

PARTICIPATION AUX ÉLECTIONS MUNICIPALES 2020 EN MÉTROPOLE : L'EFFET DU COVID-19

Sylvain Brouard

Directeur de recherche à Sciences Po - Centre de recherches politiques de Sciences Po (CEVIPOF) & Laboratoire interdisciplinaire d'évaluation des politiques publiques (LIEPP)

sylvain.brouard@sciencespo.fr

Haley McAvay

Chargée de recherche à l'INED

haley.mcavay@ined.fr

Le 15 mars 2020 au soir, malgré la forte diminution du taux de participation au 1^{er} tour des élections municipales entre 2014 et 2020 – de 62% à 45% – Christophe Castaner, ministre de l'Intérieur, soulignait que « le niveau de participation, tel qu'il ressort des premières estimations, n'a rien d'inédit pour des élections dans notre pays » légitimant ainsi à la fois leur maintien et leurs résultats. Est-ce à dire que l'épidémie de coronavirus et la crainte d'une contamination n'ont pas dissuadé une proportion inédite de l'électorat de participer au 1^{er} tour des élections municipales ? Alors que les conseils municipaux des communes dans lesquelles une liste a recueilli plus de 50% des suffrages exprimés ont été installés et que le second tour des élections municipales est prévu le 28 juin 2020, la réponse est loin d'être anodine. L'analyse statistique de la participation au premier tour des élections municipales dans les communes métropolitaines de plus de 1 000 habitants met en évidence que plus un département était affecté par l'épidémie de COVID-19, plus l'abstention au 1^{er} tour des élections municipales a progressé. En outre, cet effet s'est renforcé à mesure que la proportion de personnes âgées de plus de 65 ans était plus élevée.

Afin d'identifier dans quelle mesure le niveau variable de l'épidémie sur le territoire a affecté le niveau de l'abstention lors du 1^{er} tour des élections municipales 2020, nous avons construit une base de données originale combinant des données agrégées au niveau communal et départemental. Selon la nature de l'offre électorale et son évolution, les électeurs ont des incitations plus ou moins fortes à participer aux élections. Par conséquent, pour modéliser de manière appropriée l'impact de l'épidémie de COVID-19 sur la participation électorale, il convient de l'analyser au niveau communal pour pouvoir contrôler notamment l'effet de l'offre électorale sur la participation. Nos analyses statistiques de la participation au 1^{er} tour des élections municipales 2020 dans les communes de 1 000 habitants et plus mettent en évidence que plus un département était affecté par l'épidémie de COVID-19, plus l'abstention au 1^{er} tour des élections municipales a progressé dans ce département, toutes choses égales par ailleurs. Enfin, il est davantage prononcé dans les communes où la proportion de personnes âgées est plus importante.

1.

Les données utilisées sont disponibles auprès du Géodes, Santé Public France : <https://geodes.santepubliquefrance.fr> ou sur le lien suivant : https://www.santepubliquefrance.fr/content/download/237536/document_file/COVID19_PE_20200315.pdf

Les mesures de la diffusion du COVID-19 en France métropolitaine

La présente note analyse rigoureusement l'hypothèse selon laquelle l'épidémie de coronavirus a affecté de manière différenciée la participation électorale en fonction de son acuité. En effet, il est plausible que les électeurs aient moins participé au scrutin municipal à mesure que le risque perçu d'une contamination était plus élevé. Par conséquent, lorsque la propagation de l'épidémie est plus forte dans un territoire, celle-ci devrait avoir dissuadé une fraction plus importante des électeurs de participer au scrutin. Le coût anticipé du vote est, en effet, affecté, à la hausse, par l'acuité perçue de l'épidémie dans l'environnement de l'électeur. Puisque l'épidémie a affecté de manière variée le territoire français, si la perception du risque sanitaire associé au vote y est liée, même de manière imparfaite, son impact sur la participation électorale devrait également être variable géographiquement. Elle devrait aussi être modulée par les caractéristiques des électeurs. La propension à l'abstention devrait être ainsi plus élevée pour les personnes les plus à risque - notamment les personnes âgées - dans les aires géographiques les plus touchées par la pandémie.

