



**HAL**  
open science

## Probabilités de vote : comportements et préférences des électeurs pour la présidentielle de 2012.

Bernard Denni, Olivier Lê van Truoc, Sandrine Astor

### ► To cite this version:

Bernard Denni, Olivier Lê van Truoc, Sandrine Astor. Probabilités de vote : comportements et préférences des électeurs pour la présidentielle de 2012.. 7ème Colloque francophone sur les sondages, Nov 2012, Rennes, France. pp.45 (résumé des communications). halshs-00995597

**HAL Id: halshs-00995597**

**<https://shs.hal.science/halshs-00995597>**

Submitted on 23 May 2014

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# ACTES DU COLLOQUE SONDAGES 2012

## Groupe enquête de la Société Française de Statistique

### Probabilités de vote

### Comportements et préférences des électeurs pour la présidentielle de 2012

Bernard Denni<sup>1</sup> & Olivier Lê Van Truoc<sup>1</sup> & Sandrine Astor<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Pacte CNRS, IEP, Université de Grenoble Alpes, [bernard.denni@sciencespo-grenoble.fr](mailto:bernard.denni@sciencespo-grenoble.fr), [olivier.levantruoc@iepg.fr](mailto:olivier.levantruoc@iepg.fr), [sandrine.astor@umrpacte.fr](mailto:sandrine.astor@umrpacte.fr)

Le comportement de l'électeur ne devient réalité qu'avec cette proclamation du scrutateur « a voté ! ». Jusque-là, ses déclarations, même les plus sincères, sur ce qu'il fera dans l'isoloir ne relèvent que du possible. Le rappel de ces évidences n'est pas inutile lorsque l'on constate, d'une élection à l'autre, la forte variabilité des comportements électoraux – que l'on songe par exemple à l'amplitude des variations de la participation électorale (Bréchon, 2009) ou du vote écologiste (Bozonnet, 2012) - ou lorsque l'on observe depuis une vingtaine d'années que 20 % environ des électeurs déclarent être indécis sur leur vote jusqu'au « dernier moment » (Bréchon, 2012). Que répondent ces indécis à un sondage d'intention de vote ? Les sondeurs n'ignorent rien de ces phénomènes qu'ils tentent d'évaluer et de contrôler en accompagnant les questions de participation électorale et d'intention de vote de questions sur la fermeté du choix de la personne interrogée. Mais si cette méthode améliore la prédiction électorale, elle ne permet pas d'analyser précisément ce que recouvrent et signifient ces incertitudes et ces hésitations de l'électeur parfois jusqu'au jour du vote. Or, dans un contexte de forte variabilité des votes, la connaissance de ces hésitations est devenue essentielle pour comprendre la dynamique et le résultat d'une élection. Ce chapitre montre que la méthode des probabilités de vote est l'un des outils d'observation empirique qui permet l'étude des méandres du processus de choix électoral<sup>1</sup>. Il s'organise en trois temps : la présentation de l'instrument ; une discussion de sa capacité à prédire les comportements électoraux ; une analyse des hésitations des électeurs et de leurs préférences.

## 1 Les probabilités de vote : principes et pertinence d'un indicateur

Les questions de probabilité de vote demandent à la personne enquêtée non pour qui elle a l'intention de voter, mais pour quels partis ou candidats elle pourrait voter et ceux pour lesquels elle ne voterait en aucun cas. Cette façon d'aborder le comportement électoral apparaît tardivement dans les enquêtes électorales : en 1982 aux Pays-Bas, depuis 1989 dans les *European Election Studies (EES)*, puis dans les enquêtes électorales de plusieurs pays européens. En France, il faut attendre 2005, puis l'élection présidentielle de 2007 pour qu'apparaisse cette façon d'aborder le comportement électoral<sup>2</sup>. Dans le baromètre électoral

---

<sup>1</sup> Le panel est un autre de ces outils : voir par exemple le panel Présidoscopie du CEVIPOF (Perrineau, 2013).

<sup>2</sup> Pour un historique plus complet de cet indicateur, voir V. Tiberj, B. Denni, N. Mayer, (2013).

TriElec TNS Sofres<sup>3</sup> qui s'est déroulé en cinq vagues de juillet 2011 à la fin mars 2012, les questions de probabilité portent sur la participation électorale et l'orientation du vote. La formulation, très proche de celles des enquêtes EES, reprend exactement les termes de l'enquête pilote réalisée par Pacte dans l'Isère à l'occasion de l'élection présidentielle de 2007 (Denni, Caillot, 2008) :

*Quelles sont les chances que vous alliez voter lors de l'élection présidentielle de 2012 ? 0 signifie qu'il n'y a aucune chance que vous alliez voter et 10 de très fortes chances que vous alliez voter ; entre les deux vous pouvez nuancer votre réponse.*

*Quelles sont les chances que vous votiez pour les personnalités suivantes, candidates à l'élection présidentielle de 2012 ? 0 signifie qu'il n'y a aucune chance que vous votiez pour lui /elle, / et 10 de très fortes chances que vous votiez pour lui/ elle; entre les deux vous pouvez nuancer votre réponse.*

La personne interrogée évalue ses chances de voter pour chaque candidat à partir d'une liste dont les noms sont proposés dans un ordre aléatoire<sup>4</sup>. Précisons que cette évaluation ne se fait pas à note constante (10 points à répartir entre les candidats), mais à partir de la même échelle de 0 à 10 pour tous les candidats.

## 1.1 Probabilités de vote et dimensions des attitudes

En se plaçant dans la perspective de l'analyse des comportements, les fondements théoriques de cet indicateur sont assez différents de ceux des questions électorales habituelles. La psychologie sociale nous apprend que les actions d'une personne en réaction aux stimuli de son environnement doivent beaucoup à ses prédispositions latentes, à ses attitudes sociales et politiques. Une attitude se compose d'une dimension *affective* qui correspond aux réactions émotionnelles du sujet, d'une dimension *cognitive* qui définit ses cadres de perception du monde à partir de ses connaissances, ses croyances, ses stéréotypes, ses préjugés, ses valeurs, etc. ; d'une dimension *conative* enfin qui renvoie directement à la préparation du comportement sous la forme d'une intention d'agir favorable ou défavorable par rapport à l'objet de l'attitude ; naturellement cette dimension est présumée être la plus proche, donc la plus prédictive, du comportement réel (Rosenberg, Hovland, 1960 ; Fishbein, Ajzen, 1975 ; Ajzen, 1987). Ce cadre théorique s'applique parfaitement aux sondages *d'intentions* de vote. Ceux-ci cherchent à mettre les enquêtés dans la situation du jour du vote et leur demandent de se comporter face à la liste de candidats présentée comme ils le feraient s'ils étaient dans l'isoloir. Cependant, sans même faire intervenir les problèmes de biais d'échantillonnage ou de déclaration, se pose la question de la réalité et de la force de la relation entre la dimension conative de l'attitude et le comportement réel : celle-ci reste un champ de recherche vivement discuté (LaPiere 1934 ; Fazio, 1986 ; Krauss, 1995 ; Channouf, Py & Somat, 1996)<sup>5</sup>.

---

<sup>3</sup> TriElec est un réseau de recherche rassemblant des chercheurs du CNRS ou de la FNSP, spécialistes des élections et membres du Centre Emile Durkheim à Bordeaux, du Centre d'études européennes à Paris, et de PACTE à Grenoble. Son principal objectif est de contribuer à l'étude du vote et au renouvellement de ses approches, tant au niveau des problématiques que des méthodes, en s'inscrivant prioritairement dans les débats scientifiques internationaux. Le projet « dynamiques politiques 2012 », coordonné par Sylvain Brouard, consiste en cinq vagues d'enquête (entre juillet 2011 et mars 2012) auprès d'échantillons nationaux de 1000 Français âgés de 18 ans et plus et inscrits sur les listes électorales, construits selon la méthode des quotas et interrogés au téléphone par TNS-Sofres. Le projet a bénéficié du financement du Ministère de l'Intérieur, de Sciences Po Paris, Sciences Po Bordeaux et Sciences Po Grenoble.

<sup>4</sup> Cette liste a diminué de juillet 2011 à février 2012, seule l'enquête de mars 2012 ne porte que sur les dix candidats réellement en compétition.

<sup>5</sup> Pour un état des lieux sur la relation attitude – comportement, voir Fabienne Michelik : [papyrus.bib.umontreal.ca/jspui/bitstream/1866/3417/1/2008v6n1\\_MICHELIK.pdf](http://papyrus.bib.umontreal.ca/jspui/bitstream/1866/3417/1/2008v6n1_MICHELIK.pdf)

Considérons-la comme une relation probabiliste dont l'orientation et le degré varient selon des facteurs liés notamment à la personnalité sociale du sujet construite au cours de sa socialisation et à la situation. Dans le cas d'une élection, celle-ci est définie par le contexte politique, l'offre électorale, les enjeux de la consultation, tout ce qui apparaît dans le « temps court » (Cautrès, Muxel, 2009) de la campagne. Dans cette perspective, les probabilités de vote peuvent se lire comme une forme sophistiquée de mesure de cette dimension conative de l'attitude, en demandant à la personne interrogée d'évaluer elle-même sur une échelle de probabilité la force du lien entre ce qu'elle pense faire (son « intention ») et son comportement (son vote réel). Nous verrons que cette utilisation des probabilités de vote comme un outil de prévision des votes réels pose de sérieux problèmes de lecture des données, sauf pour la participation électorale.

Mais quoi qu'il en soit de ces difficultés, ne voir dans les probabilités de vote pour les candidats qu'un indicateur de la dimension conative de l'attitude réduirait considérablement la portée de l'instrument. Son intérêt réside moins dans ses performances prédictives du résultat final que dans sa capacité à éclairer le processus de choix des électeurs qui conduit à ce résultat. La question demande à l'électeur interrogé son opinion sur son propre comportement en évaluant pour chaque candidat dans quelle mesure il est susceptible de lui donner son suffrage. Il faut souligner ce point. Les probabilités de vote ne sont pas des opinions sur les candidats évalués par des notes comme dans une enquête de satisfaction. En effet, la consigne donnée à la personne interrogée la place clairement dans la perspective de son comportement électoral à venir. Ce faisant, l'interrogé décline et hiérarchise ses préférences entre tous les compétiteurs, non de façon plus ou moins générale et abstraite comme le fait un indice de satisfaction ou de confiance, mais en le plaçant dans la perspective précise d'un acte qui va l'engager le jour du scrutin en tant que citoyen détenteur du pouvoir de suffrage. Ses réponses relatives à son action peuvent s'inscrire dans une logique binaire comme les réponses à une question d'intention de vote : dans ce cas, il donnera dix (voire 9 ou peut-être 8) à un candidat et zéro à tous les autres, traduisant ainsi un système de préférence à la fois fort et exclusif. Mais, compte tenu du degré d'incertitude et de la volatilité des électeurs contemporains, on peut faire l'hypothèse que beaucoup de réponses vont plutôt traduire des hésitations entre deux, trois candidats ou plus. Et c'est bien là l'apport principal de la méthode : mesurer ces hésitations, ces indéterminations et révéler la carte plus ou moins complexe des préférences politiques des électeurs pour plusieurs partis ou candidats, et son évolution au cours de la campagne électorale. L'élection n'est plus abordée à partir des réponses artificiellement contraintes des questions d'intention de vote, mais en examinant l'espace beaucoup plus riche des « possibles électoraux » (Tiberj, Cautrès, 2009) et ses évolutions.

