

ST2 Politique des temps ordinaires et politique des temps électoraux

Qui changent et pourquoi ? Stabilité et évolution des opinions dans la France des années 2010

Vincent Tiberj (Sciences Po Paris - Centre d'Etudes Européennes)

Introduction : l'ambiguïté du changement

Les changements d'opinions en sociologie électorale quantitative suscitent une sorte de paradoxe. Repérer des individus qui passent de la gauche à la droite et inversement est bien souvent un objectif en soi pour expliquer les dynamiques politiques en cours dans un pays. On disposerait alors de modèle du changement, là où nos outils canoniques restent des modèles de la stabilité, ancrés sur des déterminants de long terme que ce soient la fidélité aux groupes d'appartenance de Columbia, le lien psychoaffectif à un parti de Michigan ou encore les variables lourdes des modèles français. Détecter de telles évolutions permettrait de rouvrir les interrogations sur le poids du court terme, sur les effets médias, sur la sociologie de la réception des messages politiques ou encore sur l'importance de la discussion politique (Braconnier, 2010, Zuckerman et al, 2007).

Pourtant ces mêmes changements sont souvent considérés comme suspects depuis le chapitre fondateur de Philip Converse (1964). L'instabilité est avant tout affaire de sophistication politique : les électeurs qui bougent sont les individus les moins compétents. Parmi les citoyens ordinaires seuls le lien partisan et dans une moindre mesure les attitudes à l'égard des afro-américains résistent au temps à la différence de nombre d'autres réponses. L'instabilité des réponses dans le temps vient alors s'ajouter à d'autres caractéristiques comme les faibles niveaux d'information et d'intérêt et l'incohérence des opinions pour aboutir à la vision « minimaliste » du citoyen ordinaire, selon l'expression de Paul Sniderman (1993).

Converse, mais aussi en France Pierre Bourdieu (1979), Daniel Gaxie (1978), et plus récemment Loïc Blondiaux (1997) ou Patrick Lehoucq (2007) ont montré combien les questions de sondage sont loin de mesurer systématiquement des « vraies attitudes ». Au contraire, nombre de répondants, pris dans une interaction imposée et asymétrique, en arrivent à répondre au hasard, conscients que leurs comportements sont encadrés par le double effet de désirabilité sociale d'avoir une opinion et d'avoir certaines opinions.

Pourtant, les travaux de Stimson (1991) et Page et Shapiro (1992) remettent en question cette vision dominante du changement comme produit de l'incompétence des répondants. Leur apport tient d'abord au changement de focale. Leur unité d'analyse n'est plus l'individu mais l'échantillon et surtout ce qu'il est censé représenter, l'électorat d'un pays. En constituant des bases de données recensant l'ensemble des séries de questions sondagières depuis les années 50, ces travaux mettent en évidence des évolutions politiques qui ne peuvent être simplement considérées comme le fruit du hasard. Page et Shapiro écriront ainsi à propos de ce qu'ils appellent « l'opinion collective » qu'elle est " : « stable though not immovable), meaningful, an indeed rational » à la différence de l'irrationalité individuelle. A partir du

public policy mood créé par Stimson, Christopher Wlezien (1995) élabore le modèle de l'opinion thermostatique qui postule que les préférences politiques mesurées dans les sondages évoluent dans le sens inverse des politiques menées par le gouvernement en place : une administration républicaine entraînera des demandes de gauche tandis qu'une administration démocrate induira une « droitisation » des demandes. Ces évolutions ont pu être retrouvées au Royaume-Uni et au Canada (Soroka, Wlezien, 2009), et en France (Stimson, Tiberj, Thiébaud, 2013). A partir des données sur la tolérance à l'égard des Afro-Américains aux Etats-Unis, Kellstedt développe un modèle dérivé de celui de l'ambivalence de Zaller (1992) : pour expliquer les évolutions de ces attitudes il postule qu'en chacun coexistent des dispositions à la tolérance et à l'intolérance dont la prévalence des unes sur les autres est déterminée par le contexte social et politique au moment de l'enquête¹.