Pour appréhender indirectement le risque sanitaire perçu associé à l'acte de vote au 1^{er} tour des élections municipales, la variable indépendante principale de notre analyse mesure l'acuité de l'épidémie au niveau infranational. Plusieurs types de données ont été publiés sur la distribution spatiale de l'épidémie de COVID-19 sur le territoire français. Chaque type de données présente des avantages et des inconvénients. Aucune n'est parfaite, en particulier, comme approximation du risque sanitaire perçu. Par conséquent, pour identifier l'intensité de l'épidémie, nous avons fait le choix d'une stratégie reposant sur 5 indicateurs différents de santé publique¹. Malgré leur variété - niveau absolu, nombre cumulé, taux d'évolution ou proportion - tous les indicateurs présentent des effets convergents, ce qui souligne, selon nous, la robustesse de l'effet mis en évidence. Nous nous sommes appuyés sur des indicateurs disponibles pour l'ensemble du territoire et, pour 4 d'entre eux, relatifs à la situation avant ou au moment de l'élection : excès de mortalité, taux d'incidence, nombre cumulé de décès attribué au COVID-19, taux de passage aux urgences avec un diagnostic de COVID-19. Pour le 5^e, le nombre de personnes hospitalisées, les seules données disponibles portaient sur une

période suivant de peu le week-end de l'élection.

Il n'existe pas, à l'heure actuelle, de données relatives à l'épidémie de Covid-19 sur une échelle territoriale infra-départementale. Par conséquent, le département est la plus petite unité territoriale utilisable pour appréhender l'hétérogénéité de la diffusion du COVID-19 sur le territoire français lors du 1^{er} tour des élections municipales 2020.

Le premier indicateur, *Surmortalité*, est l'excès de mortalité hebdomadaire dans la semaine du 9 au 15 mars 2020, établi à partir des décès hebdomadaires enregistrés dans les statistiques d'état civil entre 2015 et 2020 et rapportés à la commune de résidence. Il est calculé par rapport « à une période de comparaison établie entre 2015 et 2019 correspondant au nombre moyen de décès par semaine calculé sur l'ensemble de la période allant du 2 mars au 19 avril de chaque année ». Cet indicateur est le plus fiable en terme de recueil de données. Il enregistre les écarts de mortalité, imputable ou non au COVID-19, sans être affecté par les caractéristiques des hôpitaux, leur activité ou les lieux d'hospitalisation des patients décédés. Cependant, il ne mesure pas directement les décès dus au COVID-19. En France métropolitaine, sur la période étudiée, la surmortalité est généralement considérée comme principalement liée à la pandémie de coronavirus. En outre, l'indicateur de surmortalité constitue une approximation pertinente de la gravité comparée de situations sanitaires. L'excédent moyen et médian de décès constaté dans la 11^e semaine de l'année 2020 est, dans les départements métropolitains, de 4% par rapport à une semaine moyenne de la période de comparaison (période du 2 mars au 19 avril entre 2015 et 2019). Dans 36 départements, il n'y a pas d'excédent de mortalité durant cette semaine et dans 29 départements, la surmortalité est supérieure ou égale à 10%. Elle culmine dans le Haut-Rhin avec 75% de décès de plus.

Nous avons également utilisé un second indicateur de mortalité (*Décès cumulés*) : le nombre cumulé de décès associés au Covid-19 entre les 1^{er} et 14 mars 2020. « Les données sont issues de la partie médicale du certificat de décès certifié par voie électronique. Les décès associés au Covid-19 sont identifiés à partir des mentions exprimées par les médecins dans les causes médicales de décès. L'infection au Covid-19 peut être une suspicion ou avoir été confirmée biologiquement ». À l'inverse du précédent indicateur, celui-ci ne recense que des décès liés au COVID-19.

