

La crise de la COVID-19 dans les urnes

Une analyse multiniveau des effets de la crise sanitaire sur la participation électorale aux élections municipales françaises de 2020

The COVID-19 Pandemic at the Polls

A Study of the Health Crisis Impact on Voter Turnout During 2020 French Local Elections

Julien Audemard et David Gouard

Numéro 88, 2022

Des crises sanitaires aux crises politiques

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1090988ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1090988ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Lien social et Politiques

ISSN

1204-3206 (imprimé)

1703-9665 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Résumé de l'article

Le premier tour des élections municipales françaises s'est tenu le 15 mars 2020, alors que l'épidémie de COVID-19 s'installait en France. Quel a été l'impact de la crise sanitaire sur la mobilisation – historiquement faible – lors de ce tour de scrutin? Celle-ci a-t-elle été dépendante de l'intensité de l'épidémie à l'échelle locale? La crise a-t-elle profondément modifié les logiques habituelles de la participation électorale pour ce type de scrutin? Cet article propose de répondre à ces questions au travers d'une analyse longitudinale multiniveau des taux d'abstention enregistrés lors des premiers tours des quatre dernières élections municipales au sein des communes françaises de plus de 3 500 habitants. Nos résultats montrent que les effets de la crise sanitaire en matière de participation sont assez peu dépendants de l'intensité locale de l'épidémie : si la démobilisation augmente partout, et particulièrement au sein des communes traditionnellement plus participatives, nous observons des variations significatives dans les taux d'abstention des communes étudiées uniquement dans les rares départements où l'épidémie a déjà causé les premiers décès. Nous observons également une hausse de l'abstention au sein des communes où les parts de personnes âgées de 65 ans et plus et d'ouvriers sont élevées, particulièrement lorsqu'elles sont situées à faible distance des principaux foyers épidémiques.

Citer cet article

Audemard, J. & Gouard, D. (2022). La crise de la COVID-19 dans les urnes : une analyse multiniveau des effets de la crise sanitaire sur la participation électorale aux élections municipales françaises de 2020. *Lien social et Politiques*, (88), 213–236. <https://doi.org/10.7202/1090988ar>

La crise de la COVID-19 dans les urnes

Une analyse multiniveau des effets de la crise sanitaire sur la participation électorale aux élections municipales françaises de 2020

JULIEN AUDEMARD

Docteur en science politique, chercheur postdoctorant — Centre national de la recherche scientifique (CNRS)/Centre d'études politiques et sociales – Environnement, Santé, Territoires (CEPEL), UMR 5112

DAVID GOUARD

Maître de conférences en science politique — Université Toulouse–Jean-Jaurès (IUT Figeac), Centre d'étude et de recherche Travail, Organisation, Pouvoir (CERTOP), UMR 5044

Le début de l'année 2020 a été marqué par la diffusion rapide de l'épidémie de COVID-19 à l'échelle planétaire. Malgré les nombreuses incertitudes sanitaires qui perturbent alors fortement la campagne, le gouvernement français décide de maintenir le premier tour des élections municipales le 15 mars. À l'issue de ce premier tour, le taux de participation s'élevait à 44,7 %, soit 18,8 points de moins que lors du premier tour des élections municipales précédentes en 2014, qui affichaient déjà un minimum historique pour ce type de scrutin (63,5 %).

Si ce taux historiquement bas apparaît avec évidence comme la conséquence directe du contexte pandémique, on peut toutefois s'interroger sur les mécanismes qui sous-tendent cette relation. Les réponses apportées par les études réalisées jusqu'ici nous semblent insatisfaisantes en ceci qu'elles révèlent une double ambiguïté. Premièrement, elles s'accordent assez mal sur les liens entre intensité de l'épidémie et progression de l'abstention à l'échelle locale. Deuxièmement, elles présentent des résultats contradictoires en ce qui concerne la variabilité de l'effet démobilisateur de l'épidémie selon les caractéristiques de la population.

Le questionnement principal qui anime cet article ne porte donc pas tant sur l'existence ou non d'un effet de la crise sanitaire sur la participation au premier tour des élections municipales françaises de 2020 que sur les logiques qui expliquent et accompagnent cet effet. La progression de l'abstention a-t-elle été dépendante du degré d'intensité de l'épidémie? Dans quelle mesure le contexte pandémique a-t-il renforcé ou, au contraire, nuancé les logiques explicatives habituelles de la participation électorale?

Afin de répondre à ces questions, nous avons choisi de resituer le contexte spécifique du premier tour des élections municipales de mars 2020 en France dans le temps long. Pour cela, nous nous appuyons sur une analyse longitudinale de l'évolution de la participation électorale au cours de l'ensemble des premiers tours des élections municipales depuis 2001 pour un échantillon de 2 564 communes de la France métropolitaine.

Contexte épidémique et participation électorale : une revue de la littérature

À de rares exceptions près, dans tous les pays du monde, les élections qui se sont tenues dans le contexte de la pandémie ont vu leur taux de participation décroître en comparaison des scrutins précédents. La plupart des travaux s'accordent pour dire que les territoires les plus touchés par la pandémie sont ceux où la progression de l'abstention a été la plus importante (Santana, Rama et Casal Bértoa, 2020). Pour expliquer ce résultat, plusieurs travaux se sont notamment inspirés du modèle de l'électeur rationnel : le contexte épidémique aurait ainsi poussé à l'abstention en augmentant le coût du déplacement aux urnes, associé ici à un risque accru de contracter la maladie (Santana, Rama et Casal Bértoa, 2020; Noury *et al.*, 2021).

En s'appuyant sur les données d'un sondage national français, Dolez (2020) constate ainsi que l'épidémie de COVID-19 est le principal facteur d'abstention invoqué par les personnes interrogées, constat partagé par Haute (2020) et Haute *et al.* (2021), qui s'appuient quant à eux sur une enquête réalisée auprès d'un échantillon d'électeurs de la métropole lilloise. Bien que les données déclaratives en matière de participation électorale méritent d'être interprétées avec une grande prudence, ces enquêtes tendent à confirmer l'hypothèse de la crainte de la contamination comme principal facteur d'abstention en France.

Cette crainte est-elle pour autant liée à l'intensité objective de l'épidémie à l'échelle locale? Brouard et McAvay (2020), à partir d'une analyse multiniveau, concluent que l'intensité de l'épidémie à l'échelle départementale explique les taux d'abstention enregistrés au premier tour au sein des communes françaises de plus de 1000 habitants. Noury *et al.* (2021), à partir de données agrégées, aboutissent aux mêmes résultats et identifient également un effet positif de la distance par rapport aux différents foyers épidémiques : l'abstention lors du premier tour des municipales de 2020 aurait été plus forte au sein des communes les plus proches de ces foyers. Enfin, Guerra (2021), qui utilise les données de l'enquête en ligne sur « La vie en confinement », réalisée auprès de plus de 16 000 Français âgés de 18 ans et plus, conclut également à un effet négatif sur la participation de l'excès de mortalité observé à l'échelle départementale.

Plusieurs arguments laissent cependant penser que ce n'est pas le cas. L'étude menée par Le Bras (2020) à partir de résultats de sondages préélectoraux réalisés dans neuf grandes villes françaises montre qu'on ne peut pas faire de lien entre l'abstention et l'importance du risque de contamination encouru. Une autre étude, menée par Zeitoun *et al.* (2020), conclut elle aussi à l'absence de corrélation entre la progression de l'abstention et l'intensité de l'épidémie au sein des municipalités. Selon les auteurs, qui procèdent à partir d'une analyse agrégée à l'échelle des départements français, les écarts d'abstention entre 2014 et 2020 ne sont pas supérieurs dans les communes des départements les plus touchés par la maladie.