Cette approche macropolitique est elle-même critiquée, tant d'un point de vue théorique qu'empirique. Pour Scott Althaus (2004), on peut douter de l'« universalité du mouvement ». Après tout, dès qu'on agrège des comportements individuels, on peut imaginer la situation suivante où deux composantes entrent en jeu mais seule la seconde influera vraiment au niveau agrégé: 1) un bruit (**noise**) constitué des mouvements erratiques d'une large majorité d'individus, qui s'annihile au niveau agrégé parce que ces mouvements individuels sont le produit du hasard et vont aller dans des sens opposés et 2) une minorité d'individus spécifiques, notamment en termes de compétence, qui tous évoluent dans un même sens (**signal**) et donc font le changement constaté dans les indices longitudinaux. Plusieurs études (Soroka, Wlezien, 2009, Enns, Kellstedt, 2008, Stimson, Tiberj, Thiébaud, op. cit., Gonthier, 2015) montre que le mouvement global tend à se retrouver dans l'ensemble des groupes politiques ou de diplômes. A tel point que Soroka et Wleizen utilisent le terme de « parallel publics ».

Pourtant ces travaux partagent un défaut empirique majeur : ils ne comparent que des échantillons ou des groupes au sein de ces échantillons. A aucun moment ils sont en mesure de statuer sur le mouvement au niveau des individus. Du coup il est impossible de vraiment discuter la critique de Scott Althaus, tout au plus est-elle relativisée quand on constate des mouvements parallèles entre des groupes de niveau de sophistication politique différent.

C'est donc la question de la nature du changement au niveau individuel qui nous occupe ici. Or on n'en connaît finalement pas grand-chose, notamment dans les périodes de politique ordinaire puisque la plupart des enquêtes quantitatives dont on peut disposer ont été produites à l'occasion d'élections de premier ordre. On devrait s'attendre à ce que seule une minorité d'individus particulièrement politisés suivent l'actualité politique, la grande majorité des autres s'en désintéressant. Dans ce cas si on détectait un changement, il devrait être conforme au modèle des réponses « au hasard » et donc se caractériser par des évolutions purement aléatoires dans le temps et seulement une minorité des répondants soit seraient stables dans le temps, soit « bougeraient » de manière cohérente.

D'autres modèles sont possibles, parmi lesquels celui du *monitorial citizen* (Schudson 1998) : en dehors des périodes d'élections, le citoyen vaquerait à ses activités tout en « gardant un œil sur la scène » au cas où il serait nécessaire de réinvestir le politique. Derrière cette conception se trouve la figure de l'électeur raisonnant (Sniderman, Brody, Tetlock 1991), également sensible aux événements et notamment aux « alertes au feu » régulièrement produites par les élites politiques (Popkins 1991).

¹ Ce modèle est d'ailleurs particulièrement heuristique pour expliquer les variations de l'indice longitudinal de tolérance fondé sur le baromètre de la CNCDH (Stimson, Tiberj, Thiébaud, 2009).

Une autre piste pour expliquer le changement doit être suivie dès lors qu'on sort de la vision trop atomistique des enquêtes d'opinion (Braconnier, 2010, Lehingue, 2011) : les électeurs ne sont pas des acteurs isolés du monde social. L'enquête par sondage de par son dispositif et ses consignes² a effectivement tendance à entretenir la fiction d'un individu disposant d'opinion et de préférence qui lui sont propres. Or, comme le rappellent Patrick Lehingue et Céline Braconnier, Lazarsfeld et ses collègues avaient très tôt pointé le rôle des réseaux personnels dans l'élaboration des choix individuels, qu'ils s'agissent de cinéma ou de politique. De même, la discussion et les micropressions des proches, des amis, des voisins, poussent les électeurs à se mobiliser pour aller voter ou se former une opinion (Braconnier, Dormagen, 2007). On obtiendrait sans aucun doute des résultats très différents si lors d'une enquête par sondage on suspendait l'entretien pour laisser aux enquêtés le temps d'en parler à leurs proches ou de se renseigner. D'ailleurs c'est effectivement ce qu'on a pu simuler dans l'enquête CEVIPOF / Stanford démocratie (Sniderman, Jackman, Tiberj, 2002) : l'utilisation d'un contre-argument, qui constitue un équivalent très simpliste d'une discussion politique, a rendu les réponses plus cohérentes. Le changement d'un individu peut donc être un changement plus collectif, fruit de discussions communes. Ce peut être tout un foyer qui bascule et non un électeur. Or certains de ces foyers sont possiblement plus susceptibles d'évoluer que d'autres (Zuckerman et al, 2007) : un foyer constitué d'électeurs socialistes développera peut-être une plus forte résistance face à la désillusion à l'égard du pouvoir en place qu'un foyer dont les deux parents sont d'un bord opposé, par exemple. Cela remet au centre des préoccupations la structure des réseaux d'interconnaissance eux-mêmes. Comme le fait remarquer Alexis Ferrand(2015), les individus sont encastés dans des réseaux différents (famille, amis, travail) qui eux-mêmes peuvent avoir des couleurs politiques très différentes : leur opinion peut alors être plurielle parce qu'au sein de chacun de ses réseaux, les sujets abordés et la manière dont ils sont traités peuvent eux-mêmes être très différents.