Toutefois, il est probable que de nombreux décès attribuables au COVID-19 ne soient pas inclus dans cet indicateur. En effet, bien que « les décès [puissent] être enregistrés dans tous les types de lieu de décès (établissements publics ou privés de santé, EHPAD/maison de retraite, domicile, ou dans autres lieux non précisés) », « un établissement de santé n'utilise pas forcément la certification électronique de décès dans l'ensemble de ces services ». En outre, « début 2020, environ 20% des décès en France étaient certifiés par voie électronique, avec une hétérogénéité allant de 0% à 28% selon les régions. Une montée en charge est observée depuis début avril 2020, en particulier par des établissements privés et des EHPAD, sans qu'il soit aujourd'hui possible d'évaluer la proportion de décès supplémentaires enregistrés par cette montée en charge ». Malgré ces incertitudes, Santé Publique France et les médias ont largement relayé ces chiffres. En moyenne, le nombre de décès cumulés par département est de 0,7. Si 78 départements ne comptent aucun décès au 14

mars 2020, le Haut-Rhin, département le plus touché à cette date, recense 29 décès dus au COVID-19.

Le troisième indicateur utilisé, *Hospitalisation*, est le nombre total de personnes actuellement hospitalisées pour COVID-19 au 18 mars 2020. À notre connaissance, cet indicateur n'est pas disponible pour la période antérieure au 18 mars 2020. Il mesure les hospitalisations, qui sont une des dimensions pertinentes pour appréhender l'acuité de l'épidémie. Néanmoins, le nombre d'hospitalisations dépend des capacités hospitalières et de la population du territoire. Le fait que la mesure soit postérieure à la date de l'élection signifie que l'indicateur doit être interprété comme une mesure de la dynamique de l'épidémie au sein des territoires au moment du scrutin, l'hospitalisation étant l'un des indicateurs différés de la propagation de l'épidémie. En moyenne, le 18 mars 2020, il y a 31 personnes hospitalisées par département. 13 départements ne comptent aucune personne hospitalisée alors que Paris et le Haut-Rhin comptent plus de 350 hospitalisations liées au COVID-19.

Notre quatrième indicateur, *Urgences*, est le taux hebdomadaire de passages aux urgences pour suspicion de COVID-19, tous âges confondus, pour 10 000 consultations, dans la semaine du 9 au 15 mars 2020. Selon Santé Publique France, « l'indicateur représente la proportion hebdomadaire de passages aux urgences avec un diagnostic médical de suspicion de COVID-19 posé par les urgentistes ». Cet indicateur permet d'appréhender l'importance relative du COVID-19 parmi les autres motifs de passage aux urgences selon les territoires. C'est une approximation de l'intensité relative de la propagation de l'épidémie, qui ne se base pas seulement sur la gravité de celle-ci, à l'inverse, par exemple, des indicateurs d'hospitalisation ou de décès. Cependant, le passage aux urgences ne concerne ni toutes les personnes porteuses du virus SARS-Cov2 ni même tous les malades. En outre, la comparaison peut être faussée par le fait que les visites aux urgences pour d'autres pathologies peuvent être affectées par les caractéristiques des territoires ainsi que par le niveau même de l'épidémie. Le taux moyen constaté dans la 11^e semaine de l'année 2020 est, dans les 94 départements métropolitains, de 217 passages aux urgences pour suspicion de COVID-19. Cependant, ce taux varie fortement puisque si neuf départements ont un taux nul, pour sept d'entre eux, celui-ci excède 600 et culmine à près de 1 877 en Lot-et-Garonne.

