51) - 0,00422	(- 0,24) 0,0504	(-0,63) -0,0313 ^(***)
Boucherie	(1,15)	(0,90)	- 0,00422 (- 0,39)	(0,51)	- 0,0313 (- 2,88)
Boulangerie	- 0,0240 ^(**)	0,303 ^(**)	- 0,0164 ^(*)	0,296 ^(***)	- 0,0359 ^(***)
boulangene	(- 2,56)	(2,31)	(- 1,74)	(2,29)	(– 3,92)
Bureau de poste	0,0158	0,443 ^(***)	0,0100	0,407 ^(***)	- 0,0383 ^(***)
bareau de poste	(1,45)	(4,25)	(0,94)	(3,84)	(- 3,75)
Relais postal	0,00722	- 0,0399	0,0174	- 0,0495	- 0,0141
neidis postai	(0,36)	(-0,16)	(0,97)	(- 0,20)	(- 0,76)
Gare sans grande vitesse	0,0479	0,272	0,0113	0,293	- 0,0100
Care sams Branae messe	(1,47)	(1,23)	(0,36)	(1,40)	(-0,31)
Infirmier	-0,0213 ^(**)	0,148	- 0,0141	0,140	- 0,0243 ^(***)
	(-2,13)	(0,92)	(- 1,54)	(0,87)	(- 2,67)
Maternité	0,356 ^(***)	- 0,946	0,270(***)	0,234	0,199 ^(*)
	(3,42)	(-1,49)	(3,05)	(0,59)	(1,95)
Pharmacie	0,0644	0,262	0,0445	0,217	0,0202
	(1,39)	(0,74)	(0,99)	(0,60)	(0,42)
Urgences	0,123	0,212	0,0386	0,132	0,0470
	(1,51)	(0,31)	(0,56)	(0,21)	(0,63)
Épicerie	0,0244 ^(**)	0,477 ^(***)	0,00740	0,432 ^(***)	-0,0169
	(2,09)	(5,18)	(0,71)	(4,76)	(-1,60)
Supérette	0,164 ^(***)	0,336 ^(**)	0,0919(***)	0,299 ^(**)	0,0582 ^(**)
	(6,07)	(2,54)	(4,05)	(2,46)	(2,54)
Supermarché	0,123 ^(***)	0,418 ^(**)	0,0438	0,376 ^(*)	0,0326
	(4,09)	(2,12)	(1,40)	(1,98)	(1,15)
Maternelle	0,0394 ^(***)	0,180	0,0138	0,106	-0,0168
Drimaira	(2,93) - 0,0354 ^(***)	(1,30) - 0,295 ^(**)	(1,12) - 0,0137 ^(**)	(0,78) - 0,285 ^(**)	(- 1,36) - 0,0199 ^(***)
Primaire	- 0,0354 (- 5,94)	- 0,295 (- 2,31)	- 0,0137 (- 2,57)	- 0,285 (- 2,29)	- 0,0199 (- 3,80)
Collège	- 0,0776 ^(*)	0,216	– 0,0753	0,159	- 0,122 ^(***)
Conce	(- 1,70)	(0,62)	(- 1,63)	(0,47)	(- 2,98)
Lycée	0,159 ^(***)	0,121	0,100 ^(*)	0,172	0,0798
- ,000	(2,79)	(0,32)	(1,98)	(0,55)	(1,59)
Étab. supérieur	0,372 ^(***)	0,262 ^(*)	0,255 ^(***)	0,389 ^(***)	0,198 ^(***)
· ·	(18,35)	(1,92)	(15,05)	(4,23)	(11,36)
Théâtre	- 0,0946	0,174	-0,101	-0,180	- 0,0827
	(- 0,92)	(0,10)	(- 1,20)	(-0,11)	(-0,72)
Cinéma	0,0992 ^(***)	0,157	0,0508	0,262	0,0283
	(2,63)	(0,66)	(1,48)	(1,28)	(0,77)
Librairie-papeterie	0,0628 ^(***)	0,249 ^(**)	0,0151	0,196 ^(**)	-0,0194
	(4,76)	(2,43)	(1,17)	(2,14)	(-1,49)
Gynécologue	0,316 ^(***)	-0,107	0,215 ^(***)	0,377 ^(*)	0,179 ^(***)
	(5,62)	(-0,33)	(4,57)	(1,98)	(3,46)
Département FE	Oui		Oui		Oui
Tranches unité urbaine FE			Oui	Oui	0 :
Contrôle log population 2017	0.00	4.50	0.00	4.50	Oui
Moyenne Y R ²	0,08	1,53	0,08	1,53	0.20
Nombre d'observations	0,10 35,398	0,00 34 909	0,19 35,398	0,01 34,909	0,20 35,280
Nothing a observations	35,558	34,909	35,558	34,505	33,200

 $\label{lecture:total} \textit{Lecture}: \textit{t} \text{ statistique entre parenth\`eses}.$

Notes : (***) p < 0,01 ; (**) p < 0,05 ; (*) p < 0,1.

Sources : INSEE, ministère de l'Intérieur et www.gilets-jaunes.com



6.2. Épicerie dernière à partir?

Le fort coefficient sur les supérettes ou les épiceries ne vient pas forcément de la perte de l'équipement en soi mais également du fait qu'il s'agisse du dernier équipement à fermer. Par exemple l'épicerie pouvait faire office de dépôt de pain, de distributeur de billets, posséder un rayon boucherie...

Pour essayer de mesurer cela, nous avons comparé la présence d'équipements des villes qui ont perdu leur accès à l'épicerie entre 2012 et 2017 à celles qui l'ont gardé. Nous ne prenons pas comme groupe de comparaison celles qui n'ont jamais eu de supérette sur la période pour s'assurer d'une meilleure comparabilité.

Les communes ayant perdu l'équipement épicerie sont systématiquement moins dotées en équipement de commerce (ou service) de proximité, à l'exception de l'agence postale. Les différences sont statistiquement significatives. L'exception de l'agence postale est intéressante car elle n'en est pas une. En effet, suite à la fermeture des bureaux de poste la plupart (plus de 75 %) ont été remplacés par des agences postales. Ces agences souvent situées en mairie offrent moins de services que le bureau de poste. Lorsque ce n'est pas l'agence qui remplace le bureau, c'est un relais postal qui est proposé. Cependant celui-ci se situe dans un commerce (souvent supérette ou épicerie), ce qui est difficile lorsque les commerces ferment.

11. Équipements des communes selon la présence d'une épicerie

	Villes ayant perdu l'épicerie	Villes toujours dotées d'épicerie	Différence	Erreur standard
Relais postal	0,1003	0,1214	0,0211(**)	0,0100
Agence postale	0,3010	0,2602	- 0,0408 ^(***)	0,0136
Bureau de poste	0,3446	0,5425	0,1979 ^(***)	0,0153
Banque	0,2837	0,4520	0,1683 ^(***)	0,0152
Librairie-papeterie	0,1990	0,3484	0,1494 ^(***)	0,0144
Boucherie-charcuterie	0,3553	0,5443	0,1891 ^(***)	0,0153
Boulangerie	0,6299	0,7760	0,1461 ^(***)	0,0132
Magasin d'articles de sport	0,1497	0,2755	0,1258***	0,0134
Magasin d'électroménager	0,1201	0,2130	0,0930 ^(***)	0,0123
Magasin d'équipements du foyer	0,1340	0,2544	0,1203 ^(***)	0,0131
Magasin de chaussures	0,1086	0,1961	0,0875 ^(***)	0,0119
Magasin de vêtements	0,2138	0,3717	0,1579 ^(***)	0,0146
Magasin de meubles	0,1308	0,2463	0,1155 ^(***)	0,0129
Parfumerie	0,0650	0,1593	0,0944 ^(***)	0,0109
Magasin de produits surgelés	0,0280	0,0707	0,0427 ^(***)	0,0076
Pharmacie	0,4202	0,6263	0,2061 ^(***)	0,0150
Gare	0,1118	0,1674	0,0556 ^(***)	0,0113
Infirmier	0,5362	0,7256	0,1894 ^(***)	0,0140
Restaurant	0,7607	0,8615	0,1008 ^(***)	0,0110
Soins de beauté	0,4720	0,6111	0,1390 ^(***)	0,0151

Source : INSEE.

6.3. Effets de l'arrivée d'un hypermarché

Une explication à la fermeture des commerces en ville souvent avancée est l'arrivée d'un hypermarché aux alentours de la ville. Ces hypermarchés, souvent placés dans des zones industrielles ou commerciales, ont tendance à offrir une large gamme de produits au même endroit et avec des horaires d'ouverture étendus ce qui peut nuire aux commerces de centre-ville.

Afin de regarder cela, nous avons comparé les pertes d'équipement de commerce entre les communes qui ont vu ouvrir un hypermarché entre 2012 et 2017 dans leur bassin de vie aux autres. 5 % des communes sont dans un tel bassin de vie. Ces communes ne semblent pas statistiquement beaucoup moins équipées



que les autres et n'ont pas connu beaucoup plus de fermeture de commerces sur la période. Seules les fermetures d'épicerie, supermarché et magasin de meubles sont significativement liées à l'ouverture de l'hypermarché dans le bassin de vie. Cela s'explique sûrement par la faible profondeur temporelle de la variable d'ouverture d'hypermarché.

Le faible nombre d'implantations d'hypermarchés sur la période s'explique par le fait que la très grande majorité des hypermarchés était déjà présente en 2012. Cependant il est possible que les commerces continuent de souffrir de la présence de l'hypermarché bien après son implantation. Ainsi, lorsque l'on compare les communes pour lesquelles il y a un hypermarché dans leur bassin de vie en 2017 à celles qui n'en n'ont pas, les communes avec l'hypermarché à proximité ont connu significativement plus de fermetures de commerces de proximité⁽¹⁴⁾ (sur la période 2012-2017) que les autres. Loin de pouvoir permettre l'affirmation d'un lien causal, ces statistiques descriptives sont néanmoins robustes à l'ajout d'une variable de contrôle (variation du taux d'emploi).

12. Perte d'équipements selon la présence d'un hypermarché dans le bassin de vie

	Communes avec hypermarché dan	Communes sans as le bassin de vie	Différence	Erreur standard
Supérette	0,0213	0,0142	- 0,0072 ^(***)	0,0014
Épicerie	0,0436	0,0409	- 0,0027	0,0022
Supermarché	0,0083	0,0022	- 0,0061 ^(***)	0,0008
Magasin d'articles de sport	0,0244	0,0157	- 0,0086 ^(***)	0,0015
Magasin d'optique	0,0041	0,0026	-0,0015 ^(**)	0,0006
Magasin d'électroménager	0,0210	0,0143	- 0,0067 ^(***)	0,0014
Magasin d'équipements du foyer	0,0272	0,0209	- 0,0062 ^(***)	0,0017
Magasin de chaussures	0,0086	0,0090	0,0004	0,0010
Magasin de meubles	0,0214	0,0147	- 0,0067 ^(***)	0,0014
Magasin de vêtements	0,0258	0,0217	-0,0041 ^(**)	0,0016
Boucherie	0,0282	0,0247	- 0,0034 ^(**)	0,0017
Poissonnerie	0,0087	0,0053	- 0,0034 ^(***)	0,0009
Boulangerie	0,0242	0,0226	-0,0016	0,0016
Librairie-papeterie	0,0210	0,0195	- 0,0015	0,0015

Source : INSEE.

6.4. Étude en niveau

Pour les raisons explicitées précédemment, nous avons choisi d'analyser les variables explicatives en variation sur une période donnée. Toutefois l'on peut regarder l'impact des variables en niveau (dernière année disponible) sur la probabilité d'événements Gilets jaunes et l'abstention de 2017. L'exercice devient encore plus descriptif, l'étude en variation permettait alors d'éliminer des sources de biais potentiels la partie inobservée intemporelle propre à chaque commune.