Objectifs et hypothèses :

Les évolutions des réponses peuvent donc être de natures et d'origines très différentes : bruit et réponses de hasard, effet de convictions, actualisations des préférences, effets de réseaux de discussions. Si ces variations sont très majoritairement dues à des réponses de hasard, elles peuvent remettre en question la notion même d'opinion trop souvent associée à ces réponses. On essaiera de progresser dans cette compréhension des évolutions des réponses à partir d'un jeu de données original : le panel DYNAMOB qui ambitionne de suivre les mêmes individus de septembre 2013 à juin 2017.

Plusieurs hypothèses seront testées dans cette contribution.

Les premières tiennent à l'impact présumé de la compétence politique. Celle-ci peut agir de différentes manières.

H1 : les individus qui évoluent le font parce qu'ils n'ont pas de réelles préférences et attitudes politiques. Ils répondent alors au hasard, à la différence des citoyens idéologisés qui restent stables.

H2 : la grande majorité des individus ne prête pas d'attention à ce qui se passe en politique, par conséquent les citoyens « ordinaires » n'ont pas de raison d'évoluer d'une vague à l'autre. En revanche les citoyens intéressés adaptent leurs préférences politiques en fonction du contexte.

La troisième hypothèse renvoie à la question des réseaux de discussions politiques :

H3 : les répondants encastés dans des réseaux politiquement hétérogènes ont plus de chances de changer d'avis, indépendamment de leur niveau de compétence politique

Les dernières hypothèses tiennent aux changements d'origine thermostatique.

² Il est explicitement demandé aux enquêteurs de s'assurer que la personne sondée ne prenne pas d'avis de tiers lors de l'interview.

H4 : une partie des changements d'opinion provient du contexte politique de l'enquête. On peut postuler que ce changement est défavorable au gouvernement socialiste en place. Premièrement, il existerait un effet d'usure dû essentiellement au fait que le gouvernement ne peut que décevoir progressivement certains des groupes qui le soutiennent (Mueller 1973, Stimson 1976). Deuxièmement, la popularité de l'exécutif dépend de la conjoncture : essentiellement les indicateurs macroéconomiques (Monroe 1984, Lewis-Beck, 1988). Dans les deux cas, le mouvement doit donc être à la baisse de la gauche au sein du Panel.

Mais qui est affecté par ses changements ? Plusieurs hypothèses corolaires peuvent être faites :

H4a : les citoyens sophistiqués résistent mieux aux évolutions thermostatiques parce qu'ils sont plus idéologisés.

H4b : les changements thermostatiques ne sont pas affectés par le niveau de compétence politique.

H4c : les panélistes insérés dans des réseaux politiquement homogènes résistent mieux aux changements thermostatiques.

Les données : le panel DYNAMOB

Le projet « Dynamiques de mobilisation » (DYNAMOB) est une enquête par panel qui interrogera les mêmes individus au moins quatre fois par an entre 2013 et 2017. Cette enquête couvrira à la fois des périodes de « politique ordinaire » et cinq grandes élections des municipales de 2014 aux législatives de 2017.

