

Déterminants de la non-inscription électorale et quartiers sensibles en France

Jean-Louis PAN KÉ SHON*

Depuis une vingtaine d'années, les élections françaises ont enregistré des niveaux de plus en plus élevés de l'abstention. Si de nombreux commentateurs ont stigmatisé ce retrait du jeu électoral et la crise de la représentation démocratique qu'il induit, d'autres absents de l'expression citoyenne, pourtant bien plus radicaux dans le retrait, n'ont pas suscité de telles réactions : les non-inscrits. L'une des particularités du système électoral français est de requérir, des citoyens souhaitant voter, une démarche volontaire d'inscription sur une liste électorale. L'absence de cette démarche n'entraîne pas de sanction comme en Belgique ou en Grèce (Boy et Mayer, 1997a). Pour pouvoir voter, il est nécessaire de remplir les conditions suivantes : être âgé d'au moins 18 ans, être de nationalité française – les citoyens des pays de l'Union européenne étant autorisés à s'inscrire sur des listes complémentaires pour les élections municipales et au Parlement européen –, jouir de ses droits civiques, et justifier d'une attache avec la commune d'inscription (c'est-à-dire soit y être domicilié, soit y résider depuis six mois au moins de façon continue et effective, soit y payer depuis cinq ans au moins la taxe foncière ou la taxe d'habitation ou encore la taxe professionnelle). Toutefois, depuis 2001, les mairies ont pour devoir d'inscrire automatiquement les jeunes ayant 18 ans au moment des élections. L'inscription doit être effectuée avant l'année de l'élection ; elle est dès lors permanente mais soumise à révision. Les listes sont, au moins en théorie, mises à jour annuellement. À l'occasion d'un déménagement, y compris à l'intérieur de la même commune, les électeurs doivent être radiés des listes s'ils n'ont pas effectué la démarche de s'inscrire à nouveau à leur nouvelle adresse. Ainsi, la population des non-inscrits est constituée par les personnes faisant partie de l'électorat potentiellement apte à voter mais qui ne se sont pas inscrites sur les listes électorales ainsi que de celles qui en ont été radiées alors qu'elles n'étaient pas privées de leurs droits civiques et ne se sont pas réinscrites. Au total, la non-inscription résulte des circonstances suivantes : négligence ou démarche volontaire de non-inscription initiale et, de façon symétrique, négligence ou démarche volontaire de non-réinscription. On peut ainsi présumer que ce groupe est hétérogène.

Si les non-inscrits sont souvent assimilés aux abstentionnistes en raison de leur absence commune de participation aux élections, ils s'en différencient sous plusieurs aspects. La première partie de cette étude rappelle

* Institut national de la statistique et des études économiques, Paris.

en quoi la non-inscription se démarque de l'abstention. On se penchera ensuite sur les facteurs explicatifs de la non-inscription grâce à des données issues de l'enquête Vie de quartier de 2001. Cette enquête permet en effet de mettre en rapport des caractéristiques individuelles, rarement disponibles simultanément, dans un même modèle évaluant « toutes choses égales par ailleurs » les effets propres de chacune de celles-ci sur la non-inscription. Cette enquête ponctuelle, insérée dans le cadre du dispositif d'enquêtes permanentes sur les conditions de vie des ménages (ÉPCV) établi par l'Insee, a pour objet l'étude des disparités individuelles dans les divers types socio-économiques de quartiers⁽¹⁾. Pour favoriser les comparaisons aux extrêmes, les habitants des quartiers aisés et modestes ont été surreprésentés dans l'échantillon. La collecte s'est déroulée d'avril à juin 2001 auprès de 11 919 personnes.

Au-delà du rôle des caractéristiques individuelles, on peut se demander si la concentration de populations socialement défavorisées en un même espace produit un effet propre au quartier qui accentuerait le phénomène de la non-inscription. Dans cette hypothèse, le sentiment de relégation des habitants des quartiers pauvres les conduirait à se désintéresser de débats considérés comme étrangers à leur situation et à rester en retrait de la vie électorale. L'existence d'un éventuel effet quartier défavorisé sur l'inscription électorale sera testée dans un troisième temps à partir des données individuelles de l'enquête Vie de quartier.

I. La non-inscription se démarque de l'abstention

L'abstentionnisme et la non-inscription touchent tous les deux des populations plus jeunes et plus modestes que l'ensemble de la population en âge de voter (voir notamment Gaxie, 1978; Morin, 1983; Percheron *et al.*, 1987). Pourtant, parmi l'ensemble des inscrits, ce sont les plus jeunes qui participent le plus aux élections législatives et présidentielles – les municipales étant un scrutin moins mobilisateur à cet âge –, la participation déclinant rapidement au-delà de 20 ans et ne remontant qu'à l'approche de la trentaine (Héran, 1997). Les plus jeunes sont aussi les moins souvent inscrits (Héran et Rouault, 1995a). Il y a là une contradiction de comportement qui n'est qu'apparente entre jeunes non inscrits et jeunes abstentionnistes qui repose sur une sélection des individus : les jeunes inscrits se recrutent parmi les plus motivés; dès lors, il n'est pas surprenant de les voir participer plus souvent aux scrutins.