Ces résultats sont d'autant plus convaincants que, lors du premier tour de ces élections municipales de mars 2020, l'abstention progresse de façon importante alors que le contexte épidémique est encore loin d'avoir atteint une haute intensité. Les foyers épidémiques identifiés alors sont limités en nombre et, exception faite de la situation dans l'Oise, ne concernent que peu de cas avérés. Au cours de la semaine précédant l'élection, l'Institut national de la statistique et des études économiques (INSEE) n'observe aucun excès de mortalité dans 87 départements, un excès modéré pour seulement huit d'entre eux (Alpes-de-Haute-Provence, Jura, Oise, Bas-Rhin, Haute-Savoie, Somme, Var et Vosges), et un excès élevé uniquement pour le Haut-Rhin.

Comme pour les décès, en mars 2020, la pression qui s'exerce sur les services hospitaliers départementaux est d'intensité très inégale. Une fois encore, les départements les plus touchés se trouvent essentiellement dans l'est

du pays – avec quelques exceptions, comme le Morbihan, département où les suspicions de contaminations à la COVID-19 représentent près de 12 % des passages aux urgences. Il s’agit aussi pour la plupart de départements densément peuplés (Levratto, Amdaoud et Arcuri, 2020).

Au-delà de ces éléments, d’autres arguments indiquent que la crise sanitaire a pu avoir des effets sur la mobilisation indépendamment de l’intensité de l’épidémie à l’échelle locale. Le contexte épidémique aurait ainsi joué sur la confiance des individus envers les gouvernants. Plusieurs travaux observent que la pandémie et les mesures de confinement auraient entraîné un regain de confiance envers les institutions et les gouvernements (Bækgaard *et al.*, 2020; Bol *et al.*, 2020).

L’épidémie a également pu perturber la campagne électorale, dont l’intensité est traditionnellement reconnue comme un facteur de mobilisation (Holbrook et Weinschenk, 2014). On peut considérer de ce point de vue que le contexte épidémique a pu contribuer à dépolitiser la campagne, conduisant à décourager les électeurs des forces d’opposition de se rendre aux urnes. Certaines études (Giommoni et Loumeau, 2020; Martin, 2020) ont en effet montré qu’à un taux plus élevé qu’habituellement, une nette majorité des équipes municipales ont été reconduites à l’issue du premier tour des élections françaises de 2020. L’épidémie a pu par ailleurs réduire la médiatisation de la campagne électorale (Martin, 2020) en mobilisant les principaux responsables politiques et en occupant une place prééminente dans le traitement médiatique de l’actualité (Bayet et Hervé, 2020).

Enfin, à partir d’une étude prospective menée auprès d’électeurs de la ville de Lagos (Nigéria), Nwankwo (2021) montre que la diminution des interactions – dont on connaît depuis longtemps l’effet mobilisateur en période d’élection (Lazarsfeld, Berelson et Gaudet, 1944; Braconnier et Dormagen, 2007) – induite par les mesures visant à restreindre les déplacements a pu elle aussi décourager les électeurs à se rendre aux urnes.

Au regard de ces éléments, et dans le but d’évaluer les liens entre l’épidémie et l’ampleur de la démobilisation lors du premier tour des dernières élections municipales en France, nous proposons l’hypothèse suivante :

Hypothèse 1. L’intensité de l’épidémie affecte positivement la progression de l’abstention : celle-ci est plus marquée dans les territoires les plus touchés par l’épidémie.

Quels sont les effets de l'épidémie sur la structure du corps électoral qui s'est mobilisé lors de ces élections? À ce sujet, les études existantes suggèrent que l'épidémie a pu provoquer des effets contradictoires, réduisant la mobilisation chez toutes les catégories d'électeurs, quelle que soit leur propension participationniste. Les données de sondages nationaux (Dolez, 2020; Martin, 2020) comme locaux (Haute, 2020; Haute *et al.*, 2021) montrent que les écarts de participation entre 2014 et 2020 sont particulièrement élevés chez les plus de 65 ans. L'effet démobilisateur de l'épidémie aurait donc été particulièrement prégnant pour cette catégorie d'électeurs traditionnellement plus participative (Braconnier, Coulmont et Dormagen, 2017), mais aussi plus exposée aux formes les plus graves de la maladie (Bonanad *et al.*, 2020). Les analyses agrégées à l'échelle des départements français vont également dans ce sens (Brouard et McAvay, 2020; Rivière, 2020; Noury *et al.*, 2021).

Dolez (2020) estime par ailleurs que le contexte épidémique aurait minimisé l'impact des déterminants sociaux sur la participation : les écarts entre catégories sociales ou entre catégories de diplôme auraient été « arasés » par la baisse générale de la participation. C'est un point de vue opposé que défendent Haute (2020) et Haute *et al.* (2021) : selon eux, si le contexte épidémique n'a pas modifié le sens des relations généralement observées entre variables sociodémographiques et abstention, il les a en revanche intensifiées. Les résultats de ces travaux conduisent donc à penser que l'épidémie aurait pour effet de réduire un peu plus la mobilisation des catégories les plus abstentionnistes, n'affectant que marginalement l'attitude des catégories les plus participatives. Cette conclusion se justifie d'un point de vue théorique, si l'on admet le lien entre position sociale, diplôme et intérêt pour la politique (Gaxie, 1978), et que l'on considère que les catégories sociales les plus aisées et les plus diplômées sont, en raison de cet intérêt, moins susceptibles d'être affectées dans leur comportement vis-à-vis du vote par un choc exogène tel que l'épidémie de coronavirus.

Afin d'évaluer ces effets au premier abord contradictoires, nous testerons deux nouvelles hypothèses :

Hypothèse 2. L'épidémie a favorisé la progression de l'abstention des électeurs les plus âgés.

Hypothèse 3. L'épidémie a favorisé la progression de l'abstention des milieux populaires.

Méthode et matériaux empiriques

Pour tester ces hypothèses, nous avons choisi de travailler à l'échelle des communes de France métropolitaine. Malgré le risque d'erreur écologique¹ (Robinson, 1950), le choix d'une analyse agrégée présente l'avantage d'une possible objectivation des effets de la variation du contexte, ici épidémique, sur la participation (Luana et Beauguitte, 2012). En outre, l'analyse agrégée permet de travailler sur des données électorales d'une grande robustesse et d'éviter ainsi les écueils propres à la sur-déclaration de la participation électorale des études par questionnaires (Selb et Munzert, 2013).

Afin d'analyser les fluctuations de l'abstention à l'échelle communale et d'identifier les spécificités du contexte des élections de 2020, nous nous appuierons sur une analyse longitudinale multiniveau (Snijders et Bosker, 2011) de la participation au premier tour des élections municipales de 2001 à 2020, soit en tout quatre tours de scrutin (2001, 2008, 2014 et 2020). Ce type de modélisation permet d'analyser comment évolue une variable à travers le temps. Dans le cas de notre étude, elle se justifie également par la structure hiérarchique des données mobilisées.

Nos individus statistiques² sont ainsi les 2 564 communes de la France métropolitaine (hors Corse³) pour lesquelles les élections municipales se sont déroulées au scrutin de liste de 2001 à 2020. En ne retenant que ces communes, nous avons souhaité raisonner en neutralisant l'effet du mode de scrutin, excluant de fait les très petites communes⁴.

Notre variable dépendante est l'abstention au premier tour des quatre élections municipales. Le taux moyen d'abstention pour l'ensemble des occurrences est de 41,4 %⁵, avec des variations importantes selon les élections et un constat général de son augmentation au fil des années. En 2001, le taux d'abstention moyen est ainsi de 34,5 %. Il s'élève ensuite à 35,2 % en 2008, puis à 37,9 % en 2014, et enfin à 55,3 % en 2020. On observe donc qu'au sein de notre échantillon, si l'abstention connaît une augmentation continue de 2001 à 2014 (+0,7 point entre 2001 et 2008, puis +2,7 points entre 2008 et 2014), cette augmentation connaît une inflexion marquée entre 2014 et 2020 (+18,8 points).