L'enquête s'inscrit dans le cadre du [panel ELIPSS de DIME-SHS](#). Il consiste en un échantillon de personnes âgées de 18 à 75 ans tiré aléatoirement par l'INSEE dans le recensement de la population. ELIPSS se singularise par son mode de collecte principal : une tablette tactile et un abonnement internet sont proposés à tous les panélistes ; en contrepartie ils s'engagent à répondre à 30 minutes de questionnaire par mois. L'échantillonnage aléatoire et l'inclusion des personnes sans accès internet sont les premiers éléments indispensables pour réaliser des enquêtes internet statistiquement valides. La mise à disposition de tablettes devrait favoriser la participation à ELIPSS et ainsi réduire le biais d'attrition qui pénalise si souvent les panels de long terme.

Dynamob permettra d'analyser les logiques de formation des préférences et de choix face à différents types d'élections (municipales et européennes en 2014, régionales en 2015, présidentielle et législatives en 2017), en somme de passer des individus aux électeurs. Par ailleurs, le projet vise à mieux comprendre la « politique des temps ordinaires » DYNAMOB est animé par des équipes issues de l'Institut d'études politiques de Bordeaux (Centre Emile Durkheim), de l'Institut d'études politiques de Grenoble (PACTE) et de Sciences Po (Centre d'études européennes et CEVIPOF) ainsi que du CEPEL.

Les panels sont des dispositifs complexes. Leur but est de mesurer les évolutions dans le temps tout en évitant de les lasser. Cette lassitude pourrait causer de l'attrition, l'un des biais les plus problématique pour ces dispositifs, en plus du phénomène de professionnalisation des répondants. Par conséquent, les questionnaires DYNAMOB sont constitués en partie de questions à vague unique mais aussi de questions trends qu'on essaye de répéter régulièrement mais pas systématiquement. Cela rend les comparaisons temporelles plus complexes mais évitent que progressivement les répondants s'investissent de moins en moins dans la formulation de leurs réponses.

Vague	Date	Questions posées	Nombre de répondants
1 (vague initiale)	Sept 2013	Gauche / droite, proximité partisane, probabilités de vote	975
2 (temps ordinaire)	Déc 2013	Proximité partisane, probabilités de vote	825
3 (pré-municipales)	Mars 2014		608
4 (post-municipales)	Avril 2014	Gauche / droite, probabilités de vote	797
5 (pré-européennes)	Mai 2014		717
6 (vague annuelle)	Juin 2014	Gauche / droite, proximité partisane, probabilités de vote	773

On peut mesurer le positionnement politique de plusieurs façons : par l'autopositionnement sur un axe gauche / droite, par la déclaration d'un parti préféré (ou le moins éloigné), par les intentions de vote sur une liste fermée ou par les probabilités de vote. Elles ont l'avantage de mesurer un éventail de lien à chaque composante de l'offre politique, de l'exclusion à l'adhésion (Tiberj, Denni, Mayer, 2013). Ces différentes mesures n'ont pas a priori la même centralité pour les individus et leurs identités politiques. Ainsi, aux Etats-Unis, l'identification au champ politique passe essentiellement par les partis, quand en France, il s'agit avant tout d'être de gauche ou d'être de droite (Percheron, 1974). Ainsi Anne Muxel peut-elle écrire : le vote « engage peu l'individu, en tout cas moins que d'autres attributs de son identité politique, et reste soumis aux effets de conjoncture. Les individus peuvent hésiter, changer leur vote, sans pour autant remettre en question leurs attaches politiques initiales plus ou moins fondatrices » (Muxel, 2011). On peut s'attendre donc à des variations plus ou moins fortes selon le type de lien politique analysé : le positionnement à gauche ou à droite devrait apparaître plus stable que le lien partisan par exemple

