

TOUJOURS PAS DE CHRYSANTHÈMES POUR LES VARIABLES LOURDES DE LA PARTICIPATION ÉLECTORALE

Chute de la participation et augmentation des inégalités électorales au printemps
2017

Céline Braconnier, Baptiste Coulmont, Jean-Yves Dormagen

Presses de Sciences Po (P.F.N.S.P.) | « [Revue française de science politique](#) »

2017/6 Vol. 67 | pages 1023 à 1040

ISSN 0035-2950

ISBN 9782724635140

Article disponible en ligne à l'adresse :

<https://www.cairn.info/revue-francaise-de-science-politique-2017-6-page-1023.htm>

Pour citer cet article :

Céline Braconnier *et al.*, « 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*
2017/6 (Vol. 67), p. 1023-1040.

DOI 10.3917/rfsp.676.1023

Distribution électronique Cairn.info pour Presses de Sciences Po (P.F.N.S.P.).

© Presses de Sciences Po (P.F.N.S.P.). Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

TOUJOURS PAS DE CHRYSANTHÈMES POUR LES VARIABLES LOURDES DE LA PARTICIPATION ÉLECTORALE¹

— CHUTE DE LA PARTICIPATION ET AUGMENTATION
DES INÉGALITÉS ÉLECTORALES AU PRINTEMPS 2017 —

Céline Braconnier, Baptiste Coulmont, Jean-Yves Dormagen²

La séquence électorale du printemps 2017 se caractérise par des taux élevés d'abstention. La participation à l'élection présidentielle est en recul par rapport à 2012. Au premier tour, l'abstention est en hausse de 1,7 point³. Cette progression est sensiblement plus marquée lorsque l'on compare avec le premier tour de 2007 : plus 6 points. Le second tour est affecté par un décrochage encore plus net. De manière inhabituelle, l'abstention a, en effet, progressé entre les deux tours de la présidentielle pour atteindre son niveau le plus élevé depuis l'affrontement de 1969 entre Poher et Pompidou : 25,4 %. C'est une progression de 5,6 points par rapport au second tour de 2012 et de 9,4 points par rapport à celui de 2007.

Cette tendance à la baisse de la participation s'est confirmée de manière spectaculaire lors des élections législatives du mois de juin. Pour la première fois à des législatives, les abstentionnistes ont été plus nombreux parmi les inscrits que les votants : 51,3 %. Et la participation a encore reculé entre les deux tours, débouchant sur une abstention record : 57,4 %. Cela représente une hausse de 12,8 points par rapport à 2012 et de 17,3 points par rapport à 2007. Même les élections départementales de 2015 avaient été plus mobilisatrices. C'est là un niveau d'abstention identique à celui que l'on enregistre dans le cadre d'un scrutin de « second ordre » tel que les élections européennes.

1. Pour ce qui concerne la participation électorale, ce constat reste d'actualité plus de trente ans après la publication de l'article de Nonna Mayer, « Pas de chrysanthèmes pour les variables sociologiques », dans Élisabeth Dupoirier, Gérard Grunberg (dir.), *Mars 1986 : la drôle de défaite de la gauche*, Paris, PUF, 1986, p. 149-165.

2. Les auteur.e.s remercient Isabelle Robert-Bobée, Guillemette Buisson et Sandrine Penant sans la collaboration étroite desquelles cet article n'aurait pas été possible. Responsables de l'Enquête participation de l'Insee en 2017, elles ont mis en place, avec les auteur.e.s de l'article, un groupe scientifique qui s'est réuni régulièrement au cours de l'année 2016-2017. L'objectif était d'apporter des modifications à l'Enquête participation pour mieux répondre aux demandes de la recherche en sociologie électorale. L'échantillonnage de l'enquête a ainsi été modifié, de façon à mieux mesurer la mal-inscription. Une variable consacrée aux procurations a également été ajoutée.

3. Source : Ministère de l'Intérieur, <[https://www.interieur.gouv.fr/Elections/Les-resultats/Presidentielles/elecresultat_presidentielle-2017/\(path\)/presidentielle-2017/FE.html](https://www.interieur.gouv.fr/Elections/Les-resultats/Presidentielles/elecresultat_presidentielle-2017/(path)/presidentielle-2017/FE.html)>.

Le modèle « sociologique » de l'abstention est-il toujours pertinent ?

De tels niveaux d'abstention s'inscrivent dans des évolutions de longue durée des comportements électoraux. L'amplitude du différentiel de participation entre présidentielle et législatives (plus 35 points entre le premier tour de la présidentielle et le second tour des législatives) s'explique ainsi par la forte réduction du groupe des votants constants dans un contexte où l'intermittence en matière de participation devient de plus en plus la norme électorale. Alors que les individus participant à tous les tours de scrutin représentaient encore environ la moitié des inscrits en 2007 (50,4 %) et 2012 (47,3 %), leur proportion chute à 33,8 % cette année¹ (Insee première 2007, 2012, 2017). L'abstention systématique progresse légèrement : plus 6,1 points par rapport à 2007 et plus 3,8 points par rapport à 2012 pour se situer à 15,6 %. Dans ce contexte, c'est le comportement intermittent qui devient majoritaire : 50,6 %. Si elle devait se confirmer lors des prochains scrutins, cette progression importante de l'intermittence constituerait une évolution majeure dans le rapport des citoyens à la pratique électorale.

Mais au-delà de ce premier constat, les niveaux d'abstention du printemps 2017 soulèvent des interrogations quant à la pertinence des catégories d'analyse et d'interprétation habituellement employées pour rendre compte du non-vote. La diffusion de l'abstention et le fait qu'il n'y ait plus qu'un tiers de votants constants à la présidentielle et aux législatives questionnent la validité des explications « sociologiques » de la participation. Assiste-t-on à la diffusion, voire à la généralisation de nouveaux comportements abstentionnistes qui seraient plus « politiques » et donc moins déterminés démographiquement et socialement que par le passé ? Voit-on se développer une abstention qui serait plus diffuse socialement et donc moins porteuse d'inégalités électorales ? En résumé, des variables telles que l'âge ou le niveau d'études, dont on sait qu'elles étaient jusque-là en France mais aussi à l'étranger les plus prédictives en matière d'abstention² ont-elles perdu de leur poids statistique et de leur pouvoir explicatif ?

La réponse à ces questions passe par un certain nombre de tests empiriques. Il s'agit, en premier lieu, de vérifier si les facteurs traditionnels de l'abstention, à commencer par l'âge et le niveau d'études, mais aussi la PCS, ainsi que des facteurs contextuels tels que le statut matrimonial ou la structure du ménage conservent, ou non, un fort pouvoir explicatif sur les comportements observés lors des dernières élections présidentielles et législatives. Mais il s'agit également de contrôler dans une perspective synchronique (entre la présidentielle et les législatives de 2017) et diachronique (entre 2007, 2012 et 2017) si la progression de l'abstention est porteuse, ou non, d'un affaiblissement des déterminants sociologiques de la participation et donc, par voie de conséquence, d'une réduction des inégalités de participation électorale entre les différentes classes d'âge et entre les différentes catégories sociales.

1. Stéphane Jugnot, « La participation électorale en 2007 : la mémoire de 2002 », *Insee Première*, 1169, décembre 2007 ; Xavier Niel, Liliane Lincot, « L'inscription et la participation électorale en 2012 : qui est inscrit et qui vote », *Insee Première*, 1411, décembre 2012 ; Guillemette Buisson, Sandrine Penant, « Élections présidentielle et législatives de 2017 : neuf inscrits sur dix ont voté à au moins un tour de scrutin », *Insee Première*, 1670, octobre 2017 ; Guillemette Buisson, Sandrine Penant, « Élections présidentielles et législatives de 2002 à 2017 : une participation atypique en 2017 », *Insee Première*, 1671, octobre 2017.