L'abstention « s'explique » aussi par la variété des circonstances du vote en termes d'offre électorale et d'issue plus ou moins incertaine du scrutin. Ainsi, lorsque l'éventail des sensibilités politiques représentées par

⁽¹⁾ L'enquête a été réalisée en partenariat avec la Délégation interministérielle à la Ville (DIV), le Plan urbanisme conception architecture (Puca) du ministère de l'Équipement, l'Observatoire national de la pauvreté et de l'exclusion sociale, la Direction de la recherche, des études et des statistiques (Dares) et la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees) du ministère du Travail et de la Santé, l'Union nationale des HLM, l'Institut des hautes études sur la sécurité intérieure (IHESI) du ministère de l'Intérieur et la Caisse nationale d'allocations familiales (Cnaf).

les candidats est large, leurs partisans s'expriment davantage. De même que les élections serrées entre deux candidats mobilisent (Héran, 1997), la volonté de faire barrage à un candidat conduit les électeurs à prendre le chemin des urnes comme ce fut le cas au second tour de la présidentielle de 2002. L'abstention est par ailleurs liée à la hiérarchie des scrutins : on vote plus aux présidentielles qu'aux législatives et aux législatives qu'aux municipales, la participation aux référendums étant variable selon la nature de la question posée.

Contrairement à ce qui se passe pour l'abstention, la nature des élections ne semble pas jouer énormément sur le niveau de l'inscription puisque la proportion d'électeurs potentiels non inscrits a reculé de 0,2 point seulement entre les municipales de 2001 et la présidentielle de 2002, passant de 10,0 % à 9,8 %⁽²⁾ (tableau 1). En outre, la non-inscription se distingue de l'abstention par son insensibilité aux circonstances du vote car celles-ci ne sont pas connues lors de la période pendant laquelle les électeurs potentiels sont autorisés à s'inscrire : les candidatures ne sont pas encore déposées et elles ne sont pas toutes connues. Enfin, l'abstention a progressé au cours des vingt dernières années alors que la non-inscription est spectaculairement stable, voire a très légèrement régressé durant la même période, ce qui indiquerait qu'il s'agit de phénomènes distincts. De fait, il y avait 11,3 % de non-inscrits en 1983 contre 10 % en 2001 alors qu'entre ces mêmes dates, le taux d'abstention aux municipales a grimpé de 21,6 % à 32,7 %... (Lehingue, 2001). L'apparente stabilité de la non-inscription pourrait masquer des phénomènes contradictoires : l'élévation des niveaux de diplôme et le vieillissement de la population laissent penser qu'entre 1983 et 2002, ces deux facteurs ont pu favoriser une plus forte inscription sur le territoire français, tandis que d'autres facteurs ont pu jouer un rôle opposé. On aurait d'ailleurs peine à avancer un argument expli-

TABLEAU 1. – ÉVOLUTION DES TAUX DE NON-INSCRIPTION ET D'ABSTENTION ENTRE 1983 ET 2002 (EN %)

	Municipales			Présidentielle et législatives
	1983 (France entière)	1995 (métropole)	2001 (France entière)	2002 (métropole)
Non-inscrits ^(a)	11,3	9,2	10,0	9,8
Abstentionnistes ^(b)	21,6	30,6	32,7	–

^(a) Parmi les électeurs potentiels.

^(b) Parmi les électeurs inscrits.

Lecture : lors des élections municipales de 1983, 11,3 % de l'électorat potentiel n'était pas inscrit sur une liste électorale et 21,6 % des inscrits s'étaient abstenus.

Sources :

^(a) Pour 1983, 1995 et 2002 : Insee, rapprochement de l'échantillon démographique permanent et du fichier électoral; pour 2001 : calculs à partir de données de l'Insee sur la population totale estimée au 1^{er} janvier et les effectifs des personnes en incapacité de voter en 2001, et de données du ministère de l'Intérieur pour les inscriptions au 1/3/2001.

^(b) Ministère de l'Intérieur, résultats des élections.

⁽²⁾ Encore faut-il noter que cette différence est peut-être aussi tributaire des deux modes de calcul différents comme précisé dans les notes du tableau 1.

quant l'absence de variation au cours de ces vingt années alors que l'abstention a progressé. L'une des raisons qui limitent les fluctuations de la non-inscription par rapport à celles de l'abstention vient de l'effet de stock qui amortit sa volatilité : une fois l'inscription réalisée, celle-ci n'est plus à renouveler, sauf en cas de déménagement, et il n'est pas possible de se désinscrire. Dès lors, se constitue au fur et à mesure un stock d'inscrits dont un nombre inconnu est captif, ce qui n'est pas le cas pour l'abstention. Le nombre d'inscrits ne peut alors varier qu'aux marges grâce aux nouveaux jeunes électeurs potentiels et aux personnes ayant déménagé qui doivent se réinscrire, ce qui limite les fluctuations.

Enfin, contrairement à la non-inscription qui représente une absence totale de participation, l'abstention est majoritairement ponctuelle. L'abstention durable (aux deux tours) n'a concerné que 11 % de l'électorat potentiel pour les deux élections (présidentielle et municipales) de 1995 réunies (Héran, 1997). *A contrario*, lorsque deux élections coïncident la même année, les participants à la totalité des quatre tours se limitent à environ la moitié des inscrits : ainsi, les élections présidentielle et municipales réunies comptaient 55 % de « participants durables » en 1995 (Héran et Rouault, 1995b), contre 47 % aux élections présidentielle et législatives de 2002 (Clanché, 2002).