## **1.2 Un mode d'interrogation bien compris par les personnes interrogées**

Les fondements et la portée théoriques de l'instrument précisés, examinons comment les 5033 personnes interrogées au cours des cinq vagues d'enquêtes<sup>6</sup> ont réagi à ce mode d'interrogation. En effet, sa forme inhabituelle a pu les surprendre et les déconcerter. On constate déjà que 93% d'entre elles n'ont jamais refusé de répondre (mais elles ont pu déclarer qu'elles ne connaissaient pas le candidat) et seulement 3,5 % ont refusé de le faire pour plus de deux candidats. Les interrogés ont également bien compris ce que l'on attendait d'eux. Un premier indice, de nature qualitative, est donné par la réaction de Marine 26 ans, au chômage, interrogée à deux reprises dans un panel qualitatif en ligne sur ses chances d'aller

---

<sup>6</sup> Les résultats présentés sont calculés avec une pondération portant seulement sur des critères sociodémographiques : calage aux marges sur la région (5 catégories), la catégorie d'agglomération (5), le sexe de l'individu, son âge (5) et la PCS du chef de ménage (7). Ils portent sur tous les candidats à l'exception de N. Dupont - Aignan et J. Cheminade dont la candidature n'est pas testée dans les cinq vagues du baromètre.

voter<sup>7</sup> : en novembre 2011 elle déclare: « *Il y a peu de chance que j'aille voter, je dirais 5. Car aucun des candidats ne répond vraiment à mes attentes ...* » et en février 2012 : « *10, maintenant je sais que je pourrai aller voter car j'ai fait en décembre les démarches pour me réinscrire sur les listes électorales ...* ». L'analyse statistique de l'utilisation de l'échelle de probabilités<sup>8</sup> sur l'ensemble des cinq vagues de juillet 2011 à mars 2012 permet de généraliser la portée de ce verbatim. La probabilité la plus fréquemment utilisée pour les huit candidats est de loin le zéro : 66,6 % l'utilisent au moins trois fois et 12,5 % jamais. On voit ainsi que pour la très grande majorité des électeurs, l'étape la plus facile du processus de choix électoral est l'élimination de certains prétendants. A l'inverse, il apparaît beaucoup plus difficile de dire pour qui on votera : moins d'un interrogé sur quatre (23 %) donne la probabilité dix pour un seul candidat<sup>9</sup> et 3% à plusieurs candidats, ce qui traduit un mélange de fermeté du choix et d'hésitation. A l'opposé, 74 % ne citent jamais la probabilité dix et la probabilité neuf est peu utilisée, par 9 % de l'ensemble des cinq échantillons. Les probabilités de huit à six sont moins souvent données que la probabilité dix (77 % à 80 % ne les utilisent jamais) et très majoritairement pour un seul candidat. La position médiane (cinq) est, après le zéro, la plus utilisée : 54 % des répondants la citent au moins une fois, mais sans abuser de cette réponse refuge : 27 % ne le font que pour un seul candidat, 12% pour trois et plus, proportions très stables dans le temps d'une enquête à l'autre. Autour de ces moyennes, l'instrument enregistre des évolutions importantes au fil du temps. Ainsi la proportion de dix passe de 16 % en juillet 2011 à 34 % fin mars 2012 ; dans le même temps, la proportion d'électeurs qui donnent zéro à plus de deux candidats augmente de 10 points passant de 59 % en juillet à 69 % en mars. Ces observations montrent que l'instrument enregistre le processus de cristallisation et de polarisation des choix électoraux au fur et à mesure que l'on se rapproche de la date du scrutin. Il est donc sensible aux dynamiques politiques de la campagne électorale.

Soulignons pour conclure cette présentation de l'instrument deux avantages par rapport aux questions d'intentions de vote habituelles. Les réponses aux probabilités de vote ne sont pas dépendantes de la liste de candidats proposée. Tant que la liste définitive des candidatures n'est pas connue, il est aisé de tester le potentiel électoral de plusieurs personnalités politiques, y compris au sein d'un même camp, sans être obligé de recourir à plusieurs hypothèses de candidatures<sup>10</sup>. Second avantage, la question de probabilités permet facilement de tester la notoriété de chaque candidat en prévoyant une modalité de réponse spécifique (autre que les classiques « refus » ou « ne sait pas »). Les questions d'intention de vote présupposent que tous les électeurs connaissent tous les candidats, postulat que nos observations ne vérifient pas, surtout plusieurs mois avant la date du scrutin : sur l'ensemble de la période, 19 % des interrogés ne connaissaient pas tous les candidats<sup>11</sup> (11,5 % manifestaient leur ignorance pour un candidat, 5 % pour deux). Les variations au cours de la campagne sont toutefois très importantes comme on peut le voir dans le tableau 1.

---

<sup>7</sup> Il s'agit d'un panel de 20 électeurs interrogés en ligne selon une méthode d'animation qualitative en novembre 2011, février et avril 2012. Ce forum en ligne a été conçu par l'équipe grenobloise de TriElec avec des chercheurs du Grets EDF et animé par Edith Vassaux, sociologue consultante.

<sup>8</sup> Pour une analyse plus détaillée, se reporter à l'article déjà cité de Tiberj, Denni, Mayer (2013).

<sup>9</sup> Cette distribution des notes est très différente de celle la plus souvent observée dans les enquêtes de satisfaction où les réponses se concentrent sur les notes élevées de l'échelle (Ray, 2001, p. 189 - 190)

<sup>10</sup> Ce qui a été fait dans l'enquête de juillet 2011 qui montrait le fort potentiel électoral d'A. Juppé ou de J-L. Borloo, cf N. Mayer, B. Denni, V. Tiberj, « Présidentielle : les préférences », Le Monde, 22 août 2011. Sur Internet : [http://www.lemonde.fr/idees/article/2011/08/22/presidentielle-les-preferences\\_1562062\\_3232.html](http://www.lemonde.fr/idees/article/2011/08/22/presidentielle-les-preferences_1562062_3232.html)

<sup>11</sup> Rappelons qu'il s'agit des huit candidats évalués dans les cinq vagues, il manque N. Dupont Aignan et J. Cheminade.

Le pourcentage d'électeurs connaissant tous les candidats présidentiels passe de 57 % début juillet 2011 à 94 % fin mars 2012. Cette forte progression de la notoriété des candidats est sans doute l'effet le plus direct et le plus important d'une campagne électorale, phénomène que les sondages d'intention de vote ne permettent pas de voir. Précisons enfin, qu'à moins d'un mois du premier tour de l'élection phare de la V<sup>o</sup> république, 6 % des électeurs déclarent ne pas connaître tous les candidats, les plus méconnus étant J. Cheminade (6 %), P. Poutou et N. Dupont Aignan (4 %) et N. Arthaud (2 %) <sup>12</sup>.

**Tableau 1 : Fréquence, en pourcentages, des candidats méconnus à chacune des cinq vagues d'enquêtes**

Vagues d'enquête	Aucun candidat méconnu	Un candidat méconnu	Deux candidats et plus méconnus	Total
juillet 2011	57,0%	24,9%	18,1%	100%
octobre 2011	80,5%	12,1%	7,4%	100%
décembre 2011	86,6%	10,0%	3,4%	100%
février 2012	87,3%	7,1%	5,6%	100%
mars 2012	94,0%	3,5%	2,5%	100%

Source : baromètre TriElec TNS Sofres 2012.

## 2 Les probabilités de vote : un indicateur de comportement ?

La relation entre la dimension conative de l'attitude et le comportement réel est probabiliste. Dès lors il est tentant de voir dans les probabilités de vote un instrument capable de prédire le comportement réel à venir. L'analyse des données recueillies à l'occasion des élections présidentielles de 2007 et de 2012 montrent de façon convergente que les performances prédictives de l'instrument sont très différentes selon que l'on évalue la participation au scrutin ou le vote pour les candidats.

### 2.1 La probabilité « 10 » d'aller voter : un bon estimateur de la participation électorale ?

Le niveau de participation électorale est un paramètre important à estimer, dans l'absolu mais aussi en évolution dans le temps, puisqu'il témoigne des dynamiques de mobilisation du corps électoral. Les instituts de sondages spécialisés dans les études d'opinion considèrent généralement que la participation est difficile à prévoir, plusieurs semaines avant l'échéance, ce qui pose une question délicate : sur quelle base d'interviews produire les intentions de vote recueillies dans les enquêtes ?

Lors de l'élection présidentielle de 2007, la méthode des « probabilités de vote » testée sur trois cantons du département de l'Isère et une commune de l'agglomération grenobloise avait donné, à 12 jours du scrutin, une très bonne estimation de la participation électorale à partir de la seule probabilité « 10 d'aller voter » : 86,6 % dans l'échantillon étudié comparés aux 87,3 % de participation effective au 1<sup>er</sup> tour dans les quatre zones d'enquête (Denni, Caillot, 2008).

S'agissait-il d'une heureuse « coïncidence » ? Etait-ce lié à une spécificité régionale de l'enquête ? Ou disposait-on d'un estimateur robuste pouvant être utilisé lors d'autres élections

<sup>12</sup> L'article cité de la RFSP présente une analyse détaillée de cet effet de notoriété de la campagne électorale.

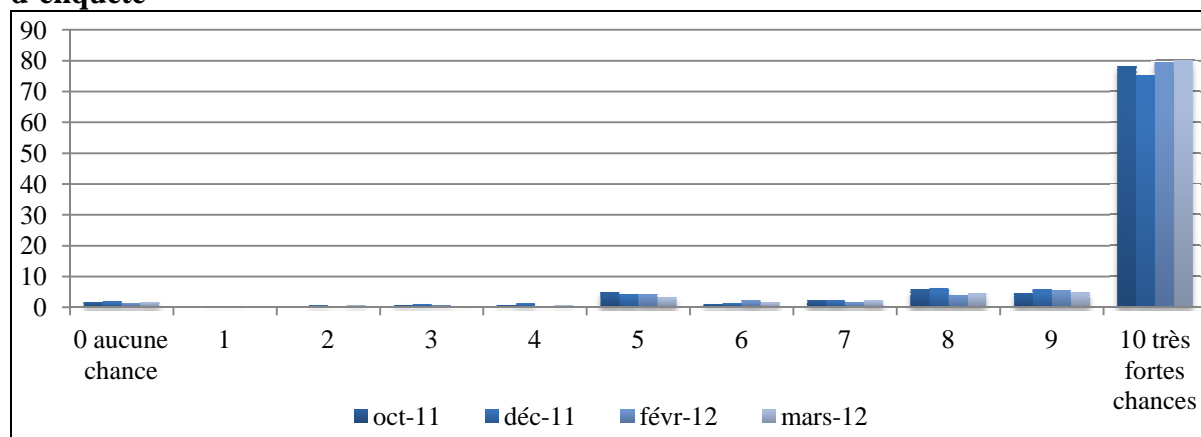
et à plus grande échelle ? Le dispositif reconduit au niveau national lors de l'élection de 2012 permet d'améliorer la connaissance en la matière.