Cette spécification, moins exigeante empiriquement, confirme les résultats du tableau principal, et fait apparaître de nouvelles corrélations significatives. Bien que nous ne puissions tirer d'interprétation causale de ces résultats, et que le biais est susceptible d'être encore plus important que dans notre tableau principal, ces résultats semblent confirmer le portrait des villes mécontentes : ce sont celles qui ont un taux d'emploi plus faible, dotées d'un faible tissu associatif et d'une fiscalité plus lourde. Cependant pour les équipements, les résultats semblent plus difficiles à interpréter et capturent potentiellement plus d'effets de composition liés à la taille des villes.

⁽¹⁴⁾ Supérette, supermarché, magasins de sport, d'optique, d'électroménager, d'équipement du foyer, de meubles, de vêtements, boucherie-charcuterie et poissonnerie.



Les déterminants locaux du mécontentement : analyse statistique au niveau communal

13. Régressions en niveau : emploi & revenu, fiscalité, immobilier et associations

	Évènement GJ	Abstention 2017	Évènement GJ	Abstention 2017	Évènement GJ
Emploi et revenu					
• Taux d'emploi (2015)	- 0,222 ^(***) (- 4,59)	- 17,18 ^(***) (- 7,37)	- 0,174 ^(***) (- 3,77)	- 16,74 ^(***) (- 7,42)	- 0,222 ^(***) (- 4,67)
• Part des non-salariés (2015)	- 0,613 ^(***) (- 4,44)	6,613 (1,23)	- 0,465 ^(***) (- 3,45)	7,138 (1,30)	- 0,367 ^(***) (- 3,16)
Niveau de vie médian (2015)	- 0,00000169 (- 0,19)	- 0,000218 ^(***) (- 4,40)	- 0,00000125 (- 1,55)	- 0,000232 ^(***) (- 4,59)	- 0,000000599 (- 0,67)
Fiscalité					
• Part des + 64 ans (2015)	- 0,0432 ^(*) (- 1,75)	3,925 ^(***) (4,55)	– 0,0666 ^(***) (– 2,75)	3,937 ^(***) (4,57)	- 0,0138 (- 0,58)
Charges de personnel (log) (2017)	(1,74)	– 0,0295 (– 0,34)	0,00352 (1,22)	– 0,0569 (– 0,65)	- 0,000590 (- 0,21)
• Charges externes (log) (2017)	0,0101 ^(*) (1,74)	0,899 ^(***) (6,66)	0,0102 ^(*) (1,80)	0,865 ^(***) (6,36)	0,00210 (0,34)
• Impôts locaux (log) (2017)	0,0257 ^(***) (6,84)	- 0,420 ^(***) (- 3,44)	0,0221 ^(***) (5,92)	- 0,438 ^(***) (- 3,57)	0,0174 ^(***) (4,06)
Immobilier					
• Transaction (arcsinh) (2018)	0,00175 (0,75)	0,0460 (0,48)	- 0,000156 (- 0,07)	0,0522 (0,56)	- 0,00294 (- 1,24)
Associations					
• Stock sur population (2017)	- 0,502 ^(***) (- 3,62)	- 17,23 ^(***) (- 4,14)	- 0,346 ^(***) (- 2,65)	- 16,09 ^(***) (- 3,84)	- 0,184 (- 1,36)
Département FE	Oui		Oui		Oui
Tranches unité urbaine FE			Oui	Oui	
Contrôle log population 2017					Oui
Moyenne Y	0,09	16,66	0,09	16,66	0,09
R ²	0,27	0,25	0,29	0,25	0,27
Nombre d'observations	29 546	29 336	29 546	29,336	29 546

14. Régressions en niveau : perte d'équipements (2017)

	Évènement GJ	Abstention 2017	Évènement GJ	Abstention 2017	Évènement GJ
Banque-Caisse épargne	-0,0111	-0,170	- 0,00598	-0,141	-0,0110
	(- 1,52)	(-0,83)	(- 0,79)	(-0,71)	(- 1,50)
Boucherie-charcuterie	0,0140 ^(**)	-0,0321	0,0131 ^(*)	- 0,0310	0,0127 ^(*)
	(2,08)	(-0,45)	(1,96)	(-0,43)	(1,89)
Boulangerie	- 0,000573	0,143	0,00145	0,170 ^(*)	-0,00451
	(-0,13)	(1,56)	(0,32)	(1,92)	(-1,02)
Bureau de poste	- 0,0283 ^(***)	0,170	- 0,0248 ^(***)	0,195	- 0,0299 ^(***)
	(-3,19)	(1,05)	(- 2,88)	(1,20)	(-3,40)
Relais postal	- 0,0174 ^(**)	0,00432	- 0,0137 ^(**)	0,0284	- 0,0188 ^(***)
	(- 2,61)	(0,03)	(- 2,05)	(0,20)	(-2,81)
Gare sans grande vitesse	0,0302 ^(**)	0,514 ^(***)	0,0309 ^(**)	0,510 ^(***)	0,0285 ^(**)
	(2,43)	(4,77)	(2,54)	(4,89)	(2,31)
Infirmier	- 0,00575	- 0,625 ^(***)	-0,00772	- 0,640 ^(***)	-0,0103 ^(*)
	(- 1,10)	(- 5,32)	(- 1,52)	(- 5,57)	(- 1,99)
Maternité	0,0843 ^(**)	0,0985	0,0637 ^(*)	0,0525	0,0752 ^(**)
	(2,26)	(0,28)	(1,80)	(0,15)	(2,00)
Pharmacie	0,000334	0,477 ^(***)	-0,00484	0,436 ^(***)	- 0,00225
	(0,04)	(4,66)	(-0,63)	(4,28)	(-0,29)
Urgences	0,188 ^(***)	1,317 ^(***)	0,160 ^(***)	1,433 ^(***)	0,185 ^(***)
	(5,26)	(4,02)	(4,48)	(4,30)	(5,17)
Épicerie	- 0,00722	0,140 ^(*)	-0,00269	0,149*	- 0,00780
	(– 1,27)	(1,76)	(- 0,48)	(1,88)	(- 1,38)
Supérette	0,00881	0,227 ^(*)	0,0105	0,213	0,00849
	(1,03)	(1,74)	(1,27)	(1,65)	(1,00)
Supermarché	0,104 ^(***)	0,282 ^(**)	0,0896 ^(***)	0,208*	0,101 ^(***)
	(6,73)	(2,55)	(6,18)	(1,85)	(6,62)
Maternelle	0,0246 ^(***)	0,351 ^(**)	0,0195 ^(***)	0,297*	0,0197 ^(***)
417	(3,31)	(2,03)	(2,77)	(1,78)	(2,73)
Élémentaire	-0,0111 ^(**)	- 0,0729	- 0,0126 ^(***)	- 0,0332	- 0,0187 ^(***)
6-112	(- 2,44) 0,0525 ^(***)	(– 0,59) 0,947 ^(***)	(- 3,01) 0,0582 ^(***)	(- 0,27) 0,960 ^(***)	(- 4,00) 0,0491 ^(***)
Collège	,	•	•		•
1	(4,10) 0,0792 ^(***)	(8,18) 0,340 ^(***)	(4,71) 0,0766 ^(***)	(8,39) 0,286 ^(**)	(3,88) 0,0731 ^(***)
Lycée		,		,	(5,18)
Théâtre	(5,66) 0,0184	(2,76) 0,512 ^(*)	(5,77) 0,0371	(2,42) 0,329	(5,18) 0,0104
meatre	(0,62)	(1,99)	(1,45)	(1,56)	(0,36)
Cinéma	0,0566 ^(***)	0,0361	0,0528 ^(***)	0,118	0,0598 ^(***)
Cinema	(3,11)	(0,21)	(3,01)	(0,69)	(3,32)
Librairie-papeterie-journaux	0,0544 ^(***)	0,247 ^(***)	0,0500 ^(***)	0,212 ^(**)	0,0541 ^(***)
Libraine papetene journaux	(5,41)	(2,80)	(5,01)	(2,44)	(5,39)
Gynécologue	- 0,0158	0,369 ^(*)	0,00143	0,195	- 0,0228
dynecologue	(- 0,68)	(1,71)	(0,07)	(0,98)	(- 0,99)
Département FE	Oui	(1), 1)	Oui	(0,50)	Oui
Tranches unité urbaine FE	241		Oui	Oui	341
Contrôle log population 2017					Oui
Moyenne Y	0,09	16,66	0,09	16,66	0,09
R ²	0,27	0,25	0,29	0,25	0,27
Nombre d'observations	29 546	29 336	29 546	29 336	29 546
Note: Isi los variables d'áquinoment				r la communa et 0	

Note: Ici les variables d'équipement prennent la valeur de 1 s'il y a au moins un équipement sur la commune et 0 sinon.



6.5. Variation de l'échantillon et du clustering

6.5.1. Avec l'Alsace-Moselle

Deux bases de données, immobilières et associatives, n'étant pas disponible pour l'Alsace-Moselle, nous les enlevons afin d'agrandir notre échantillon et d'inclure les trois départements. L'échantillon n'atteint pas toutefois toutes les communes françaises en raison de données manquantes sur d'autres variables (voir sous-section suivante). Encore une fois les liens statistiques sont très comparables à notre régression de départ, l'inclusion de l'Alsace-Moselle ne semble pas changer la nature des résultats.

15. Régressions avec l'Alsace-Moselle : emploi & revenu et fiscalité

	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ
Emploi et revenu					
• Δ Taux d'emploi (en pp) (2010-2015)	- 0,00269 ^(***) (- 5,84)	- 0,0272 ^(***) (- 2,80)	- 0,00200 ^(***) (- 5,07)	- 0,0253 ^(**) (- 2,62)	- 0,00160 ^(***) (- 4,48)
• Δ Part d'emploi non salarié (2010-2015)	0,000482 (0,44)	0,0317 (1,22)	0,000809 (0,82)	0,0325 (1,26)	0,000896 (0,87)
Fiscalité					
• Δ Taux des + de 64 ans (2010-2015)	0,000316 ^(*) (1,70)	0,00246 (0,58)	- 0,000236 (- 1,45)	0,000991 (0,23)	0,000112 (0,66)
• Δ Log revenu médian (2010-2015)	- 0,373 ^(***) (- 11,79)	0,954 (1,31)	- 0,184 ^(***) (- 7,22)	0,651 (1,03)	- 0,0519 ^(**) (- 2,31)
• Δ Log charges personnel	- 0,00427 (- 1,35)	- 0,0489 (- 0,93)	- 0,00339 (- 1,20)	- 0,0536 (- 1,03)	- 0,0110 ^(***) (- 3,69)
• Δ Log charges externes	- 0,0438 ^(***) (- 6,65)	- 0,0113 (- 0,11)	- 0,0241 ^(***) (- 4,50)	- 0,0575 (- 0,64)	- 0,0173 ^(***) (- 3,41)
• Δ Log impôts locaux (2012-2017)	0,0275 ^(***) (5,83)	0,0610 (0,76)	0,0120 ^(***) (3,07)	0,0487 (0,64)	- 0,0129 ^(***) (- 3,66)
Département FE	(5,65) Oui	(0,70)	Oui	(0,04)	Oui
Tranches unité urbaine FE			Oui	Oui	
Contrôle population 2017					Oui
Cluster	Département	Département	Département	Département	Département
Moyenne Y	0,10	1,56	0,10	1,56	0,10
R^2	0,06	0,00	0,17	0,02	0,22
Nombre d'observations	29 590	29 387	29 590	29 387	29 590

 $\label{lecture:total} \textit{Lecture}: t \text{ statistique entre parenth\`eses}.$

Notes: (***) p < 0,01; (**) p < 0,05; (*) p < 0,1.