II. Les causes principales de la non-inscription

Les recherches abondantes sur la participation électorale ont dévoilé la complexité des facteurs en cause (Michelat et Simon, 1977; Gaxie, 1978; Percheron *et al.*, 1987; Subileau et Toinet, 1989; Mayer et Percheron, 1990; Ysmal, 1990; Mayer et Perrineau, 1992; Mayer, 1997, etc.).

Grâce aux données de l'enquête Vie de quartier, qui permet de disposer de nombreuses caractéristiques individuelles, nous avons estimé les probabilités de ne pas être inscrit sur les listes électorales en 2001 en fonction des caractéristiques sociodémographiques. Les résultats de la régression logistique, qui permet d'évaluer des effets « toutes choses égales par ailleurs », sont retracés dans le tableau 2.

1. Le capital scolaire et les comportements culturels

En premier lieu, un faible capital scolaire entraîne plus fréquemment un défaut d'inscription : en 2001, la probabilité des non-diplômés ne pas être inscrits sur les listes électorales est supérieure de 8,2 points à celle des titulaires d'un diplôme de niveau supérieur à bac + 2, toutes choses égales par ailleurs (tableau 2). D'une manière générale, l'effet du capital scolaire peut s'interpréter comme le reflet d'une bonne appréhension des enjeux démocratiques ou comme celui de l'intériorisation d'une compétence ou d'une incompétence personnelle qui autorise ou non l'expression politique (Bourdieu, 1979; Gaxie, 1978).

En dehors du capital scolaire, certaines caractéristiques culturelles favorisent une implication dans la sphère publique et notamment la participa-

tion électorale. Des études antérieures ont montré que le comportement différencié des fonctionnaires par rapport aux salariés du privé (de Singly et Thélot, 1988) provient autant d'une sélection préalable d'individus aux dispositions proches opérée par une institution publique que de l'imposition d'une culture de service public et de bonne marche de l'État sur ces mêmes individus. Les salariés du public adoptent des positions marquées dans le débat démocratique (Boy et Mayer, 1997b). Ils se démarquent aussi de façon significative des gens du privé par leur plus grande implication citoyenne au travers de l'inscription : la probabilité de ne pas être inscrits sur les listes électorales est inférieure de 2,3 points chez les salariés du secteur public par rapport à ceux du privé toutes choses égales par ailleurs (tableau 2). Soulignons que les variables prises en compte dans le modèle incluent le niveau de diplôme et le sentiment d'appartenance religieuse, et que ce résultat est donc obtenu en contrôlant ces variables. On peut y lire à la fois le résultat de l'implication des fonctionnaires dans la conduite des affaires de l'État comme celui de la sélection d'individus attentifs aux obligations citoyennes qui se dirigent vers les professions du public.

2. Une moindre insertion sociale

Le degré d'insertion sociale influe fortement sur la décision de s'inscrire ou non. Ainsi, l'adhésion à un groupe structurant, en particulier s'il s'agit d'un parti politique, d'un syndicat ou plus généralement d'une association « à vocation civique », favorise l'inscription. Si faire partie d'une association de ce type manifeste la volonté de l'individu de peser sur la vie de la cité et se traduit logiquement par une inscription plus fréquente, l'appartenance à d'autres types d'associations (parents d'élèves, anciens combattants, sportives) a également un effet significatif, qui varie selon la nature de l'association⁽³⁾. Plus généralement, l'appartenance à un réseau de sociabilité (groupe d'amis ou de camarades) exerce également une influence positive sur l'inscription. L'insertion dans un réseau quelle que soit sa nature induit des échanges interpersonnels variés, conduit les individus à prendre position et, au final, à souhaiter faire entendre leur voix. C'est aussi le vecteur d'un encadrement et d'un « contrôle » moral de la part du groupe qui s'exerce sur l'individu et il est sûrement moins coûteux de se plier à ce contrôle que de l'outrepasser (Percheron *et al.*, 1987). L'influence spécifique de l'appartenance à un réseau sur l'inscription découlerait alors des logiques de stimulation et de contrôle du groupe.

En outre, un ancrage résidentiel plus ancien conduit les individus à s'inscrire davantage sur les listes électorales. Ainsi, la probabilité de ne pas être inscrit décroît fortement lorsque la durée d'occupation du logement augmente. De même, être propriétaire de son habitation révèle un ancrage localisé qui se traduit par une participation plus fréquente au débat public.

L'avancée en âge s'accompagne d'une inscription plus fréquente alors que les jeunes utilisent moins souvent cette possibilité, ce qui a incité le législateur à instaurer l'inscription automatique. Cette notion d'âge est toujours délicate à interpréter, puisque ce n'est pas le vieillissement biolo-

(3) Soulignons que l'appartenance à un syndicat de copropriétaires n'exerce pas d'influence sur la probabilité d'être inscrit sur les listes électorales et que cette variable n'a donc pas été retenue dans le modèle présenté ici.

gique qui est ici en cause mais plutôt l'insertion progressive des plus jeunes dans le monde des adultes. À l'âge de la majorité légale, il leur faut assumer leur rôle d'« adulte institutionnel » et tous n'y sont pas prêts. À cet égard, il n'est pas anodin d'observer que les enfants majeurs vivant encore chez leurs parents ont une probabilité de ne pas s'être inscrits supérieure de 4,2 points à celle des autres personnes vivant dans les ménages.