Nous avons choisi de mesurer l'intensité de l'épidémie à l'échelle locale à partir de quatre indicateurs. Le premier est la distance⁶ par rapport aux foyers de contamination identifiés par les autorités publiques avant le 15 mars 2020,

dont nous distinguerons l'effet sur l'abstention lors des dernières élections en l'intégrant en tant que variable fixe⁷. Les trois autres sont mesurés à l'échelle des départements et sont rendus accessibles par Santé publique France *via* GÉODES⁸, le portail des géo-données en santé publique. Il s'agit tout d'abord du nombre de passages aux urgences et d'hospitalisations pour suspicion de COVID-19 au cours de la semaine précédant le premier tour des élections municipales de 2020. Nous avons également retenu le nombre cumulé de décès avec diagnostic de COVID-19 depuis le 1^{er} mars, tel que reporté pour la semaine du 9 au 15 mars 2020⁹.

Afin de déterminer dans quelle mesure le contexte épidémique spécifique aux élections de 2020 affecte les relations entre les variables sociologiques et l'abstention, nous évaluerons l'effet de deux variables mesurées pour chaque occurrence temporelle, la part des plus de 65 ans au sein de la commune et celle des ouvriers¹⁰.

Nous introduirons également dans nos modèles la population de la commune en tant que variable de contrôle¹¹. Dans le cadre d'un scrutin de liste, le nombre et la diversité des candidatures ont généralement un effet positif sur la mobilisation. Pour chaque occurrence, nous contrôlerons donc le nombre de listes présentes en compétition, en distinguant les scrutins où une seule liste est en lice et ceux où s'affrontent deux listes ou plus. De même, nous tiendrons compte du taux d'abstention aux élections législatives (1997, 2002, 2007, 2012 et 2017) et européennes (1999, 2004, 2009, 2014 et 2019) précédant chaque scrutin municipal. Nous nous servons de cette variable comme d'une mesure de la dynamique générale en matière d'abstention. Enfin, nous contrôlerons également l'effet propre à la part de chômeurs à l'échelle des communes.

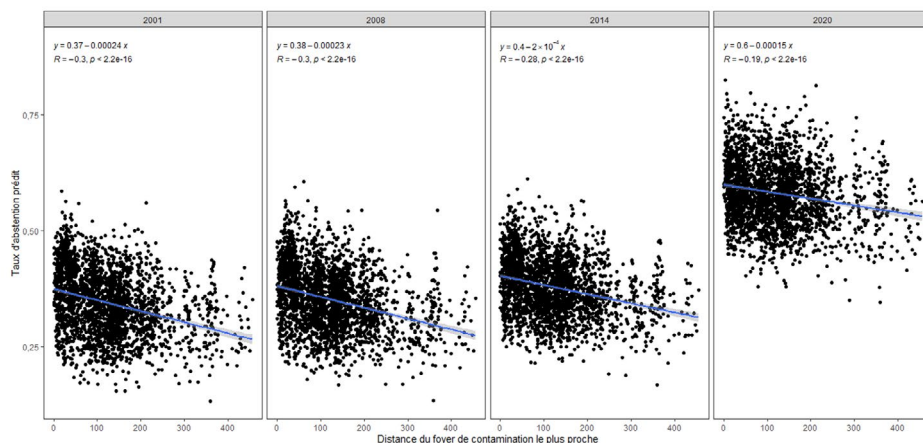
Les variables mobilisées interviennent donc à trois niveaux d'analyse : celui des occurrences temporelles, celui des communes et celui des départements. Comme dans tout modèle multiniveau, la constante comporte une partie dite « fixe » et une partie dite « aléatoire », autorisée à varier d'un groupe à l'autre au sein des différents niveaux d'agrégation (ici les communes et les départements)¹². Afin de modéliser la dépendance entre les taux d'abstention mesurés au fil du temps, notre modèle comportera également une variable « Année » à pente aléatoire¹³.

Résultats

L'abstention au 1^{er} tour des municipales 2020 et l'intensité locale de l'épidémie

Le tableau 1 présente les résultats de nos analyses. Le modèle (2) introduit les variables indépendantes décrites plus haut¹⁴. Nous reviendrons sur l'interprétation des coefficients des différentes variables et utiliserons pour le moment le modèle (2) comme base de comparaison pour évaluer l'apport de l'introduction des indicateurs d'intensité de l'épidémie. Nous pouvons cependant déjà constater que, sur la période 2001-2020, l'abstention au premier tour des élections municipales a eu tendance à progresser plus fortement dans les communes et dans les départements qui étaient les moins abstentionnistes à l'origine : c'est ce que suggèrent les coefficients négatifs τ_{01} et φ_{01} au sein de nos différents modèles.

Un test de déviance¹⁵ montre que l'inclusion de l'effet de la distance du foyer de contamination le plus proche ainsi que de l'interaction entre cet effet et la variable « Année^m » n'améliore pas significativement notre modèle (modèle [3], test = 3,4; df = 2; p = 0,183). Les coefficients des deux variables ne sont en effet pas significatifs. La figure 1 facilite l'interprétation de l'interaction entre les variables « Distance » et « Année ». L'effet propre à la distance du foyer épidémique, calculé à partir des résultats du modèle (3), tend à s'atténuer au fil des élections : l'abstention diminue moins fortement en fonction de l'éloignement de ces foyers lors des élections de 2020. Comme le suggère également l'évolution des coefficients μ_1 , μ_2 , μ_3 , et μ_4 entre les modèles (2) et (3), les écarts d'abstention entre les villes identifiées comme des foyers épidémiques en 2020 et les autres communes sont plus grands lors des élections passées que lors des dernières élections municipales. Lors des élections de 2020, l'abstention a en effet progressé davantage dans les communes éloignées des foyers épidémiques. Ces résultats montrent que la crise sanitaire accélère un mouvement déjà ancien et bien documenté d'intensification de l'abstention électorale (Braconnier et Dormagen, 2007) qui touche à présent les territoires traditionnellement plus participatifs, quand bien même ceux-ci se situent à distance des principaux foyers épidémiques.

Figure 1**Effets marginaux de la distance par rapport aux foyers épidémiques
par année d'élections**

Le taux d'abstention prédit à partir du modèle (3) se trouve en ordonnées, la distance par rapport aux foyers épidémiques en abscisses.

Les résultats des modèles (4) et (5) conduisent à des conclusions similaires. Les coefficients des variables « Urgences » et « Hospitalisations » ne sont pas significatifs. En d'autres termes, ni l'augmentation du nombre de patients admis en services d'urgence pour suspicion de COVID-19, ni celle du nombre de patients hospitalisés pour les mêmes raisons n'affectent l'abstention au premier tour des élections municipales de 2020. Les tests de déviance montrent sans surprise que l'inclusion de ces deux variables n'améliore pas de manière significative notre modèle (test [4] = 0,48; df = 1; p = 0,488 et test [5] = 0,42; df = 1; p = 0,517).

Le modèle (6) montre en revanche que l'effet du nombre cumulé de décès attribués à la COVID est significatif (p = 0,027), bien que limité : pour chaque décès supplémentaire constaté à l'échelle départementale, le taux d'abstention mesuré en 2020 augmente de 0,1 point. En d'autres termes, le taux d'abstention calculé (toutes choses égales par ailleurs) pour une commune en 2020 dans le département du Haut-Rhin, le plus touché à ce moment de l'épidémie avec 40 décès attribués au coronavirus, est de 68,7%, soit 4 points de plus que les communes situées dans un département qui ne déplore aucun décès en 2020 (64,7%). Ce résultat montre que les effets du nombre

de décès à l'échelle départementale ne sont véritablement significatifs que pour les communes des départements les plus touchés, même si le test de déviance montre que l'inclusion de cette variable améliore significativement notre modèle (test = 4,54; df = 1; p = 0,033). L'hypothèse 1, selon laquelle l'intensité de l'épidémie affecterait positivement la progression de l'abstention, n'est donc pas confirmée.