Enfin, le dernier indicateur utilisé, *Propagation*, est le taux d'incidence cumulée de cas confirmés de COVID-19 au 15 mars 2020. Le taux d'incidence correspond au nombre de cas confirmés pour 100 000 habitants. « Les cas confirmés inclus dans les analyses sont les personnes présentant des signes cliniques compatibles avec le COVID-19 et une RT-PCR positive au SARS-CoV-2 ». Compte tenu de la faiblesse du nombre de tests disponibles et de la politique d'utilisation des tests, de nombreux porteurs de COVID-19 ne sont pas inclus. Néanmoins, dans la mesure où tant la pénurie de tests que leurs règles d'utilisation n'ont pas connu de différence infranationale, le taux d'incidence est une mesure de la propagation variable de l'épidémie sur le territoire, au-delà de ses conséquences médicales. Santé Publique France a communiqué le taux d'incidence cumulée du COVID-19 au niveau départemental en 5 niveaux : 4 départements ne comptent aucun cas ; 17 départements présentent un taux d'incidence supérieure ou égale à 10 par 100 000 habitants.

Données complémentaires et méthode

2.

Plus précisément, le taux de pauvreté est mesuré sur l'ensemble de la population. Le degré de concentration urbaine traduit la proportion de la population qui vit dans les villes de 10 000 habitants ou plus, tandis que la structure d'âge mesure la proportion de la population âgée de 65 ans ou plus. Ces données sont disponibles auprès de l'INSEE :

<https://www.insee.fr/fr/statistiques>

3.

Ces données sont disponibles auprès de l'INSEE :

<https://www.insee.fr/fr/statistiques>

Notre variable dépendante est l'abstention au premier tour des élections municipales, le 15 mars 2020, mesurée dans chaque commune, à partir des résultats officiels communiqués par le ministère de l'Intérieur, comme la proportion de personnes qui n'ont pas voté parmi l'ensemble des personnes inscrites. En contrôlant par cette même variable mesurée lors des élections municipales en 2014, les modèles estiment le changement du taux d'abstention entre les deux élections.

Au niveau départemental, nous avons également collecté trois indicateurs complémentaires relatifs à la composition sociodémographique des départements. Ces trois variables nous permettent de contrôler les effets éventuels d'autres facteurs classiques de l'abstention : le taux de pauvreté, le degré de concentration urbaine et la structure d'âge de la population².

Nous incluons également trois variables relatives à la commune qui influencent traditionnellement le niveau de l'abstention : le taux de personnes âgées de 65 ans ou plus, le taux de bacheliers ainsi que la taille de la commune³. Nos analyses prennent également en compte les paramètres de la compétition électorale communale, à savoir le mode de scrutin utilisé en 2014 et 2020 ainsi que les caractéristiques de l'offre électorale.

Cette structure des données à deux niveaux, départementale et communale, requiert de mener une analyse multi-niveaux, en l'espèce, une modélisation linéaire multi-niveaux à effets mixtes. En prenant en compte la structure hiérarchique des données - le fait que les observations communales soient emboîtées au sein des départements - ces modèles ne postulent pas une indépendance entre les observations au sein d'un même département, dont les caractéristiques peuvent influencer toutes les communes de celui-ci. Cette stratégie d'estimation nous permet d'obtenir des estimations plus robustes que dans un modèle linéaire classique.

Résultats

Le tableau 1 présente les résultats (coefficients de régression) des analyses portant sur les communes de 1 000 habitants et plus en 2020, soit plus de 9 700 communes caractérisées par un scrutin de liste. Les 5 modèles comprennent l'ensemble des variables de contrôles présentées précédemment ainsi que chacune des 5 mesures de l'acuité de l'épidémie. Sans surprise, plus le niveau de l'abstention aux élections communales en 2014 était élevé, plus celui-ci l'est également en 2020.

Quels sont les facteurs associés aux variations entre 2014 et 2020 au-delà du niveau relatif de l'abstention 6 ans plus tôt ? Les caractéristiques de l'offre électorale modulent très fortement le niveau des incitations à participer au scrutin municipal. Ainsi, plus l'offre électorale est étoffée en 2020, moins l'abstention a progressé. Plus l'offre électorale était étoffée en 2014, plus l'abstention a progressé en 2020. En outre, les communes ayant déjà un scrutin de liste en 2014 se caractérisent, en moyenne, par une abstention de 13 points supérieurs en 2020.