TABLEAU 2. – PROBABILITÉS ESTIMÉES DE NE PAS ÊTRE INSCRIT SUR UNE LISTE ÉLECTORALE AUX MUNICIPALES DE 2001

Variables	Écart à la référence (en points)
Sexe	
Homme	Réf.
Femme	- 1,4***
Âge	
18 à 21 ans	6,6***
22 à 25 ans	3,4***
26 à 34 ans	1,9**
35 à 44 ans	Réf.
45 à 64 ans	- 3,5***
65 ans ou plus	- 5,8***
Niveau de diplôme	
Aucun	5,4***
CEP, BEPC	3,5***
CAP, BEP, Bac	Réf.
Bac + 2 ans	n.s.
Supérieur à bac + 2 ans	- 2,8***
Pays de naissance de la personne	
France (métropole)	Réf.
Pays d'Afrique	8,0***
Autre pays	10,8***
Situation dans le ménage	
Enfant du couple	4,2***
Autre	Réf.
Taille du ménage	
Moins de six personnes	Réf.
Six personnes ou plus	4,9***
Revenus annuels par unité de consommation ^(a)	
Moins de 20 000 F	n.s.
20 000 à 30 000 F	2,4*
30 000 à 70 000 F	Réf.
70 000 à 100 000 F	n.s.
100 000 à 240 000 F	- 1,1*
Supérieurs à 240 000 F	- 2,5*
Statut d'occupation du logement	
Propriétaire, logé gratuitement	Réf.
Locataire	5,2***
Durée d'occupation du logement	
0 à 3 ans	11,4***
4 à 10 ans	4,5***
Plus de 10 ans	Réf.
Non déclarée	10,5***

Il est possible de fournir une interprétation alternative plus prosaïque, mettant en avant l'inertie liée à l'inscription électorale. Comme nous l'avons dit plus haut, une personne peut être amenée à s'inscrire une seule et unique fois au cours de sa vie à condition qu'elle ne déménage jamais. Ce serait donc par un effet d'accumulation, de stock, que les personnes âgées seraient bien plus fréquemment inscrites. De même, les individus les

TABLEAU 2 (SUITE). – PROBABILITÉS ESTIMÉES DE NE PAS ÊTRE INSCRIT SUR UNE LISTE ÉLECTORALE AUX MUNICIPALES DE 2001

Variables	Écart à la référence (en points)
Statut d'activité	
Chômeur	2,7***
Personne au foyer	2,0*
Actif occupé	Réf.
Étudiant	n.s.
Retraité	- 2,8**
Secteur d'activité	
Public	- 2,3***
Privé	Réf.
Adhésion à une association	
Oui, à vocation civique ^(b)	- 5,7***
Non	Réf.
Oui, anciens combattants	- 5,0**
Non	Réf.
Oui, sportive	- 2,3***
Non	Réf.
Oui, parents d'élèves	- 4,0***
Non	Réf.
Sentiment religieux	
Oui ^(c)	Réf.
Non	2,8***
Refus de répondre	2,6*
Fait partie d'un groupe d'amis	
Oui	- 1,7***
Non	Réf.
Réside dans un quartier classé en zone urbaine sensible (Zus)	
Oui	1,6**
Non	Réf.
Valeur de la référence	8,6 %
<p>^(a) Les revenus par unité de consommation (UC) tiennent compte de la composition des ménages (la première personne compte pour 1 unité, les personnes âgées de 14 ans ou plus pour 0,5 unité et les personnes de moins de 14 ans pour 0,3 unité). Les revenus sont exprimés en francs (1 euro = 6,55957 francs).</p> <p>^(b) Parti politique, syndicat, association de protection de l'environnement, etc.</p> <p>^(c) Regroupe les modalités : pratique régulière, pratique occasionnelle, sentiment d'appartenance religieuse. Écart significatif au seuil de : *** : 1 %, ** : 5 %, * : 10 % ; n.s. = non significatif.</p> <p><i>Lecture</i> : parmi les individus dont les caractéristiques correspondent pour chaque variable à la situation de référence (homme, âgé de 35 à 44 ans, etc.), la probabilité de ne pas être inscrit sur les listes électorales au moment des municipales de 2001 s'élève à 8,6 %. Parmi les jeunes âgés de 18 à 21 ans, la probabilité de ne pas être inscrit est supérieure de 6,6 points à celle des individus âgés de 35 à 44 ans, toutes choses égales par ailleurs.</p> <p><i>Champ</i> : électeurs potentiels de métropole.</p> <p><i>Source</i> : Insee, enquête Vie de quartier, EPCV, avril à juin 2001.</p>	

plus mobiles se mettent en situation de devoir s'inscrire à nouveau. Ainsi, les personnes récemment implantées dans leur commune risquent de se retrouver au moins temporairement non inscrites, et les locataires plus que les propriétaires puisque ces derniers ont par nature une mobilité résidentielle plus réduite. Mais cette hypothèse ne permet pas à elle seule d'expliquer les effets du niveau de diplôme, de l'appartenance à un réseau, du sexe ou encore du pays de naissance. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, les personnes nées à l'étranger sont moins souvent inscrites que celles qui sont nées en France. Faut-il y voir un déficit de participation lié à l'absence de modèle parental, puisque les parents implantés en France, souvent étrangers, sont dans l'impossibilité de participer au vote (hormis dans le cas des élections municipales et européennes pour les ressortissants des pays de l'Union européenne)? Il est remarquable que les Français nés en Afrique ont une probabilité d'être non-inscrits plus faible que les natifs d'autres pays. Ce résultat, s'il était confirmé par les études à venir, pourrait traduire les liens qui perdurent entre les anciennes colonies et la France et se concrétisent par une inscription plus fréquente.