16. Régressions avec l'Alsace-Moselle : perte d'équipements

	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ
Banque	0,0204	- 0,0947	0,0226	-0,0910	- 0,0207
Banque	(0,88)	(-0,36)	(1,19)	(- 0,34)	(- 1,10)
Boucherie	0,00761	0,0690	- 0,00752	0,0304	- 0,0345 ^(***)
Bodenene	(0,69)	(0,68)	(- 0,68)	(0,31)	(- 3,15)
Boulangerie	- 0,0360 ^(***)	0,248	- 0,0224 ^(**)	0,244 ^(*)	- 0,0251 ^(***)
bouldingerie	(- 3,70)	(1,91)	(- 2,27)	(1,92)	(- 2,66)
Bureau de poste	0,000654	0,430 ^(***)	0,00132	0,392 ^(***)	- 0,0454 ^(***)
bareau de poste	(0,06)	(4,17)	(0,12)	(3,77)	(- 4,39)
Relais postal	0,00867	- 0,0765	0,0214	- 0,0773	- 0,0101
riciais posta.	(0,40)	(-0,32)	(1,15)	(- 0,33)	(- 0,56)
Gare sans grande vitesse	0,0385	0,272	0,00326	0,296	- 0,0244
Gare sans granae vicesse	(1,14)	(1,22)	(0,10)	(1,39)	(-0,71)
Infirmier	- 0,0365 ^(***)	0,101	- 0,0233 ^(**)	0,0939	- 0,0169 ^(*)
	(- 3,66)	(0,67)	(- 2,58)	(0,63)	(- 1,86)
Maternité	0,348 ^(***)	- 0,952	0,262 ^(***)	0,195	0,150
	(3,25)	(- 1,51)	(2,88)	(0,49)	(1,51)
Pharmacie	0,0491	0,238	0,0349	0,189	0,0111
	(1,05)	(0,68)	(0,77)	(0,53)	(0,23)
Urgences	0,225 ^(***)	0,256	0,105	0,183	0,0497
	(2,91)	(0,37)	(1,61)	(0,29)	(0,68)
Épicerie	0,0160	0,396 ^(***)	0,00183	0,352 ^(***)	- 0,0206 ^(*)
,	(1,38)	(4,33)	(0,17)	(3,92)	(- 1,93)
Supérette	0,175 ^(***)	0,357 ^(***)	0,0989 ^(***)	0,325(***)	0,0396*
· ·	(6,29)	(2,92)	(4,28)	(2,86)	(1,80)
Supermarché	0,123 ^(***)	0,398**	0,0456	0,358 ^(**)	0,0211
· ·	(3,79)	(1,99)	(1,35)	(1,86)	(0,71)
Maternelle	0,0186	0,228	- 0,00173	0,147	- 0,0270 ^(**)
	(1,29)	(1,34)	(-0,13)	(0,89)	(-2,07)
Primaire	- 0,0634 ^(***)	- 0,327 ^(**)	-0,0301 ^(***)	- 0,311 ^(**)	- 0,00527
	(- 10,22)	(-2,06)	(- 5,20)	(-2,01)	(-0,86)
Collège	- 0,0432	0,0598	- 0,0350	0,00842	- 0,0889
	(- 0,74)	(0,15)	(- 0,57)	(0,02)	(- 1,64)
Lycée	0,286 ^(***)	0,00106	0,218 ^(***)	0,0281	0,171 ^(***)
	(5,21)	(0,00)	(4,04)	(0,09)	(3,32)
Théâtre	0,0553	1,055	- 0,0240	0,667	-0,0719
	(0,53)	(0,56)	(- 0,27)	(0,40)	(-0,52)
Cinéma	0,129 ^(***)	0,128	0,0688 ^(*)	0,234	0,0117
	(3,26)	(0,55)	(1,89)	(1,16)	(0,32)
Librairie-papeterie	0,0594(***)	0,239 ^(**)	0,0136	0,187 ^(**)	- 0,0312 ^(**)
	(4,63)	(2,45)	(1,06)	(2,06)	(-2,38)
Gynécologue	0,361 ^(***)	- 0,0899	0,242(***)	0,391 ^(**)	0,148 ^(***)
	(5,98)	(- 0,27)	(4,80)	(2,01)	(2,91)
Département FE	Oui		Oui		Oui
Tranches unité urbaine FE			Oui	Oui	
Contrôle population 2017					Oui
Cluster	Département	Département	Département	Département	Département
Moyenne Y	0,10	1,56	0,10	1,56	0,10
R ²	0,06	0,00	0,17	0,02	0,22
Observations	29 590	29 387	29 590	29 387	29 590

Lecture : t statistique entre parenthèses.

Notes : (***) p < 0,01 ; (**) p < 0,05 ; (*) p < 0,1.



6.5.2. Extension du nombre de communes : pas de contrôle pour le niveau de vie médian

Afin d'agrandir encore plus notre échantillon, nous enlevons également la variable de niveau de vie médian. En effet, celle-ci est, pour raison de secret statistique, manquante pour un nombre important de petites communes. Grâce à cela, nous passons à plus de 34 000 communes. Encore une fois les résultats sont relativement inchangés ce qui peut s'interpréter comme le fait que le biais statistique potentiel associé à la perte d'observation n'est pas important.

17. Régressions avec le maximum d'observations : emploi & revenu et fiscalité

	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ
Emploi et revenu					
• Δ Taux d'emploi (en pp) (2010-2015)	- 0,00162 ^(***) (- 5,39)	- 0,0211 ^(*) (- 1,91)	- 0,00119 ^(***) (- 4,97)	- 0,0203 ^(*) (- 1,84)	- 0,00116 ^(***) (- 4,87)
• Δ Part d'emploi non salarié (2010-2015)	0,000384 (0,69)	0,00110 (0,05)	0,000565 (1,18)	0,00145 (0,07)	0,000770 (1,19)
Fiscalité					
• Δ Taux des + de 64 ans (2010-2015)	0,000163 ^(*) (1,72)	0,00308 (0,74)	- 0,0000934 (- 1,11)	0,00243 (0,58)	0,000147 (1,37)
• Δ Log Charges personnel	- 0,00229 (- 0,95)	- 0,0507 (- 1,24)	- 0,00160 (- 0,78)	- 0,0562 (- 1,40)	- 0,00780 ^(***) (- 3,38)
• Δ Log Charges externes	- 0,0367 ^(***) (- 6,79)	- 0,0565 (- 0,64)	- 0,0200 ^(***) (- 4,63)	- 0,0920 (- 1,19)	- 0,0168 ^(***) (- 3,90)
 Δ Log Impôts locaux (2012-2017) 	0,0247 ^(***)	-0,0146	0,0101(***)	- 0,0266	-0,0110 ^(***)
	(5,97)	(-0,19)	(3,19)	(-0,37)	(- 3,41)
Département FE	Oui		Oui		Oui
Tranches unité urbaine FE			Oui	Oui	
Contrôle population 2017					Oui
Cluster	Département	Département	Département	Département	Département
Moyenne Y	0,09	1,54	0,09	1,54	0,09
R^2	0,06	0,00	0,17	0,01	0,20
Nombre d'observations	34 079	33 772	34 079	33 772	34 079

Lecture : *t* statistique entre parenthèses.

Notes : (***) p < 0.01; (**) p < 0.05; (*) p < 0.1.



18. Régressions avec le maximum d'observations : perte d'équipements

	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ
Banque	0,0251 (1,07)	– 0,0780 (– 0,29)	0,0243 (1,28)	- 0,0780 (- 0,29)	- 0,0229 (- 1,20)
Boucherie	0,0132	(-0,29) 0,0701 (0,71)	- 0,00514 (- 0,47)	(- 0,29) 0,0279 (0,29)	- 0,0341 ^(***) (- 3,16)
Boulangerie	(1,19) - 0,0283 ^(***) (- 3,00)	0,71) 0,298 ^(**) (2,14)	- 0,0185 ^(*) (- 1,91)	0,291 ^(**) (2,12)	- 0,0376 ^(***) (- 4,01)
Bureau de poste	0,0107 (0,96)	0,434 ^(***) (4,28)	(- 1,91) 0,00597 (0,54)	0,395 ^(***) (3,84)	- 0,0465 ^(***) (- 4,51)
Relais postal	0,0149 (0,71)	- 0,0493 (- 0,19)	0,0245 (1,34)	- 0,0527 (- 0,21)	- 0,0137 (- 0,74)
Gare sans grande vitesse	0,0447	0,252	0,00536	0,274	- 0,0174
Infirmier	(1,34) - 0,0287 ^(***)	(1,13) 0,158 (1,00)	(0,17) - 0,0190 ^(**)	(1,30) 0,149	(-0,52) -0,0276 ^(***)
Maternité	(-2,88) 0,358 ^(***)	(1,00) - 0,953	(-2,11) 0,265 ^(***)	(0,94) 0,203	(-3,06) 0,185 ^(*)
Pharmacie	(3,29) 0,0559	(- 1,51) 0,243	(2,88) 0,0381	(0,51) 0,193	(1,85) 0,0108
Urgences	(1,20) 0,237 ^(***)	(0,69) 0,268	(0,85) 0,107	(0,54) 0,195	(0,22) 0,0780
Épicerie	(3,05) 0,0220 ^(*)	(0,39) 0,454 ^(***)	(1,63) 0,00417	(0,31) 0,408 ^(***)	(1,05) - 0,0213 ^(**)
Supérette	(1,89) 0,185 ^(***)	(4,95) 0,359 ^(***)	(0,40) 0,102 ^(***)	(4,51) 0,324 ^(***)	(- 2,04) 0,0600 ^(**)
Supermarché	(6,59) 0,135 ^(***)	(2,84) 0,372 ^(*)	(4,40) 0,0489	(2,83) 0,330 ^(*)	(2,59) 0,0334
Maternelle	(4,16) 0,0276 ^(*)	(1,86) 0,237	(1,44) 0,00214	(1,73) 0,153	(1,11) - 0,0294 ^(**)
Primaire	(1,94) - 0,0543 ^(***)	(1,43) - 0,331 ^(**)	(0,17) - 0,0249 ^(***)	(0,95) - 0,320 ^(**)	(- 2,23) - 0,0301 ^(***)
Collège	(– 9,52) – 0,0291	(- 2,11) - 0,219	(– 4,71) – 0,0283	(- 2,10) - 0,264	(- 5,23) - 0,0845
Lycée	(- 0,50) 0,292 ^(***) (5,30)	(- 0,45) 0,0748 (0,21)	(- 0,47) 0,217 ^(***) (4,04)	(- 0,55) 0,0998 (0,32)	(- 1,60) 0,185 ^(***) (3,59)
Théâtre	(5,50) 0,0562 (0,54)	0,241 (0,13)	- 0,0167 (- 0,21)	- 0,0865 (- 0,05)	- 0,0250 (- 0,24)
Cinéma	0,137 ^(***) (3,47)	0,164 (0,68)	0,0701 ^(*) (1,94)	0,264 (1,29)	0,0271 (0,74)
Librairie-papeterie	0,0691 ^(****) (5,34)	0,254 ^(**) (2,47)	0,0167 (1,31)	0,200 ^(**) (2,16)	- 0,0221 ^(*) (- 1,72)
Gynécologue	0,375 ^(***) (6,17)	- 0,0956 (- 0,28)	0,245 ^(***) (4,85)	0,389 ^(**) (1,99)	0,186 ^(***) (3,52)
Département FE	Oui	(0,20,	Oui	(=,55)	Oui
Tranches unité urbaine FE	Gui		Oui	Oui	
Contrôle population 2017					Oui
Cluster	Département	Département	Département	Département	Département
Moyenne Y	0,09	1,54	0,09	1,54	0,09
R^2	0,06	0,00	0,17	0,01	0,20
Nombre d'observations	34 079	33 772	34 079	33 772	34 079

Lecture : t statistique entre parenthèses.