2. Mark N. Franklin, *Voter Turnout and the Dynamics of Electoral Competition in Established Democracies since 1945*, New York, Cambridge University Press, 2004 ; André Blais, Élisabeth Gidengil, Neil Nevitte, « Where Does Turnout Decline Come from ? », *European Journal of Political Research*, 43 (2), 2004, p. 221-236 ; Yosef Bhatti, Kasper M. Hansen, « The Effect of Generation and Age on Turnout to the European Parliament : How Turnout Will Continue to Decline in the Future », *Electoral Studies*, 31 (2), 2012, p. 262-272.

Les Enquêtes participation électorale de l'Insee

Les bases de données de l'Enquête participation conduite par l'Insee lors de chaque élection présidentielle depuis 1988 offrent un matériel remarquable et sans équivalent au niveau international pour traiter ces questions. Ce type d'enquête repose sur un échantillon représentatif des inscrits sur les listes électorales présents sur le territoire métropolitain. Elle présente cinq avantages méthodologiques par rapport aux sondages traditionnels.

Tout d'abord, la représentativité de la population électorale est garantie par le fait que les individus sont directement sélectionnés par tirage au sort. Les bases de l'enquête participation sont, en effet, construites à partir de l'Échantillon démographique permanent (EDP). Cet échantillon est un panel socio-démographique qui comprend tous les individus présents sur le territoire français et qui sont nés entre le 2 et le 5 janvier, entre le 1^{er} et le 4 avril, entre le 1^{er} et le 4 juillet et entre le 1^{er} et le 4 octobre. L'EDP constitue ainsi un échantillon au 4/100^e de la population française¹. Les individus présents dans l'EDP font ensuite l'objet d'un tirage au sort stratifié (par régions et tailles de communes) de manière à constituer un échantillon représentatif des inscrits sur les listes électorales métropolitaines. Comme cette procédure d'échantillonnage ne suppose ni consentement, ni même prise de contact avec les enquêtés, les échantillons de l'Enquête participation ne sont pas soumis aux biais de sélection ou d'auto-sélection qui affectent habituellement les enquêtes sur les comportements électoraux². Notons que cette année, le mode d'échantillonnage a été légèrement modifié de manière à mieux représenter au sein de l'échantillon les petites communes comprenant peu d'inscrits. Le but était de mesurer plus précisément la mal-inscription qui jusqu'à présent était sous-évaluée du fait des plans de sondage mis en œuvre.

Le second avantage méthodologique que présentent les Enquêtes sur la participation électorale résulte de la grande taille des échantillons ainsi constitués : 39 434 individus pour l'étude de la présidentielle et des législatives 2007, 39 728 en 2012 et près de 45 000 en 2017 (soit une réduction du corps électoral au millième environ). Ces dimensions autorisent des stratifications très fines tout en conservant une bonne puissance statistique, ce qui est précieux lorsque l'on s'engage dans l'étude d'un phénomène parfois très minoritaire lors de certains tours de scrutin : seulement 16,2 % d'abstentionnistes, par exemple, au premier tour de la présidentielle de 2007.

Troisième avantage, l'Enquête participation de l'Insee se distingue par la richesse des informations disponibles sur chacun des individus composant l'échantillon. Pour chacun d'entre eux, la base de données comprend les bulletins de l'état civil (naissance, mariage, divorce, etc.), des données fiscales, les dernières données disponibles du recensement de la population et les informations issues du fichier national des électeurs.

Quatrième avantage, l'inscription des individus et plus encore leur itinéraire de participation ont pour origine des enregistrements administratifs contrairement aux informations

1. Jusqu'en 2006, il n'était composé que des individus nés entre le 1^{er} et le 4 octobre, ce qui constituait un échantillonnage représentatif au 1/100^e de la population française.

2. Robert Bernstein, Anita Chada, Robert S. Montjoy, « Over Reporting Voting : Why it Happens and why it Matters », *Public Opinion Quarterly*, 65 (1), 2001, p. 22-44 ; Jeffrey A. Karp, David Brokington, « Social Desirability and Response Validity : A Comparative Analysis of Overreporting Voter Turnout in Five Countries », *Journal of Politics*, 67 (3), 2005, p. 825-840 ; Céline Braconnier, Jean-Yves Dormagen, « Un cens caché dans la constitution des échantillons de répondants : biais de sélection, d'auto-sélection et de déclaration dans une série d'enquêtes localisées par questionnaires », dans Lorenzo Barrault, Brigitte Gaïti, Daniel Gaxie, Patrick Lehingue (dir.), *La politique désenchantée ? Perspectives sociologiques*, Rennes, Presses Universitaires de Rennes, 2018.

déclaratives recueillies habituellement par les sondages. La participation est relevée directement sur les listes d'émargements en préfecture dans les dix jours qui suivent la tenue des scrutins. Ainsi ces données cruciales pour l'étude de l'abstention ne sont pas soumises au biais d'auto-sélection des enquêtés et/ou de *dicibilité* qui affectent les études sur la participation produites à partir des déclarations des intéressés¹. L'enquête participation de l'Insee présente en conséquence un niveau de réalisme et d'objectivité exceptionnel et particulièrement précieux lorsqu'il s'agit d'explorer un phénomène tel que l'abstention qui reste encore aujourd'hui stigmatisé et donc potentiellement sous-déclaré².

Enfin, les Enquêtes participation sont particulièrement bien adaptées à des approches longitudinales telles que celles que nous mettons en œuvre ici sur la décennie 2007-2017. Comme les principes d'échantillonnage sont globalement identiques d'une séquence électorale à l'autre et comme ces bases sont préservées des biais de sélection, d'auto-sélection et de déclaration, les données ne sont pas exposées aux risques habituels des *cross sectional studies*. En particulier, les évolutions mesurables d'une séquence électorale à l'autre ont peu de risques d'être des artefacts résultant d'effets de conjoncture ou de changements dans les méthodes d'enquêtes.

Comme toutes les bases de données, celles de l'Enquête participation souffrent malgré tout d'un certain nombre de défauts. Le principal réside dans l'existence d'un décalage entre le moment de production de certaines des données de l'EDP et le moment de réalisation des enquêtes sur la participation électorale. Ce décalage concerne les variables issues des recensements de la population : professions et catégories socio-professionnelles, statut marital, niveau d'éducation, mode de cohabitation au sein du ménage, mobilité résidentielle, etc. Pour l'Enquête électorale de 2007, les données de l'EDP sont issues du recensement de 1999. Pour l'enquête électorale de 2012, elles proviennent de l'Enquête annuelle de recensement (EAR) de 2010. Et pour celle de 2017 de l'EAR de 2015. Ce décalage constitue le principal risque d'erreur lié à l'exploitation de ces bases de données. Certains individus ont, sans doute, changé de situation professionnelle, de condition matrimoniale ou de mode de cohabitation entre le moment où ils ont été recensés et les élections où leur participation est étudiée. Dans cette perspective, c'est l'enquête électorale de 2007 qui présente les plus hauts risques de comporter des artefacts de ce type. Néanmoins, certaines des données que nous utilisons sont globalement stables au cours du cycle de vie, comme par exemple le niveau d'études peu susceptible d'évoluer après l'âge de 25 ans. L'âge, recalculé pour chaque élection, n'est pas affecté par ce biais. Il faut, quoi qu'il en soit, souligner que ce décalage ne peut qu'affaiblir l'impact des déterminants sociaux de l'abstention. Si, par exemple, le groupe des non-diplômés comprend en réalité une part d'individus devenus diplômés ou si le groupe des célibataires comprend en réalité des personnes mariées (et réciproquement), cela ne peut qu'atténuer le poids de ces différents facteurs sur les résultats statistiques que nous allons présenter. Il en résulte que les relations entre facteurs sociaux et participation électorale sont sans doute encore plus fortes dans la réalité que ne le laissent percevoir les résultats statistiques produits à partir des bases de données de l'Insee que nous allons présenter.

1. Patrick Lehingue, *Subunda. Coups de sonde dans l'océan des sondages*, Bellecombe-en-Bauges, Éditions du Croquant, 2007.

2. Par exemple : R. Bernstein, A. Chadha, R. S. Montjoy, « Over Reporting Voting... », art. cité ; et J. A. Karp, D. Brockington, « Social Desirability and Response Validity... », art. cité.