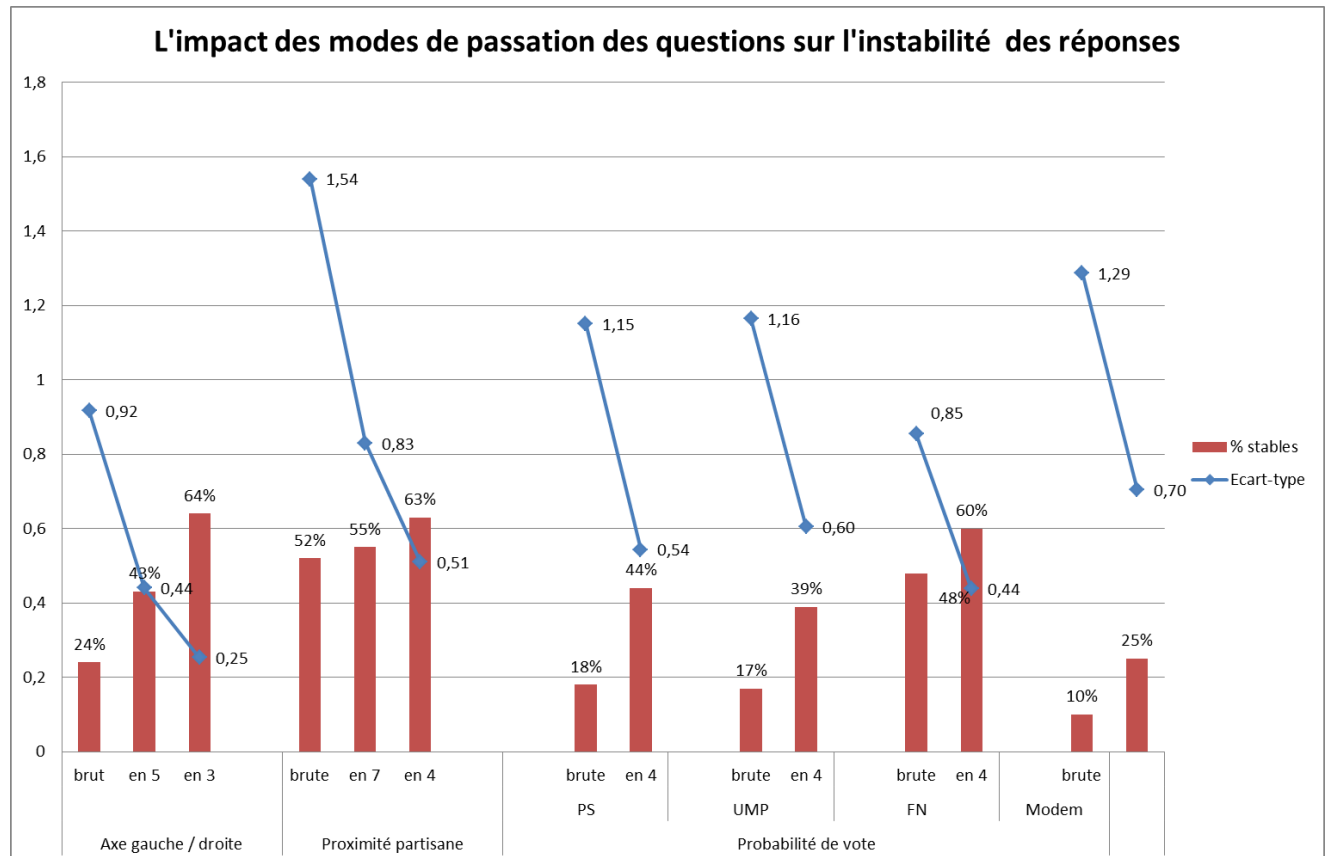
La production de l'instabilité : l'impact des questions elles-mêmes

La passation des questions peut induire des différences de réponses artificielles. Ainsi il y aura sans doute moins de variations d'une vague à l'autre si les modalités de réponses sont peu nombreuses : une question de positionnement gauche / droite en 7 positions induira moins de variations qu'une grille de réponse en 11 positions comme dans les European Social Survey. On peut aussi s'attendre à ce que le type de modalité de réponses pèse aussi sur leur stabilité. Un positionnement numérique (1, 2 ou 3) induira sans doute un positionnement moins stable que des modalités labélisées en « très à gauche », « à gauche » ou au « centre-gauche ». La proximité partisane, parce que sont énumérés des partis, sera sans doute un peu plus stable par effet de questionnement que qu'une échelle allant de la gauche à la droite, ou une probabilité de vote allant de 0 à 10.

On mesurera des mouvements qui n'ont pas le même sens : certains seront juste du bruit statistique produit par le processus de passation d'enquête quand d'autres sont le signe d'un mouvement d'une tout autre importance. Ainsi passer de 2 à 4 sur l'échelle gauche/ droite ou sur une probabilité de vote dénote un changement pour un individu, mais le sens de sa réponse reste grosso modo le même : dans un cas il se situe toujours à gauche, dans l'autre il continue de rejeter le parti testé. En revanche, passer de 4 à 6 induira alors soit le passage d'un placement à gauche à un placement à droite ou le passage d'un refus de vote à un vote possible pour un parti.