### 2.1.1 L'expérimentation nationale lors de l'élection Présidentielle 2012

La première question du bloc relatif aux probabilités de vote, posée durant 4 vagues d'enquête, en octobre et décembre 2011, février et fin mars 2012 portait sur la participation au scrutin présidentiel<sup>13</sup>. Elle offre ainsi aux répondants la possibilité de se familiariser avec le principe des probabilités, en l'éprouvant sur un sujet plus simple et moins engageant que l'orientation du vote, ce qui favorise certainement la collaboration des interviewés et améliore leur compréhension, donc participe à la bonne qualité des données recueillies. De fait, cette question est très bien reçue et comprise par les interviewés : lors de l'ensemble des vagues 2011/2012 (comme en 2007), le taux de « non réponses » ou de « ne sait pas » est extrêmement bas : entre 0,1 et 0,6 %.

La distribution des réponses de 0 à 10, très caractéristique, est similaire à celle observée en 2007 : une concentration très forte sur la probabilité « 10 », qui avait conduit lors de l'enquête iséroise, à considérer cette seule modalité de réponse pour estimer le taux de participation. La distribution des probabilités est par ailleurs remarquablement constante sur l'ensemble des vagues d'enquête (graphique 1 ci-dessous).

**Graphique 1 : Distribution (en %) des probabilités d'aller voter, pour quatre vagues d'enquête**



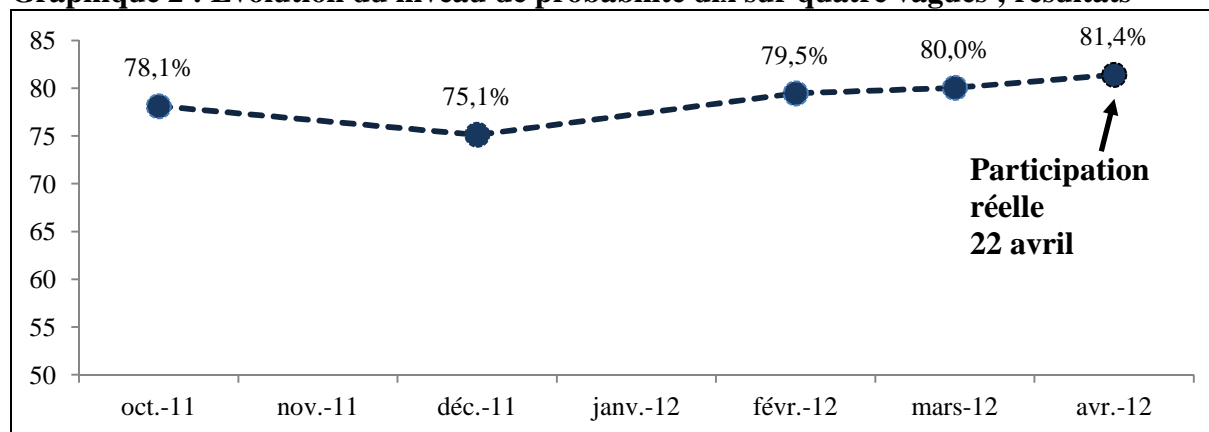
Source : baromètre TriElec TNS Sofres 2012.

Le taux de probabilités « 10 » est aussi, en 2012, un bon estimateur de la participation : comme en 2007, la proportion de probabilités « 10 d'aller voter » permet d'évaluer assez précisément la participation à l'élection présidentielle : 80 % fin mars, pour un résultat de premier tour trois semaines plus tard, de 81,4 % en France métropolitaine<sup>14</sup>. Le résultat obtenu en Isère est donc conforté lors d'une deuxième élection, et sur un échantillon national.

<sup>13</sup> On notera que, maladroitement, la formulation ne précise pas « au premier tour » de cette élection. Cependant, la proximité des réponses avec le résultat réel conduit à penser que la très grande majorité des personnes interrogées ont compris qu'il s'agissait du premier tour.

<sup>14</sup> En effet, l'échantillon ne porte que sur les électeurs inscrits en France métropolitaine où la valeur réelle de la participation est comprise dans l'intervalle de confiance de notre estimateur : IC à 95 % [77,5% ; 82,5%].

**Graphique 2 : Evolution du niveau de probabilité dix sur quatre vagues ; résultats**



Source : baromètre TriElec TNS Sofres 2012.

Les variations de niveaux observées au fil des vagues (graphique 2), permettent de suivre l'évolution de la mobilisation du corps électoral durant la campagne. Celle-ci reste forte tout au long des mois d'enquête. Le niveau d'octobre était particulièrement élevé à plus de 6 mois de l'échéance, certainement amplifié par la séquence des « Primaires Citoyennes » du Parti Socialiste (la vague d'enquête a été réalisée la semaine suivant la désignation du candidat socialiste). Cette opération inédite en France, qui a bénéficié d'une couverture médiatique assez exceptionnelle, a focalisé l'attention d'une part importante de l'électorat sur la présidentielle à venir et ses enjeux, très tôt par rapport à un agenda électoral « ordinaire ». De décembre à février, on retrouve une progression de plus de 4 points traduisant la montée en puissance de la mobilisation et de l'attention relatives à l'élection. Tous les candidats, sauf Nicolas Sarkozy qui ne se déclarera officiellement qu'une semaine après la vague TriElec de février - mais dont peu d'observateurs doutent alors de l'entrée en lice - ont pleinement lancé leurs campagnes respectives. Mais contrairement à ce qui avait été observé en Isère en 2007, où l'on notait une progression de plus de 7 points entre février et avril, la courbe forme un plateau à partir de février<sup>15</sup>. Dix semaines avant le scrutin, l'instrument n'enregistre pas un reflux de la mobilisation électorale comme certains instituts<sup>16</sup>, mais seulement sa saturation. Alors que la précampagne avait suscité dès l'automne un intérêt soutenu, du fait de la primaire socialiste, la campagne proprement dite laisse les électeurs sur leur faim (Denni, Salomon, 2012) malgré l'intensification de la couverture médiatique des candidats<sup>17</sup>.

### 2.1.2 Variations selon le profil sociodémographique des répondants

La probabilité « 10 » d'aller voter semble un estimateur satisfaisant de la participation réelle à l'élection présidentielle. Mais au-delà, traduit-elle les variations sociodémographiques connues de ce comportement électoral ? Afin d'apporter des premiers éléments de réponses à cette question, nous avons comparé les variations enregistrées avec les probabilités de vote, à celles mises en évidence par « l'enquête sur la participation électorale 2012 » de l'Insee, qui

<sup>15</sup> La précocité de la mobilisation politique, son reflux en décembre, sa progression jusqu'en février – mars sont également observés par le panel Présidoscopie 2012 du Cevipof (Muxel, 2013)

<sup>16</sup> Fin mars, un sondage IFOP pour le JDD évalue l'abstention à 32 %, ce qui aurait constitué un nouveau record pour un premier tour d'une élection présidentielle.

<sup>17</sup> Sans compter la séquence des primaires citoyennes qui a généré une première surexposition média, le Conseil Supérieur de l'Audiovisuel notait que du 1<sup>er</sup> janvier au 19 mars, les temps de parole des candidats avaient progressé, par rapport à 2007, de 22% à la TV et de 12% à la radio. <http://www.csa.fr/Etudes-et-publications/Les-autres-rapports/Rapport-sur-l-election-presidentielle-de-2012-Bilan-et-propositions>.



porte sur l'analyse de la participation effective à l'élection, constatée sur les listes d'émargements des registres électoraux, de 40 000 électeurs constituant un échantillon national du corps électoral (Niel et Lincot, 2012). Pour cette étude comparative, nous avons cumulé les deux dernières vagues de l'étude TriElec (février et mars 2012), car elles se situent assez près de l'échéance électorale et enregistrent des taux de probabilités « 10 » proches de la participation réelle. L'échantillon est alors de 2012 interviews, une base appréciable qui ne permet toutefois pas d'avoir des effectifs élevés sur toutes les sous-populations : mais l'objectif n'est pas d'évaluer des niveaux de probabilités précis sur des catégories fines, il est avant tout d'observer si l'on retrouve tendanciellement les mêmes structures que celles qui sont mises à jour à partir de l'analyse des listes d'émargements.

Dans le numéro d'*Insee Première* consacré au sujet, Xavier Niel et Liliane Lincot montrent que s'il n'y a pas globalement de différence de participation entre hommes et femmes, celles-ci existent si l'on prend en compte l'âge. Parmi les moins de 40 ans, les jeunes hommes votent moins souvent que les jeunes femmes. De 40 à 80 ans, on ne relève pas de différence. Puis à partir de 80 ans, ce sont les femmes qui s'abstiennent davantage. Il est intéressant de noter que l'on retrouve exactement le même type de variations quand on analyse les taux de probabilités « 10 » d'aller voter<sup>18</sup> (tableau 2).

**Tableau 2 : Fréquence (en %) de probabilités dix aux vagues cumulées de février et mars 2012, en fonction de l'âge et du genre.**

	Hommes	Femmes
Ensemble	80	80
Moins de 40 ans	72	77
40 à 80 ans	84	82
Plus de 80 ans	78	70

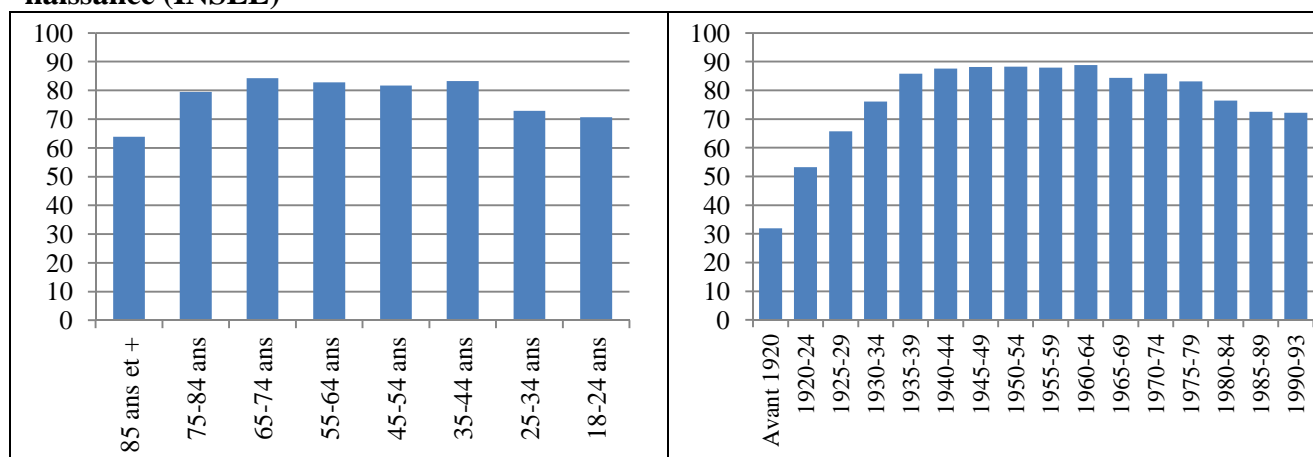
Source : baromètre TriElec TNS Sofres 2012.