De même les caractéristiques sociodémographiques des communes sont associées à des variations significatives de l'abstention. Ainsi, plus la proportion de bacheliers augmente, moins l'abstention progresse, hormis dans les plus

grandes villes (du fait de la surreprésentation des étudiants). Les communes dans lesquelles les plus de 65 ans sont plus nombreux ont également connus une moins forte progression de l'abstention. Les communes les plus peuplées sont associées à une plus forte progression de l'abstention ainsi que celles localisée dans les départements les plus urbanisés.

Ces résultats sont conformes aux connaissances existantes sur les facteurs de l'abstention, en particulier en France.

Le point clé reste cependant que l'abstention progresse plus dans les communes des départements les plus touchés par le COVID-19, quel que soit l'indicateur choisi. Les coefficients associés aux variables relatives à l'acuité de l'épidémie, sont systématiquement significatifs statistiquement selon les règles usuelles ($p < .05$). L'effet est loin d'être anecdotique. Par exemple, la modélisation à partir de la surmortalité constatée fait apparaître une différence d'abstention moyenne de 5,5 points entre les communes selon qu'elles sont situées dans un département où le niveau de surmortalité est le plus faible ou le plus élevé. Notre première analyse confirme par conséquent sans équivoque qu'il y a une association entre l'abstention et l'intensité de l'épidémie du COVID-19.

Pour s'assurer de la robustesse de nos résultats, nous avons répliqué les précédents modèles en prenant en compte seulement les quelque 4 000 communes dans lesquelles le mode de scrutin de liste était déjà en vigueur en 2014 et dont le nombre de listes en compétition au 1^{er} tour des élections municipales 2014 et 2020 était strictement identique. Nous avons également inclus, comme contrôle, une variable indiquant si au moins deux listes étaient en compétition. Comme attendu, l'abstention progresse moins dans les communes où les électeurs ont un choix et sont susceptibles d'affecter l'issue de l'élection (en moyenne de 6,5 points).

Néanmoins, les résultats présentés dans le tableau 2 confirment la teneur des précédentes analyses. À mode de scrutin et nombre de candidats constants, plus l'acuité de l'épidémie était élevée dans un département, plus l'abstention a progressé dans les communes de ce département. Pour 4 indicateurs, le coefficient est estimé précisément ($p < .05$). Pour le taux de passage aux urgences, le coefficient est estimé moins précisément ($p < .065$). L'effet est toujours substantiel. Par exemple, la modélisation à partir de la surmortalité constatée fait apparaître une différence d'abstention moyenne de 4 points entre les communes selon qu'elles sont situées dans un département où le niveau de surmortalité est le plus faible ou le plus élevé.

Tableau 1. Résultats des modèles de régression multi-niveaux de l'abstention dans les communes de 1 000 habitants et plus