Pour mesurer les variations on a développé deux mesures : l'une recense le taux de stabilité, c'est-à-dire le fait d'avoir donné systématiquement la même réponse à 3 reprises pour l'axe gauche / droite et la

proximité partisane ou à 4 reprises dans le cas des probabilités de vote. L'autre mesure se fonde sur la variabilité puisqu'il s'agit de l'écart-type des réponses pour chaque panéliste. Cette mesure a l'avantage d'être continue mais est plus difficilement comparable d'une question à l'autre puisqu'elle dépend du nombre de modalités de réponses. Un écart-type de 0 correspond à une réponse stable sur l'ensemble des vagues.



Les effets du mode de passation sont importants dans l'appréhension des changements d'une vague à l'autre. C'est flagrant quand on compare la proximité partisane et le positionnement gauche / droite dans leurs formes brutes. Seulement 24% des panélistes ont donné exactement la même réponse en vague 1, 4 et 6 pour l'axe gauche / droite tandis que pour la même durée d'enquête cette stabilité s'élève à 52% des réponses pour la proximité partisane (avec un nombre de modalités de réponses supérieur). Pourtant il s'agit dans le cas du positionnement gauche / droite d'effets de mode d'interrogation : la stabilité des réponses double dès lors qu'on recode les réponses entre très à gauche, à gauche, au centre, à droite ou très à droite. Une partie importante des variations qui demeurent correspond à des évolutions au sein des deux camps : si on opère un regroupement en gauche, centre ou droite, le taux de stabilité atteint alors 64%. En parallèle la stabilité du lien partisan progresse assez peu avec le recodage en 4 alors que celui-ci est grossier : il consiste à regrouper tous les partis de gauche au sein d'une modalité, tous les partis du centre ou de la droite modérée dans une autre, tout en distinguant le FN d'une part et les sans partis d'autre part.

Une large partie des variations de réponse sur les mesures de probabilités de vote est également au mode de passation. Le taux de stabilité est généralement plus faible que pour l'axe gauche / droite,

exception faite du FN. Le taux de stabilité oscille entre 10% pour le Modem et 18% pour le PS. Cette variabilité des réponses s'explique parce qu'une mesure numérique est moins engageante. D'ailleurs quand on analyse les réponses stables on constate qu'elles le sont pour des valeurs à symbole fort : le zéro, le cinq (qui correspond à de la neutralité), et le dix, signe d'une adhésion sans faille. Ainsi parmi les individus qui n'ont pas changé de réponse « brute » sur leur propension à voter PS : 58% ont indiqué une probabilité nulle, 15% un 5 et 18% un 10. Dans le cas de l'UMP les proportions sont respectivement de 64%, 10.5% et 16.5%. De manière intéressante une fois qu'on a regroupé les réponses en 4 types : les réponses nulles d'exclusion, les réponses de rejet (de 1 à 4), la réponse neutre (5) et les réponses positives (de 6 à 10), la stabilité progresse mais pas au point d'atteindre des niveaux similaires à ceux de la proximité partisane ou de l'axe gauche / droite. Le FN constitue une exception en termes de stabilité essentiellement parce que ce parti est un repère négatif stable pour nombre de panélistes : 48% d'entre eux n'évoluent pas d'une case dans leur réponse et dans 90% des cas ils ne bougent pas de la case zéro (dans 5% des cas de la case 10).

Stabilité des réponses : le poids de la compétence politique

Quand il s'agit de mesurer des phénomènes relatifs à la compétence politique des individus, il faut s'interroger sur les biais des sondages d'opinion et notamment les répondants fantômes (Brehm, 1993), a fortiori quand on travaille sur un panel.