L'âge, nous disent les auteurs de l'article *Insee Première*, est l'une des caractéristiques les plus discriminantes de la participation à l'élection présidentielle : les seniors de plus de 75 ans et les jeunes de moins de 25 ans, s'abstiennent sensiblement plus souvent que la moyenne des Français (Denni, 2012). La taille de nos échantillons ne permet pas de constituer autant de tranches d'âges (ni exactement les mêmes<sup>19</sup>) que n'en publie l'Insee. Toutefois, on observe (graphique 3) que les formes des distributions selon l'âge de la participation électorale au premier tour d'une part, et du taux de probabilité « 10 » d'aller voter d'autre part, traduisent des logiques proches. On remarquera particulièrement, dans les deux cas, les décrochages nets chez les plus jeunes et les plus âgés.

<sup>18</sup> Les résultats sont à regarder avec précaution et en « tendances » sur la classe des 80 ans et plus, qui compte 87 répondants.

<sup>19</sup> Nous ne pouvons pas reproduire dans nos résultats sur les probabilités les mêmes classes que celles publiées par l'Insee qui sont constituées à partir des années de naissance quand nous ne disposons que de l'âge révolu du répondant au moment de l'interview.

**Graphique 3 : Participation électorale en fonction de l'âge (TriElec) et l'année de naissance (INSEE)**

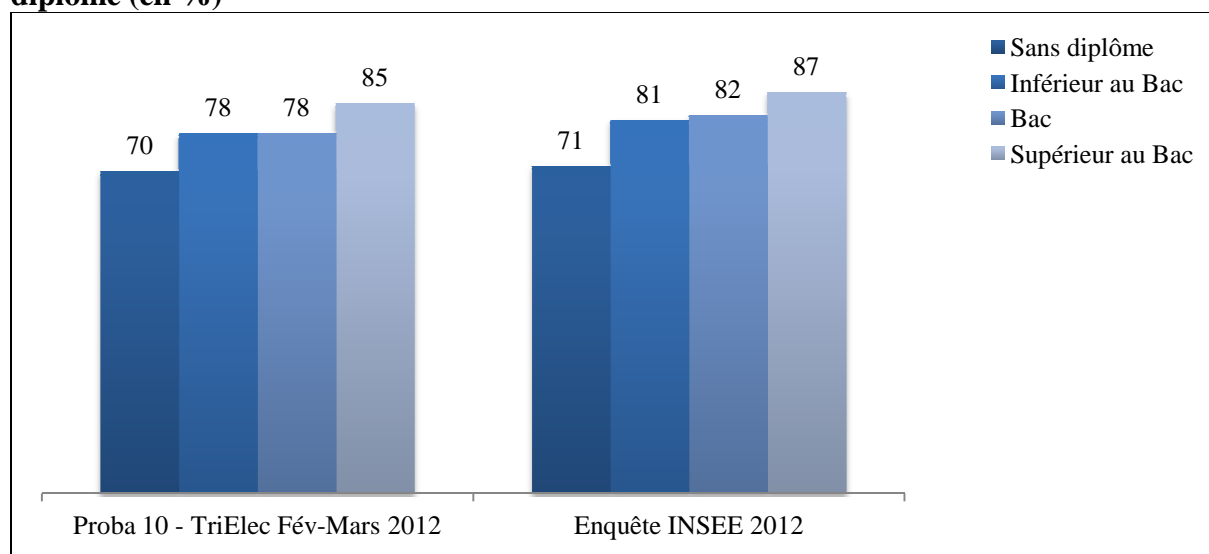


Source : baromètre TriElec TNS Sofres 2012.

Source : enquête INSEE 2012.

Le diplôme est, avec l'âge, l'un des plus importants facteurs explicatifs de la mobilisation électorale. Les distributions observées sur les deux jeux de données sont à nouveau remarquablement comparables (graphique 4) : plus on est diplômé plus on déclare une probabilité 10 d'aller voter et plus on vote effectivement, nous dit l'Insee.

**Graphique 4 : Taux de probabilités dix et taux de participation électorale, selon le diplôme (en %)**



Source : baromètre TriElec TNS Sofres 2012 et Enquête INSEE 2012 (1<sup>er</sup> tour).

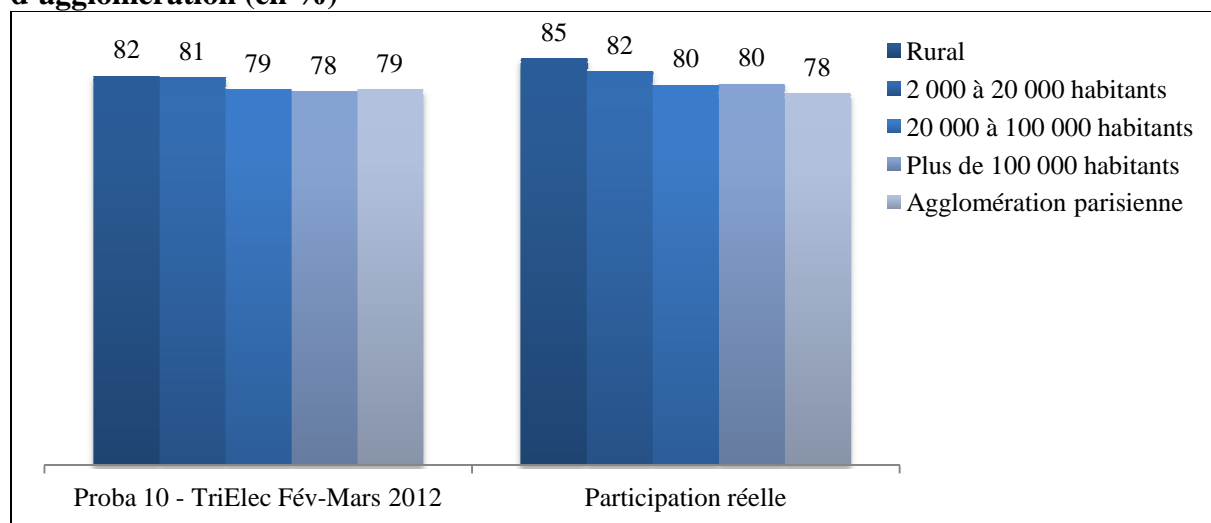
Parmi les autres caractéristiques relevées par l'Insee, les personnes vivant seules s'abstiennent davantage. A nouveau, leur taux de probabilités 10 est moindre : 75% contre 82% pour les personnes vivant dans un foyer de deux personnes et plus. Enfin, on notera la ressemblance des deux graphiques relatifs aux catégories d'agglomération<sup>20</sup> : dans l'enquête TriElec comme

<sup>20</sup> Les données relatives à la participation réelle selon la catégorie d'agglomération ne proviennent pas de l'enquête de l'Insee sur la participation, mais sont des données exhaustives produites sur l'ensemble des communes de France métropolitaine.

<http://www.data.gouv.fr/DataSet/551758?xtmc=election+presidentielle&xtr=4>

dans les résultats réels, la participation est au plus haut dans les zones rurales et décroît régulièrement jusqu'à son minimum dans les zones plus urbaines (graphique 5).

**Graphique 5 : Taux de probabilités dix et participation électorale, selon la catégorie d'agglomération (en %)**



Source : baromètre TriElec TNS Sofres 2012 et Ministère de l'Intérieur (1<sup>er</sup> tour).

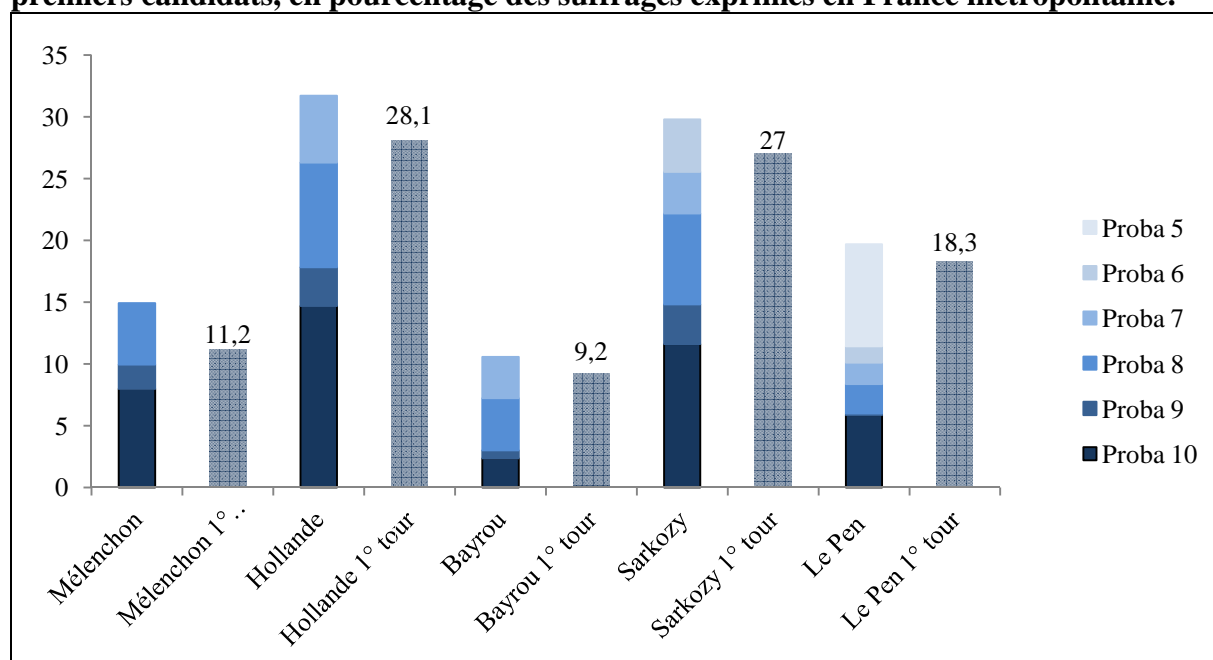
Ces analyses et ces comparaisons accréditent toutes la pertinence de cet indicateur pour estimer la participation électorale que les enquêtes traditionnelles appréhendent difficilement. Le taux de probabilités 10 est très voisin, quelques semaines avant le scrutin, du score réellement enregistré dans les urnes, comme il l'était en 2007. Son évolution au cours de la campagne est cohérente avec tout ce que l'on sait par ailleurs sur ses dynamiques politiques. Les structures sociodémographiques de la participation révélées par les probabilités d'aller voter sont tendanciellement les mêmes que celles observées sur un échantillon d'électeurs ayant signé les listes d'émargements.