Tableau 1
Régressions longitudinales multiniveaux : les déterminants
de l'abstention aux premiers tours des élections municipales
françaises (2001-2020)

Effets fixes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Année 2001 μ_1	0,333*** (0,005)	0,460*** (0,005)	0,469*** (0,006)	0,460*** (0,005)	0,460*** (0,005)	0,460*** (0,005)
Année 2008 μ_2	0,340*** (0,005)	0,467*** (0,005)	0,476*** (0,006)	0,468*** (0,005)	0,468*** (0,005)	0,468*** (0,005)
Année 2014 μ_3	0,367*** (0,005)	0,418*** (0,005)	0,425*** (0,006)	0,418*** (0,005)	0,418*** (0,005)	0,418*** (0,005)
Année 2020 μ_4	0,572*** (0,004)	0,647*** (0,004)	0,651*** (0,006)	0,648*** (0,004)	0,647*** (0,004)	0,647*** (0,004)
Nombre de listes α_1		-0,099*** (0,001)	-0,099*** (0,001)	-0,099*** (0,001)	-0,099*** (0,001)	-0,099*** (0,001)
Abstention élections nationales α_2		0,469*** (0,015)	0,470*** (0,016)	0,470*** (0,016)	0,469*** (0,016)	0,469*** (0,016)
Population commune α_3		0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)
Part des plus de 65 ans α_4		-0,155*** (0,015)	-0,153*** (0,015)	-0,155*** (0,015)	-0,155*** (0,015)	-0,155*** (0,015)
Part d'ouvriers α_5		-0,212*** (0,011)	-0,212*** (0,011)	-0,212*** (0,011)	-0,212*** (0,011)	-0,212*** (0,011)
Part de chômeurs α_6		0,305*** (0,018)	0,305*** (0,018)	0,305*** (0,018)	0,305*** (0,018)	0,307*** (0,018)
Distance des foyers de contamination β_1			-0,000 (0,000)			
Distance × Année ^m $\beta_1 \alpha_7$			0,000 (0,000)			
Urgences γ_1				-0,000 (0,000)		
Hospitalisations γ_2					0,000 (0,000)	
Décès γ_3						0,001* (0,000)

Effets aléatoires	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Résidus occurrences σ	0,038 [0,037; 0,039]	0,032 [0,028; 0,037]	0,032 [0,031; 0,033]	0,032 [0,031; 0,033]	0,032 [0,031; 0,033]	0,032 [0,031; 0,033]
Variance à l'échelle des villes						
Constante τ_0	0,049 [0,047; 0,051]	0,036 [0,031; 0,042]	0,036 [0,034; 0,037]	0,036 [0,034; 0,037]	0,036 [0,034; 0,037]	0,036 [0,035; 0,037]
Année ^m τ_1	0,000 [0,000; 0,000]	0,000 [0,000; 0,000]	0,000 [0,000; 0,000]	0,000 [0,000; 0,000]	0,000 [0,000; 0,000]	0,000 [0,000; 0,000]
Corrélation constante-année ^m τ_{01}	-0,256 [-0,301; -0,209]	-0,279 [-0,662; -0,220]	-0,279 [-0,324; -0,233]	-0,279 [-0,352; -0,261]	-0,278 [-0,320; -0,237]	-0,278 [-0,323; -0,232]
Variance à l'échelle des départements						
Constante φ_0	0,046 [0,039; 0,054]	0,042 [0,033; 0,052]	0,039 [0,031; 0,050]	0,040 [0,031; 0,050]	0,041 [0,033; 0,052]	0,041 [0,033; 0,051]
Année ^m φ_1	0,000 [0,000; 0,000]	0,000 [0,000; 0,000]	0,000 [0,000; 0,000]	0,000 [0,000; 0,000]	0,000 [0,000; 0,000]	0,000 [0,000; 0,000]
Corrélation constante-année ^m φ_{01}	-0,599 [-0,747; -0,393]	-0,556 [-0,752; -0,270]	-0,537 [-0,749; -0,227]	-0,542 [-0,728; -0,290]	-0,567 [-0,749; -0,322]	-0,615 [-0,779; -0,372]
AIC	-30 651,57	-35 332,54	-35 331,94	-35 331,03	-35 330,96	-35 335,08
BIC	-30 564,75	-35 202,30	-35 187,23	-35 193,55	-35 193,43	-35 197,61
Maximum de vraisemblance (Log-likelihood)	15 337,79	17 684,27	17 685,97	17 684,51	17 684,48	17 686,54

Coefficients non standardisés. Les erreurs standards des effets fixes sont entre parenthèses, les intervalles de confiance à 95 % des effets aléatoires entre crochets. Codes de significativité : ***p < 0,001; **p < 0,01; *p < 0,05.

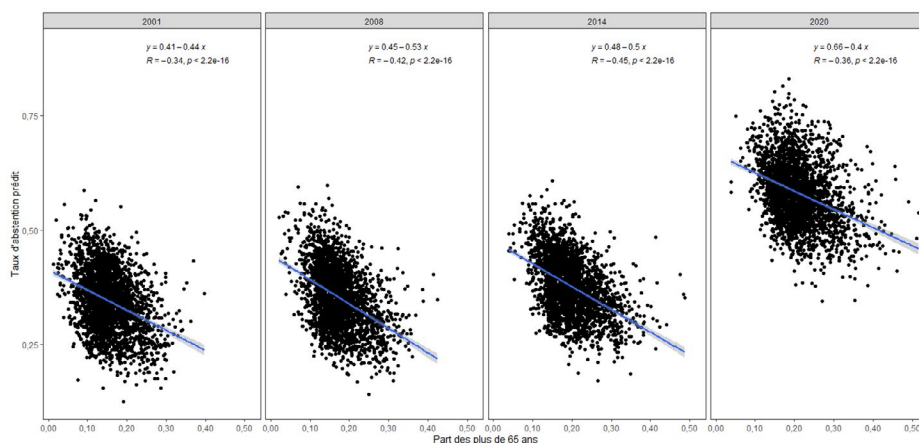
Nos modèles sont réalisés à l’aide du *package* «nlme» disponible sur R. Les différents modèles sont estimés en fonction du maximum de vraisemblance.

Structure par âge des communes et abstention

Les résultats des modèles (2) à (6) montrent qu’en moyenne, l’augmentation de la part des personnes âgées de 65 ans et plus dans une commune tend, y compris en 2020, à diminuer l’abstention. La figure 2, réalisée à partir des résultats du modèle (6), montre cependant que cette relation varie selon les années.

Figure 2

Effets marginaux de la part de personnes âgées de 65 ans et plus par année d'élections



Le taux d'abstention prédit à partir du modèle (6) se trouve en ordonnées, la part des plus de 65 ans en abscisses.