Notes : (***) p < 0,01 ; (**) p < 0,05 ; (*) p < 0,1.



6.5.3. Clustering

Les régressions du modèle de départ utilisent un cluster au niveau départemental pour calculer les erreurs standards. L'idée étant de contrôler pour l'autocorrélation potentielle des erreurs cependant, à part les effets fixes départements pour les régressions sur les Gilets jaunes, aucune variable n'est observée au niveau départemental, il n'y a donc pas de potentiel problème de Moulton (cf. Angrist et Pischke, 2008).

Par définition les coefficients ne changent pas par rapport à la régression de base, toutefois les significativités statistiques évoluent. On remarque généralement que les variables sont plus significatives, ce qui peut signifier la présence potentielle d'autocorrélation au niveau départemental, et donc justifier de l'usage de cette précaution méthodologique. Toutefois les grandes lignes interprétatives ne changent pas.

19. Régressions sans cluster : emploi & revenu, fiscalité, immobilier et associations

	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ
Emploi et revenu					
• Δ Taux d'emploi (en pp) (2010-2015)	- 0,00270 ^(***)	- 0,0244 ^(***)	- 0,00200 ^(***)	- 0,0223 ^(***)	- 0,00155 ^(***)
	(- 5,13)	(- 3,95)	(- 4,03)	(- 3,64)	(- 3,24)
• Δ Part d'emploi non salarié (2010-2015)	0,000597	0,0269	0,000909	0,0276	0,000958
	(0,35)	(1,35)	(0,57)	(1,40)	(0,62)
• Δ Log Revenu médian (2010-2015)	- 0,371 ^(***)	1,136 ^(***)	- 0,182 ^(***)	0,849 ^(**)	– 0,0439
	(- 12,37)	(3,30)	(- 6,40)	(2,46)	(– 1,59)
Fiscalité					
• Δ Taux des + de 64 ans (2010-2015)	0,000379	0,00256	- 0,000191	0,000981	0,000171
	(1,36)	(0,79)	(- 0,73)	(0,30)	(0,67)
 Δ Log Charges personnel 	- 0,00568	- 0,0450	- 0,00469	- 0,0489	- 0,0114 ^(***)
	(- 1,32)	(- 0,90)	(- 1,16)	(- 0,99)	(- 2,92)
 Δ Log Charges externes 	- 0,0458 ^(***)	- 0,0114	- 0,0258 ^(***)	- 0,0572	- 0,0163 ^(***)
	(- 7,40)	(- 0,16)	(- 4,41)	(- 0,80)	(- 2,88)
 Δ Log Impôts locaux (2012-2017) 	0,0272 ^(***)	0,0569	0,0116 ^(***)	0,0472	- 0,0127 ^(***)
	(5,90)	(1,11)	(2,67)	(0,92)	(- 3,01)
Immobilier					
• Δ Nbre transactions (arcsinh) (2014-2018)	- 0,00576 ^(**)	– 0,139 ^(***)	– 0,00307	- 0,111 ^(***)	0,00247
	(- 2,55)	(– 5,99)	(– 1,44)	(- 4,78)	(1,20)
Associations					
• Δ Nombre d'associations (2012-2017)	- 0,00728 ^(**)	- 0,0679 ^(**)	- 0,00652 ^(**)	- 0,0644 ^(*)	0,00110
	(- 2,46)	(- 2,02)	(- 2,35)	(- 1,93)	(0,41)
Département FE	Oui		Oui		Oui
Tranches unité urbaine FE			Oui	Oui	
Contrôle population 2017					Oui
Cluster	Non	Non	Non	Non	Non
Moyenne Y	0,10	1,61	0,10	1,61	0,10
R ²	0,06	0,00	0,17	0,02	0,22
Nombre d'observations	28 175	27 972	28 175	27 972	28 175

 $\label{lecture:total} \textit{Lecture}: \textit{t} \; \text{statistique} \; \text{entre} \; \text{parenthèses}.$

Notes : (***) p < 0,01 ; (**) p < 0,05 ; (*) p < 0,1.



20. Régressions sans cluster : pertes d'équipements

	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ
Banque	0,0364 ^(**)	0,225	0,0317 ^(*)	0,235	-0,0178
	(2,02)	(1,08)	(1,87)	(1,13)	(-1,08)
Boucherie	0,00405	0,0364	-0,00984	- 0,00365	- 0,0364 ^(***)
	(0,41)	(0,31)	(- 1,05)	(-0,03)	(-4,01)
Boulangerie	- 0,0337 ^(***)	0,309 ^(**)	- 0,0184 ^(*)	0,306 ^(**)	- 0,0243 ^(**)
	(- 3,15)	(2,46)	(- 1,82)	(2,45)	(-2,49)
Bureau de poste	- 0,00396	0,426 ^(***)	-0,00107	0,391 ^(***)	- 0,0494 ^(***)
	(- 0,39)	(3,61)	(-0,11)	(3,33)	(- 5,37)
Relais postal	0,00465	- 0,00110	0,0201	0,00512	-0,0126
	(0,19)	(-0,00)	(0,89)	(0,02)	(- 0,57)
Gare sans grande vitesse	0,0329	0,347	- 0,00528	0,368	- 0,0285
	(1,28)	(1,16)	(-0,22)	(1,24)	(- 1,22)
Infirmier	- 0,0365 ^(***)	0,153	- 0,0237 ^(**)	0,145	-0,0164
	(- 2,90) (***)	(1,04)	(- 2,00)	(0,99)	(-1,43)
Maternité	0,346 ^(***)	- 0,940	0,259 ^(***)	0,181	0,143 ^(***)
	(6,01)	(- 1,40)	(4,78)	(0,27)	(2,73)
Pharmacie	0,0534	0,218	0,0363	0,160	0,0157
	(1,48)	(0,51)	(1,07)	(0,38)	(0,48)
Urgences	0,232 ^(***)	0,165	0,112 ^(**)	0,123	0,0629
	(4,52)	(0,26)	(2,32)	(0,20)	(1,35)
Épicerie	0,0173 ^(*)	0,406 ^(***)	0,00340	0,364 ^(***)	- 0,0185 ^(**)
	(1,94)	(3,89)	(0,41)	(3,51)	(- 2,27)
Supérette	0,171 ^(***)	0,364 ^(**)	0,0956 ^(***)	0,336 ^(**)	0,0348 ^(***)
6	(12,51)	(2,27)	(7,41)	(2,10)	(2,77)
Supermarché	0,134 ^(***)	0,391	0,0631 ^(***)	0,370	0,0294
Makawalla	(5,29)	(1,32) 0,323 ^(**)	(2,65)	(1,26) 0,237 ^(*)	(1,27) - 0,0334 ^(***)
Maternelle	0,0140	•	-0,00890		
Primaire	(1,29) - 0,0645 ^(***)	(2,54) - 0,230 ^(*)	(- 0,87) - 0,0315 ^(***)	(1,88) - 0,212 ^(*)	(– 3,36) – 0,00747
rillalle	(- 6,21)	(- 1,90)	(- 3,23)	- 0,212 (- 1,76)	- 0,00747 (- 0,79)
Collège	- 0,0438	0,0975	- 0,0304	0,0462	- 0,0906 ^(**)
College	(- 0,87)	(0,16)	(- 0,64)	(0,08)	- 0,0900 (- 1,97)
Lycée	0,291 ^(****)	- 0,170	0,224 ^(***)	- 0,144	(- 1,97) 0,177 ^(***)
Lyccc	(8,48)	(-0,42)	(6,96)	(- 0,36)	(5,68)
Théâtre	0,0565	0,989	- 0,0243	0,642	- 0,0728
medic	(0,44)	(0,65)	(- 0,20)	(0,43)	(-0,62)
Cinéma	0,133 ^(***)	0,0358	0,0739 ^(***)	0,143	0,0176
- Cilicina	(5,25)	(0,12)	(3,11)	(0,48)	(0,76)
Librairie-papeterie	0,0603 ^(***)	0,234 ^(*)	0,0153	0,179	- 0,0296 ^(***)
	(5,34)	(1,76)	(1,43)	(1,35)	(- 2,85)
Gynécologue	0,364 ^(***)	- 0,127	0,242(***)	0,356	0,147 ^(***)
, ,	(14,31)	(-0,43)	(10,04)	(1,20)	(6,28)
Département FE	Oui	, , ,	Oui	,	Oui
Tranches unité urbaine FE			Oui	Oui	
Contrôle population 2017					Oui
Cluster	Non	Non	Non	Non	Non
Moyenne Y	0,10	1,61	0,10	1,61	0,10
R^2	0,06	0,00	0,17	0,02	0,22
Nombre d'observations	28 175	27 972	28 175	27 972	28 175

Lecture : t statistique entre parenthèses.

Notes : (***) p < 0.01; (**) p < 0.05; (*) p < 0.1.

 $\textit{Sources}: \texttt{INSEE}, \ \texttt{ministère} \ \texttt{de} \ \texttt{l'Intérieur}, \ \texttt{ministère} \ \texttt{de} \ \texttt{l'Économie} \ \texttt{et} \ \texttt{des} \ \texttt{Finances}, \ \texttt{DVF}, \ \texttt{RNA} \ \texttt{et} \ \texttt{www.gilets-jaunes.com}$



6.6. Évènements Gilets jaunes du 17 novembre

Une autre variation consiste à ne considérer que les événements déclarés le 17 novembre, premier jour de mobilisation, par les préfectures (dans la base ministère). La variable expliquée prend donc la valeur 1 si la commune a connu un événement le 17 novembre. Le début du mouvement ayant été marqué, à l'inverse des mobilisations classiques qui se concentrent dans les plus grandes villes, par une grande dispersion sur le territoire français, nous pouvons vérifier ici que les effets observés précédemment ne sont pas le fait des très grandes villes uniquement. Dans la régression principale, nous avions fait le choix de ne garder que les manifestations de novembre et décembre, ici nous nous concentrons sur le premier jour. Nous perdons en nombre d'événements⁽¹⁵⁾ mais nous gagnons peut-être en précision sur la véritable localisation des participants au mouvement des Gilets jaunes.

Les résultats obtenus avec cette variable sont très similaires à ceux obtenus dans notre régression de base.

21. Régressions sur les événements du 17 novembre : emploi & revenu, fiscalité, immobilier et associations

		Évènement GJ	
Emploi et revenu			
• Δ Taux d'emploi (en pp) (2010-2015)	- 0,00270 ^(***) (- 5,71)	- 0,00200 ^(***) (- 4,95)	- 0,00155 ^(***) (- 3,24)
• Δ Part d'emploi non salarié (2010-2015)	0,000597 (0,54)	0,000909 (0,91)	0,000958 (0,62)
• Δ Log Revenu médian (2010-2015)	- 0,371 ^(***) (- 11,64)	- 0,182 ^(***) (- 6,96)	– 0,0439 (– 1,59)
Fiscalité			
• Δ Taux des + de 64 ans (2010-2015)	0,000379 ^(**) (2,00)	- 0,000191 (- 1,16)	0,000171 (0,67)
 Δ Log Charges personnel 	- 0,00568 ^(*) (- 1,86)	- 0,00469 (- 1,65)	- 0,0114 ^(***) (- 2,92)
 Δ Log Charges externes 	- 0,0458 ^(***) (- 7,04)	- 0,0258 ^(***) (- 4,85)	- 0,0163 ^(***) (- 2,88)
• Δ Log Impôts locaux (2012-2017)	0,0272 ^(***) (5,73)	0,0116 ^(***) (2,90)	- 0,0127 ^(***) (- 3,01)
Immobilier			
• Δ Nombre transactions (arcsinh) (2014-2018)	– 0,00576 ^(**) (– 2,50)	– 0,00307 (– 1,50)	0,00247 (1,20)
Associations			
• Δ Nombre d'associations (2012-2017)	- 0,00728 ^(*) (- 1,88)	- 0,00652 ^(**) (- 2,17)	0,00110 (0,41)
Département FE Tranches unité urbaine FE	Oui	Oui Oui	Oui
Contrôle population 2017			Oui
Moyenne Y	0,10	0,10	0,10
R ²	0,06	0,17	0,22
Nombre d'observations	28 175	28 175	28 175

 $\label{lecture:total} \textit{Lecture}: t \text{ statistique entre parenth\`eses}.$

Notes: (***) p < 0,01; (**) p < 0,05; (*) p < 0,1.