De fortes inégalités sociales de participation électorale

Dès le premier tour de la présidentielle 2017, malgré un taux d'abstention encore contenu (22,2 %), on enregistre des différences importantes de participation en fonction de l'âge, du diplôme ou bien encore de la « profession et catégorie socio-professionnelle » et du niveau de vie (figure 1). Comme d'habitude en matière de sociologie de l'abstention, c'est entre les différentes classes d'âge que les écarts de participation sont les plus marqués. Les très âgés sont de loin les plus abstentionnistes : 42,7 % chez les 85 ans et plus. L'abstention est également très supérieure à la moyenne chez les plus jeunes et, en particulier, chez les 25-29 ans : 31,6 %. À l'inverse, l'abstention est réduite entre 40 et 69 ans (inférieure à 14 %) et elle atteint son niveau le plus bas parmi les 50-54 ans : 12,3 %. Il en résulte un écart de participation de 19,3 points entre les 50-54 ans et les 25-29 ans. Cet écart dépasse 30 points entre les 50-54 ans et les 85 ans et plus.

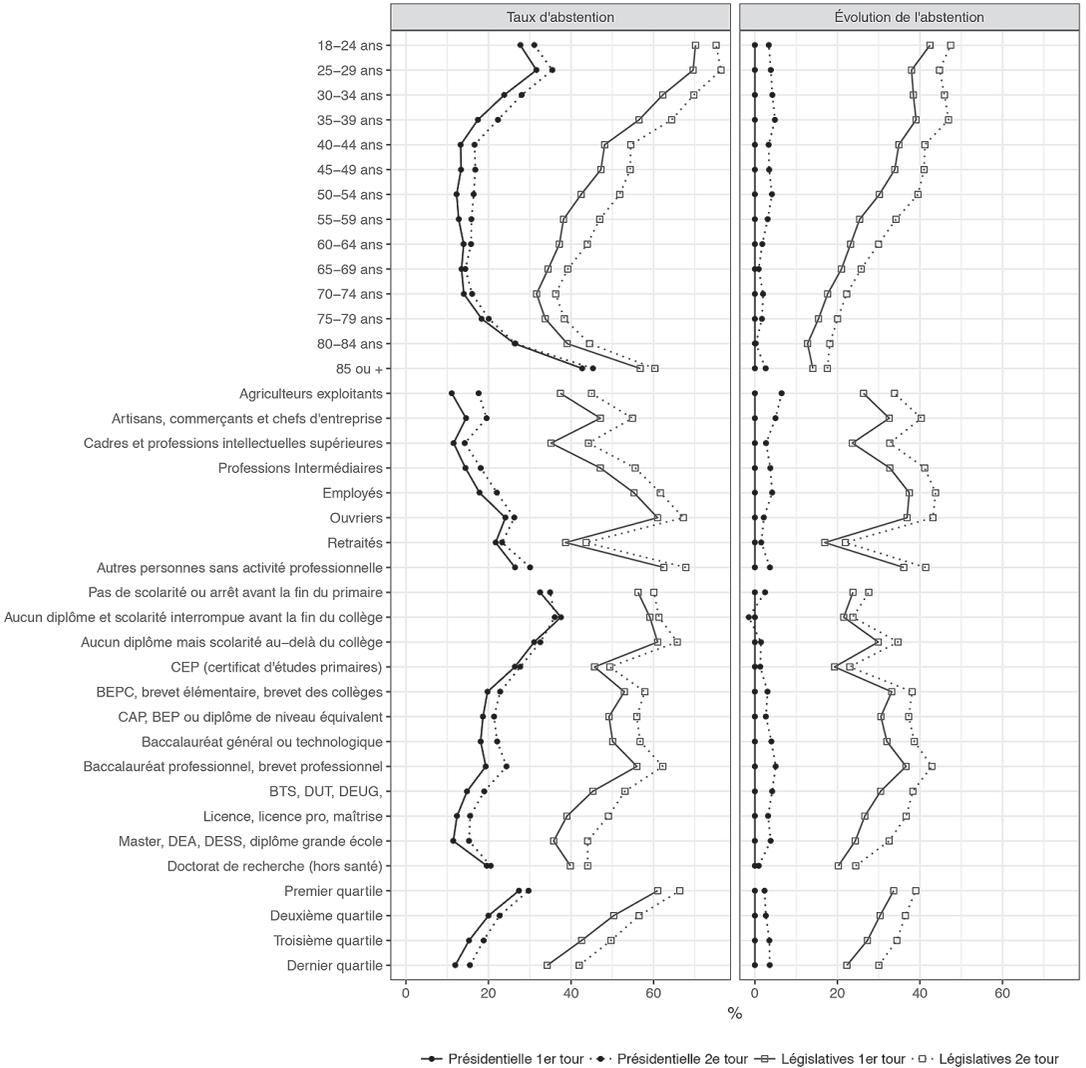
Comme cela est habituel également, on observe de très forts écarts de participation en fonction du niveau d'études (figure 1). Plus les individus sont diplômés et plus les risques qu'ils s'abstiennent sont réduits : le taux d'abstention passe ainsi de 11,4 % chez les titulaires d'un diplôme de niveau bac + 5 à 37,6 % chez ceux qui n'ont aucun diplôme et ont interrompu leur scolarité avant le lycée. Le fait que cette relation entre élévation du niveau d'études et baisse de l'abstention soit tendanciellement linéaire (figure 1) alors même que les diplômés sont en moyenne moins âgés indique déjà la force propre de cette variable sur les chances de participation électorale (cf. *infra*).

Les différentes catégories socio-professionnelles se caractérisent, elles aussi, par de forts écarts de participation. Ainsi l'abstention des ouvriers est-elle plus de deux fois supérieure à celle des cadres et professions intellectuelles supérieures : 24,1 % contre 11,6 %. Comme Camille Peugny l'a montré, la variable de « position professionnelle » permet sur ce point de gagner en précision en autorisant des distinctions plus fines à l'intérieur de certaines PCS¹. Parmi les ouvriers, les manœuvres et les ouvriers spécialisés sont un peu plus abstentionnistes que les ouvriers qualifiés et les techniciens d'atelier : 21,6 % contre 18,4 %. De même, les agents de catégorie A de la fonction publique sont-ils encore plus rarement abstentionnistes que les cadres d'entreprise : 9,1 % contre 10,6 %.

La variable de « niveau de vie », qui n'avait pas été intégrée dans les précédentes enquêtes participation de l'Insee, apporte des résultats qui vont dans le même sens : plus le niveau de vie des électeurs est élevé et plus les risques qu'ils soient abstentionnistes se réduisent. L'écart de participation atteint ainsi 15,4 points entre le premier et le dernier quartile. Dans la même perspective, les propriétaires ont un taux de participation de 10 points plus élevé que les locataires (hors HLM). En résumé, les résultats de l'enquête 2017 sont pleinement congruents avec les acquis de la sociologie des comportements électoraux : les chances de participation sont parfaitement ordonnées selon le volume de ressources économiques, sociales et culturelles dont disposent les électeurs. Le premier tour de la dernière présidentielle démontre encore une fois que les membres des classes populaires (faible niveau d'études, professions manuelles et/ou peu qualifiées, faible ressources économiques) présentent des risques bien plus élevés de s'abstenir que les membres des classes supérieures.

1. Camille Peugny, « Pour une prise en compte des clivages au sein des classes populaires : la participation politique des ouvriers et des employés », *Revue française de science politique*, 65 (5), octobre 2015, p. 735-759.