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
Niveau départemental					
<i>Taux de pauvreté</i>	-0.07 (0.06)	-0.07 (0.07)	-0.06 (0.07)	-0.08 (0.07)	-0.02 (0.07)
<i>Taux de concentration urbaine</i>	0.03* (0.01)	0.03# (0.01)	0.03# (0.01)	0.02 (0.01)	0.02 (0.01)
<i>Part des 60 ans ou plus (en %)</i>	-0.10# (0.06)	-0.12* (0.06)	-0.10 (0.06)	-0.10# (0.06)	-0.16** (0.06)
Niveau communal					
<i>Taux d'abstention 2014</i>	0.65*** (0.01)	0.65*** (0.01)	0.65*** (0.01)	0.65*** (0.01)	0.65*** (0.01)
<i>Proportion de bacheliers</i>	-0.25*** (0.05)	-0.25*** (0.05)	-0.25*** (0.05)	-0.25*** (0.05)	-0.25*** (0.05)
<i>Nombre d'habitants</i>	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)
<i>Proportion de bacheliers x Nombre d'habitants</i>	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)
<i>Taux de personnes âgées de plus de 65 ans</i>	-0.08*** (0.02)	-0.08*** (0.02)	-0.08*** (0.02)	-0.08*** (0.02)	-0.07*** (0.02)
<i>Scrutin de liste en 2014</i>	12.97*** (0.73)	12.96*** (0.73)	12.96*** (0.73)	12.96*** (0.73)	12.80*** (0.73)
<i>Nombre de listes en 2014</i>	1.30*** (0.07)	1.29*** (0.07)	1.29*** (0.07)	1.29*** (0.07)	1.28*** (0.06)
<i>Nombre de listes en 2020</i>	-4.46*** (0.09)	-4.46*** (0.09)	-4.46*** (0.09)	-4.46*** (0.09)	-4.43*** (0.09)
Surmortalité	5.13*** (1.25)				
Décès cumulés		0.17** (0.06)			
Propagation (ref. 0)					
<i>]0-1[</i>			2.00 (1.32)		
<i>[1-5[</i>			2.04# (1.22)		
<i>[5-10[</i>			2.05 (1.29)		
<i>≥10</i>			2.89* (1.32)		
Hospitalisation				0.01** (0.00)	
Urgences					0.00* (0.00)
<i>Observations</i>	9783	9783	9783	9783	9726

Erreur standard entre parenthèses

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, # p<0.1

Tableau 2. Résultats des modèles de régression multi-niveaux de l'abstention dans les communes de plus de 1 000 habitants à mode de scrutin et nombre de candidats constants au 1^{er} tour en 2014 et 2020

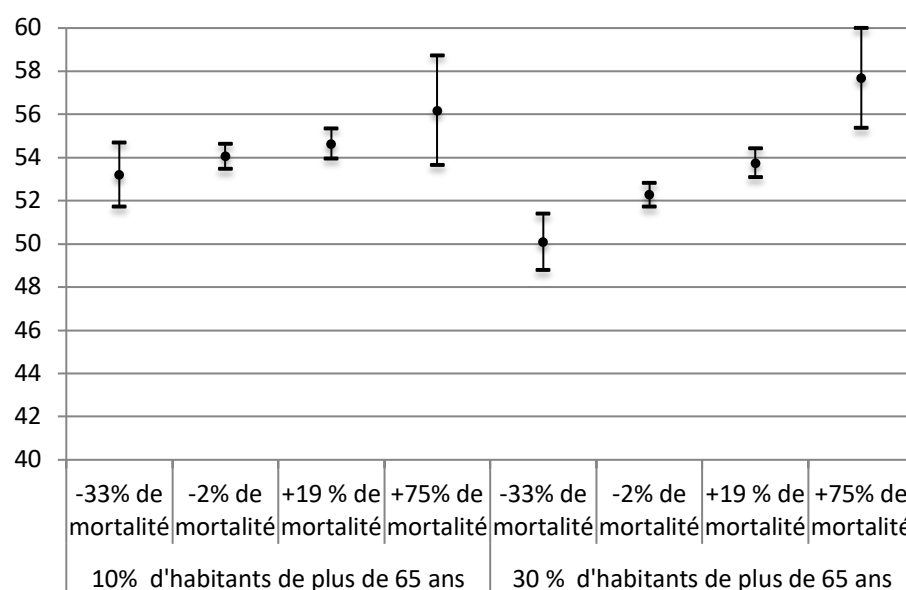
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
Niveau départemental					
<i>Taux de pauvreté</i>	0.02 (0.05)	0.02 (0.05)	0.04 (0.05)	0.01 (0.05)	0.03 (0.05)
<i>Taux de concentration urbaine</i>	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.02 (0.01)
<i>Part des 60 ans ou plus (en %)</i>	-0.03 (0.04)	-0.04 (0.04)	-0.02 (0.05)	-0.03 (0.04)	-0.07 (0.05)
Niveau communal					
<i>Taux d'abstention 2014</i>	0.97*** (0.01)	0.97*** (0.01)	0.97*** (0.01)	0.97*** (0.01)	0.97*** (0.01)
<i>Proportion de bacheliers</i>	0.07 (0.04)	0.06 (0.04)	0.06 (0.04)	0.07 (0.04)	0.06 (0.04)
<i>Nombre d'habitants</i>	-0.00 (0.00)	-0.00# (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00# (0.00)	-0.00 (0.00)
<i>Proportion de bacheliers x Nombre d'habitants</i>	0.00* (0.00)	0.00* (0.00)	0.00* (0.00)	0.00* (0.00)	0.00* (0.00)
<i>Taux de personnes âgées de plus de 65 ans</i>	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)
<i>2 listes au moins</i>	-6.63*** (0.20)	-6.64*** (0.20)	-6.62*** (0.20)	-6.64*** (0.20)	-6.64*** (0.20)
Surmortalité	3.73*** (0.90)				
Décès cumulés		0.12** (0.04)			
Propagation (ref. 0)					
<i>]0-1[</i>			1.95* (0.97)		
<i>[1-5[</i>			2.28* (0.90)		
<i>[5-10[</i>			1.92* (0.94)		
<i>≥10</i>			3.06** (0.96)		
Hospitalisation				0.01** (0.00)	
Urgences					0.00# (0.00)
Observations	4095	4095	4095	4095	4070