Des questions demeurent toutefois : cet indicateur a été testé de manière approfondie, mais pour deux élections seulement. Sera-t-il encore efficace en 2017 ? Surtout, serait-il applicable à d'autres types de scrutin, moins mobilisateurs (Européennes, Législatives...) ou plus locaux (Municipales...) ? Enfin, est-il « juste » un estimateur statistique du taux de participation, ou traduit-il une réalité plus dure des futurs comportements des répondants eux-mêmes ? En d'autres termes, les personnes ayant donné une probabilité « 10 » sont-elles réellement allées voter ? Pour répondre à cette question, il faudrait poser à la veille d'un scrutin la question des « chances d'aller voter » à un échantillon d'électeurs dont on vérifierait, après le scrutin, sur les listes d'émargements la réalité de leur comportement.

## 2.2 Des votes pour les candidats plus difficiles à estimer

A la différence de la participation électorale, le passage de la probabilité de voter pour un candidat au vote réel pour ce candidat ne se lit pas directement dans les données. On s'en convainc en comparant la distribution des probabilités observées fin mars, chez les électeurs ayant donné une probabilité dix d'aller voter, au résultat du 22 avril 2012 calculé par rapport aux suffrages exprimés en France métropolitaine (graphique 6).

**Graphique 6 : Probabilités de vote un mois avant le premier tour et résultats des cinq premiers candidats, en pourcentage des suffrages exprimés en France métropolitaine.**



Source : baromètre TriElec TNS Sofres, fin mars 2012.

Il s'en faut de beaucoup que la probabilité dix corresponde au résultat de l'élection et il n'y a pas une réponse simple à la question : à quelle probabilité correspond le vote effectif ? En 2012, aucune probabilité ne retrouve exactement le résultat d'un candidat. On ne peut qu'évaluer, en cumulant la fréquence des réponses à chaque probabilité à partir de dix, celle qui permet au moins d'égaliser son résultat réel ; cette probabilité définit le seuil de concrétisation de la possibilité en vote effectif. On fait en effet l'hypothèse que c'est dans cette fourchette, entre la probabilité dix et ce seuil, que les réponses sont les plus proches, les plus prédictives, du comportement à venir. Or, ces seuils de conversion sont très variables d'un candidat à l'autre. Pour J-L Mélenchon, il est à neuf plus environ un cinquième des réponses huit ; celui de F. Hollande inclut un tiers de la probabilité sept ; celui de F. Bayrou 58 % de la probabilité sept. Pour retrouver le score de N. Sarkozy, il faut aller jusqu'à un tiers de la probabilité six, et jusqu'à 83 % de la probabilité cinq pour retrouver celui de M. Le Pen. Pour que ces seuils de conversion puissent aider à prévoir les résultats, il faudrait qu'ils soient stables d'une élection à l'autre pour chaque force politique. La comparaison de ces résultats nationaux avec ceux observés dans l'enquête iséroise réalisée du 10 au 14 avril 2007 montre que cette hypothèse mérite d'être examinée. Le seuil de concrétisation<sup>21</sup> de S. Royal (27,2 % des suffrages exprimés dans les quatre zones d'enquête) était à 38 % de la probabilité sept, celui de F. Bayrou (19,3% des suffrages) était à 22 % de la probabilité sept, celui de N. Sarkozy (32,4 % des suffrages) était à six exactement et celui de J-M Le Pen (9 %) à 52 % de la probabilité cinq. La proximité des seuils aux deux élections appelle plusieurs commentaires. Au premier tour de ces deux élections présidentielles, les candidats socialiste et centriste mobilisent peu au-delà de leur noyau électoral qui correspond aux probabilités les plus élevées. N. Sarkozy, en revanche, élargit son assise électorale en parvenant à convaincre dès le premier tour des électeurs plus hésitants (probabilité six) de voter pour lui. Le poids de la réponse cinq dans la construction du vote pour les candidats FN peut s'expliquer par la sous-déclaration de ce vote dans les enquêtes électorales par les électeurs de ce parti qui

<sup>21</sup> Toujours pour les électeurs déclarant une probabilité 10 d'aller voter.

acceptent de répondre aux sondages : elle se traduirait ici par le choix de la probabilité centrale considérée comme une réponse refuge.

Ces observations sont beaucoup trop partielles et fragiles pour fonder le recours aux seuils de concrétisation d'une élection antérieure afin d'anticiper le résultat de l'élection à venir. Mais elles soulignent l'intérêt qu'il y aurait à utiliser régulièrement les probabilités de vote pour constituer un historique des seuils de concrétisation de chaque force politique pour les principales élections. Une telle base de données permettrait de savoir comment ils varient par partis, par types d'élections et selon les contextes politiques, et de vérifier si l'amorce de régularités observée dans les deux séries d'enquêtes disponibles pour l'élection présidentielle se confirme et se généralise à d'autres types d'élections. On pourrait alors évaluer avec une certaine précision, *et sans recourir aux redressements politiques*, le noyau et le potentiel électoral de chaque force en compétition. Le noyau électoral d'un candidat ou d'un parti peut être défini par les probabilités déclarées les plus élevées (de huit à dix) et le potentiel par le seuil de concrétisation à l'élection antérieure comparable. Ainsi dans l'enquête TNS Sofres TriElec du 29 au 30 mars 2012, un seuil de concrétisation pour M. Le Pen défini à cinq sur la base des observations de 2007 donne, sans redressement politique, un potentiel électoral maximal de 19,7 % (pour un score réel de 18,3 %) ; ramené à la probabilité six, son potentiel tombe à 11 %. Cette perte de 8,7 points pour un degré de moins sur l'échelle de probabilités est sans doute liée à la particularité des biais de déclaration de ces électeurs qui augmentent la réponse « neutre »<sup>22</sup>. Mais on peut penser qu'une partie des électeurs ayant indiqué la probabilité cinq sont aussi moins déterminés, davantage sensibles aux dynamiques de la campagne que les 8 % qui ont donné une probabilité entre huit et dix et que l'on peut considérer comme le noyau électoral de M. Le Pen. L'instrument donne ainsi une indication sur le degré de fragilité ou de stabilité du rapport de force électoral observé au moment de l'enquête. En suivant la même méthode, on peut évaluer fin mars le noyau électoral (probabilités de huit à dix) de N. Sarkozy à 22 % et celui de F. Hollande à 26 %, et leurs potentiels électoraux définis par leurs seuils de concrétisation observés en 2007 à respectivement 29,8 % et 31,7 %. Leurs résultats réels (27 % et 28,1 %) se situent entre leur noyau et leur potentiel électoral. Cette méthode d'anticipation des résultats repose sur l'agrégation des probabilités données pour chaque candidat et la comparaison avec des résultats passés. Une autre méthode consiste à trouver un modèle individuel, qui attribue à chaque répondant une estimation de son vote à venir par un jeu de probabilités et où chaque individu a le même poids. Des approches dans ce sens ont été tentées mais elles ne sont pas probantes pour l'ensemble des candidats

Les probabilités de vote pour les candidats ne permettent pas d'anticiper facilement le résultat du scrutin ; mais elles apportent des informations nouvelles et précieuses sur l'état des rapports de force, en évaluant la composition de l'assise électorale de chaque candidat et, on va le voir, en mesurant son degré de solidité. On évalue du même coup la sensibilité du corps électoral à la conjoncture politique dont dépendent les évolutions des rapports de force entre les compétiteurs. L'instrument est donc particulièrement adapté à l'analyse dynamique et stratégique des réactions des électeurs aux campagnes électorales.

### **3 Hésitations des choix et préférences électorales**

Les recherches actuelles sur le comportement électoral s'intéressent tout particulièrement aux processus de choix des électeurs avec ce qu'il peut comporter d'hésitations et même

---

<sup>22</sup> Et aux biais d'échantillonnage, une partie des électeurs FN refusant de répondre aux enquêtes par sondages.

d'indécision face à une offre électorale. L'une des questions de recherche importante est de comprendre comment ce processus de choix dans le « temps court » de la campagne électorale s'articule avec les déterminations sociales et culturelles du vote qui s'enracinent dans le « temps long » de la socialisation de l'électeur. Les probabilités de vote apportent des informations précieuses et inédites sur la façon dont les électeurs décident de voter pour un candidat. Dans le cas de l'abstention il est relativement simple de mesurer l'indécision de l'électeur car le choix est binaire : aller ou ne pas aller voter. L'équation est beaucoup plus complexe lorsque l'électeur a le choix entre dix candidats. Pour ces raisons, nous avons choisi de recourir à l'analyse des données d'une part pour analyser le degré de détermination des électeurs, quels que soient par ailleurs le ou les candidats entre lesquels ils hésitent, d'autre part savoir entre quels candidats ils hésitent.

### **3.1 Détermination et indétermination des électeurs**

Le vote est souvent analysé comme l'expression d'un choix déterminé pour un candidat, conforme à des préférences qui s'enracinent dans des fidélités politiques. Pour tester cette hypothèse, examinons, toujours parmi les électeurs certains d'aller voter, combien ont un choix arrêté en faveur d'un seul candidat, hésitent entre plusieurs ou n'ont pas de préférence. Pour cette approche exploratoire, on considère qu'un candidat fait partie du ou des favoris d'un répondant si celui-ci lui a donné une probabilité comprise entre dix et le seuil de concrétisation de ce candidat en 2012. Les répondants qui placent un seul candidat entre ces deux bornes ont un espace électoral limité à une tête : ils montrent une détermination dans leur choix plus forte que ceux qui placent plusieurs candidats (ils sont multi-préférences) ou bien sûr que ceux qui n'en placent aucun (ils sont indifférents). Le graphique 7 présente le résultat de cette analyse pour chacune des quatre vagues d'enquête d'octobre 2011 à mars 2012.

#### **3.1.1 Des préférences électorales peu affirmées**

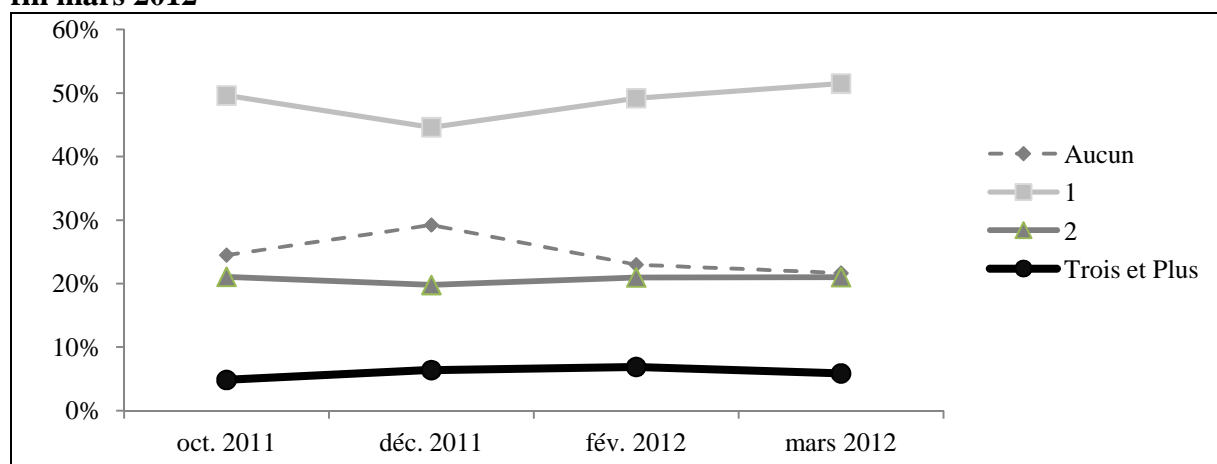
L'hypothèse d'un vote déterminé par fidélité politique associé au choix d'un seul candidat est loin d'être confirmée, même parmi les électeurs certains d'aller voter. Elle ne se vérifie que pour un électeur sur deux environ, peut-être un peu plus le jour du scrutin car la pente de la courbe est positive entre décembre 2011 et fin mars 2012, passant de 45 % à 51 %. Dans le même temps, la proportion d'électeurs n'ayant aucun favori diminue de 29 % à 22% et la proportion d'électeurs dont l'espace des possibles électoraux est à plusieurs têtes demeure stable autour de 27 %. Selon cette première évaluation, la multi-préférence (l'hésitation) et l'absence de préférence (l'indifférence) touchent environ un électeur sur deux, à moins d'un mois du premier tour de l'élection majeure de la vie politique française<sup>23</sup>. Cette forte hétérogénéité des dispositions des électeurs à l'égard de l'offre électorale n'est pas nouvelle : déjà observée, notamment en 2007 (Tiberj, Denni, Mayer, 2013)<sup>24</sup>, elle apparaît comme une caractéristique majeure de l'électeur contemporain en France et dans différentes démocraties.