Figure 1



EPE 2017, INSEE

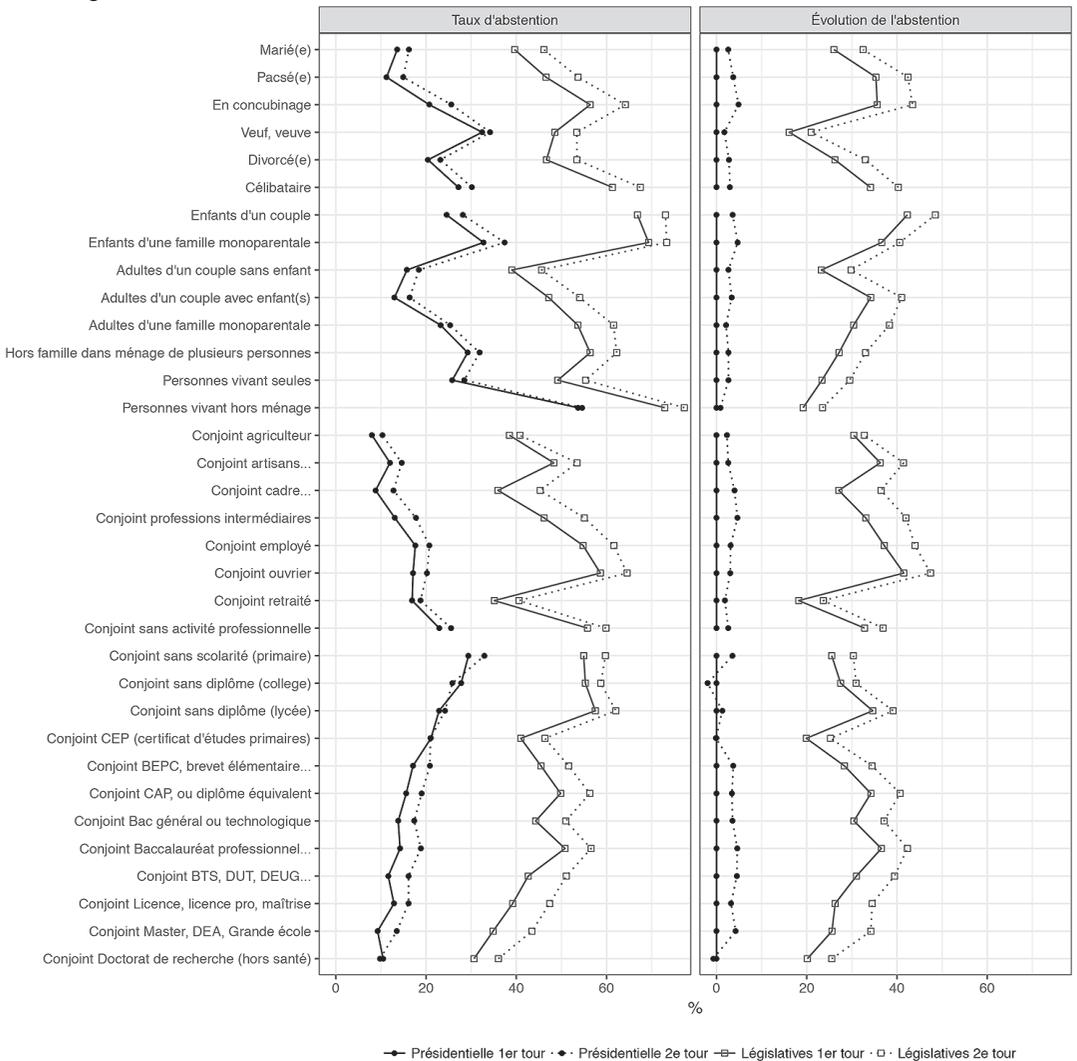
La famille fait voter

Les propriétés de l'entourage immédiat des électeurs viennent renforcer ou, au contraire, atténuer ces différences. Contrairement à ce que pourrait laisser croire sa définition normative, le vote n'est, en effet, pas un acte individuel. On sait depuis longtemps que la participation des électeurs dépend pour une part de leur situation matrimoniale¹. Les données de l'Enquête participation 2017 permettent ainsi de vérifier à nouveau que les électeurs votent plus fréquemment s'ils sont en couple (figure 2). Lors du premier tour de la présidentielle,

1. Laura Stoker, Kent Jennings, « Life-Cycle Transitions and Political Participation : The Case of Marriage », *American Political Science Review*, 89 (2), 1995, p. 421-433.

l'abstention est de près de 7 points plus élevée chez les divorcés que chez les mariés. De même, les veufs sont la catégorie la plus abstentionniste (32,4 %), ce qui s'explique pour une part par leur âge moyen élevé mais aussi sans doute par la perte de l'entraînement familial dont bénéficient les individus qui sont en couple¹. À l'opposé, les moins abstentionnistes sont les individus pacés dont la participation est encore légèrement supérieure à celle des mariés (figure 2).

Figure 2



EPE 2017, INSEE

1. Christopher Kenny, « The Microenvironment of Political Participation », *American Politics Quarterly*, 21 (2), 1993, p. 223-238 ; François Buton, Claire Lermercier, Nicolas Mariot, « The Household Effect of Electoral Participation : A Contextual Analysis of Voting Signatures from a French Polling Station (1982-2007) », *Electoral Studies*, 31 (1), 2012, p. 434-447.

L'Enquête participation 2017 permet d'aller plus loin dans la mesure des effets contextuels que les versions précédentes grâce à deux variables permettant d'identifier le niveau d'études et la PCS du conjoint. Ces deux variables offrent la possibilité de vérifier que l'effet couple est encore accentué lorsque le conjoint a des propriétés qui favorisent la participation électorale. Sans pouvoir à ce stade dénouer la part que joue l'homogamie dans ces associations, il est remarquable que les électeurs et électrices en couple avec un cadre ou une cadre n'aient que 8,8 % de risque de s'être abstenus au premier tour de la dernière présidentielle. Lorsque le conjoint est ouvrier ou employé, l'abstention progresse de 6 points pour atteindre 17 %, ce qui reste malgré tout 5 points en dessous de la moyenne. Le niveau d'étude du conjoint impacte lui aussi les capacités d'entraînement électoral des couples. Il faudrait pouvoir distinguer selon le niveau d'homogamie, mais il apparaît en première lecture que les individus en couple avec un/une diplômée de second cycle universitaire ont environ trois fois moins de risque de s'être abstenus au premier tour de la présidentielle que ceux en couple avec un/une non-diplômée.

La prise en compte du « mode de cohabitation » permet, quant à elle, de mesurer finement l'effet de la position occupée au sein de la famille et, plus largement, au sein des différents types de ménage. Ici également, nos résultats permettent de confirmer les acquis de la littérature sur la question. De manière logique, les individus vivant « hors ménage », c'est-à-dire par exemple en foyers ou en maisons de retraite, constituent le segment le plus abstentionniste de tout le corps électoral : 53,7 % d'entre eux se sont abstenus dès le premier tour de l'élection présidentielle. De même, les personnes vivant « hors famille » ou « seuls » se révèlent-elles nettement plus abstentionnistes que les personnes vivant « en couple » : le risque qu'elles s'abstiennent est environ deux fois plus élevé (figure 2). Enfin, conformément à ce qui a déjà été établi aux États-Unis, l'enquête confirme que la monoparentalité réduit les capacités d'entraînement familial en matière électorale¹. Les adultes d'une famille monoparentale présentent un taux d'abstention presque deux fois plus élevé que celui des adultes d'un couple avec enfant : 23,2 % contre 13 %. Cette situation trouve son prolongement dans le comportement électoral de leurs enfants. Un enfant de famille monoparentale est plus souvent abstentionniste qu'un enfant vivant avec ses deux parents : 32,7 % contre 24,6 %. Ce sont sans doute deux effets combinés d'entraînement familial et d'exemplarité parentale qui jouent ensemble.

Le faible niveau d'études et l'âge sont les facteurs les plus prédictifs de l'abstention au premier tour de l'élection présidentielle

Nous avons réalisé une analyse de régression logistique visant à mieux comprendre le poids respectif des facteurs de l'abstention au premier tour de l'élection présidentielle. La mesure des écarts que nous avons présentée jusqu'à présent ne suffit pas à prouver qu'une variable exerce bien un effet propre sur la participation électorale. Par exemple, si les veufs/veuves sont aussi fréquemment abstentionnistes c'est peut-être parce qu'ils/elles sont surreprésentés dans les classes d'âge les plus âgées. De même, ce n'est pas forcément la PCS qui compte le plus mais les niveaux d'études ou de revenus associés inégalement à chacun des groupes socio-professionnels. Notre modèle de régression doit ainsi permettre d'établir l'effet marginal sur l'abstention de chacun des facteurs étudiés tout en contrôlant une série de variables. Il doit également permettre de combiner ces facteurs *via* l'équation de régression de manière à mieux dessiner des profils-types d'abstentionnistes ou bien au contraire de votants.