Sources: INSEE, ministère de l'Intérieur, ministère de l'Économie et des Finances, DVF, RNA et www.gilets-jaunes.com

27



Les déterminants locaux du mécontentement : analyse statistique au niveau communal

⁽¹⁵⁾ À la fois car nous ne regardons qu'un seul jour mais aussi car nous n'utilisons qu'une seule des deux bases.

22. Régressions sur les événements du 17 novembre : perte d'équipements

		Évènement GJ	
Banque	0,0364	0,0317	- 0,0178
	(1,26)	(1,33)	(- 1,08)
Boucherie	0,00405	-0,00984	- 0,0364 ^(***)
	(0,39)	(-0,92)	(-4,01)
Boulangerie	- 0,0337 ^(***)	- 0,0184 ^(*)	- 0,0243 ^(**)
	(-3,34)	(- 1,81)	(- 2,49)
Bureau de poste	- 0,00396	-0,00107	-0,0494 ^(***)
·	(-0,37)	(-0,10)	(- 5,37)
Relais postal	0,00465	0,0201	- 0,0126
·	(0,20)	(1,02)	(-0,57)
Gare sans grande vitesse	0,0329	- 0,00528	- 0,0285
C	(0,94)	(-0,16)	(- 1,22)
Infirmier	- 0,0365 ^(***)	- 0,0237 ^(**)	- 0,0164
	(- 3,47)	(- 2,51)	(- 1,43)
Maternité	0,346***	0,259(***)	0,143(***)
	(3,23)	(2,85)	(2,73)
Pharmacie	0,0534	0,0363	0,0157
	(1,13)	(0,79)	(0,48)
Urgences	0,232(***)	0,112 ^(*)	0,0629
	(2,92)	(1,67)	(1,35)
Épicerie	0,0173	0,00340	-0,0185 ^(**)
'	(1,41)	(0,30)	(- 2,27)
Supérette	0,171 ^(***)	0,0956(***)	0,0348(***)
·	(5,94)	(4,08)	(2,77)
Supermarché	0,134(***)	0,0631 ^(**)	0,0294
·	(4,21)	(2,06)	(1,27)
Maternelle	0,0140	-0,00890	-0,0334 ^(***)
	(0,92)	(- 0,66)	(-3,36)
Primaire	- 0,0645 ^(***)	- 0,0315 ^(***)	- 0,00747
	(-9,51)	(- 5,09)	(-0,79)
Collège	- 0,0438	- 0,0304	- 0,0906 ^(**)
	(-0,73)	(-0,48)	(- 1,97)
Lycée	0,291(***)	0,224(***)	0,177 **(***)*
	(5,02)	(3,98)	(5,68)
Théâtre	0,0565	- 0,0243	- 0,0728
	(0,53)	(-0,27)	(-0,62)
Cinéma	0,133(***)	0,0739 ^(**)	0,0176
	(3,29)	(2,01)	(0,76)
Librairie-papeterie	0,0603(***)	0,0153	- 0,0296 ^(***)
	(4,64)	(1,17)	(- 2,85)
Gynécologue	0,364(***)	0,242(***)	0,147 ^(***)
	(5,87)	(4,68)	(6,28)
Département FE	Oui	Oui	Oui
Tranches unité urbaine FE		Oui	
Contrôle population 2017			Oui
Moyenne Y	0,10	0,10	0,10
R^2	0,06	0,17	0,22
Nombre d'observations	28 175	28 175	28 175
	-		



6.7. Variations au niveau géographique

Jusqu'à présent l'analyse a été circonscrite au niveau communal pour plusieurs raisons. Une première raison est d'abord d'ordre pratique et concerne la disponibilité des données. Le niveau communal est en effet renseigné dans la plupart des bases de données. De plus, le niveau communal est souvent le niveau le plus fin disponible. Une autre raison est que le niveau communal paraît être un niveau pertinent pour l'analyse des conditions de vie locales, conforté par le fait que les Français semblent y être symboliquement attachés⁽¹⁶⁾. De plus, même si les individus peuvent être amenés à travailler, s'éduquer, consommer, etc. dans d'autres communes, nous ne sommes pas en mesure d'observer, et donc d'analyser, ces déplacements. Toutefois, certaines constructions géographiques⁽¹⁷⁾ nous permettent d'appréhender une partie de cette réalité, et de la mettre en regard avec les analyses menées pour les communes.

6.7.1. Au niveau des bassins de vie

La première spécification alternative consiste à réaliser la même analyse à un niveau géographique plus agrégé: le bassin de vie. Le bassin de vie (environ 1660 en France) est une unité crée par l'INSEE, qui délimite le plus petit territoire possible sur lesquels les habitants ont accès aux mêmes offres d'équipement et de services courants. Ce niveau géographique possède l'avantage d'être plus fin que les départements ou zones d'emplois et de conserver ainsi une variation en termes d'occurrence d'événements Gilets jaunes, contrairement aux départements ou aux zones d'emploi qui ont tous été le théâtre d'au moins un évènement Gilets jaunes.

Ce niveau géographique est aussi plus agrégé que le niveau communal, ce qui permet de prendre en compte un environnement plus large et ainsi de ne pas passer à côté de phénomènes de contagion ou effets indirects (en effet si un service ferme dans la commune X, la commune Y voisine risque d'en souffrir également). De plus, certaines variables explicatives peuvent gagner à être analysées de manière plus agrégée. En effet, une part significative des habitants d'une ville travaille dans une autre : étudier l'effet de l'évolution du taux d'emploi au niveau des bassins de vie paraît donc plus approprié.

Dans cette régression, toutes les variables sont recalculées à l'échelle des bassins de vie⁽¹⁸⁾. Pour les variables d'équipement cependant nous regardons si au moins une ville du bassin de vie a perdu l'accès son équipement. En effet, la perte totale d'un équipement étant un événement assez rare au niveau communal, celle-ci l'était encore plus au niveau du bassin de vie.

Dans le tableau 23, le taux d'emploi semble jouer un rôle important, son coefficient est d'ailleurs beaucoup plus élevé qu'au niveau communal, ce qui peut s'expliquer par le fait qu'au niveau bassin de vie la variation d'un point de pourcentage du taux d'emploi est un événement plus rare et plus important. De plus, le bassin de vie constitue potentiellement une unité géographique plus proche du marché du travail local que la commune. En présence d'effets de débordement (*spillover*) entre communes du même bassin de vie et d'une certaine autocorrélation spatiale en matière de taux d'emploi (par exemple du fait de la diffusion de la conjoncture locale *via* la demande de biens et services non exportables et de chocs sectoriels corrélés), passer de l'analyse commune à l'analyse bassin de vie permet de capter ces *spillovers* ce qui explique la taille plus importante des coefficients sur taux d'emploi.

⁽¹⁸⁾ À noter également que la variation du niveau de vie médian de la commune n'était pas facilement calculable à l'échelle du bassin de vie et donc n'apparaît pas dans les régressions.



Les déterminants locaux du mécontentement : analyse statistique au niveau communal

⁽¹⁶⁾ Selon plusieurs sondages, les Français sont très attachés à leur commune. Voir, par exemple, IPSOS 2017 : www.francetvinfo.fr/societe/les-trois-quart-des-francais-sont-fortement-attaches-a-leur-commune_1716739.html et Elabe 2019 : www.francebleu.fr/infos/societe/sondage-les-francais-majoritairement-attaches-a-leurs-regions-malgre-les-inegalites-sociales-et-1550522037

⁽¹⁷⁾ En particulier le bassin de vie ou la zone d'emploi.

Les variables fiscales, immobilières et associatives semblent également jouer un rôle mais les coefficients ne sont pas toujours significatifs. Au niveau des équipements dans le bassin de vie, les mêmes résultats que ceux de l'analyse précédente ressortent, même si les coefficients sont plus faibles et moins souvent significatifs. Le fait que les coefficients sur les équipements soient plus petits et moins significatifs s'explique par la définition des variables : le fait qu'au moins une commune du bassin de vie ait perdu un équipement est à la fois un événement moins rare et touche directement qu'une partie de la population du bassin de vie.

23. Régressions au niveau du bassin de vie : emploi, fiscalité, immobilier et associations

Familei	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ
 Δ Taux d'emploi (en pp) (2010-2015)	- 0,0261 ^(**) (- 2,11)	- 0,197 ^(***) (- 3,33)	- 0,0256 ^(**) (- 2,48)
• Δ Part d'emploi non salarié (2010-2015)	4,085 (0,85)	44,69 ^(***) (2,73)	9,187 ^(**) (1,99)
Fiscalité			
• Δ Taux des + de 64 ans (2010-2015)	- 0,530 (- 0,63)	- 1,286 (- 0,38)	- 0,621 (- 0,83)
• Δ Log Charges personnel	- 0,134 ^(*) (- 1,65)	- 0,220 (- 0,68)	- 0,126 (- 1,56)
• Δ Log Charges externes	- 0,0359 (- 0,40)	- 0,474 (- 1,38)	0,0377 (0,43)
• Δ Log Impôts locaux (2012-2017)	0,154 ^(***) (2,91)	0,252 (1,44)	0,0434 (0,81)
Immobilier			
• Δ Nbre de transactions (arcsinh) (2014-2018)	0,0124 (0,77)	- 0,280 ^(***) (- 4,91)	0,00915 (0,60)
Associations			
 Δ Nombre d'associations (2012-2017) Département FE Tranches unité urbaine FE 	0,00236 (0,28)	- 0,0669 ^(*) (- 1,76)	0,000774 (0,10) Oui
Contrôle population 2017			Oui
R^2	0,68	1,93	0,68
Nombre d'observations	0,10	0,09	0,16
N	1 575	1 566	1 575

24. Régressions au niveau du bassin de vie : perte d'équipements

	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ
Banque	0,0857 ^(***)	0,158 ^(*)	0,0674 ^(**)
	(2,80) 0,0656 ^(***)	(1,73)	(2,21)
Boucherie		- 0,0330	0,0222
	(2,69)	(- 0,46)	(0,92)
Boulangerie	0,0304	0,0996	0,0130
	(1,22)	(1,33)	(0,53)
Bureau de poste	0,0748(***)	0,257 ^(****)	0,0412 ^(*)
	(3,05)	(3,62)	(1,72)
Relais postal	0,0501	- 0,143	0,0214
	(1,38)	(- 1,26)	(0,61)
Gare sans grande vitesse	0,0199	- 0,199	- 0,0412
	(0,46)	(- 1,33)	(- 0,94)
Infirmier	0,0410	0,161 ^(**)	0,00818
	(1,55)	(2,14)	(0,33)
Maternité	0,0252	- 0,866 ^(***)	<i>–</i> 0,0755
	(0,29)	(– 2,99)	(– 0,79)
Pharmacie	0,0200	- 0,190	- 0,0143
	(0,41)	(– 1,05)	(- 0,28)
Urgences	0,0663	- 0,0652	- 0,0287
	(1,05)	(- 0,27)	(– 0,46)
Épicerie	0,0463 ^(*)	0,225(***)	0,0131
	(1,89)	(3,06)	(0,55)
Supérette	0,0494 ^(*)	0,0574	- 0,00413
	(1,84)	(0,67)	(– 0,15)
Supermarché	0,0419	- 0,196	-0,0191
	(1,10)	(- 1,42)	(– 0,50)
Maternelle	0,0522 ^(**)	0,0508	0,0101
	(2,08)	(0,66)	(0,41)
Primaire	0,0327	0,0115	0,0535 ^(**)
	(1,26)	(0,15)	(2,12)
Collège	0,179 ^(***)	0,0885	0,160 ^(***)
	(3,55)	(0,38)	(3,00)
Lycée	0,0770 ^(*)	- 0,430 ^(**)	0,0318
	(1,70)	(- 2,06)	(0,69)
Théâtre	0,116	0,595	0,0554
	(1,04)	(0,90)	(0,39)
Cinéma	0,0217	0,176	- 0,0501
	(0,54)	(1,28)	(- 1,25)
Librairie-papeterie	0,0565 ^(**)	0,0305	0,0226
	(2,30)	(0,39)	(0,93)
Gynécologue	0,0672	- 0,174	- 0,0250
	(1,63)	(- 1,16)	(- 0,58)
Contrôle population 2017	0	0.77	Oui
R^2	0,10	0,09	0,16
Nombre d'observations	1 575	1 566	1 575

Note: Les variables prennent la valeur de 1 si au moins une commune dans le bassin de vie perd son équipement.