3. La position sociale

Enfin, la probabilité d'être inscrit ou non sur les listes électorales dépend de la situation sociale des individus. Ainsi, les chômeurs s'inscrivent moins souvent que les personnes en activité. Être membre d'une famille nombreuse (de 6 personnes ou plus) – ce qui ne signifie pas être confronté directement à des difficultés sociales, mais augmente les chances d'appartenir à un ménage modeste – conduit aussi plus souvent à ne pas s'être inscrit sur les listes électorales. En dehors des personnes disposant des revenus les plus bas, qui sont pour une part des étudiants, les individus qui ont des revenus modestes sont moins souvent inscrits ; à l'inverse, ceux qui ont des revenus élevés sont plus fréquemment inscrits sur les listes électorales.

Au total, être chômeur, avoir des revenus modestes ou appartenir à une famille nombreuse sont autant de facteurs qui, toutes choses égales par ailleurs, exercent une influence significative sur la probabilité de ne pas être inscrit sur les listes électorales, mais qui jouent un rôle moindre que le niveau de diplôme et le degré d'insertion sociale (tableau 2).

III. Peut-on conclure à un effet propre du quartier en zone urbaine sensible sur la non-inscription électorale ?

Les difficultés sociales se concentrent, à l'évidence, davantage dans les quartiers défavorisés et notamment dans les zones urbaines sensibles. « Pourquoi interroger plus particulièrement la citoyenneté à propos des quartiers en développement social » se demande Henri Rey (1999)? Et de lister trois registres possibles sur lesquels il s'interroge : y observe-t-on un déficit de citoyenneté? des pratiques de dissidence? y aurait-il une importance accrue de l'engagement citoyen en ces lieux? Mais quelle serait alors la source de ce déficit ou de cette éventuelle dissidence? Ainsi, la question est souvent posée de savoir si seules les caractéristiques sociales des per-

sonnes « expliquent » les comportements individuels, en l'occurrence l'inscription, ou si habiter un quartier défavorisé aggrave les disparités (pour une introduction et une revue de la littérature sur « l'effet quartier », voir Marpsat et Laurent, 1997 ; Marpsat, 1999). Pour les tenants de cette thèse, l'effet serait dû à l'existence d'une contre-culture ou d'une contre-norme résultant d'une adaptation aux modèles locaux, se transmettant par mimétisme social et qui provoquerait dans ce cas précis une moindre participation aux institutions démocratiques.

1. *Méthode employée et formalisation*

L'enquête Vie de quartier de 2001 a recueilli l'information sur la résidence dans un quartier classé en zone urbaine sensible. La classification des quartiers en Zus obéit d'abord à des règles administratives et a pour but de faire bénéficier ces quartiers de mesures économiques et administratives dans le cadre de « la politique de la ville ». La liste est arrêtée par la Délégation interministérielle à la Ville en concertation avec les préfetures et les collectivités locales (actuellement, 751 Zus ont été définies). Elle privilégie les grands quartiers périphériques en fonction de leurs profils socio-économiques plus modestes évalués au regard de la ville ou de l'agglomération à laquelle ils appartiennent et des priorités fixées dans les « contrats de ville ». C'est donc une classification relative qui ne permet pas d'établir une échelle absolue de précarité nationale des quartiers ; en ce sens, une zone urbaine sensible d'une région aisée pourrait être déclassée si elle avait appartenu à une région plus modeste. Néanmoins, ce sont toujours les quartiers défavorisés qui sont concernés par ce classement.

Au vu des résultats du tableau 2, habiter un quartier classé en zone urbaine sensible accroît la probabilité de ne pas être inscrit sur les listes électorales, toutes choses égales par ailleurs. L'effet est limité mais significatif au seuil de 5 %. Si l'on en restait là, on pourrait donc conclure à l'existence d'un effet quartier. Cependant, il est possible que ce résultat soit lié à des caractéristiques non prises en compte dans le modèle ou à l'effet d'une variable cachée captée par la variable Zus. Dans ce cas, la paternité de l'effet attribué aux Zus serait abusive. Pour pallier ce problème, on peut, à l'aide d'un second modèle logistique, tester pour chacune des caractéristiques des individus si les différences observées selon leur résidence ou non dans un quartier classé en Zus sont significatives, afin de mettre à jour d'éventuelles particularités propres aux habitants des Zus (la méthode s'inspire d'Olivier Godechot, 2000).