1. Yvette Alex-Assensoh, *Neighborhoods, Family and Political Behavior in Urban America*, New York/Londres, Cleveland State University/Garland Publishing, 1998.

Notre modèle repose donc sur une analyse de régression logistique au sein duquel la variable à expliquer est une variable binaire : avoir participé (codé 1) VS s'être abstenu (codé 2) au premier tour de l'élection présidentielle de 2017. Il repose sur 8 variables explicatives. Six d'entre elles sont les variables « lourdes » que nous avons examinées jusqu'à présent : le genre, l'âge organisée en classe de 5 ans (à l'exception de la première qui réunit les 18-24 ans et la dernière les 85 ans et plus), la PCS, le niveau d'étude, le statut matrimonial et le mode de cohabitation. Nous avons également inclus dans notre modèle une variable indiquant la qualité d'immigré et une variable permettant de distinguer les bien-inscrits et différents types de mal-inscrits (intra-départemental, intra-régional, extra-régional). La mal-inscription reste, en effet, très élevée en 2017 : 17,3 % des individus de notre base sont inscrits dans une autre commune que celle où ils ont été recensés. Or, cette mal-inscription influe fortement sur la participation. Elle constituait ainsi lors des élections présidentielles et législatives de 2012 le facteur le plus prédictif de l'abstention constante¹. L'inclure au sein de notre modèle vise deux objectifs : permettre de mesurer son poids sur les risques d'abstention mais aussi mieux établir celui des autres variables explicatives à qualité d'inscription égale.

Nous avons choisi comme modalités de référence (*intercept*) : être un homme, être cadre, avoir entre 60 et 64 ans, avoir un niveau d'études bac + 5, être marié, être en couple avec des enfants, être bien-inscrit sur les listes électorales et ne pas être immigré. L'analyse de régression confirme qu'un individu présentant un tel profil n'aurait que 6,1 % de risque de s'être abstenu au premier tour de la dernière élection présidentielle. Elle permet également de constater que les différentes variables ont, « toutes choses égales par ailleurs », un impact propre très inégal sur la participation électorale (tableau 1).

L'examen des effets marginaux associés aux modalités de chacune de ces variables (tableau 1), révèle que le niveau d'études et l'âge, suivi de la qualité de l'inscription, sont les facteurs susceptibles d'avoir le plus d'impact sur la participation des électeurs au premier tour de la présidentielle.

L'analyse de régression confirme ainsi pleinement l'impact décisif du niveau d'études : les risques d'abstention progressent régulièrement et de manière importante avec la baisse du niveau d'études des électeurs. Au premier tour de la présidentielle, à variables contrôlées, le passage d'un niveau bac + 5 à un niveau bac général augmente d'environ 4 points les risques de s'abstenir. Cette augmentation des risques est de 8 points lorsqu'on descend au niveau du certificat d'études primaires. Et elle atteint le niveau impressionnant de 17 points lorsque l'électeur concerné n'a aucun diplôme et s'est arrêté avant le lycée. Ces 17 points représentent, dans le cadre du premier tour de la présidentielle, l'effet marginal le plus élevé associé à un changement de modalités de variable. Le fait que ce soit le niveau d'étude qui produise de tels écarts nous paraît une première confirmation du poids toujours décisif des déterminants sociaux de la participation. Il conforte également le schéma selon lequel le niveau de scolarisation reste l'un des indicateurs du volume de capital culturel qui détermine les chances de politisation et donc également les probabilités de participation électorale. Ce caractère surdéterminant du niveau d'étude se lit aussi d'ailleurs dans le poids assez restreint des autres facteurs sociologiques et, en particulier, de la PCS. À variables contrôlées, le passage de cadre à ouvrier n'augmente plus que de 1,7 point les risques de s'abstenir. Les différences de participation entre classes sociales sont d'abord et avant tout des conséquences des inégalités de scolarisation et donc sans doute des inégalités de politisation².

1. Céline Braconnier, Jean-Yves Dormagen, Ghislain Gabalda, Xavier Niel, « Sociologie de la mal-inscription et de ses conséquences sur la participation électorale », *Revue française de sociologie*, 57 (1), 2016, p. 11-36.

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

Tableau 1. Effets marginaux des variables sur les risques d'être abstentionniste

	Effet marginal par rapport à la constante (%)							
	Présidentielle 1er tour		Présidentielle 2ème tour		Législatives 1er tour			
	P	P	P	P	P	P		
	SEXE							
Femme vs Homme	-0,58	0,0001	-0,86	<0,0001	0,01	0,9735	0,33	0,4302
	GSP							
Agriculteurs exploitants vs Cadres et professions intellectuelles supérieures	-0,08	0,9199	1,25	0,1952	0,32	0,8432	-1,69	0,3664
Artisans, commerçants et chefs d'entreprise vs Cadres et professions intellectuelles supérieures	1,38	0,013	2,87	<0,0001	6,7	<0,0001	6,39	<0,0001
Professions intermédiaires vs Cadres et professions intellectuelles supérieures	0,41	0,2945	0,89	0,0462	3,97	<0,0001	3,92	<0,0001
Employés vs Cadres et professions intellectuelles supérieures	0,7	0,0842	1,61	0,0007	6,23	<0,0001	5,8	<0,0001
Ouvriers vs Cadres et professions intellectuelles supérieures	1,67	0,0002	2,07	<0,0001	8,47	<0,0001	9,25	<0,0001
Retraités vs Cadres et professions intellectuelles supérieures	0,35	0,4882	0,84	0,1561	3,81	0,0003	4,24	0,0004
Autres personnes sans activité professionnelle vs Cadres et professions intellectuelles supérieures	2,02	<0,0001	2,79	<0,0001	6,73	<0,0001	5,71	<0,0001
	TRANCHE D'ÂGES							
Plus de 85 ans vs 60-64 ans	15,44	<0,0001	16,88	<0,0001	13,56	<0,0001	12,3	<0,0001
80-84 ans vs 60-64 ans	6,09	<0,0001	7,4	<0,0001	0,67	0,5357	0,31	0,8052
75-79 ans vs 60-64 ans	2,42	<0,0001	2,05	0,0016	-2,04	0,0422	-3,9	0,001
70-74 ans vs 60-64 ans	1,14	0,0224	0,56	0,3186	-3,28	0,0003	-6,24	<0,0001
65-69 ans vs 60-64 ans	0,72	0,1043	0,47	0,3488	-1,31	0,1137	-2,3	0,0185
55-59 ans vs 60-64 ans	-0,34	0,3797	0,29	0,5425	1,29	0,1185	3,15	0,0016
50-54 ans vs 60-64 ans	-0,4	0,3166	0,37	0,4467	3,35	0,0001	6,19	<0,0001
45-49 ans vs 60-64 ans	-0,17	0,6774	0,4	0,423	7,3	<0,0001	9,45	<0,0001
40-44 ans vs 60-64 ans	0,1	0,8226	0,73	0,1627	10,97	<0,0001	13,21	<0,0001
35-39 ans vs 60-64 ans	1,24	0,0093	2,9	<0,0001	16,29	<0,0001	19,93	<0,0001
30-34 ans vs 60-64 ans	2,73	<0,0001	4,14	<0,0001	20,99	<0,0001	25,97	<0,0001
25-29 ans vs 60-64 ans	3,68	<0,0001	5,46	<0,0001	27,4	<0,0001	31,36	<0,0001
19-24 ans vs 60-64 ans	1,05	0,0285	2,52	<0,0001	24,49	<0,0001	30,74	<0,0001
18 ans	-0,51	0,585	1,57	0,208	20,58	<0,0001	25,83	<0,0001