Sources: INSEE, ministère de l'Intérieur, ministère de l'Économie et des Finances, DVF, RNA et www.gilets-jaunes.com

6.7.2. Différence par rapport à la plus grande ville de la zone d'emploi

Notre analyse de départ utilise la variation dans le temps des conditions de vie locales dans la commune. L'idée étant de voir l'évolution, positive ou négative, des variables dans le temps. Cependant une autre dimension comparative pourrait être prise en compte, le mal-être peut être lié à une variation pas seulement dans le temps mais également dans l'espace : si la situation s'est détériorée par rapport à la plus grande ville de la zone d'emploi.

Nous avons testé cette hypothèse. La prise en compte de ces deux composantes de comparaison génère beaucoup de bruit statistique, les signes allant souvent dans des sens opposés de telle manière que l'interprétation finale du sens de l'association statistique est difficile.



Les effets, bien que souvent de sens inverses, semblent, en net, dans le même sens que notre régression de base. Toutefois les régressions restent très compliquées à bien interpréter de telle sorte qu'il est dur d'infirmer ou de confirmer l'hypothèse de départ qui est que la comparaison dans l'espace joue aussi sur le mécontentement des Français.

6.8. Votes blancs et nuls

Jusqu'à présent nous avions pris comme proxy du mécontentement l'occurrence d'un événement Gilets jaunes et la variation de l'abstention. Cependant il existe d'autres stratégies de vote pour signaler son mécontentement ou son opinion politique. Nous regardons les votes blancs ou nuls (en % des inscrits).

Les dimensions d'emplois et de revenu ne semblent pas jouer sur la proportion de votes blancs et nuls sur les inscrits. De même que l'immobilier. Le rôle de la fiscalité est étonnant car à la fois la hausse des recettes et la hausse des dépenses sont positivement corrélées avec la variation des votes blancs et nuls.

La variation du tissu associatif est très négativement corrélée avec la variation des votes blancs et nuls, quand le tissu associatif se densifie, la part des votes blancs et nuls diminue.

Au niveau des équipements, les pertes de librairies, maternelles sont corrélées positivement à la variation des votes blancs et nuls tandis que les pertes de relais postaux (et dans une moindre mesure lycées) sont corrélées négativement.

25. Régressions sur les votes blancs et nuls : emploi & revenu, fiscalité, immobilier et associations

		Δ Blancs	s et nuls	
	2007-2017	2012-2017	2007-2017	2012-2017
Emploi et revenu				
 Δ Taux d'emploi (en pp) (2010-2015) 	- 0,00395	- 0,00459	- 0,00401	- 0,00459
	(- 1,05)	(- 1,38)	(- 1,07)	(- 1,39)
 Δ Part d'emploi non salarié (2010-2015) 	0,0136	0,0278 ^(*)	0,0131	0,0274 ^(*)
A I D (11 (2040 2045)	(1,19)	(1,79)	(1,15)	(1,77)
• Δ Log Revenu médian (2010-2015)	0,149	0,108	0,109	0,108
Finally 4	(0,60)	(0,51)	(0,43)	(0,49)
Fiscalité	- 0,000756	- 0,0000423	- 0,000785	-0,000139
• Δ Taux des + de 64 ans (2010-2015)	(- 0,50)	(- 0,02)	(- 0,52)	(- 0,08)
 Δ Log Charges personnel 	0,279 ^(***)	0,288 ^(***)	0,279 ^(***)	0,288 ^(***)
a Log Charges personner	(4,37)	(4,70)	(4,40)	(4,73)
 Δ Log Charges externes 	0,620(****)	0,634(***)	0,613(***)	0,631(****)
	(4,81)	(4,59)	(4,69)	(4,53)
 Δ Log Impôts locaux (2012-2017) 	0,307 ^(***)	0,292(***)	0,313 ^(***)	0,294(****)
	(3,97)	(3,68)	(4,19)	(3,81)
Immobilier				
 Δ Nbre de transactions (arcsinh) (2014-2018) 	- 0,0158	0,00922	-0,0187	0,00664
	(-1,12)	(0,59)	(- 1,31)	(0,42)
Associations	(***)	(***)	(***)	(***)
 Δ Nombre d'associations (2012-2017) 	- 0,852 ^(***)	- 0,882 ^(***)	- 0,849 ^(***)	- 0,880 ^(***)
Tranches unité urbaine FE	(– 5,37)	(– 5,60)	(– 5,37) Oui	(– 5,61) Oui
Moyenne Y	1,06	0,67	1,06	0,67
R ²	0,12	0,13	0,12	0,14
Nombre d'observations	27 972	27 972	27 972	27 972
	-	-	-	-

Lecture : t statistique entre parenthèses.

Notes : (***) p < 0.01; (**) p < 0.05; (*) p < 0.1.



26. Régressions sur les votes blancs et nuls : perte d'équipements

		A Plane	s et nuls	
	2007-2017	2012-2017	2007-2017	2012-2017
Banque	0,0471	0,145	0,0563	0,153
banque	(0,65)	(1,52)	(0,79)	(1,59)
Boucherie	- 0,198	- 0,0557	- 0,195	- 0,0549
2000.10110	(-1,66)	(-1,09)	(-1,62)	(- 1,06)
Boulangerie	0,0586	0,0645	0,0534	0,0623
	(1,23)	(1,21)	(1,12)	(1,16)
Bureau de poste	-0,0374	- 0,125	-0,0390	-0,125
	(-0,80)	(- 1,31)	(-0,83)	(- 1,32)
Relais postal	- 0,229 ^(**)	- 0,239 ^(****)	$-0,231^{(1+1)}$	- 0,239 ^(***)
	(-2,57)	(-2,80)	(-2,63)	(- 2,84)
Gare sans grande vitesse	0,0582	0,129	0,0657	0,127
In Proceedings	(0,34)	(0,68)	(0,38)	(0,67)
Infirmier	- 0,0472	0,0271	- 0,0498	0,0269
Maternité	(- 0,83) 0,426	(0,44) 0,429	(- 0,87) 0,417	(0,44) 0,391
Waterrite	(1,01)	(1,15)	(0,99)	(1,05)
Pharmacie	0,00223	- 0,185	- 0,00432	- 0,195
	(0,02)	(-1,20)	(-0,03)	(- 1,28)
Urgences	0,0932	0,206	0,136	0,223
	(0,28)	(0,58)	(0,41)	(0,63)
Épicerie	- 0,00640	0,0545	- 0,00763	0,0501
	(-0,06)	(0,97)	(-0,08)	(0,92)
Supérette	0,0742	0,148 ^(*)	0,0782	0,136(*)
	(0,89)	(1,92)	(1,00)	(1,83)
Supermarché	0,254	0,317	0,269	0,322
Maternelle	(1,03) 0,230 ^(**)	(1,28) 0,193 ^(*)	(1,10) 0,227 ^(**)	(1,31) 0,188 ^(*)
Waternene	(2,34)	(1,87)	(2,33)	(1,83)
Primaire	0,00258	0,0241	- 0,00122	0,0272
	(0.04)	(0,45)	(-0,02)	(0,50)
Collège	- 0,0448	- 0,242	- 0,0469	- 0,239
	(-0,27)	(-1,58)	(-0.28)	(- 1,56)
Lycée	- 0,230 ^(*)	- 0,217	- 0,223 ^(*)	- 0,223
	(-1,91)	(- 1,64)	(-1,75)	(- 1,65)
Théâtre	- 0,346	- 0,207	- 0,244	- 0,0942
Cinéma	(-1,01)	(– 1,12) 0,0969	(-0,70)	(-0,49)
Cilieriia	- 0,578 (- 0,85)	(0,62)	– 0,558 (– 0,82)	0,102 (0,69)
Librairie-papeterie	0,240 ^(***)	0,347 ^(*)	0,241(**)	0,339(****)
Librative pupercine	(2,37)	(3,02)	(2,50)	(3,06)
Gynécologue	- 0,116 ^(*)	- 0,0186	- 0,105	- 0,0417
,	(-1,84)	(-0,31)	(-1,31)	(- 0,53)
Tranches unité urbaine FE		. , ,	Oui	Oui
Moyenne Y	1,06	0,67	1,06	0,67
R^2	0,12	0,13	0,12	0,14
Nombre d'observations	27 972	27 972	27 972	27 972
Lactura: t statistique entre parenthèses				

Lecture: t statistique entre parenthèses.

Notes: (***) p < 0,01; (**) p < 0,05; (*) p < 0,1.

Sources: INSEE, ministère de l'Intérieur, ministère de l'Économie et des Finances, DVF, RNA et www.gilets-jaunes.com

6.9. Redéfinition des variables explicatives

Dans cette partie nous proposons des régressions avec des variables alternatives. Toute base de données ayant ses défauts, utiliser d'autres mesures pour capturer un phénomène similaire permet de donner plus de poids à la relation statistique.

6.9.1. Déplacement domicile-travail

L'étincelle du mouvement des Gilets-jaunes a été la question de l'imposition du carburant et notamment la hausse plus marquée sur le diesel. Nous avons donc essayé de capturer cela afin de l'inclure dans notre dimension fiscalité.

Nous avons construit une variable qui prends la part des actifs d'une commune qui travaillent hors de la commune et utilise un véhicule à 4 roues, cette variable est interagie avec la part des véhicules diesels dans le département. Cette variable, à l'inverse des autres, n'est pas en variation mais son niveau, en 2015 pour la part des actifs utilisant un véhicule et en 2018 pour la part du diesel⁽¹⁹⁾.

⁽¹⁹⁾ Les résultats sont les mêmes si on prend 2015 pour les deux bases de données.



Les résultats ne semblent pas indiquer une relation positive entre cette part et le mécontentement, la relation semble même négative. Cette relation étonnante s'explique peut-être par le fait que la variable n'est pas en variation et ainsi, que même en contrôlant pour les tailles d'unité urbaine, il subsiste un effet de composition.

27. Régressions avec une variable sur la part des actifs se déplaçant en véhicule diesel pour travailler

	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ
Part des actifs se déplaçant en véhicule diesel pour travailler	-0.542 ^(***)	-0.357	-0.431 ^(***)	-0.959 ^(**)	-0.284 ^(***)
	(-13.50)	(-0.59)	(-12.94)	(-2.13)	(-11.00)

Note: Ces régressions comportent également toutes les autres variables en contrôle.