Généralement les individus ne sont pas égaux dans le fait d'être tiré au sort, même si l'échantillon de base du panel ELIPSS a la particularité d'avoir été établi par l'INSEE³. Ils ne sont pas non plus égaux dans l'acceptation d'être interrogé. Les ouvriers ont plus de chances de refuser que les cadres, ou les sans-diplômes par rapport aux diplômés de l'université. De plus les panélistes les moins dotés en capital culturel ou les moins intéressés par la politique ont plus de chances de quitter les panels (Le Hay, 2009), même si ici encore le dispositif ELIPSS tend à limiter l'attrition par le contrat signé avec les panélistes.

On pourrait donc faire une estimation de l'effet de la compétence politique sur un échantillon biaisé, qui ne couvre pas l'ensemble du spectre, particulièrement les électeurs les moins dotés en capital culturel. Le taux de diplômés est particulièrement haut dans ce panel : ils sont 43.5% à avoir fréquenté l'université contre 27% dans l'échantillon de la dernière vague de l'ESS (22% dans le recensement de 2006). C'est effectivement problématique mais il faut prendre en compte avec plus d'attention l'ensemble des conséquences du phénomène du répondant fantôme.

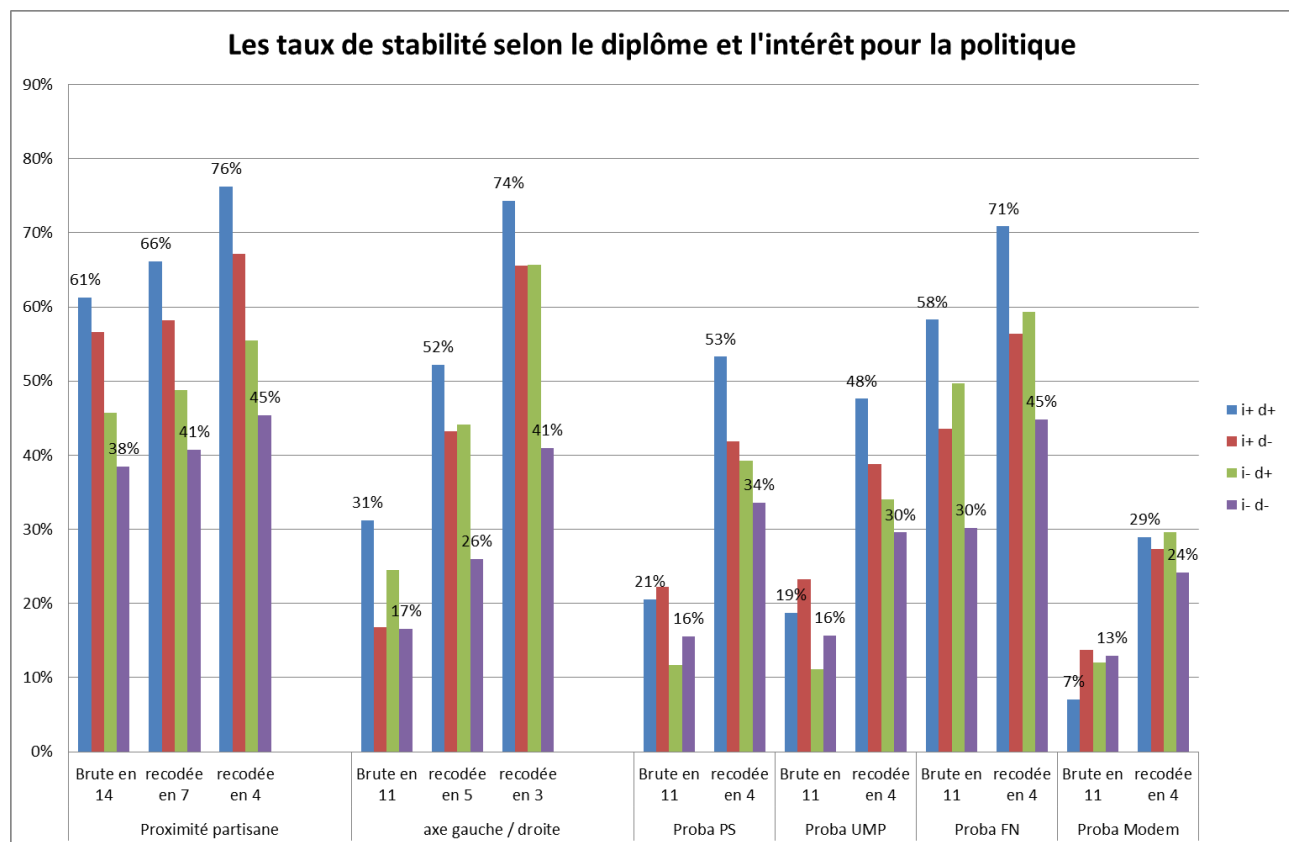
Ce phénomène fait que des groupes sociaux s'avèrent sous-représentés dans les échantillons parce que ces membres refusent plus souvent de répondre aux questions de sondage. En conséquence leur sous-représentation peut fausser les pourcentages (par exemple les pourcentages de sans-réponses).