NIVEAU DE DIPLÔME										
Pas de scolarité vs Diplôme universitaire de 2ème ou 3ème cycle	14,71	<.0001	12,03	<.0001	23,53	<.0001	19,15	<.0001		<.0001
Aucun diplôme mais scolarité jusqu'en école primaire ou au collège vs Diplôme universitaire de 2ème ou 3ème cycle	16,85	<.0001	11,88	<.0001	26,4	<.0001	20,79	<.0001		<.0001
Aucun diplôme mais scolarité au delà du collège vs Diplôme universitaire de 2ème ou 3ème cycle	13,55	<.0001	10,39	<.0001	20,11	<.0001	17,11	<.0001		<.0001
Certificat d'études primaires vs Diplôme universitaire de 2ème ou 3ème cycle	8,24	<.0001	7	<.0001	16,87	<.0001	14,36	<.0001		<.0001
BEPC, brevet élémentaire, brevet des collèges vs Diplôme universitaire de 2ème ou 3ème cycle	3,88	<.0001	2,83	<.0001	9,95	<.0001	8,63	<.0001		<.0001
Certificat d'aptitudes professionnelles, brevet de compagnon vs Diplôme universitaire de 2ème ou 3ème cycle	5,28	<.0001	4,33	<.0001	12,49	<.0001	11,21	<.0001		<.0001
Brevet d'études professionnelles vs Diplôme universitaire de 2ème ou 3ème cycle	2,01	<.0001	2,08	<.0001	6,77	<.0001	6,38	<.0001		<.0001
Baccalauréat général, brevet supérieur vs Diplôme universitaire de 2ème ou 3ème cycle	3,83	<.0001	3,66	<.0001	10,51	<.0001	9,72	<.0001		<.0001
Bac technologique ou professionnel, brevet professionnel ou de technicien, BEC, BEI, BEH, capacité en droit vs Diplôme universitaire de 2ème ou 3ème cycle	1,49	<.0001	1,57	<.0001	3,92	<.0001	3,14	<.0001		<.0001
SITUATION MATRIMONIALE										
Pas(e) vs Marié(e)	-0,9	0,0906	-0,7	0,136	-0,8	0,3194	-0,67	0,5046		0,5046
En concubinage ou union libre vs Marié(e)	2,4	<.0001	2,84	<.0001	3,45	<.0001	3,7	<.0001		<.0001
Veuf, veuve vs Marié(e)	-0,22	0,6447	-0,07	0,9049	0,18	0,8799	0,94	0,5183		0,5183
Divorcé(e) vs Marié(e)	0,71	0,1655	0,47	0,4279	2,76	0,0192	3,14	0,0275		0,0275
Célibataire vs Marié(e)	1,93	0,0001	0,65	0,2252	0,43	0,6737	-1,1	0,385		0,385

MODE DE COHABITATION									
Enfants d'un couple vs Adultes d'un couple avec enfant(s)	2,73	<.0001	4,61	x	1,4	0,2855	2,3	0,1573	
Enfants d'une famille monoparentale vs Adultes d'un couple avec enfant(s)	7,13	<.0001	9,62	<.0001	6,02	<.0001	5,46	0,0025	
Adultes d'un couple sans enfant vs Adultes d'un couple avec enfant(s)	-0,58	0,0111	-0,13	0,653	-2,09	<.0001	-0,73	0,2146	
Adultes d'une famille monoparentale vs Adultes d'un couple avec enfant(s)	4,24	<.0001	4,37	<.0001	4,66	0,0002	6,88	<.0001	
Hors famille dans ménage de plusieurs personnes vs Adultes d'un couple avec enfant(s)	3,34	<.0001	4,09	<.0001	2,69	0,0333	4,01	0,0098	
Personnes vivant seules vs Adultes d'un couple avec enfant(s)	1,82	0,0004	3,2	<.0001	1,34	0,2115	3,08	0,0211	
Personnes vivant hors ménage vs Adultes d'un couple avec enfant(s)	4,39	<.0001	6,74	<.0001	5,19	0,0026	10,25	<.0001	
QUALITE DE L'INSCRIPTION									
Mal-inscrits extra-régional vs bien inscrits	12,71	<.0001	12,28	<.0001	9,55	<.0001	9,95	<.0001	
Mal-inscrits intra-départemental vs bien inscrit	7,47	<.0001	7,69	<.0001	8,88	<.0001	9,61	<.0001	
Mal-inscrits extra-régional vs bien inscrit	6,42	<.0001	7,15	<.0001	5,91	<.0001	9,12	<.0001	
IMMIGRATION									
Immigré vs non immigré	1	0,0235	-	-	6,77	<.0001	-	-	
Taux abstention de la constante	6,1	-	7,56	-	19,19	-	25,23	-	

Le facteur âge s'interprète sur un mode plus complexe. Il n'exerce un impact fort que sur les personnes les plus âgées, en particulier les 80-84 ans et les 85 ans et plus. Par rapport aux 60-64 ans, être membre de cette dernière classe d'âge augmente ainsi les risques de s'abstenir de plus de 15 points. Chez les plus jeunes, l'effet propre de l'âge reste très limité, y compris dans des segments fortement abstentionnistes : seulement 1 point d'effet marginal chez les 24-29 ans et même un effet légèrement négatif chez les 18-24 ans qui sont donc, à variables contrôlées, plus participationnistes que les 60-64 ans.

C'est là un résultat important pour deux raisons au moins. Tout d'abord, il indique que dans un contexte de haute intensité comme le premier tour d'une élection présidentielle, à variables contrôlées, être jeune n'est pas un facteur d'abstention. En second lieu, il invite à chercher ailleurs et, en particulier dans la qualité de l'inscription, les raisons principales de la plus forte abstention de la jeunesse. Notre modèle confirme, en effet, que la mal-inscription représente l'un des principaux facteurs de l'abstention : à variables contrôlées, être inscrit dans une autre région que celle où l'on a été recensé suffit à augmenter de près de 12 points les risques de s'abstenir (tableau 1). Or, ce sont les moins de 30 ans qui sont de loin les plus affectés par la mal-inscription : 51 % des 25-29 ans sont mal-inscrits en 2017. C'est cela qui explique pour l'essentiel qu'ils soient nettement plus abstentionnistes que la moyenne à la présidentielle (figure 1). Les facteurs contextuels apportent, eux aussi, leur part d'explication¹. C'est tout particulièrement vrai du mode de cohabitation dont l'effet est plus fort que le statut matrimonial qui, une fois les autres variables contrôlées, n'exerce au final qu'une influence réduite. L'analyse permet ainsi de confirmer, par exemple, que la monoparentalité est bien porteuse d'une abstention plus élevée : par rapport aux adultes d'un couple avec enfant, les risques d'abstention sont de 4 points plus élevés pour les adultes de ménages monoparentaux. L'écart est d'ailleurs exactement le même entre enfants vivant avec leurs deux parents et enfants de ménages monoparentaux.

En résumé, l'analyse de régression confirme que les facteurs démographiques, sociaux et contextuels exercent toujours une influence déterminante sur les chances de participation électorale. Faire varier de modalités une variable (le diplôme ou l'âge par exemple) peut suffire à augmenter les risques d'abstention de 17 points. Et certains profils sociaux ne présentent presque aucun risque de s'abstenir. Ainsi, une femme, cadre supérieure, ayant entre 50 et 54 ans, possédant un diplôme bac + 5, pacsée, vivant en couple sans enfant, bien-inscrite et n'étant pas d'origine immigrée ne présente que 4 % de risques de s'être abstenue au premier tour de la dernière présidentielle. À l'opposé, un homme, ouvrier, sans diplôme et ayant arrêté sa scolarité avant le lycée, ayant entre 25 et 29 ans, célibataire, vivant seul avec ses enfants, bien-inscrit et n'étant pas d'origine immigré présente 61 % de risques de s'être abstenu lors de ce même tour de scrutin.