---

<sup>23</sup> Observation compatible avec la forte volatilité des intentions de vote observée par le panel du Cevipof : entre novembre 2011 et avril 2012 « seuls 47 % des personnes interrogées ont eu une intention de vote stable et pérenne. » (Perrineau, p. 170, 2013).

<sup>24</sup> Les règles de construction des indicateurs n'étant pas les mêmes, les proportions présentées dans l'article de la RFSP ne peuvent pas être comparées, même avec le baromètre TriElec. Mais les deux indicateurs révèlent les mêmes structures des réponses.

**Graphique 7 : Proportion d'électeurs selon le nombre de favoris, entre octobre 2011 et fin mars 2012**



Source : baromètre TriElec TNS Sofres 2012.

Cet indicateur d'indécision électorale, suffisant pour mettre à jour le phénomène, reste toutefois un peu frustré car il repose sur une recodification des réponses sur l'échelle de probabilité. Nous avons cherché à construire un indicateur directement à partir des probabilités déclarées, mais en tenant compte de la façon dont les interrogés évaluent tous les candidats. Pour cela, nous avons combiné trois informations : 1° la probabilité maximale déclarée : à première vue, plus elle est élevée plus le choix est affirmé ; 2° le rang de chaque probabilité qui nuance cette première information : en effet, une probabilité huit pour un candidat ne traduit pas la même détermination en sa faveur si elle est de rang un, c'est-à-dire suivie de probabilités plus faibles, si elle partage ce rang un avec un ou plusieurs autres candidats (ex aequo), ou si elle est de rang deux ou trois, derrière un dix et un neuf ; 3° l'écart entre la ou les probabilité(s) de rang un et celle(s) de rang suivant : un dix suivi d'un huit est l'indice d'une détermination moins affirmée pour le favori de rang un que s'il est suivi de probabilités égales ou inférieures à cinq ; un écart élevé entre la probabilité maximale et la suivante est l'indice d'une forte détermination.

Les trois indicateurs calculés pour coder ces informations ont été soumis à une analyse des correspondances multiples<sup>25</sup> afin d'analyser comment ils s'articulent. Le premier axe représente 77,5 % des valeurs propres après correction de Benzecri : il oppose les personnes qui n'ont donné que des probabilités égales à zéro ou qui n'ont pas répondu aux questions de probabilité, à toutes celles qui ont déclaré au moins une probabilité ; le deuxième axe (12 %) oppose probabilités maximales fortes et faibles, avec ou sans ex aequo, écarts importants et faibles (inférieurs à six) entre la probabilité maximale et la suivante : il est clairement un axe d'intensité de la détermination du choix de l'électeur. Le troisième axe (7,6 %) est plus difficile à interpréter : il introduit une nuance dans le degré de détermination du choix en opposant la probabilité dix aux réponses de neuf à six. La classification mixte sur facteurs lancée à partir de ces trois axes propose comme meilleure solution une partition en quatre classes<sup>26</sup>. L'une de ces classes rassemble les personnes qui cumulent les indices d'un choix affirmé (probabilité maximum élevée de rang un et écart élevé). Nous avons estimé qu'il était intéressant pour notre propos d'isoler au sein de cette classe les électeurs qui font un choix strictement binaire, en ne donnant qu'une probabilité dix et au maximum la probabilité un aux

<sup>25</sup> Toutes les analyses de données ont été faites sur le logiciel SPAD, sans pondération.

<sup>26</sup> Pour une présentation de cette méthode d'analyse des données, on se reportera à Lebart (Ludovic), Piron (Marie), Morineau (Alain), *Statistique exploratoire multidimensionnelle. Visualisation et inférences en fouille des données*, 4<sup>e</sup> édition, Paris, Dunod, 2006, et en particulier le chapitre 6 « Méthodes de classification ».

autres candidats<sup>27</sup>. Une catégorie supplémentaire a été créée pour les électeurs qui donnent la même probabilité « forte » (supérieure à sept) de rang un à plusieurs candidats car ces ex aequo risquent d'introduire du « bruit » dans les classes extraites de l'analyse ; ils ont été enlevés de leur classe d'origine et regroupés dans une classe à part qui représente 8,2 % de l'échantillon cumulé, proportion constante d'octobre à fin mars. Finalement notre typologie des électeurs selon leur détermination électorale comporte six classes. Les résultats, calculés sur les échantillons cumulés des quatre vagues réalisées d'octobre à fin mars, sur tous les répondants et avec la seule pondération sociodémographique, sont présentés au tableau 3.

Cette analyse de données révèle une image de la certitude du choix de l'électeur assez différente de celle présentée au graphique 7. En prenant en compte trois indicateurs qui nuancent la signification « brute » des probabilités déclarées, on montre que, sur l'ensemble de la période, seuls 9 % des répondants ont un choix *déterminé* (la classe 1), répondant à la logique binaire du vote le jour du scrutin : vote d'adhésion pour un candidat traduit par une seule probabilité de 10, avec une moyenne des écarts avec les autres candidats très proche de 10. La campagne renforce nettement le poids de ce groupe qui double presque entre décembre 2011 (6,9 %) et fin mars 2012 (13,1 %). La classe 2 (17,5 %) rassemble des répondants qui ont un favori, presque toujours noté 10, mais qui n'est plus aussi exclusif que dans la classe précédente : huit fois sur dix au moins un autre candidat bénéficie d'une probabilité égale ou supérieure à 5, l'écart moyen est supérieur à 4. Le qualificatif *affirmé* semble convenir pour caractériser ce groupe qui se renforce un peu au cours de la campagne passant de 15 % fin 2011 à 18,5 % fin mars. Avec 40 % des répondants, la classe 3 est de loin la plus importante : 84% de ses membres ont certes un favori, mais ils lui attribuent une probabilité maximale plus faible que dans les deux autres classes (7,23 en moyenne sans les ex aequo), et avec un écart faible (2,44) par rapport au candidat de rang suivant. Ce mode d'utilisation des échelles de probabilité est très caractéristique d'électeurs multi-préférences : ils savent sans doute à qui ils donneront leurs suffrages, mais sans enthousiasme ni conviction ; leur choix est clair mais teinté d'une certaine réserve. De décembre à mars la proportion de ces électeurs *réservés* diminue légèrement de 42 % à 38 %. Les deux autres classes (25,3 % sur les quatre vagues) regroupent des électeurs qui n'ont pas de favoris, mais leur absence de choix s'exprime différemment. Ceux de la classe 4 (les *indéterminés*, 18,6 %) répondent en utilisant des probabilités faibles (4,93 en moyenne) réparties sur plusieurs candidats (près de 3 en moyenne) ; ceux de la classe 5 (*sans choix*, 6,7 %) ne déclarent aucun favori soit qu'ils donnent aux candidats des probabilités nulles, soit qu'ils ne répondent pas à la question, le plus souvent faute de connaître les candidats. La proportion *d'indéterminés* baisse de sept points entre décembre et mars (22,2 % à 15,3 %) alors que celle des *sans choix* reste remarquablement stable comme si la campagne n'avait aucune prise sur eux.

---

<sup>27</sup> Une partition à six classes sur les mêmes facteurs de cette ACM isolait cette classe.



**Tableau 3 : Cinq types d'électeurs selon la détermination de leur préférence électorale.**

		n	%	Probabilité maximum moyenne	Nombre moyen de candidats de rang 1	Ecart moyen entre la probabilité de rang 1 et la probabilité de rang suivant
<b>Déterminés</b> (pas d'ex aequo)	Classe 1	365	<b>9,1</b>	10,00	1,00	9,96
<b>Affirmés</b>	Classe 2	809	20,1	9,95	1,17	4,79
Sans ex aequo		702	<b>17,5</b>	9,95	1,00	4,24
<b>Réservés</b>	Classe 3	1 798	44,7	7,35	1,28	2,52
Sans ex aequo		1 610	<b>40,0</b>	7,23	1,18	2,44
<b>Indéterminés</b>	Classe 4	784	19,5	5,11	2,79	3,18
Sans ex aequo		748	<b>18,6</b>	4,93	2,77	3,14
<b>Sans choix</b>	Classe 5	268	<b>6,7</b>	0,00	0,00	-
Même réponse > à 7 pour plusieurs candidats	Ex aequo	330	<b>8,2</b>	8,94	2,28	4,97
<b>TOTAL</b>		4024	100			

Source : baromètre TriElec TNS Sofres, octobre 2011 à mars 2012. Les moyennes sont calculées avant et après le retrait (ligne « sans ex aequo ») des 330 personnes ayant des candidats ex aequo en rang 1 avec des probabilités supérieures à 7. Dans une même classe, les variations des moyennes d'une ligne à l'autre sont faibles.

Trois semaines avant le premier tour de la présidentielle, environ sept électeurs sur dix ont un candidat favori, mais avec des degrés de conviction divers. Environ un sur trois exprime un choix de conviction exclusif (13 %) ou presque (18,5 %) alors qu'un gros tiers (38 %) affiche une adhésion plus faible à son favori avec un espace des possibles électoraux plus ouvert. Un peu plus d'un sur cinq n'a aucun favori dans la compétition, parmi lesquels 6 % ne semblent pas concernés par l'élection<sup>28</sup>. Enfin 8 %, difficiles à classer, traduisent leur difficulté à choisir un favori en donnant des probabilités entre huit et dix à plusieurs candidats. On mesure ainsi, à trois semaines de l'élection majeure du système politique français, l'importance de la fragmentation du corps électoral face au choix à faire. L'issue du scrutin était-elle aussi prévisible qu'annoncée par les sondages d'intention de vote ? On peut faire l'hypothèse de l'impuissance de la campagne à faire évoluer la décision de vote des électeurs déterminés ou ayant un choix affirmé, et sans doute, mais pour des raisons opposées, celle des électeurs hors du jeu, soit un peu plus du tiers du corps électoral fin mars. Mais pour près de deux électeurs sur trois, dont les choix manquent de conviction ou ne sont pas encore faits, les réactions au temps court de la campagne sont beaucoup plus imprévisibles. Ces électeurs sont certainement à l'origine « des mouvements non négligeables qui ont affecté l'électorat pendant les six mois qui ont précédé l'élection » (Perrineau, 2013, p. 12).