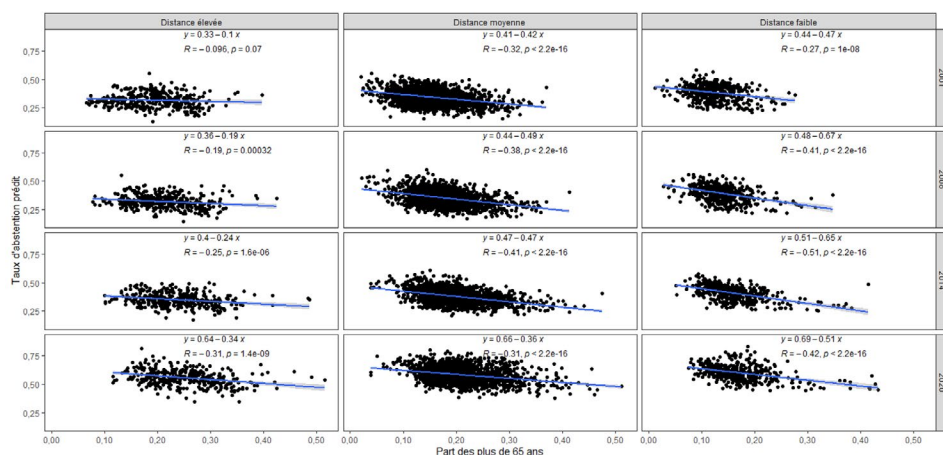
Cette analyse incite cependant à relativiser l'effet propre au contexte de 2020. En effet, si l'intensité de la relation entre part des 65 ans et plus et taux d'abstention apparaît moins importante en 2020 qu'en 2014 ou en 2008, elle est en revanche similaire à ce que l'on peut observer pour les élections de 2001. En d'autres termes, les écarts de participation que nous constatons en 2020 entre les communes selon leur structure par âge, bien que moins importants qu'en 2008 et qu'en 2014, n'ont rien d'inédit.

Cette baisse du coefficient de la variable « part des 65 ans et plus » pour l'année 2020 est-elle attribuable à l'intensité locale de l'épidémie? Pour répondre à cette question, nous proposons d'observer les variations de l'effet de l'âge en fonction des variables « Distance des foyers épidémiques » et « Décès »¹⁶. La figure 3 montre qu'à faible distance des foyers épidémiques, les écarts de participation entre communes « jeunes » et communes « âgées » sont toujours plus grands que lorsque cette distance s'élève, même si la relation entre la part des 65 ans et plus et l'abstention s'atténue entre 2014 et 2020.

Le résultat est similaire pour les communes situées à moyenne distance des foyers épidémiques. En revanche, pour celles qui en sont éloignées, ce différentiel d'abstention tend à s'amplifier avec le temps. Il faut ici tenir compte des caractéristiques des espaces concernés, sans doute plutôt composés de communes petites ou moyennes, comme le suggère le coefficient de corrélation négatif entre la distance des foyers de contamination et la taille de la population (voir annexe). Les graphiques de la figure 3 semblent indiquer que, dans ces espaces, l'abstention progresse plus vite au sein des communes plus jeunes. L'année 2020 semble avoir amplifié cette dynamique.

Figure 3

Effets marginaux de la part de personnes âgées de plus de 65 ans en fonction de la distance du foyer de contamination

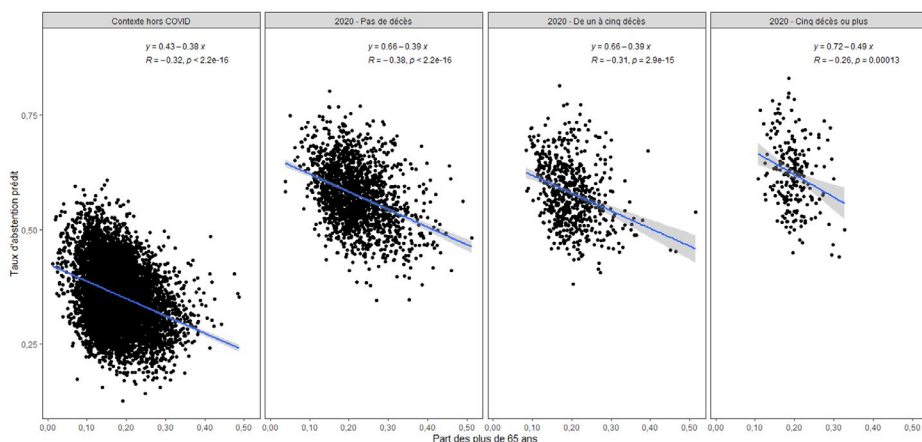


Le taux d'abstention prédit à partir du modèle (3) se trouve en ordonnées, la part des plus de 65 ans en abscisses.

La figure 4, qui permet d'évaluer l'effet de la part des 65 ans et plus selon le nombre de décès attribués à la COVID-19 à l'échelle départementale, montre que plus le nombre de décès est important, plus les écarts de participation entre communes jeunes et communes âgées s'amplifient. En l'occurrence, ce sont les communes où la part des 65 ans et plus est la plus faible qui ont tendance à s'abstenir le plus dans les départements les plus touchés par l'épidémie.

Figure 4

Effets marginaux de la part de personnes âgées de plus de 65 ans en fonction du nombre de décès attribués à la COVID-19 à l'échelle départementale



Le taux d'abstention prédit à partir du modèle (6) se trouve en ordonnées, la part des plus de 65 ans en abscisses.

Ces résultats montrent que le contexte épidémique n'a pas bouleversé les écarts de participation traditionnellement observés entre les communes étudiées en fonction de leur structure par âge. Nous pouvons donc également rejeter l'hypothèse 2, selon laquelle l'épidémie favoriserait la progression de l'abstention des électeurs les plus âgés.

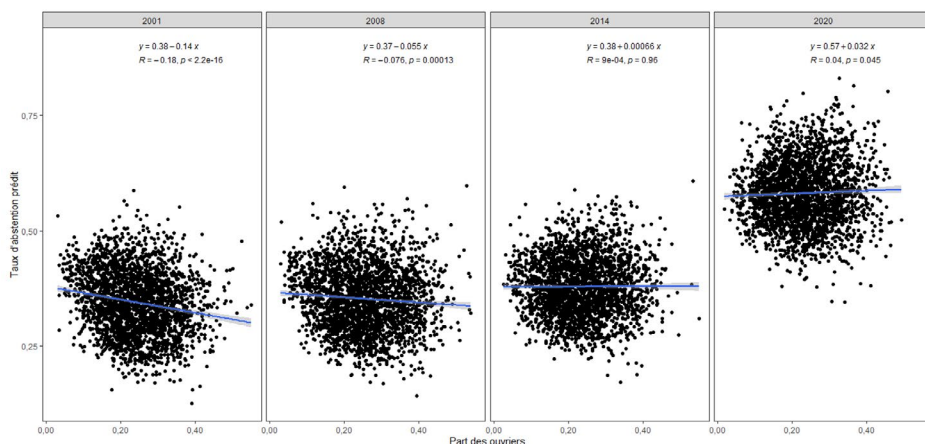
Abstention et part d'ouvriers au sein des communes

À la lecture des modèles présentés dans le tableau 1, le coefficient de la part des ouvriers est à première vue surprenant : cette variable est en effet négativement corrélée à l'abstention. On peut mieux comprendre cette relation si l'on tient compte de la corrélation négative entre cette variable et la population de la commune (voir annexe). La part d'ouvriers est en effet tendanciellement plus importante au sein des communes les moins peuplées de notre échantillon, et l'on sait par ailleurs que les petites communes affichent des taux de participation aux élections municipales plus élevés que les communes plus peuplées (Jaffré, 2020).

La figure 5 indique que la relation entre la part d'ouvriers au sein des communes et l'abstention tend à s'inverser au fil du temps : négative lors du premier tour des élections 2001, elle devient positive (mais négligeable) lors du premier tour de 2020. Cette évolution s'inscrit dans le temps, et la situation observable en 2020 semble être le produit d'une dynamique qui s'enclenche dès les élections de 2008.