Sources: INSEE, ministère de l'Intérieur, ministère de l'Économie et des Finances, DVF, RNA et www.gilets-jaunes.com

6.9.2. Associations sportives

Afin de mesurer différemment le tissu associatif, nous utilisons une autre base de données qui renseigne le nombre de licenciés sportifs par commune entre 2011 et 2015 par l'Institut national de la jeunesse et de l'éducation populaire (INJEP). Nous utilisons cette information en la rapportant à la population.

Le tissu associatif mesuré ainsi est négativement corrélé à l'évolution de l'abstention et semble moins associé à l'occurrence d'un événement Gilets jaunes.

28. Régressions avec la variable associations sportives : emploi & revenu, fiscalité, immobilier et associations

	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ
Associations					
• Δ Membres asso. sportives (2011-2015)	-0,0210	- 0,990 ^(***)	-0,0119	- 1,052 ^(***)	- 0,0330 ^(**)
	(-1,31)	(-3,05)	(-0,89)	(-3,21)	(-2,24)
Département FE	Oui		Oui		Oui
Tranches unité urbaine FE			Oui	Oui	
Contrôle population 2017					Oui
Moyenne Y	0,10	1,56	0,10	1,56	0,10
R^2	0,06	0,01	0,17	0,02	0,22
Nombre d'observations	29 497	29 295	29 497	29 295	29 497

 $\textit{Note}: \texttt{Ces r\'egressions comportent \'egalement les variables d'\'equipements en contr\^ole}.$

Sources : INSEE, ministère de l'Intérieur, ministère de l'Économie et des Finances, DVF, INJEP et www.gilets-jaunes.com

6.9.3. Éducation

Dans la régression de base, les données sur l'évolution des équipements provenaient de la base permanente des équipements en comparaison 2012-2017 de l'INSEE. Toutefois cette base n'est pas la simple comparaison de la base 2012 avec celle de 2017, la base ne contient qu'un sous-ensemble des équipements pour lesquels l'INSEE considère que la comparaison est possible et fiable. L'information sur les établissements scolaires (maternelles, primaires, collèges et lycées) et culturels (cinémas et théâtres) n'était pas incluse dans la base en comparaison. Nous avons donc pour cela utilisé les bases de 2012 et de 2017, ce qui n'est pas conseillé par l'INSEE.

Nous utilisons ici une autre source pour les équipements scolaires afin de vérifier l'existence de liens statistiques précédemment trouvés entre certains de ces équipements et l'occurrence d'un événement Gilets jaunes et la variation de l'abstention. Les données utilisées proviennent du ministère de l'Éducation et renseignent la présence d'établissements scolaires (et même du supérieur) entre 2010 et 2016. Nous considérons cette variable de la même manière que pour les autres équipements, nous regardons lorsque la commune perd l'accès à cet équipement.



Les résultats sur les nouvelles variables éducatives sont très probants, plus qu'en utilisant les variables de la base permanent des équipement (BPE). En effet la perte d'école maternelle est systématiquement associée à une mesure plus élevée du mécontentement, et à part pour la 2^e colonne, les pertes de lycées et d'établissement du supérieur le sont également. La perte d'école primaire est uniquement liée à l'occurrence d'un événement Gilets jaunes. Seul le collège apparaît comme non statistiquement associé aux deux mesures du mal-être.

29. Régressions avec les variables éducations alternatives : perte d'équipements

	folka ana ant Cl	Abstention	É à ann ann ann a	Abstention	És Norman A
	Évènement GJ	2012-2017	Évènement GJ	2012-2017	Évènement GJ
Banque	0,0451	0,226	0,0389	0,241	- 0,00985
Boucherie	(1,56) 0,00301	(1,22) 0,0316	(1,59) 0,00944	(1,32) - 0,00664	(- 0,40) - 0,0340 ^(***)
boucherie	(0,29)	(0,31)	(- 0,89)	(- 0,07)	(-3,21)
Boulangerie	- 0,0293 ^(***)	0,315(**)	- 0,0167 ^(*)	0,310(**)	- 0,0233 ^(**)
	(- 2,92)	(2,41)	(- 1,67)	(2,44)	(- 2,39)
Bureau de poste	0,00108	0,426(****)	0,00216	0,392(****)	- 0,0443 ^(***)
Delete weekel	(0,10)	(4,02)	(0,21)	(3,66)	(-4,48)
Relais postal	- 0,00398 (- 0,18)	- 0,00980 (- 0,04)	0,0131 (0,65)	- 0,00996 (- 0,04)	- 0,0140 (- 0,72)
Gare sans grande vitesse	0,0308	0,343	- 0,00333	0,370 ^(*)	(-0,72) -0,0254
Gure suns grunde vitesse	(0.88)	(1,48)	(-0.10)	(1,69)	(-0,72)
Infirmier	- 0,0313 ^(***)	0,152	- 0,0211 ^(**)	0,145	- 0,0153
	(-3.04)	(0,97)	(- 2,23)	(0,92)	(- 1,57)
Maternité	0,341 ^(***)	- 0,960 (. 1,56)	0,267 ^(***)	0,185	0,153
Pharmacie	(3,20) 0,0624	(– 1,56) 0,224	(2,93) 0,0431	(0,48) 0,172	(1,52) 0,0216
Pilatiliacie	(1,33)	(0,64)	(0,94)	(0,48)	(0,45)
Urgences	0,145 ^(*)	0,111	0,0629	0,0647	0,0372
0.000	(1,77)	(0.16)	(0,89)	(0.10)	(0,50)
Épicerie	0,0170	0,407 ^(***)	0,00416	0,366(****)	-0,0165
6 ()	(1,40)	(4,22) 0,347 ^(***)	(0,38)	(3,86)	(-1,48)
Supérette	0,150 ^{(****})	•	0,0880 ^(****)	0,323 ^(****) (2,83)	0,0346
Supermarché	(5,37) 0,126 ^(***)	(2,76) 0,380 ^(*)	(3,77) 0,0646 ^(**)	0,370 ^(*)	(1,54) 0,0328
Supermurene	(3,97)	(1,76)	(2,14)	(1,80)	(1,11)
Maternelle	0,0262 ^(*)	0,256 ^(*)	0,00402	0,178	- 0,0228 ^(*)
	(1,81)	(1,76)	(0,30)	(1,24)	(- 1,76)
Élémentaire	- 0,0426 ^(****)	- 0,307 ^(**)	- 0,0178 ^(****)	- 0,295 ^(***)	0,00321
Collège	(- 6,34) - 0,0911 ^(**)	(– 2,18) 0,0554	(– 2,93) – 0,0746	(-2,16)	(0,54) - 0,122 ^(***)
Collège	(- 1,99)	(0,16)	- 0,0746 (- 1,58)	0,00610 (0,02)	-0,122 (-2,92)
Lycée	0,146 ^(**)	- 0,0406	0,0979(*)	0,0211	0,0685
•	(2.45)	(-0,11)	(1.83)	(0.07)	(1,34)
Supérieur	0,360(****)	0,220(*)	0,253 ^(***)	0,362(****)	0,151(****)
-1.70	(17,75)	(1,68)	(14,85)	(3,84)	(9,23)
Théâtre	- 0,0764	0,922 (0,50)	- 0,106 (- 0,94)	0,543 (0,33)	- 0,122 (- 0,82)
Cinéma	(- 0,63) 0,116 ^{(***})	0,0216	0,0681 ^(*)	0,135	0,0172
Ciricina	(2,90)	(0,09)	(1,85)	(0,68)	(0,47)
Librairie-papeterie	0,0555(***)	0,227(**)	0,0157	0,178 ^(*)	- 0,0257 ^(*)
	(4,07)	(2,30)	(1,16)	(1,91)	(-1,89)
Gynécologue	0,315 ^(***)	- 0,162	0,221(****)	0,331 ^(*)	0,139 ^(****)
Département FE	(5,38) Oui	(-0,51)	(4,51) Oui	(1,71)	(2,73) Oui
Tranches unité urbaine FE	Oui		Oui	Oui	Oui
Contrôle log population 2017			Cui	Jui	Oui
Moyenne Y	0,10	1,61	0,10	1,61	0,10
R^2	0,10	0,01	0,19	0,02	0,23
Nombre d'observations	28 175	27 972	28 175	27 972	28 175

 $\label{lecture:total} \textit{Lecture}: t \text{ statistique entre parenth\`eses}.$

Note : Ces régressions comportent également les autres catégories de variables en contrôle.

Sources : INSEE, ministère de l'Intérieur, ministère de l'Économie et des Finances, DVF, ministère de l'Éducation nationale et de la Jeunesse (INJEP) et www.gilets-jaunes.com



6.9.4. Tabac

Dans la base permanente des équipements, la présence d'un bar-tabac n'était pas renseignée. Ce lieu nous apparaissant comme un lieu de socialisation important, nous avons cherché d'autres sources de données. Nous avons utilisé la base des débits de tabac pour 2015 et 2018⁽²⁰⁾.

Dans un premier temps nous avons défini la variable comme pour les autres équipements, une variable qui prend la valeur de 1 lorsque la commune perd accès à son équipement. Définie ainsi la variable ne ressort pas.

30. Régressions avec la perte d'un tabac

	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ
Tabac	- 0,0117	0,0408	0,0000211	0,0746	0,0107
	(-0,53)	(0,15)	(0,00)	(0,27)	(0,49)

Note : Ces régressions comportent également toutes les autres variables en contrôle.

Sources: INSEE, ministère de l'Intérieur, ministère de l'Économie et des Finances, DVF, RNA et www.gilets-jaunes.com

Cependant à cause de la correspondance imparfaite entre code postal et code communal, la mesure peut être particulièrement bruitée. La courte période, 2015-2018, est peut-être également une source de bruit. Une alternative serait de rapporter à la population de la commune le nombre de débits de tabac perdus (ou gagnés) sur la période. Définie ainsi, la variable ressort comme négativement corrélée à l'occurrence d'un événement Gilets jaunes : plus la commune gagne (resp. perd), moins (resp. plus) l'occurrence d'un événement est élevée.

31. Régressions avec le nombre de tabac sur la population

	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ
Δ Nombre de tabacs/population	- 0,761 ^(***)	- 0,476	- 0,504 ^(***)	- 0,474	- 0,237 ^(***)
	(-6,46)	(-0,63)	(-5,19)	(-0,62)	(-3,17)

Note: Ces régressions comportent également toutes les autres variables en contrôle.

Sources: INSEE, ministère de l'Intérieur, ministère de l'Économie et des Finances, DVF, RNA et www.gilets-jaunes.com

Ce résultat, bien que peu robuste, ne contredit pas les résultats précédents sur l'importance des équipements de proximité.

6.9.5. Distance équipement de proximité

Nos régressions indiquent que la perte d'équipements joue un rôle important pour la description du malêtre, nous avons ainsi essayé d'utiliser une mesure qui résumerait l'effet de la perte d'équipement. Nous avons construit une mesure de la variation du temps de trajet au panier d'équipements de proximité, à l'aide au distancier METRIC, tel que défini par l'INSEE, entre 2013 et 2018⁽²¹⁾. Cependant, avec ou sans contrôle de perte d'équipement, cette variable ne ressort pas.

Cela peut s'expliquer par la composition de ce panier qui ne coïncide que très imparfaitement avec les équipements que nous avons identifiés précédemment comme relié au mal-être.

36



Les déterminants locaux du mécontentement : analyse statistique au niveau communal

⁽²⁰⁾ www.data.gouv.fr/fr/datasets/adresses-des-debits-de-tabac/#_

⁽²¹⁾ www.insee.fr/fr/statistiques/1908441#documentation: Il se compose des équipements suivants: banque caisse d'épargne, école de conduite, coiffure, restaurant, police, gendarmerie, bureau de poste, relais postal, agence postale, supermarché, boulangerie, librairie, papeterie-journaux, station-service, épicerie, supérette, collège, école maternelle, école élémentaire, médecin omnipraticien, chirurgien-dentiste, infirmier, pharmacie, laboratoire d'analyses médicales, service d'aide aux personnes âgées, garde d'enfants d'âge préscolaire.