Erreur standard entre parenthèses

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, # p<0.1

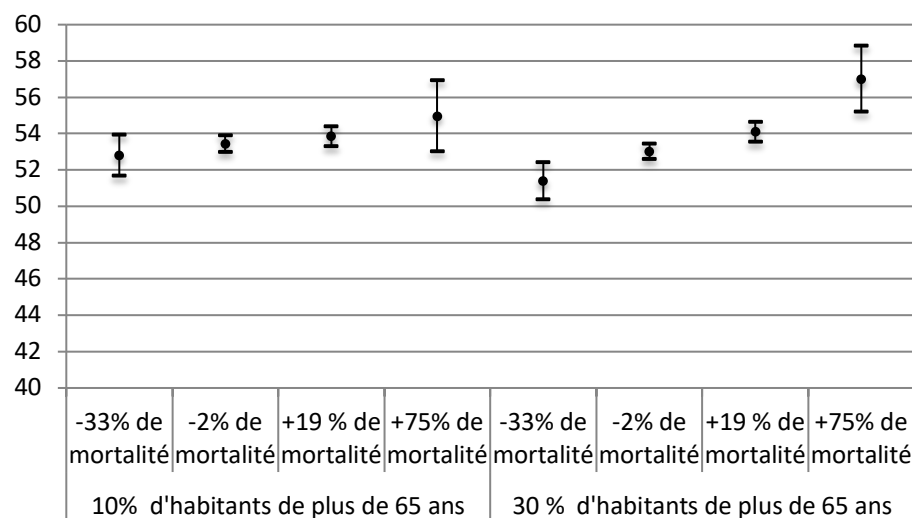
Enfin, quels sont les mécanismes par lesquels l'intensité variable de l'épidémie affecte l'abstention ? L'objectif n'est plus maintenant de mettre en évidence une association mais d'identifier un des facteurs qui modèrent l'effet de l'épidémie. Dans quelles conditions l'effet de l'épidémie est-il amplifié ou à l'inverse neutralisé ? La proportion de personnes âgées de plus de 65 ans dans une commune conditionne-t-elle l'ampleur de l'impact de l'épidémie sur l'abstention ? Cette hypothèse est cohérente avec la caractérisation récurrente des personnes de plus de 65 ans comme personnes particulièrement à risque face au COVID-19. Pour vérifier cette hypothèse, nous avons mené deux nouvelles analyses de régression multi-niveaux dans lesquelles nous avons inclus une interaction entre la proportion de personnes de plus de 65 ans et l'indicateur de surmortalité, d'une part dans les communes de 1 000 habitants et plus en 2020, et, d'autre part, dans les communes dans lesquelles le mode de scrutin de liste était déjà en vigueur en 2014 et dont le nombre de listes en compétition au 1^{er} tour des élections municipales 2014 et 2020 était strictement identique.