<sup>28</sup> Soulignons que ces 6 % d'électeurs non concernés par l'élection présidentielle ont cependant accepté de répondre à nos enquêtes électorales et politiques. Il est toutefois impossible de dire s'ils sont représentés dans l'échantillon à hauteur de leur proportion réelle dans la population. Du fait, en particulier, du refus de répondre aux sondages politiques plus fréquents dans cette population, on peut penser qu'ils sont sous-représentés.

### 3.1.2 Profils sociologiques

La caractérisation des classes issues de cette typologie par les principales variables sociologiques ne fait pas apparaître de relations fortes. Les plus importantes sont dues à l'âge et au diplôme, mais leurs effets restent faibles<sup>29</sup>. Ainsi, les plus de 50 ans ont une propension plus forte à être *déterminés* ou *affirmés* (respectivement 11 % et 22 %) que les 18 – 24 ans (3 % et 11 %) ; ceux-ci sont en revanche plus souvent *réservés* (52 % contre 35 % des plus de 50 ans) comme les plus diplômés (48,5 % contre 29 % des personnes sans diplômes). Les *indéterminés* et les *sans choix* sont un peu moins présents parmi les cadres et professions libérales (16 % et 6 %) que chez les ouvriers (respectivement 21 % et 7 %). De même, 18 % des électeurs sans diplômes donnent des ex aequo contre 7 % chez les plus diplômés. Ces relations sont conformes à ce que l'on sait des effets des inégalités sociales, économiques et culturelles sur le rapport à la politique (Gaxie, 1978). Mais les écarts observés entre les groupes sont étonnamment faibles, comme si l'effet des facteurs proprement sociologiques était atténué par celui d'autres facteurs.

De fait, les variables politiques ont des effets plus nets<sup>30</sup>. Sans surprise, 69 % des *déterminés* et 72 % des *affirmés* sont intéressés par la politique et l'élection, contre 51 % des *réservés*, 36 % des *indéterminés* et 31 % des *sans choix* ; ces deux derniers groupes sont en majorité indifférents à la séquence électorale (respectivement à 38 % et 47 %). Logiquement, la corrélation avec la probabilité d'aller voter est importante (V de Cramer = 0,21). En février mars elle est au plus haut chez les *déterminés* et les *affirmés* (94 % et 92 %), elle baisse de façon importante parmi les *réservés* (75 %) à un niveau voisin de celui des *indéterminés* (72 %), le point le plus bas étant observé parmi les *sans choix* (67 %). Mais ces relations ne sont pas aussi fortes qu'on aurait pu le penser. Elles font apparaître la complexité d'une élection : parmi les personnes qui déclarent être certaines d'y participer, moins d'un tiers (31 % sur les quatre vagues et un peu moins de 37% en mars) a un choix clairement arrêté et un vote prévisible, mais il y a la même proportion d'électeurs sans préférences électorales déclarées. Comment ceux-ci voteront-ils ? On comprend que la prévision électorale soit un art difficile.

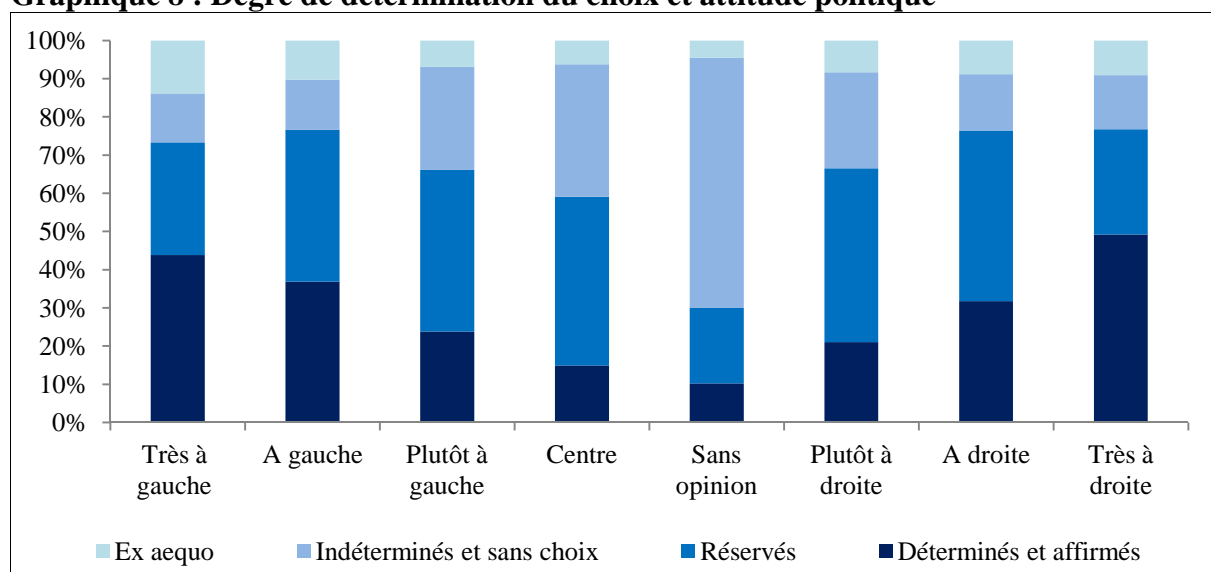
Le degré de détermination de l'électeur, recodé en trois niveaux, varie aussi de façon importante avec ses orientations politiques, à commencer par sa position sur l'échelle d'attitude gauche droite (graphique 8). Les électeurs dont le choix électorale est le plus nettement arrêté se situent aux deux extrêmes de l'échelle d'attitude politique, et de façon encore plus nette à droite (49 % de *déterminés* ou *affirmés*) qu'à gauche (44 %). En revanche, dans le contexte de 2012, les électeurs « à gauche » sont plus nombreux à n'avoir qu'un favori (37 %) que ceux « de droite » (32 %). Les électeurs « plutôt » à droite ou à gauche et du centre sont les plus *réservés* dans leur choix (entre entre 42 % et 46 %). Ils se différencient nettement des électeurs qui ne se placent pas sur cette échelle qui sont, et de loin, les plus *indéterminés* (65 %). Ces résultats rappellent l'importance de l'attitude politique comme outil de décryptage du débat politique et d'évaluation de l'offre électorale (Bon, 1991) : plus l'électeur est conscient de son attitude politique et plus celle-ci est affirmée, plus il est aisé pour lui de se décider pour un candidat et un seul. La fermeté du choix de l'électeur varie aussi sensiblement selon ses attentes électorales, évaluées par ses souhaits de victoire (graphique 9) : 43 % des supporters de M. Le Pen ont un choix arrêté contre 38 % de ceux de F. Hollande et N. Sarkozy chez lesquels on observe une proportion élevée d'électeurs *réservés* (respectivement, 43 et 41%). Ceux-ci sont encore plus élevés chez les sympathisants de F.

<sup>29</sup> Les valeurs-tests sont significatives, mais peu élevées, respectivement de 8,58 et 4,22.

<sup>30</sup> Les valeurs-tests pour ces variables sont plus fortes, comprises entre 25,4 et 11,8.

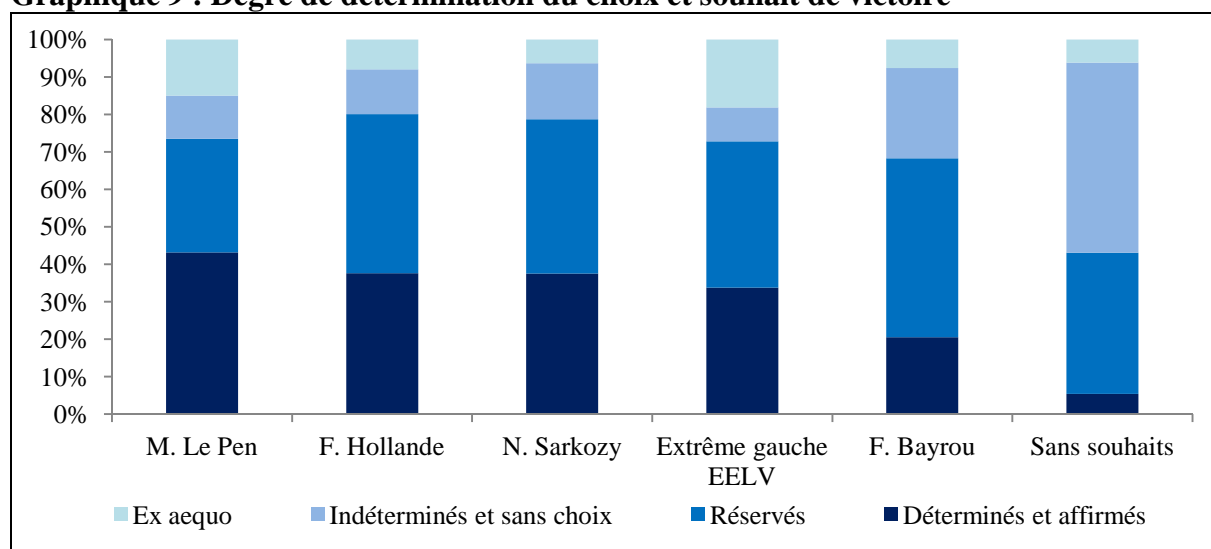
Bayrou (48 %). Enfin 51 % des sondés *indéterminés* et *sans choix* n'expriment aucun souhait de victoire pour les candidats en compétition.

**Graphique 8 : Degré de détermination du choix et attitude politique**



Source : baromètre TriÉlec TNS Sofres, cumul des vagues de décembre 2011 à mars 2012.

**Graphique 9 : Degré de détermination du choix et souhait de victoire**



Source : baromètre TriÉlec TNS Sofres, cumul des vagues de décembre 2011 à mars 2012.

Ces résultats mettent en évidence deux points importants qui permettent de mieux comprendre les significations des votes au premier tour de la présidentielle. Les électeurs les plus assurés de leur choix électoral sont ceux qui espèrent la victoire de la candidate du FN. En revanche, la proportion élevée de *réservés* chez les sympathisants des candidats du PS et de l'UMP souligne leur difficulté à convaincre, à entraîner l'adhésion à leurs idées et à leurs programmes. La décision de voter pour l'un de ces deux candidats des partis de gouvernement relève moins de la conviction que d'un choix négatif, faute de mieux. L'ampleur de l'indétermination des électeurs en 2012 semble ainsi en partie liée à la conjoncture et à la nature de l'offre électorale.