Pour cela on calcule :

$$P(y_i = 1) = \left[1 + \exp \left[- \left(a + a'1_{z_2} + \sum_{j=1}^{j=n} b_{jz_1} x_{jiz_1} + \sum_{j=1}^{j=n} b_{jz_2} x_{jiz_2} + u_i \right) \right] \right]^{-1}$$

où :

— $P(y_i)$ est la probabilité de ne pas être inscrit sur les listes électorales ;

- b_{jz_1} est le paramètre estimé associé à la variable x_j dans la population z_1 (hors Zus);
- x_{jiz_1} est la valeur de la variable x_j pour l'individu i de la population z_1 ;
- 1_{z_2} est une indicatrice pour la population z_2 (en Zus);
- a est la valeur de la constante pour la population z_1 et $a + a'$ est la valeur de la constante pour la population z_2 ;
- u_i est le résidu du modèle.

Si l'on obtient de nombreuses différences significatives entre les habitants des Zus et ceux qui vivent hors Zus, on soupçonnera l'existence d'un effet quartier. Il restera difficile de l'affirmer avec certitude puisqu'il pourra être objecté que des caractéristiques non prises en compte dans le modèle peuvent être plus particulièrement concentrées en Zus et, qu'en ce cas, les variables croisées avec la variable Zus capteraient cette information et non pas l'effet propre de la résidence en Zus (voir Marpsat, 1999). Cependant, il est peu probable qu'une ou plusieurs variables cachées puissent influencer sur l'ensemble des résultats de la régression. À l'inverse, le manque de significativité des différences entre les paramètres de la régression logistique montrerait l'absence d'effet quartier en Zus à partir des données de l'enquête Vie de quartier. Qu'en est-il réellement ?

2. Des effets rares, faibles et douteux

Les seules différences significatives entre les habitants des deux types de quartiers s'observent d'une part pour les femmes et les personnes invalides ou titulaires d'une pension de réversion (au seuil de 5 %) et d'autre part pour les jeunes de 18 à 24 ans et les personnes faisant état d'un sentiment d'appartenance religieuse (au seuil de 10 %) (tableau 3).

Ainsi, si en général le sentiment religieux pousse plus à s'inscrire, c'est encore plus vrai lorsqu'on habite hors Zus plutôt qu'en Zus. On ne peut ici qu'avancer des hypothèses – d'autant que les différences ne sont significatives qu'au seuil de 10 %, et que ce résultat est donc assez fragile. D'abord, il faut souligner que cette variable ne capte pas l'effet du pays de naissance du père puisque cette information existe en tant que telle dans la régression. L'écart pourrait provenir de la part relative des différentes religions, qui varie probablement suivant la composition sociale des quartiers, et de leurs effets différenciés. Ainsi, par exemple, Durkheim (1995) avait noté dans *Le suicide* que la propension au suicide variait entre les catholiques, les protestants et les juifs. Weber (1964) quant à lui expliquait l'émergence plus rapide du capitalisme dans les pays anglo-saxons par l'éthique protestante. De façon similaire, on peut imaginer que la part relative des différentes religions selon le type de quartier influe sur la probabilité d'être inscrit sur les listes électorales, hypothèse qui demanderait évidemment à être approfondie grâce à des données plus détaillées.

Pour les jeunes de moins de 25 ans, la non-inscription est plus fréquente en Zus qu'hors Zus. Toutefois, ce résultat est difficile à interpréter,

d'autant que la différence n'est que faiblement significative. Ce résultat n'est peut-être qu'à mettre sur le compte de caractéristiques inobservées ou inobservables statistiquement et biaisant l'évaluation.

En ce qui concerne les personnes sans activité touchant une pension de réversion et les personnes invalides, il est probable que l'écart observé vienne d'une part relative différente de ces deux groupes selon le type de quartier. En effet, à la question « Avez-vous des problèmes de santé ou des handicaps qui vous empêchent de travailler ou d'étudier? », 4,8 % des habitants hors Zus répondent « oui en permanence » ou « oui souvent » contre 8,3 % en Zus. Or, une mobilité plus réduite peut induire un comportement de retrait de la vie électorale.

Enfin, les femmes s'inscrivent plus souvent que les hommes hors Zus alors qu'il n'y a pas de différence entre les comportements des hommes et ceux des femmes en Zus. Là encore, on ne peut avancer que des hypothèses fragiles et sujettes à critique. Ainsi, ce résultat pourrait s'expliquer par des disparités de capital culturel qui échapperaient aux seuls diplômés selon que les femmes vivent ou non en Zus. Autre hypothèse, les femmes vivant en Zus pourraient avoir un comportement plus traditionnel que celles vivant hors zone urbaine sensible. Dans ce cas, la différence observée résulterait d'un effet de sélection et non d'un effet propre du quartier.

Ces dernières remarques ajoutées à l'absence de significativité des nombreuses autres variables prises en compte dans le modèle amènent à conclure à l'absence d'effet spécifique « quartier en Zus » sur la non-inscription, du moins à partir des données de l'enquête Vie de quartier. Au regard de l'inscription électorale, on ne peut donc valider l'hypothèse d'un comportement de dissidence ou d'un déficit de citoyenneté dus spécifiquement à l'habitat en Zus. Les différences de comportements en matière d'inscription sur les listes électorales seraient donc à mettre sur le compte des seules caractéristiques individuelles des habitants.