Le poids des variables lourdes augmente avec la hausse de l'abstention

L'abstention a atteint des niveaux inhabituels lors du premier et, plus encore, du second tour des élections législatives 2017. Le fait que l'abstention soit devenue majoritaire, y compris en se limitant aux seuls inscrits sur les listes électorales, peut susciter un certain nombre d'interrogations. Que fait cette massification de l'abstention aux logiques sociales traditionnelles de l'abstention ? Conduit-elle à un affaiblissement des déterminants sociaux dans le cadre d'une

1. Alan S. Zuckerman (ed.), *The Social Logics of Politics. Personal Networks as Contexts for Political Behavior*, Philadelphie, Temple University Press, 2005 ; Céline Braconnier, *Une autre sociologie du vote. Les électeurs dans leurs contextes : bilan critique et perspectives*, Paris, LEJEP-Lextenso Éditions, 2010.

abstention qui serait plus transversale socialement et culturellement ? Assiste-t-on à un changement de nature de l'abstention qui deviendrait plus interclassiste et serait moins déterminée par les facteurs traditionnels favorisant la politisation, à commencer par le niveau d'études ?

La lecture de la figure 1 apporte déjà une première réponse. C'est au sein des catégories qui étaient déjà les plus abstentionnistes au premier tour de la présidentielle que la progression de l'abstention a été la plus marquée. Les courbes de la participation par classes d'âge, par quartiles de niveau de vie ou par niveaux d'études présentent des pentes encore bien plus accentuées lors des législatives que lors de la présidentielle (figure 1, panel de droite). Cela signifie que l'augmentation de l'abstention tout au long du printemps 2017 et tout particulièrement entre la présidentielle et les législatives s'est réalisée dans le cadre d'une progression des inégalités démographiques et sociales de participation électorale. Les écarts de participation entre classes d'âge et entre catégories sociales, bien loin de s'être résorbés, se sont, en réalité, accrus avec le basculement dans l'abstention massive du corps électoral. Pour ne prendre que quelques exemples, l'écart de participation entre les 25-29 ans et les 70-74 ans était de 19 points au premier tour de la présidentielle, il atteint 37 points au second tour des législatives. De même, entre les ouvriers et les cadres, il passe de 13 à 23 points. Une même évolution se mesure à partir des quartiles de niveau de vie : d'un écart de 15 points entre le premier et le quatrième quartile au début de la séquence électorale, on passe à un écart de 25 points à la fin de cette séquence.

De telles évolutions paraissent indiquer que les déterminants démographiques et sociaux de l'abstention ont un impact encore plus fort dans le contexte de chute brutale de l'intensité électorale qui caractérise le passage de la présidentielle aux législatives. Des analyses de régression doivent, ici également, permettre de mieux identifier les logiques sociales qui sont au fondement de cette accentuation des inégalités de participation électorale. Elles doivent, en particulier, permettre de vérifier que l'impact des différentes variables, appréhendées *via* leur effet marginal sur l'abstention, va en s'accroissant entre présidentielle et législatives ; ce qui représente une confirmation empirique du caractère encore plus déterminant des propriétés sociales des individus en contexte de faible intensité électorale. Mieux que les statistiques descriptives représentées par les figures 1 et 2, ces analyses de régression doivent également permettre d'identifier le poids propre de chaque variable sur l'abstention et faire ainsi mieux ressortir la manière dont opère spécifiquement chacun de ces facteurs « toutes choses égales par ailleurs » pour produire les évolutions que nous venons de décrire.

Pour cela, nous avons donc complété notre premier modèle par trois analyses de régression logistique visant à expliquer l'abstention au second tour de la présidentielle ainsi qu'au premier tour et au second tour des élections législatives. Pour permettre la comparaison, nous avons conservé les mêmes variables explicatives et, pour chacune de ces variables, les mêmes modalités de référence. Pour mieux comprendre les effets marginaux sur l'abstention de chacune des modalités des différentes variables incluses dans le modèle, nous présentons, en bas du tableau, le taux d'abstention prédit pour la modalité de référence. Il apparaît ainsi qu'un homme, cadre, ayant entre 60 et 64 ans, un niveau d'études bac + 5, étant marié, en couple avec des enfants, étant bien inscrit sur les listes électorales et n'étant pas immigré présente 7,6 % de risque de s'être abstenu au second tour de la présidentielle, 19,2 % au premier tour et 25,2 % au second tour des législatives.

Cette modélisation confirme que l'abstention progresse aux législatives dans tous les segments de l'électorat, y compris parmi les profils qui cumulent, à l'instar de notre

« constante », les propriétés favorisant la participation. Mais comme le montre également le tableau 1, les effets marginaux associés aux modalités de nos différentes variables sont encore bien plus élevés aux législatives qu'à la présidentielle. C'est là un premier constat important. Si l'abstention, du fait de sa dimension massive aux législatives, était moins déterminée démographiquement et socialement, était devenue plus « mixte » du point de vue de sa composition, c'est le résultat contraire que l'on devrait observer. Or, les coefficients associés aux différentes modalités de nos variables, donc leurs effets marginaux, sont globalement nettement plus forts aux législatives qu'à la présidentielle. Par exemple, les effets marginaux associés aux différentes classes d'âge ne dépassaient pas 17 points à la présidentielle, ils atteignent jusqu'à 31 points au second tour des législatives. De même, pour le diplôme, ils montent jusqu'à 26 points aux législatives contre 17 au maximum à la présidentielle. Il en est de même avec les PCS qui n'exerçaient qu'un faible impact sur la participation lors de la présidentielle et dont l'influence sur les risques d'abstention est bien plus grande dans le cadre des législatives.

L'examen détaillé de chacune des variables révèle que c'est l'effet de l'âge qui connaît les évolutions les plus marquées entre présidentielle et législatives. Alors que dans le cadre de la présidentielle, on l'a vu, être jeune ne constitue pas en soi un facteur d'abstention, on observe le contraire lors des élections législatives. Par rapport aux 60-64 ans et à variables contrôlées, les risques d'abstention sont bien plus élevés dans les segments les plus jeunes de l'électorat : jusqu'à 31,4 points de plus chez les 25-29 ans (tableau 1). De même, ce sont désormais les seniors et tout particulièrement les 65-79 ans qui présentent les plus fortes chances de participation. Quant au différentiel de participation, il est désormais de près de 40 points avec les plus jeunes électeurs. Avec la chute d'intensité électorale, l'âge devient la variable le plus prédictive des chances de voter ou de s'abstenir.

La relation entre niveaux d'étude et abstention opère, quant à elle, dans le même sens qu'à l'élection présidentielle. Globalement, aux législatives, l'élévation du niveau d'études conduit à une réduction des risques d'abstention. L'impact propre du capital scolaire est même encore plus fort dans le contexte des législatives. Ainsi, au second tour de scrutin, en passant d'un niveau bac + 5 à un niveau CAP, le risque d'abstention augmente de 11,2 points. Cette augmentation atteint son maximum (20,8 points) chez les électeurs sans diplôme ayant arrêté leur scolarité avant le lycée.

Le cas des PCS est particulièrement intéressant. Leur effet restait très contenu dans le contexte de participation encore élevée de la présidentielle (cf. *supra*). Il est beaucoup plus fort dans le cadre des législatives. Alors que le différentiel en termes d'effet marginal entre cadre et ouvrier n'était que de 1,7 point à la présidentielle, il s'amplifie tout au long de la séquence électorale pour culminer à 9,2 points au second tour des élections législatives (tableau 1).

En résumé, les analyses de régression confirment pleinement qu'un contexte de très faible participation comme celui des législatives de 2017 accentue encore le poids des facteurs démographiques et sociaux traditionnels. Dans le cadre d'un scrutin de ce type, le fait d'avoir moins de 40 ans ou plus de 85 ans, d'être peu diplômé, d'appartenir aux catégories populaires et, dans une moindre mesure, de vivre seul ou dans un ménage monoparental rend la participation hautement improbable et cela même si l'on est bien-inscrit sur les listes électorales. À partir de notre modélisation, on peut estimer qu'une femme, ouvrière, ayant entre 25 et 29 ans, non diplômée et ayant arrêté sa scolarité avant le lycée, divorcée, vivant seule avec ses enfants et bien-inscrite présente 89,4 % de risque de s'être abstenue au second tour

des élections législatives. À l'opposé, une femme, cadre, ayant entre 70 et 74 ans, un diplôme de niveau bac + 5, mariée, vivant en couple sans enfant et bien-inscrite ne présente quant à elle que 18,7 % de risque de s'être abstenue lors de ce même scrutin.