Figure 5

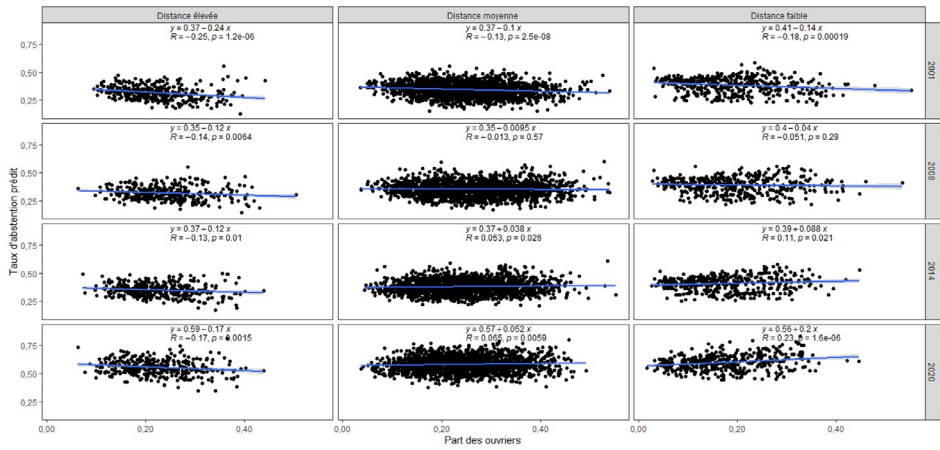
Effets marginaux de la part d'ouvriers par année d'élections



Le taux d'abstention prédit à partir du modèle (6) se trouve en ordonnées, la part d'ouvriers en abscisses.

Les effets de la part d'ouvriers semblent s'inverser également à mesure que l'on se rapproche des foyers épidémiques (figure 6). Dans ces espaces, les communes où cette part est élevée s'abstiennent plus que les autres. Ces écarts de participation tendent aussi à s'intensifier avec le temps, du moins pour les communes situées à faible et à moyenne distance des foyers de contamination. Pour celles situées à distance élevée, les écarts s'inversent (les communes « ouvrières » s'abstiennent moins que les autres) et restent stables d'une élection à l'autre.

Figure 6
Effets marginaux de la part d'ouvriers en fonction de la distance du foyer de contamination

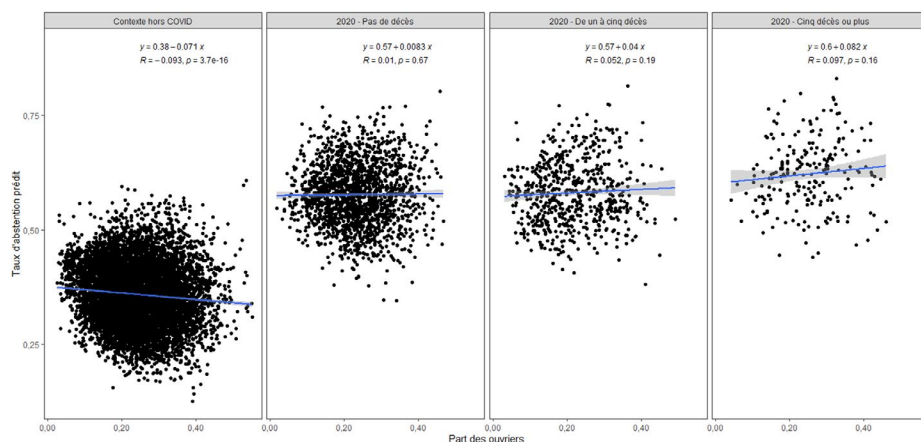


Le taux d'abstention prédit à partir du modèle (3) se trouve en ordonnées, la part d'ouvriers en abscisses.

L'effet du nombre de décès sur la relation entre abstention et part d'ouvriers est plus incertain (figure 7). On observe d'une part que les communes ouvrières ont tendance à s'abstenir plus fortement en 2020 que précédemment, *a fortiori* dans les départements où le nombre de décès est plus important. Dans un même temps, les relations statistiques propres au contexte de 2020 présentées dans la figure 7 ne sont jamais significatives, comme si l'impact de l'intensité locale de l'épidémie était indépendant de la structure sociale des communes étudiées. Ces résultats nous incitent à rejeter l'hypothèse 3, selon laquelle l'épidémie favoriserait la progression de l'abstention au sein des milieux populaires.

Figure 7

Effets marginaux de la part d'ouvriers en fonction du nombre de décès attribués à la COVID-19 à l'échelle départementale



Le taux d'abstention prédit à partir du modèle (6) se trouve en ordonnées, la part d'ouvriers en abscisses.

Conclusion

La dimension longitudinale de notre enquête nous a permis d'appréhender les effets de la crise sanitaire de l'hiver 2020 sur la participation au premier tour des dernières élections municipales françaises pour les communes de plus de 3500 habitants. Première étude à replacer le contexte inédit des municipales de 2020 dans le temps long, cette enquête montre que les effets électoraux de la crise du coronavirus doivent s'analyser tout autant comme la conséquence d'un choc exogène imprévisible que comme celle de dynamiques observables sur le long terme.

Nos résultats présentent les effets de la crise sanitaire sur la participation électorale comme des effets nationaux plutôt que comme le produit d'un contexte local. L'intensité de l'épidémie à l'échelle locale ne joue en effet qu'à la marge dans les dynamiques de mobilisation propres aux élections de 2020, dans la mesure où l'on observe des variations significatives dans les taux d'abstention des communes étudiées uniquement lorsque l'épidémie atteint un plus haut degré d'intensité, causant les premiers décès de cette crise sanitaire.

Le contexte épidémique de 2020 a-t-il affecté plus fortement certaines communes que d'autres en raison de leur structure sociodémographique? Sur ce point, les résultats de notre étude sont contrastés. À faible et à moyenne distance des principaux foyers de contamination, nous observons une baisse de la participation au sein des communes où la part de personnes âgées de 65 ans et plus et la part d'ouvriers sont les plus importantes, même s'il ne semble pas que les écarts de participation observés soient inédits. À forte distance des foyers de contamination, en revanche, ces mêmes communes semblent toujours moins abstentionnistes que les autres. Ce résultat attire l'attention sur le sens à accorder à l'effet modérateur de la variable distance : celle-ci mesure en effet à la fois un degré d'intensité épidémique et un éloignement des espaces essentiellement urbains, là où se situent la majorité des foyers de contamination. En d'autres termes, ce résultat témoigne de l'impact différencié de l'épidémie selon le type d'espace considéré. Au sein des espaces urbains, les écarts de participation se sont sans doute réduits entre communes âgées et communes jeunes, et au contraire accentués entre les communes ouvrières et les autres, ce qui confirme les résultats obtenus par les études s'appuyant sur les données individuelles (Haute *et al.*, 2021). Toutefois, au sein des espaces ruraux, si l'effet de la structure par catégorie socioprofessionnelle semble être resté stable, les communes jeunes ont semble-t-il subi une augmentation plus marquée de l'abstention. Notre étude suggère enfin que dans les départements les plus touchés par les décès, la hausse de l'abstention concerne l'ensemble des communes, indépendamment de leur composition sociodémographique.

Le caractère marginal de l'effet de l'intensité locale de cette crise sanitaire doit cependant être interrogé. Nous pouvons nous risquer ici à proposer quelques éléments d'interprétation. Si les effets de la crise sur la participation sont d'abord nationaux, c'est sans doute parce que l'épidémie n'en est alors qu'à ses débuts, mais aussi parce que la couverture médiatique qu'on en fait contribue à créer un climat d'inquiétude diffus au sein des différents segments de l'électorat, au-delà des risques objectifs de contamination localisée induits par le déplacement aux urnes. De futurs travaux devront se pencher sur la relation entre l'exposition aux messages médiatiques – y compris au travers de l'usage d'Internet, dont nous ne savons encore rien – et la participation électorale en contexte d'épidémie généralisée.