Figure 1. Niveau moyen d'abstention prédit selon la proportion communale de personnes âgées de 65 ans et plus et le niveau départemental de surmortalité dans les communes de 1 000 habitants et plus (avec intervalle de confiance à 95%)



Tant la figure 1 que la figure 2 mettent en évidence que dans les communes avec une faible proportion de personnes âgées (10% de 65 ans et plus), les différents niveaux de surmortalité ne sont pas associés avec des niveaux moyens prédits d'abstention statistiquement différents. À l'inverse, dans les communes avec une forte proportion de personnes âgées (30% de 65 ans et plus), les différences de surmortalité sont associées, de manière statistiquement significative, à des niveaux différents d'abstention moyenne prédite. Selon les modèles, la différence de niveau d'abstention est de 5,5 ou 7,5 points entre les communes des départements avec les niveaux de surmortalité les plus faibles et les plus forts dans les communes où la part des 65 ans et plus est supérieure à 30%. Ces résultats sont cohérents avec l'hypothèse que l'acuité différenciée de l'épidémie a affecté de manière prioritaire la participation des électeurs les plus âgés. Ils suggèrent que, dans les départements les plus touchés par le COVID-19, les électeurs les plus âgés ont participé proportionnellement moins au 1^{er} tour des élections municipales que dans les départements peu ou pas touchés.

Figure 2. Niveau moyen d'abstention prédit selon la proportion communale de personnes âgées de 65 ans et plus et le niveau départemental de surmortalité dans les communes de 1 000 habitants et plus à mode de scrutin et nombre de candidats constants en 2014 et 2020 (avec intervalle de confiance à 95%)



En conclusion, tous les éléments de notre analyse accréditent l'existence d'un effet positif substantiel de la propagation du COVID-19 sur l'abstention. La propagation variable de l'épidémie de coronavirus a affecté les populations les plus exposées à celle-ci : les résidents des zones les plus touchées et ceux les plus âgés. Par conséquent, l'épidémie de coronavirus a systématiquement biaisé la participation électorale au 1^{er} tour des élections municipales, notamment dans les communes où une abstention différenciée peut être décisive pour l'issue du scrutin. La sincérité du 1^{er} tour des élections municipales, et donc la validité de ses résultats, sont légitimement en question dans les communes où au moins deux listes s'opposaient.

Édition : Florent Parmentier / Odile Gaultier-Voituriez

Mise en forme : Marilyn Augé

Pour citer cette note : BROUARD (Sylvain), McAVAY (Haley), « Participation aux élections municipales 2020 en métropole : l'effet du Covid-19 », *Note Attitudes towards COVID-19 - A comparative study*, Sciences Po CEVIPOF, note 10, juin 2020, 10 p.

Partenaires du projet « Citizens' Attitudes under COVID19 Pandemic », dirigé par Sylvain Brouard, Michael Becher, Martial Foucault et Pavlos Vasilopoulos avec la participation de Vincenzo Galasso (Bocconi University), Christoph Hönnige (University of Hanover), Hanspeter Kriesi (European University Institute), Richard Nadeau (Université de Montréal), Vincent Pons (Harvard Business School) et Dominique Reynié (Sciences Po, CEVIPOF et Fondapol).

Partenaires institutionnels : Agence nationale de la recherche (ANR), l'Agence française du développement (AFD), France Stratégie, CERDI, Fondapol, Banque mondiale et CEVIPOF (Sciences Po).

Membres du projet à retrouver sur le site : <https://www.sciencespo.fr/cevipof/attitudesoncovid19/people/>

© CEVIPOF, 2020 Sylvain Brouard et Haley McAvay