Progression de l'abstention et augmentation des inégalités sociales de participation électorale entre 2007 et 2017

Pour terminer, il est intéressant d'observer les évolutions de l'abstention non plus sur une séquence électorale de deux mois comme celle du printemps 2017, mais de dix ans en partant de la présidentielle de 2007. Au cours de cette dernière décennie, l'abstention a progressé de manière très significative : de 9,4 points au second tour de la présidentielle et de 17,3 points au second tour des législatives (tableau 2).

Tableau 2. Taux d'abstention à l'élection présidentielle et aux législatives 2007-2017

	Présidentielle 1 ^{er} tour	Présidentielle 2 ^e tour	Législatives 1 ^{er} tour	Législatives 2 ^e tour
2007	16,23	16,03	39,58	40,02
2012	20,52	19,65	42,78	44,6
2017	22,23	25,44	51,3	57,36

Cette progression s'est-elle accompagnée d'une « transversalisation » de l'abstention, à savoir d'une tendance à la réduction des écarts de participation entre classes d'âge et catégories sociales. Ou s'est-elle, conformément aux logiques établies sur la séquence électorale de 2017, réalisée dans le cadre d'une progression des inégalités de participation électorale ?

Pour répondre à ces questions, nous avons mesuré l'évolution des écarts de participation entre la classe d'âge présentant les plus hauts niveaux d'abstention aux législatives, les 24-29 ans, et la classe d'âge la plus participationniste, les 65-69 ans. Nous avons également mesuré l'évolution des écarts de participation entre ouvriers et cadres et entre bacheliers et diplômés du supérieur¹. Les résultats sont présentés dans le tableau 3. Ils confirment que les logiques identifiables en 2017 ne sont pas conjoncturelles puisqu'elles agissent en réalité sur l'ensemble de la période examinée.

La lecture en lignes du tableau montre que le basculement dans une abstention massive qui caractérise désormais le passage de la présidentielle aux législatives a toujours pour effet un accroissement très important des inégalités de participation électorale. Ce mécanisme se vérifie en 2007, comme en 2012 et, on l'a vu de manière détaillée, en 2017. En 2007, l'écart de participation entre les 25-29 ans et les 65-69 ans est multiplié par 3,7 entre le premier tour de la présidentielle et le premier tour des élections législatives. L'évolution des écarts est comparable entre ouvriers et cadres ou entre bacheliers et diplômés du supérieur. On observe ainsi des dynamiques très proches de celles identifiées sur la séquence du printemps 2017 : plus l'intensité du scrutin se réduit et plus les propriétés sociales des électeurs deviennent déterminantes dans leur chance de participation électorale.

1. La comparaison de la participation entre les électeurs présentant un niveau d'études primaire et ceux qui ont fréquenté le supérieur est fortement biaisée par un effet d'âge : les moins diplômés sont, en effet, beaucoup plus âgés en moyenne. L'avantage de la comparaison entre bacheliers et diplômés du supérieur réside dans le fait que la structure par âge de ces deux groupes est relativement similaire.

Tableau 3. Évolution des écarts de participation entre classes d'âge et catégories sociales 2007-2017

Écarts abstention 25-29 ans/65-69 ans				
	Présidentielle 1 ^{er} tour	Présidentielle 2 ^e tour	Législatives 1 ^{er} tour	Législatives 2 ^e tour
2007	8,9	11,5	32,8	37,1
2012	15,5	18,9	36,7	39,6
2017	18,2	21,1	35,1	37,1
Écarts abstention ouvriers/cadres				
	Présidentielle 1 ^{er} tour	Présidentielle 2 ^e tour	Législatives 1 ^{er} tour	Législatives 2 ^e tour
2007	5,8	6,5	16,6	13,9
2012	6,8	11,2	20	20,7
2017	12,55	12,01	25,8	23
Écart abstention BAC/études supérieures				
	Présidentielle 1 ^{er} tour	Présidentielle 2 ^e tour	Législatives 1 ^{er} tour	Législatives 2 ^e tour
2007	2,4	2,3	7,1	6,4
2012	4	4,9	8,7	9,9
2017	4,3	5,5	12	10,4

Lorsqu'on lit le tableau en colonnes, on s'aperçoit que la progression de l'abstention dans le temps produit des effets identiques. Le constat est très clair s'agissant de la présidentielle : entre 2007 et 2017, les écarts de participation entre les 25-29 ans et les 65-69 ans, entre les ouvriers et les cadres, ainsi qu'entre les bacheliers et les diplômés du supérieur ont globalement doublé (tableau 3). L'évolution est un peu plus atténuée pour les législatives où l'on partait dès 2007 d'un niveau d'abstention très élevé et donc d'écarts démographiques et sociaux de participation déjà très importants. Si, entre 2007 et 2017, l'écart entre les 25-29 ans et les 65-69 ans est ainsi resté relativement stable, celui entre ouvriers et cadres a, en revanche, nettement progressé (+ 36 % au premier tour), comme celui entre bacheliers et diplômés du supérieur (+ 41 % au premier tour).

La progression de l'abstention au cours de la dernière décennie opère donc bien comme un amplificateur des inégalités de participation électorale. Le corps des votants était moins représentatif de l'électorat dans son ensemble en 2017 qu'en 2012 et moins représentatif en 2012 qu'en 2007.

La chute de la participation électorale n'est donc pas porteuse d'un processus d'égalisation des citoyens devant le vote. C'est tout le contraire qui se produit : les déterminants démographiques et sociaux de la participation étaient réduits à leur minimum dans le contexte de haute participation de la présidentielle 2007. Ils exercent leur influence maximale dans le contexte de très faible participation des élections législatives de 2017. Ainsi, est-ce en premier lieu la démobilisation des catégories présentant les propriétés les plus défavorables à la participation électorale qui explique la progression continue de l'abstention à l'élection présidentielle et aux élections législatives depuis dix ans. Cette progression de l'abstention a bien été portée par une augmentation des inégalités démographiques et sociales de participation électorale.

— Céline Braconnier, Baptiste Coulmont et Jean-Yves Dormagen —

Céline Braconnier est professeure de science politique, directrice de Sciences Po Saint-Germain-en-Laye. Elle est chercheuse au CESDIP (UMR 8183) (Sciences Po Saint-Germain-en-Laye, 5 rue Pasteur, 78100 Saint-Germain-en-Laye, <celine.braconnier@sciencespo-saintgermainenlaye.fr>).

Jean-Yves Dormagen est professeur de science politique à l'Université de Montpellier et chercheur au CEPEL (UMR 5112) (CEPEL, Université de Montpellier, 39 rue de l'Université, 34000 Montpellier, <jean-yves.dormagen@umontpellier.fr>).

Jean-Yves Dormagen et Céline Braconnier sont codirecteurs de la Chaire citoyenneté de Sciences Po Saint-Germain-en-Laye. Leurs travaux communs portent sur l'inscription électorale et l'abstention. Ils ont récemment publié : (avec Vincent Pons) « Voter Registration Costs and Disenfranchisement : Experimental Evidence from France », *American Political Science Review*, 111 (3), 2017, p. 584-604 ; (avec Ghislain Gabalda et Xavier Niel) « Sociologie de la mal-inscription et de ses conséquences sur la participation électorale », *Revue française de sociologie*, 57 (1), 2016, p. 17-44.

Baptiste Coulmont est sociologue, maître de conférences à l'Université Paris VIII et chercheur au CRESPPA (UMR 7217). Il participe à l'ANR Analyses localisées comparatives du vote (ALCoV). Il a dernièrement publié : *Changer de prénom. De l'identité à l'authenticité*, Lyon, Presses Universitaires de Lyon, 2016. Ses travaux portent notamment sur le vote par procuration (CRESPPA, 59-61 rue Pouchet, 75017 Paris, <baptiste.coulmont@cnrs.fr>).