## 3.2 L'organisation des préférences politiques

Les électeurs ont des idées plus ou moins arrêtées sur ce qu'ils feront le jour du scrutin. Mais entre quels candidats hésitent-ils ? Comment s'organisent leurs préférences politiques ? Pour traiter ces questions, les réponses aux échelles de probabilités des huit candidats présents aux cinq vagues du baromètre TriElec ont été traitées par une analyse en composantes principales suivie d'une classification mixte sur les quatre premiers facteurs. Cette nouvelle analyse typologique fait ressortir six types d'articulation des préférences électorales, nettement différenciés les uns des autres et assez fortement structurés par le clivage gauche droite ( $V$  de Cramer = 0,32)<sup>31</sup>.

- La classe 1 (15%) rassemble les électeurs qui ont plusieurs favoris à gauche : la candidate écologiste, J-L. Mélechon, F. Hollande, et dans une moindre mesure les candidats trotskistes et F. Bayrou. 71 % de ses membres se situent à gauche sur l'échelle d'attitude politique, 13 % au centre et 13 % à droite.
- Les électeurs de la classe 2 (21%) sont aussi de gauche pour 73 % d'entre eux, mais avec un profil de préférences différent : F. Hollande est le seul candidat qui caractérise cette classe : la probabilité moyenne de voter pour lui est de 7,21 contre 4,56 dans l'ensemble de l'échantillon et 7,12 dans la classe 1. Les autres candidats de gauche font ici des scores nettement plus faibles que dans l'ensemble de l'échantillon, à l'exception de J-L. Mélenchon.
- Dans la classe 3 (19 %), F. Bayrou et N. Sarkozy font leurs meilleurs scores, respectivement 5,62 et 5,5. Cette classe regroupe une majorité d'électeurs de droite (51 % de la classe) et du centre (27 %), 19 % étant à gauche. Leurs préférences sont partagées entre le candidat du Modem et celui de l'UMP.
- La classe 4 (13 %) est la plus à droite (61 % de ses membres, 16 % étant au centre et 17 % à gauche). M. Le Pen fait ici et de beaucoup son meilleur score (7,38 contre 1,79 sur l'ensemble de l'échantillon), mais N. Sarkozy (3,61) est aussi un peu au-dessus de sa moyenne générale alors que tous les autres candidats sont en dessous. Une partie des électeurs qui ont fait de M. Le Pen leur favori déclare en même temps une préférence assez forte pour le candidat de l'UMP.
- La classe 5 (20 %) est proche de la classe 3 pour l'attitude politique de ses membres : 50 % sont à droite, 20 % au centre, 18 % à gauche, mais avec une différence : 12 % ne se classent pas sur l'échelle gauche droite. Faiblement caractérisée par le score de N. Sarkozy (moyenne de 4,24 et un  $V$ -test de 13,15), cette classe donne des moyennes bien inférieures à leur moyenne générale aux sept autres candidats. Ces électeurs, peu politisés et sans favori bien affirmé, accordent cependant une timide préférence au Président sortant.
- Enfin la classe 6 (12%) est politiquement la plus hétérogène : 45 % de ses membres sont à gauche, 22 % au centre et 29 % à droite. Tous les candidats ont des scores significativement supérieurs à leur moyenne de l'échantillon sauf N. Sarkozy ( $V$ -test non significatif). Les candidats à la gauche de F. Hollande y font leurs meilleurs résultats, alors que le candidat socialiste dépasse de peu sa moyenne de l'échantillon. F. Bayrou et Marine Le Pen y font leurs seconds meilleurs scores. Cette classe rassemble des électeurs de tous bords, souvent protestataires et méfiants à l'égard du candidat socialiste ; tous écartent le Président de leurs préférences.

---

<sup>31</sup> La méthodologie et les résultats sont présentés en détail dans une autre publication scientifique (Tiberj, Denni, Mayer, 2013).

Certaines classes approchent de très près le score final de candidats et notamment la 2 avec F. Hollande (qui obtient finalement 22 % des inscrits) et la 4 avec M. Le Pen (14 % des inscrits)<sup>32</sup>. Mais l'intérêt de cette analyse est de révéler la complexité de la carte des préférences électorales, même si celle-ci reste organisée par l'opposition entre droite et gauche. On met ainsi à jour la diversité des processus d'arbitrages selon les classes d'appartenance qui vont travailler les électeurs jusqu'au résultat final. L'importance des électeurs *réservés* révélée par l'autre typologie se retrouve ici dans le fait qu'aucune classe ne se construit autour de N. Sarkozy comme favori unique avec des votes probables élevés. Les soutiens au candidat de l'UMP sont souvent partagés. Au centre-droit, certains trouvent des vertus à F. Bayrou mais considèrent que c'est N. Sarkozy qui a l'étoffe d'un président ; à droite certains sont aussi sensibles au programme du Front National ; une partie des électeurs apolitiques sont sensibles à la légitimité du président sortant. L'analyse des probabilités de vote met en évidence un déficit d'adhésion, de choix positif, qui a certainement constitué un handicap pour le second tour. F. Hollande, en revanche, a pu s'appuyer sur un socle d'électeurs qui l'avaient choisi pour favori unique. Mais l'analyse des préférences montre aussi que son leadership au sein de la gauche est concurrencé par d'autres candidats. Pour une partie importante de ces électeurs, ceux des classes 1 et surtout 6 (27 % des électeurs), voter pour le candidat du PS dès le premier tour - et a fortiori au second - aura été probablement un choix par défaut, contre le président sortant plus que pour le prétendant socialiste. Mieux que les instruments classiques, l'analyse des probabilités de vote et des préférences électorales permet de saisir ces logiques complexes des préférences qui travaillent les électeurs au cours d'une campagne électorale. Saisir, à travers ces logiques, la part des votes d'adhésion et des votes par défaut permet de mieux comprendre la signification des choix électoraux le jour du vote et de mieux évaluer leurs conséquences politiques.

## Conclusion

Au terme de ce chapitre on voit mieux quel peut être l'apport des probabilités de vote à l'étude du comportement électoral. Ce mode d'interrogation inhabituel est facilement compris par les personnes interrogées. Avançons même ici l'hypothèse, fondée sur des entretiens semi-directifs, qu'aborder le comportement de l'électeur en termes de « chances de voter pour » renvoie à son mode de raisonnement ordinaire s'il doit évaluer une offre électorale. En 2007 comme en 2012, cet instrument mesure la participation électorale avec une précision supérieure à celle des sondages habituels. Concernant l'orientation du vote, il permet de voir comment se construit l'assise électorale d'une force politique en agrégeant, à partir d'un noyau initial, un potentiel électoral plus ou moins étendu. Cette dynamique d'agrégation des soutiens électoraux dépend du degré de détermination des électeurs dans la désignation de leur favori et de la carte de leurs préférences politiques qui va guider le processus d'arbitrage entre les candidats. La méthode permet de mesurer et d'analyser ces phénomènes et ainsi de suivre les dynamiques liées à la campagne électorale. En analysant les relations entre les caractéristiques socioéconomiques et les attitudes des électeurs d'une part et les dynamiques de leurs préférences d'autre part, il est possible de saisir l'articulation entre le temps court d'une élection et le temps long des ancrages sociaux, culturels et politiques de l'électeur.

---

<sup>32</sup> Toujours pour la France métropolitaine et sans pondération politique.

## Bibliographie

- Ajzen, I. (1987). "Attitudes, traits and actions: Dispositional prediction of behavior in personality and social psychology", in Berkowitz L. (Ed.), *Advances in Experimental Social Psychology*, N°20, San Diego, Academic Press.
- Bon, F. (1991) « Qu'est-ce qu'un vote ? » in *Les discours de la politique*, textes réunis et présentés par Yves Schemel, Economica
- Bozonnet, J-P (2012). « Europe-Ecologie-Les Verts et la présidentielle : l'échec comme d'habitude ... », *Revue politique et parlementaire*, N°1063-1064, 53-59.
- Bréchon, P. (2009). *La France aux urnes*, La Documentation française, 31-58.
- Bréchon, P. (2012). « Des élections présidentielles qui restent mobilisatrices », *Revue politique et parlementaire*, N°1063-1064, 44-52.
- Cautrès, B. et Muxel, A. (2009). « Le processus de la décision électorale », in Cautrès, B. et Muxel, A. (eds) *Comment les électeurs font-ils leur choix ? Le panel électoral français 2007*.
- Channouf, A., Py J. & Somat, A. (1996). « Prédire des comportements à partir des attitudes : nouvelles perspectives », in Deschamps J. C. & Beauvois J.L. (Eds), *Des attitudes aux attributions*, N°2, 55-65.
- Denni, B. et Caillot P. (2008). « Les probabilités de vote » in P. Guilbert, D. Haziza, A. Ruiz-Gazen et Y. Tillé, Editeurs, *Méthodes d'enquêtes : applications aux enquêtes longitudinales, à la santé et aux enquêtes électorales*, Paris, Dunod, 64-169.
- Denni, B. et Salomon, A-C. (2012). « Présidentielle : la campagne électorale laisse les électeurs sur leur faim », *Revue politique et parlementaire*, N°1063-1064, 271- 280.
- Denni, B. (2012). « Comportement politique et préférences électorales des seniors en 2012 », *Gérontologie et société*, N°143, 39-50.
- Fazio Russell H. (1986). "How do attitudes guide behavior ?" In Sorrentino R. M. & Higgins E. T. (Eds), *Handbook of motivation and cognition : Foundations of social behavior*, New York: Guilford.
- Fishbein, M. et Ajzen, I. (1975). *Belief, Attitude, Intention and Behavior. An Introduction to Theory and Research*, MA Addison-Wesley.
- Gaxie, D. (1978). *Le cens caché. Inégalités culturelles et ségrégations politiques*, Edition du Seuil.
- Krauss Susan J. (1995). "Attitudes and the prediction of behavior: A meta-analysis of the empirical literature", *Personality and Social Psychology Bulletin*, N°21, 58-75.
- LaPiere Richard T. (1934). « Attitudes versus actions », *Social Forces*, N°13, 230-237.
- Muxel, A. (2013). « Les processus de participation électorale : les voies diverses de la mobilisation », Perrineau P (Ed) *La Décision électorale*, Paris, Armand Colin / Recherche, 71-90.
- Niel, X. et Lincot, L. (2012). « L'inscription et la participation électorale en 2012 ». Qui est inscrit et qui vote, *Insee Première* N°1411.
- Osgood Charles E., Succi George J. & Tannenbaum Percy H. (1957). *The Measurement of Meaning*, University of Illinois Press.
- Perrineau, P. (2013). *La décision électorale en 2012*, Paris, Armand Colin / Recherche.
- Ray, D. (2001). *Mesurer et développer la satisfaction clients*, Editions d'Organisation.
- Rosenberg Morris J. et Hovland Carl I. (1960). "Cognitive, affective and behavioral components of attitudes", in Hovland C. I. & Rosenberg M. J. (Eds), *Attitude Organization and Change*, New Haven, Yale University Press.
- Tiberj, V. et Cautrès B. (2009). « L'espace des possibles électoraux », in Cautrès B. et Muxel A. (Eds) *Comment les électeurs font-ils leur choix ? Le panel électoral français 2007*, 77-99.

Tiberj, V. Denni, B. et Mayer, N. (2013). « Un choix, des logiques multiples : préférences politiques, espace des possibles et vote en 2012 », *Revue française de science politique*, vol. 62/2 pages 249 - 278