Toutefois, les Zus sont ici considérées dans leur ensemble alors que, par construction, elles sont bien différentes, et par les difficultés auxquelles elles sont confrontées, et par leur composition sociodémographique. L'agrégation de ces zones urbaines sensibles écrête les différences, « moyennise » les résultats. Les rares études sur l'abstention électorale des habitants en Zus ont mis en évidence des comportements tranchés entre les habitants des Zus appartenant à une même région, voire à une même ville (Oger, 1995). En ce sens, ce qui pourrait être perçu au travers de cette étude serait plus l'invalidité des Zus comme catégorie statistique pertinente permettant de cerner les effets des quartiers défavorisés que la perception du lien social au sein de ces quartiers, saisie au travers de l'inscription électorale.

TABLEAU 3.– PROBABILITÉS ESTIMÉES DE NE PAS ÊTRE INSCRIT SUR UNE LISTE ÉLECTORALE AUX MUNICIPALES DE 2001
SELON L'HABITAT EN ZUS OU HORS ZUS ET SIGNIFICATIVITÉ DES DIFFÉRENCES DES PROBABILITÉS

Variables ^(a)	Hors Zus		En Zus		Significativité de la différence des probabilités
	Écart à la réf. (en points)	Significativité	Écart à la réf. (en points)	Significativité	
Sexe					
Homme	Réf.		Réf.		
Femme	- 1,8	***	0,1	n.s.	**
Âge					
18-24 ans	11,0	***	18,1	***	*
25-34 ans	7,3	***	8,2	***	n.s.
35-44 ans	3,5	***	4,7	***	n.s.
45-64 ans	Réf.		Réf.		
65 ans ou plus	- 2,9	***	- 3,1	**	n.s.
Niveau de diplôme					
Aucun	6,0	***	5,7	***	n.s.
CEP, BEPC	3,3	***	2,2	*	n.s.
CAP, BEP, Bac	Réf.		Réf.		
Bac + 2 ans	- 1,5	**	- 2,6	*	n.s.
Supérieur à bac + 2 ans	- 3,0	***	- 2,5	*	n.s.
Revenus annuels par unité de consommation					
Inférieurs à 240000 F	Réf.		Réf.		
240000 F ou plus	- 1,8	***	- 0,3	n.s.	n.s.
Non déclarés	3,4	*	1,0	n.s.	n.s.
Statut d'occupation du logement					
Locataire	4,2	***	6,2	***	n.s.
Propriétaire	Réf.		Réf.		
Autre	23,5	***	-	n.s.	-
Durée d'occupation du logement					
0 à 3 ans	3,9	***	2,3	**	n.s.
4 à 10 ans	Réf.		Réf.		
11 ans ou plus	- 3,3	***	- 2,3	***	n.s.
Statut d'activité					
Actif occupé	3,4	***	0,6	n.s.	n.s.
Invalide, titulaire pension réversion	3,4	**	11,9	***	**
Chômeur	8,8	***	4,7	**	n.s.
Personne au foyer	7,6	***	3,0	n.s.	n.s.
Retraité, étudiant	Réf.		Réf.		

Variables ^(a)	Hors Zus		En Zus		Significativité de la différence des probabilités
	Écart à la réf. (en points)	Significativité	Écart à la réf. (en points)	Significativité	
Pays de naissance du père					
France métropolitaine	- 1,8	***	- 0,8	n.s.	n.s.
Dom-Tom	6,4	*	9,5	**	n.s.
Espagne, Italie, Portugal, Grèce, Turquie, Malte	7,3	***	9,3	**	n.s.
Autre pays d'Europe	Réf.		Réf.		
Afrique	3,8	**	2,3	n.s.	n.s.
Autre pays	21,7	***	13,9	**	n.s.
Type de ménage ou situation dans le ménage					
Personne seule	1,2		1,3	n.s.	n.s.
Couple sans enfant	Réf.		Réf.		
Adulte d'un couple avec enfant(s)	1,4	*	0,3	n.s.	n.s.
Enfant du couple	6,9	***	1,9	n.s.	n.s.
Famille monoparentale	3,3	***	2,6	n.s.	n.s.
Autre ménage	4,6	**	1,0	n.s.	n.s.
Taille du ménage					
Moins de six personnes	Réf.		Réf.		
Six personnes ou plus	3,6	**	6,2	***	n.s.
Sentiment religieux					
Oui	- 2,4	***	- 1,1	n.s.	*
Non	Réf.		Réf.		
Adhésion à une association à vocation civique					
Oui	- 4,9	***	- 3,8	***	n.s.
Non	Réf.		Réf.		
Indicateur de sous-peuplement des logements du quartier ^(b) (IRIS)					
Oui	- 1,5	***	- 1,3	n.s.	n.s.
Non	Réf.		Réf.		
Valeur de la référence	8,0 %		7,4 %		

(a) Pour la définition de certaines variables, voir tableau 2.

(b) Indicateur basé sur un découpage infra-communal utilisé par l'Insee. Les logements du quartier sont considérés comme sous-peuplés lorsque le rapport entre le nombre personnes et le nombre de pièces est inférieur à 0,8.

Écart significatif au seuil de : *** : 1 %, ** : 5 %, * : 10 % ; n.s. = non significatif.