32. Régressions avec la distance à l'équipement

	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ
Δ Distance au panier d'équipements	0,0000152	0,00373	0,000170	0,00438	0,000132
de proximité	(0,05)	(0,74)	(0,57)	(0,89)	(0,44)

Note: Ces régressions comportent également toutes les autres variables en contrôle.

Sources: INSEE, ministère de l'Intérieur, ministère de l'Économie et des Finances, DVF, RNA et www.gilets-jaunes.com

6.9.6. Prix de l'immobilier

La base de DVF renseigne également les prix ainsi que les mètres carrés pour chaque transaction. À partir de ces deux éléments nous pouvons construire un prix moyen au m² par commune. Toutefois cela comporte deux problèmes : les erreurs potentielles de remontée de données et le fait que certaines villes n'ont pas connu de transactions immobilières au moins l'une des deux années.

Concernant le premier problème, une solution est de retirer les valeurs aberrantes (trop basses ou trop élevées) de transactions par communes, mais plus on enlève, plus on risque d'augmenter le bruit (avoir une moyenne calculée sur trop peu d'observations). Le choix a été fait d'enlever, par commune, le *top* et le *bottom* 1 % des prix au m².

Concernant le second problème, nous proposons une régression qui exclut ces villes sans transaction immobilière, et une autre qui remplace par 0 la variation du prix au m² sur la période. La première méthode induit potentiellement un biais d'échantillonnage : on exclut des villes non aléatoirement et la seconde impute potentiellement de mauvaises valeurs à des villes.

Enfin une dernière question est de savoir comment traiter la variable, en pourcentage de variation ou en arcsinh²² comme cela a été fait. Nous proposons les deux méthodes également.

Les résultats obtenus semblent être assez contradictoires. Si en pourcentage de variation, l'effet de la hausse des prix semble négatif sur le mal-être, que l'on compte ou non les villes sans transaction. Si on utilise la mesure en arcsinh, soit l'effet disparait soit il devient positif. On soupçonne les valeurs extrêmes de biaiser les résultats, notamment celui des arcsinh.

Pour remédier à cela nous avons enlevé des régressions le *top* et *bottom* 1 % (et 5 %) des valeurs prises pour les deux variables de prix au niveau communal. Ainsi les signes s'harmonisent et pointent un effet négatif sur le mécontentement, même si cela n'est pas très robuste. Enfin, si au lieu d'exclure le haut et le bas de la distribution ce qui fait perdre en nombre d'observations, nous « winsorisons »⁽²³⁾ les valeurs extrêmes, nous obtenons des constats similaires.

33. Régressions sur l'immobilier avec la variation des prix en pourcentage (en remplaçant les valeurs manquantes par 0)

	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ
Δ Prix immo. (en %)	- 7,75e- 09 ^(***)	- 0,000000438 ^(***)	- 7,81e- 09 ^(***)	- 0,000000443 ^(***)	- 1,80e- 09
	(- 4.03)	(- 11.45)	(- 5,23)	(- 12.34)	(- 0,03)
Δ Nombre de transactions (arcsinh) (2014-2018)	- 0,00940 ^(**)	- 0,251 ^(***)	- 0,00492	- 0,206 ^(***)	0,000452
	(- 2,59)	(- 3,39)	(- 1,63)	(- 3,18)	(0,16)

Note : Ces régressions comportent également toutes les autres variables en contrôle.

Sources: INSEE, ministère de l'Intérieur, ministère de l'Économie et des Finances, DVF, RNA et www.gilets-jaunes.com

^{(23) «} Winsoriser » consiste en remplacer les valeurs extrêmes par la valeur du quantile choisi.



_

²² Voir note de bas de page n°4

34. Régressions sur l'immobilier avec la variation des prix en pourcentage

	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ
Δ Prix immo. (en %)	- 8,92e- 09 ^(***)	- 0,000000475 ^(***)	- 8,19e- 09 ^(***)	- 0,000000475 ^(***)	- 3,91e- 09
	(- 6,49)	(- 13,20)	(- 7,47)	(- 13,69)	(- 0,08)
Δ Nombre de transactions (arcsinh) (2014-2018)	- 0,00575 ^(**)	- 0,139 ^(**)	- 0,00306	- 0,111 ^(**)	0,00247
	(- 2,49)	(- 2,40)	(- 1,50)	(- 2,11)	(1,20)

Note: Ces régressions comportent également toutes les autres variables en contrôle.

Sources: INSEE, ministère de l'Intérieur, ministère de l'Économie et des Finances, DVF, RNA et www.gilets-jaunes.com

35. Régressions sur l'immobilier avec la variation des prix en arcsinh

	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ
Δ Nbre de transactions (arcsinh) (2014-2018)	- 0,0093 ^(**)	- 0,250 ^(**)	- 0,00486	- 0,205 ^(**)	0,000741
	(- 2,56)	(- 3,36)	(- 1,60)	(- 3,15)	(0,23)
Δ Prix (arcsinh)	- 0,000795	- 0,0415	- 0,00158	- 0,0398	- 0,00634 ^(*)
	(- 0,24)	(- 0,83)	(- 0,59)	(- 0,81)	(- 2,22)

Note: Ces régressions comportent également toutes les autres variables en contrôle.

Sources: INSEE, ministère de l'Intérieur, ministère de l'Économie et des finances, DVF, RNA et www.gilets-jaunes.com

36. Régressions sur l'immobilier avec la variation des prix en arcsinh en pourcentage (en remplaçant les valeurs manquantes par 0)

	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ
Δ Nbre de transactions (arcsinh) (2014-2018)	- 0,0136 ^(***)	- 0,232 ^(***)	- 0,00646 ^(**)	- 0,189 ^(***)	0,00283
	(- 3,13)	(- 3,27)	(- 2,09)	(- 3,03)	(0,93)
Δ Prix (arcsinh)	0,00425 ^(***)	0,0506 ^(***)	0,00184 ^(**)	0,0425 ^(***)	- 0,000197
	(3,29)	(3,35)	(2,07)	(3,00)	(- 0,20)

Note : Ces régressions comportent également toutes les autres variables en contrôle.

Sources: INSEE, ministère de l'Intérieur, ministère de l'Économie et des Finances, DVF, RNA et www.gilets-jaunes.com

37. Régressions sur l'immobilier en excluant les top et bottom 1 % et 5 %

	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ
Top 1 % et bottom 1%Δ Nbre de transactions (arcsinh) (2014-2018)	- 0,00956 ^(**)	- 0,251 ^(***)	- 0,00488	- 0,205 ^(***)	0,000665
• Δ Prix (arcsinh)	(- 2,61)	(- 3,35)	(- 1,60)	(-3,13)	(0,21)
	0,00680	- 0,0793	0,00318	-0,0756	- 0,00610
Top 5 % et bottom 5 % • Δ Nbre de transactions (2014-2018) (arcsinh)	(1,59)	(-1,14)	(0,87)	(-1,10)	(- 1,55)
	- 0,0101 ^(**)	- 0,266 ^(***)	- 0.00526	- 0,215 ^(***)	0,000523
 Δ Prix (arcsinh) 	(- 2,56)	(-3,47)	(- 1,54)	(- 3,25)	(0,15)
	0,00577	-0,219 ^(**)	- 0,000324	- 0,206 ^(*)	- 0,0131 ^(**)
=	(0,85)	(-1,99)	(-0,06)	(-1,93)	(- 2,20)

Note : Ces régressions comportent également toutes les autres variables en contrôle.



38. Régressions sur l'immobilier en « winsorisant » les top et bottom 1 % et 5 %

	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ
Winsor (1 %) • Δ Nbre de transactions (arcsinh) (2014-2018)	- 0,00948 ^(**)	- 0,250 ^(***)	- 0,00494	- 0,205 ^(***)	0,000672
• Δ Prix (arcsinh)	(– 2,60) 0,00238 (0,62)	(- 3,37) - 0,0669 (- 1,13)	(- 1,63) 0,000310 (0,09)	(- 3,15) - 0,0648 (- 1,11)	(0,21) - 0,00667 ^(*) (- 1,92)
Winsor (5 %)	(0,02)	(1,13)	(0,03)	(1,11)	(1,32)
 Δ Nbre de transactions (arcsinh) (2014-2018) 	- 0,00948 ^(**)	- 0,250 ^(***)	- 0,00494	- 0,205 ^(***)	0,000609
	(- 2,61)	(– 3,37)	(- 1,64)	(– 3,15)	(0,19)
• Δ Prix (arcsinh)	0,00413 (0,82)	- 0,107 (- 1,46)	0,000674 (0,16)	- 0,102 (- 1,41)	- 0,00869 ^(*) (- 1,93)

Note : Ces régressions comportent également toutes les autres variables en contrôle.

Sources: INSEE, Ministère de l'Intérieur, ministère de l'Économie et des Finances, DVF, RNA et www.gilets-jaunes.com

6.9.6. Taux de vacance de logements

Afin d'étayer le propos sur les effets potentiels de l'immobilier sur le bien-être, nous utilisons ici la part des logements vacants comme proxy de l'(in)attractivité des territoires. La variation du taux des logements vacants (privé et social confondu) dans la commune entre 2011 et 2016, est positivement corrélée aux variables d'intérêt.

L'augmentation du taux de vacance est ainsi positivement corrélée à l'occurrence d'un événement Gilets jaunes ou à l'augmentation du taux d'abstention dans la commune. Que l'on ajoute cette variable à la régression de départ (et donc contrôlant pour l'évolution du nombre de transactions) ou que l'on regarde dans un échantillon plus élargi (sans les variables immobilières et associatives) la corrélation positive demeure significative. Le taux de vacance en 2016 est aussi positivement lié à l'abstention en 2017 et aux événements Gilets jaunes.

39. Régressions sur les logements vacants

	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ	Δ Abstention 2012-2017	Évènement GJ	
Avec la variable immobilière						
• Δ Nbre de transactions (arcsinh) (2014-2018)	- 0,00582 ^(**)	- 0,142 ^(**)	- 0,00323	- 0,113 ^(**)	0,00227	
Δ Taux de logements vacants	(- 2,50) 0,000900 ^(*) (1,86)	(- 2,44) 0,0205 ^(**) (2,30)	(- 1,58) 0,00142 ^(***) (3,40)	(- 2,16) 0,0199 ^(**) (2,24)	(1,15) 0,00149 ^(***) (3,90)	
Sans variable immobilière (donc avec l'Alsace-Moselle)						
• Δ Taux de logements vacants	0,000774 (1,64)	0,0217 ^(**) (2,46)	0,00126 ^(***) (3,05)	0,0214 ^(**) (2,43)	0,00146 ^(***) (3,92)	

Note : Ces régressions comportent également toutes les autres variables en contrôle.

Sources: INSEE, Ministère de l'Intérieur, ministère de l'Économie et des Finances, DVF, RNA et www.gilets-jaunes.com

Références bibliographiques

Algan Y., S. Guriev et E. Papaioannou (2017): « The European Trust Crisis and the Rise of Populism », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2017.2, pp. 309-400.

Algan Y., C. Malgouyres et C. Senik (2020) : « Territoires, bien-être et politiques publiques », *Note du CAE,* n° 5, janvier.

Angrist J. et J-S. Pischke (2008): *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.

Banque de France (2019): Rapport sur l'état des lieux de l'accès du public aux espèces en France métropolitaine, 27 février.

Péron M. et M. Perona (2018): « Bonheur rural, malheur urbain », Note de l'Observatoire du Bien-être du CEPREMAP, n° 2018-07.