Notre étude présente évidemment plusieurs limites. Tout d'abord, elle ne saurait prétendre à l'identification de mécanismes causaux. Au contraire, elle

prouve que les corrélations multiples entre contexte épidémique, facteurs sociopolitiques, autocorrélation spatio-temporelle et participation électorale rendent difficile l'établissement de relations causales entre risque sanitaire et abstention. Pour cette raison, la séquence électorale de 2020 ne saurait être considérée comme un contexte expérimental, même imparfait, propice à saisir ces phénomènes. Deuxièmement, s'appuyant sur des données agrégées, notre étude oblige à la prudence dans l'interprétation des résultats présentés et invite à confirmer les résultats obtenus à l'aide de données individuelles. Enfin, il pourrait nous être reproché d'avoir laissé de côté les petites communes. Il est en effet établi que c'est en leur sein que l'abstention a le plus progressé entre 2014 et 2020 (Le Bras, 2020). Nous voulons croire cependant que ce constat conforte au contraire les résultats présentés dans cet article; en effet, les petites communes échappant pour la plupart aux conséquences les plus graves de la vague épidémique de mars 2020, il plaide plutôt en faveur de l'hypothèse d'un effet national de la crise. Quoiqu'il en soit, sachant que les ressorts de la mobilisation électorale au sein des petites communes se distinguent de ceux observables au sein des communes plus peuplées (Lagroye, Lehingue et Sawicki, 2005), l'étude des effets électoraux de la crise sanitaire dans ces espaces singuliers doit faire l'objet d'une analyse spécifique.

Malgré ces limites, notre article met en lumière l'inégal effet de l'épidémie de coronavirus sur la participation électorale, à la fois sur le plan spatial, démographique et social. Ce faisant, il permet de porter un nouveau regard sur l'impact politique des crises sanitaires, dont l'analyse n'est qu'à ses débuts.

Annexe

Matrice des corrélations entre les variables mobilisées dans l'analyse										
	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.
1. Abstention élections municipales	-									
2. Nombre de listes	-0,224	-								
3. Abstention élections nationales	0,415	0,009	-							
4. Taille de la population	0,111	0,042	0,029	-						
5. Part des plus de 65 ans	0,018	-0,017	0,071	-0,065	-					
6. Part des ouvriers	-0,086	-0,111	0,214	-0,111	0,131	-				
7. Part des chômeurs	0,214	0,049	0,441	0,079	0,251	0,461	-			
8. Distance du foyer de contamination le plus proche	-0,147	0,005	-0,077	-0,040	0,331	0,109	0,099	-		
9. Urgences	0,527	-0,015	0,152	0,051	0,033	-0,136	0,040	-0,111	-	
10. Hospitalisations	0,450	-0,021	0,137	0,040	0,031	-0,127	0,017	-0,070	0,835	-
11. Décès	0,240	-0,048	0,096	0,005	0,034	0,015	0,027	-0,069	0,316	0,526

Corrélations de Pearson et Phi (pour les variables binaires). Les coefficients en gras sont significatifs à $p < 0,05$.

Bibliographie

Bækgaard, Martin, Julian Christensen, Jonas Krogh Madsen et Kim Sass Mikkelsen. 2020. «Rallying Around the Flag in Times of COVID-19: Societal Lockdown and Trust in Democratic Institutions», *Journal of Behavioral Public Administration*, 3, 2 : 1-12.

Bayet, Antoine et Nicolas Hervé. 2020. «Information à la télé et coronavirus : l'INA a mesuré le temps d'antenne historique consacré au COVID-19», *La revue des médias*, 24 mars. <<https://larevuedesmedias.ina.fr/etude-coronavirus-covid19-temps-antenne-information>>. Page consultée le 1^{er} mars 2022.

Bol, Damien, Marco Giani, André Blais et Peter John Loewen. 2020. «The Effect of COVID-19 Lockdowns on Political Support: Some Good News for Democracy?», *European Journal of Political Research*, 60, 2 : 497-505.

Bonanad, Clara, Sergio García-Blas, Francisco Tarazona-Santabalbina, Juan Sanchis, Vicente Bertomeu-González, Lorenzo Fácila, Albert Ariza, Julio Núñez et Alberto Cordero. 2020. «The Effect of Age on Mortality in Patients with COVID-19: A Meta-Analysis with 611 583 Subjects», *Journal of the American Medical Directors Association*, 21, 7: 915-918.

Braconnier Céline et Jean-Yves Dormagen. 2007. *La démocratie de l'abstention : aux origines de la démobilisation électorale en milieu populaire*. Paris, Gallimard.

Braconnier, Céline, Baptiste Coulmont et Jean-Yves Dormagen. 2017. «Toujours pas de chrysanthèmes pour les variables lourdes de la participation électorale. Chute de la participation et augmentation des inégalités électorales au printemps 2017», *Revue française de science politique*, 67, 6: 1023-1040.

Brouard, Sylvain et Haley McAvay. 2020. «Participation aux élections municipales 2020 en métropole : l'effet du COVID-19», *Attitudes des citoyens face au COVID-19 : une étude comparée/Attitudes Towards COVID-19: A Comparative Study*, Sciences Po, CEVIPOF, note 10.

Dolez, Bernard. 2020. «Tenir un scrutin local pendant la crise du COVID-19. Les élections municipales de mars-juin 2020», *Revue française d'administration publique*, 176: 947-964.

Gaxie, Daniel. 1978. *Le cens caché. Inégalités culturelles et ségrégation politique*. Paris, Seuil.

Giommoni, Tommaso et Gabriel Loumeau. 2020. «Lockdown and Voting Behaviour: A Natural Experiment on Postponed Elections During the COVID-19 Pandemic», *Covid Economics*, 41: 69-99.

Guerra, Tristan. 2021. «La participation lors du premier tour des élections municipales a-t-elle été perturbée par la crise sanitaire?», dans Nicolas Mariot, Pierre Mercklé et Anton Perdoncin (dir.). *Personne ne bouge. Une enquête sur le confinement du printemps 2020*. Grenoble, UGA Éditions: 151-159.

Haute, Tristan. 2020. «La participation électorale en temps de crise sanitaire : évolutions et persistances», *Pouvoirs locaux*, 118, 11: 29-34.

Haute, Tristan, Camille Kelbel, François Briatte et Giulia Sandri. 2021. «Down with COVID: Patterns of Electoral Turnout in the 2020 French Local Elections», *Journal of Elections, Public Opinion and Parties*. <<https://doi.org/10.1080/17457289.2021.1924752>>. Page consultée le 1^{er} mars 2022.

Holbrook, Thomas M. et Aaron C. Weinschenk. 2014. «Campaigns, Mobilization, and Turnout in Mayoral Elections», *Political Research Quarterly*, 67, 1: 42-55.

Jaffré, Jérôme. 2020. «L'abstention aux élections municipales depuis l'après-guerre (1947-2014)», *Les élections municipales*, Sciences Po, CEVIPOF, note 2.

Lagroye, Jacques, Patrick Lehingue et Frédéric Sawicki (dir.). 2005. *Mobilisations électorales : l'exemple des élections municipales de mars 2001*. Paris, Presses universitaires de France.

Lazarsfeld, Paul, Bernard Berelson et Hazel Gaudet. 1944. *The People's Choice. How the Voter Makes Up His Mind in a Presidential Campaign*. New York, Columbia University Press.

Le Bras, Hervé. 2020. «Municipales sous épidémie», *Fondation Jean-Jaurès*. <<https://jean-jaurès.org/nos-productions/municipales-sous-epidemie>>. Page consultée le 1^{er} mars 2022.

Levratto, Nadine, Mounir Amdaoud et Giuseppe Arcuri. 2020. *COVID-19 : analyse spatiale de l'influence des facteurs socioéconomiques sur la prévalence et les conséquences de l'épidémie dans les départements français*, Document de travail, EconomiX (UMR 7235), Université Paris Nanterre.

Luana, Rosso et Laurent Beauguitte. 2012. «Aggregation Level Matters: Evidences from French Electoral Data», *HAL-SHS*. <<https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00717982>>. Page consultée le 1^{er} mars 2022.