Lecture : toutes choses égales par ailleurs, les jeunes de 25 à 34 ans ont une probabilité de ne pas être inscrits sur une liste électorale plus forte que celle des personnes de 45 ans à 64 ans (+ 7,3 points hors zus et + 8,2 points en Zus, ces écarts étant significatifs au seuil de 1 %). Mais la différence des probabilités de ne pas être inscrits parmi les jeunes de 25 à 34 ans selon qu'ils habitent ou non en Zus n'est pas statistiquement significative (dernière colonne).

Champ : électeurs potentiels de métropole.

Source : Insee, enquête Vie de quartier, EPCV, avril à juin 2001, et extension régionale de l'enquête en Bretagne.

RÉFÉRENCES

- BOURDIEU Pierre, 1979, *La distinction : critique sociale du jugement* (Le sens commun), Paris, Éditions de Minuit, p. 463-485.
- BOY Daniel, MAYER Nonna (dir.), 1997a, « Les formes de la participation » in *L'électeur a ses raisons* (références inédites), Presses de la fondation nationale des sciences politiques, p. 25-65.
- BOY Daniel, MAYER Nonna (dir.), 1997b, « Secteur public contre secteur privé : un nouveau conflit de classe ? » in *Les modèles explicatifs du vote : un bilan des études électorales en France* (Logiques Politiques), Éditions de L'Harmattan, p. 111-131.
- CLANCHÉ François, 2002, « La participation électorale au printemps 2002 – De plus en plus de votants intermittents », *Insee première*, n° 877, Insee.
- DURKHEIM Émile, 1995, *Le suicide : une étude de sociologie*, Puf (8^e édition, Quadrige).
- GAXIE Daniel, 1978, *Le cens caché : inégalités culturelles et ségrégation politique*, Paris, Seuil.
- GODECHOT Olivier, 2000, *Plus d'amis, plus proches. Essai de comparaison de 2 enquêtes peu comparables*, document de travail de l'Unité de méthodologie statistique, n° 0004, Insee.
- HÉRAN François, 1997, « Les intermittences du vote – Un bilan de la participation de 1995 à 1997 », *Insee première*, n° 546, Insee.
- HÉRAN François, ROUAULT Dominique, 1995a, « La présidentielle à contre-jour, abstentionnistes et non-inscrits », *Insee première*, n° 397, Insee.
- HÉRAN François, ROUAULT Dominique, 1995b, « La double élection de 1995 : exclusion sociale et stratégie d'abstention », *Insee première*, n° 414.
- LEHINGUE Patrick, 2001, « Faire parler d'une seule voix ? Les scrutins municipaux des 11-18 mars 2001 », *Regards sur l'actualité*, La Documentation française, p. 3-18.
- MARPSAT Maryse, 1999, « La modélisation des "effets de quartier" aux États-Unis », *Population*, 54(2), p. 303-330.
- MARPSAT Maryse, LAURENT Raphaël, 1997, « Le chômage des jeunes est-il aggravé par l'appartenance à un quartier en difficulté ? », in *En marge de la ville, au cœur de la société : ces quartiers dont on parle*, Éditions de l'aube, p. 321-348.
- MARTIN Pierre, 2001, « Les élections municipales en France », *Notes et études documentaires*, n° 5, p. 126-127.
- MAYER Nonna (dir.), 1997, *Les modèles explicatifs du vote : un bilan des études électorales en France* (Logiques Politiques), Éditions de L'Harmattan.
- MAYER Nonna, PERCHERON Annick, 1990, « Les absents du jeu électoral », *Données sociales*, Insee, p. 398-401.
- MAYER Nonna, PERRINEAU Pascal, 1992, *Les comportements politiques*, (Cursus, série « Science politique »), Armand Colin.
- MICHELAT Guy, SIMON Michel, 1977, *Classe, religion et comportement politique*, Paris, Presses de la Fondation nationale des sciences politiques.
- MORIN Jean, 1983, « Un Français sur dix ne s'inscrit pas sur les listes électorales », *Économie & statistique*, Insee, n° 152, p. 31-37.
- OGER Pascal, 1995, « L'abstention aux élections dans les quartiers prioritaires des contrats de ville », *Indicateurs de l'économie du Centre*, n° 8, Insee, p. 17-20.
- PERCHERON Annick, SUBILEAU Françoise, TOINET Marie-France, 1987, « Non-inscription, abstention et vote blanc et nul en France », *Espace Population Sociétés*, 3, p. 511-521.
- REY Henri, 1999, « Développement social et citoyenneté », in Mozère Liane, Peraldi Michel, Rey Henri (dir.), *Intelligence des banlieues*, (L'aube territoires), Éditions de l'aube, p. 47-62.
- SINGLY François de, THÉLOT Claude, 1989, *Gens du privé, gens du public, la grande différence*, Paris, Dunod.
- SUBILEAU Françoise, TOINET Marie-France, 1989, « L'abstentionnisme en France et aux États-Unis : méthodes et interprétations », in Daniel Gaxie (dir.), *Explication du vote : un bilan des études électorales en France*, Paris, Presses de la Fondation nationale des sciences politiques (2e éd.), p. 175-198.
- WEBER Max, 1964, *L'éthique protestante et l'esprit du capitalisme*, Paris, Plon.
- YSMAL Colette, 1990, *Le comportement électoral des Français*, La Découverte.