Martin, Pierre. 2020. «Les municipales de mars 2020 : un mauvais tour?», *Commentaire*, 170, 2 : 281-288.

Noury, Abdul, Abel François, Olivier Gergaud et Alexandre Garel. 2021. «How Does COVID-19 Affect Electoral Participation? Evidence from French Municipal Elections», *PloS ONE*, 16, 2 : e0247026.

Nwankwo, Cletus Famous. 2021. «COVID-19 Pandemic and Political Participation in Lagos, Nigeria», *SN Social Sciences*, 1, 6 : 146.

Rivière, Jean. 2020. «Municipales 2020 à Nantes : un premier tour anxiogène avant confinement», dans François Madoré et Jean Rivière (dir.). *Atlas social de la métropole nantaise. Au-delà de la ville attractive : 2779-5772*. <<https://asmn.univ-nantes.fr/index.php?id=405>>. Page consultée le 1^{er} mars 2022.

Robinson, William S. 1950. «Ecological Correlations and the Behavior of Individuals», *American Sociological Review*, 15, 3 : 351-357.

Santana, Andrés, José Rama et Fernando Casal Bértoa. 2020. «The Coronavirus Pandemic and Voter Turnout: Addressing the Impact of COVID-19 on Electoral Participation», *SocArXiv*, 17 novembre. <<https://osf.io/preprints/socarxiv/3d4ny/>>. Page consultée le 1^{er} mars 2022.

Selb, Peter et Simon Munzert. 2013. «Voter Overrepresentation, Vote Misreporting, and Turnout Bias in Postelection Surveys», *Electoral Studies*, 32, 1 : 186-196.

Snijders, Tom et Roel Bosker. 2011. *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Applied Multilevel Analysis*. 2^e édition. Londres, SAGE.

Zeitoun, Jean-David, Matthieu Faron, Sylvain Manternach, Jérôme Fourquet, Marc Lavielle et Jérémie H. Lefèvre. 2020. «Reciprocal Association Between Participation to a National Election and the Epidemic Spread of COVID-19 in France: Nationwide Observational and Dynamic Modeling Study», *medRxiv*, 19 mai. <<https://doi.org/10.1101/2020.05.14.20090100>>. Page consultée le 1^{er} mars 2022.

Notes

¹ L'erreur écologique consiste à inférer, fallacieusement, des comportements individuels à partir de données agrégées.

² En modélisation multiniveau «classique», le premier niveau correspond aux individus statistiques, les niveaux suivants correspondant aux différentes échelles d'agrégation incluses dans l'analyse. En modélisation multiniveau des données longitudinales, le premier niveau correspond aux occurrences temporelles auxquelles la variable dépendante est mesurée. Le second niveau correspond aux individus statistiques, et les niveaux suivants aux unités agrégées dans lesquelles «s'emboîtent» les individus. En l'espèce, le premier niveau de notre analyse est composé de 10 256 occurrences, ce qui correspond au taux d'abstention au premier tour des élections municipales des 2 564 communes, mesuré pour chacune d'elles à quatre reprises (2001, 2008, 2014 et 2020).

³ Les communes de Corse ainsi qu'un nombre restreint de communes métropolitaines ont été exclues de l'échantillon en raison de l'indisponibilité de certaines données sociodémographiques.

⁴ En France, l'élection des conseillers municipaux se fait, depuis 2014, au scrutin majoritaire plurinominal à deux tours, avec possibilité de panachage, pour les communes de moins de 1000 habitants (avant 2014, ce mode de scrutin concernait les communes de moins de 3500 habitants). Pour les autres communes, l'élection a lieu au scrutin de liste à deux tours, avec représentation proportionnelle et prime majoritaire.

⁵ La variable affiche des valeurs de distribution très proches de la distribution normale (Kurtosis = 2,801; Skewness = 0,612).

⁶ Il s'agit de la distance euclidienne entre les centroïdes des communes considérées. La distance moyenne par rapport au foyer de contamination le plus proche au sein de notre échantillon est de 121,984 kilomètres.

⁷ Le terme « fixe » est ici employé pour désigner une variable stable dans le temps, dont l'effet est mesuré à chacune des occurrences temporelles.

⁸ Les données peuvent être consultées à l'adresse suivante : <https://geodes.santepubliquefrance.fr/#c=home>. Page consultée le 1^{er} mars 2022.

⁹ Ces données renseignant une situation propre aux occurrences de 2020, nous leur attribuerons donc la valeur 0 pour 2001, 2008 et 2014.

¹⁰ Au regard des colinéarités fortes entre variables relatives au statut professionnel et au diplôme, nous ne testerons pas l'effet de la part de cadres ou de la part de diplômés de l'enseignement supérieur.

¹¹ Ces données sont issues du recensement de l'INSEE de 1999, de 2008, de 2014 et de 2017 respectivement, pour chaque occurrence temporelle. La part des personnes âgées de 65 ans et plus est calculée par rapport à la population totale de la commune. La part des ouvriers est calculée par rapport à la population des actifs âgés de 15 à 64 ans.

¹² La partie dite fixe s'interprète comme dans un modèle de régression linéaire traditionnel, ici comme le taux d'abstention moyen mesuré par année, une fois les variables indépendantes contrôlées. La partie aléatoire est une variance inter-classes, calculée pour chaque niveau d'agrégation, ici entre les communes d'une part, et entre les départements d'autre part.

¹³ La variable « Année » représente ici les années correspondant aux différentes occurrences temporelles. Afin que l'année 0 ne corresponde pas à une valeur qui n'aurait pas de sens, nous retranchons 1 à chaque valeur de notre variable, soit Année2001 = 0, Année2008 = 7, Année2014 = 13, et Année2020 = 19. Compte tenu de la courbe de l'abstention au premier tour des élections municipales de 2001 à 2020, nous avons choisi d'appliquer une fonction puissance ^m à cette variable, où ^m représente le nombre d'occurrences temporelles au sein de notre échantillon (4).

¹⁴ Les variables INSEE ainsi que la variable « abstention élections nationales » sont centrées autour de leur moyenne afin de faciliter l'interprétation des coefficients μ_1 , μ_2 , μ_3 et μ_4 . Le test de déviance montre que l'introduction des variables indépendantes améliore considérablement l'adéquation du modèle aux données comparativement au modèle (1) (dit « vide ») : test = 4692,96; df = 6; p = 0.

¹⁵ Le test de déviance consiste en l'évaluation de l'apport des variables explicatives supplémentaires dans l'ajustement d'un modèle. Il permet de tester la significativité de la diminution de la déviance par l'ajout de variables explicatives dans un modèle.

¹⁶ À partir de la variable « Distance », nous avons divisé notre échantillon en douze groupes : pour chaque année, nous avons identifié les communes situées à grande (plus d'un écart-type ajouté à la distance moyenne, soit plus de 210 kilomètres, n = 1440), moyenne ($\pm$ un écart-type par rapport à la distance moyenne, n = 7128) et faible distance (inférieure à un écart-type retranché à la moyenne, soit moins de 33 kilomètres, n = 1688) des foyers

épidémiques. Pour la variable « Décès », nous avons constitué quatre groupes selon la même logique, mais en tenant compte de la spécificité du contexte de l'année 2020 : le premier regroupe les occurrences hors contexte COVID-19, soit lors des années 2001, 2008 et 2014 (n = 7 692); le second correspond à un contexte de faible intensité, soit aux communes situées dans les départements qui ne déplorent aucun décès au moment des élections de 2020 (n = 1 735); le troisième, qui correspond à un contexte de moyenne intensité, est constitué des communes situées dans les départements qui comptent entre un et cinq décès (n = 616); enfin, le quatrième groupe, qui renvoie à un contexte de forte intensité, est quant à lui formé des communes situées dans les départements qui enregistrent cinq décès ou plus (n = 213).