En revanche, le phénomène du répondant fantôme doit être appréhendé comme un phénomène probabiliste. Les individus concernés ont plus de chances de refuser de répondre, mais tous ne refusent pas. Autrement dit, ils sont moins nombreux qu'ils devraient l'être mais ils peuvent être présents dans l'échantillon. Par exemple j'ai repris les caractéristiques d'un des interviewés de Daniel Gaxie (2007) qui cumulait les handicaps sociaux : un ouvrier de moins de 25 ans sorti sans qualification du système scolaire. On en compte 2 dans DYNAMOB, l'un n'ayant connu qu'une scolarité primaire et l'autre qui est allé jusqu'au collège.

³ Il faut avoir un téléphone fixe et ne pas être sur liste rouge pour être appelé, il ne faut pas vivre dans un habitat collectif (foyer de jeune travailleur, hôpital, maison de retraite, centre d'hébergement, caserne) pour être dans le fichier d'adresse de l'INSEE par exemple...

Leur présence en soi est rassurante pour la qualité des enquêtes (même si on devrait s'attendre à en trouver plus) et surtout pour une raison méthodologique. Dès lors qu'on utilise des modèles de régression multivariée la sous-représentation de certains groupes est moins problématique. Les enjeux statistiques de la taille des groupes qui affectent les calculs des pourcentages ne pèsent que dans le calcul de l'erreur-standard des coefficients d'une régression, pas sur les coefficients eux-mêmes. Autrement dit une sous-représentation affecte possiblement le fait qu'un coefficient s'écarte suffisamment de l'hypothèse nulle mais pas le coefficient en lui-même. Le répondant fantôme affecte les pourcentages obtenus avec un sondage mais beaucoup moins les structures de cet échantillon qui fondent les analyses de régressions. On peut donc raisonnablement travailler sur les conséquences de la compétence politique puisqu'on dispose d'un spectre de situations sociales relativement ouvert, même si on compte trop d'individus dans les catégories sociales favorisées.

Pour appréhender la compétence politique plusieurs variables sont possibles, notamment celles mesurant les connaissances politiques. Néanmoins, on a choisi de ne pas y recourir à cause d'internet : les répondants sont à portée de clic des bonnes réponses. La compétence politique sera appréhendée à partir des logiques sociales et politiques et notamment une variable composite d'intérêt et de diplôme (Tiberj, 2004). Le diplôme approxime un stock de connaissance mais aussi des capacités cognitives de raisonnement tandis que l'intérêt politique peut distinguer les autodidactes de la politique qu'avaient mis en évidence Michelat et Simon (1985). Il s'agit de ces individus que leur position sociale ne destine pas à être compétent mais qui ont développé une appétence spécifique pour ce champ. En analyse multivariée, on reprendra l'ensemble des diplômes et des niveaux d'intérêt ainsi que le genre et l'âge.



Enfin, on retrouve bien la logique de compensation des handicaps qu'induit l'intérêt pour la politique. Les autodidactes de la politique, peu diplômés mais intéressés, s'avèrent ainsi parfois plus stables que des diplômés peu intéressés notamment quand il s'agit de la proximité partisane ou de certaines probabilités de vote. Par ailleurs difficile de trancher sur la plus ou moins grande stabilité dans le temps de l'identification partisane par rapport à l'axe gauche / droite, les résultats étant relativement similaires qu'on compare le positionnement gauche / droite en 3 ce qui équivaut à se dire « de gauche », « de droite » ou « ni de gauche ni de droite », et la proximité partisane en 7 qui regroupe la gauche de la gauche, le PS, EELV, le MODEM ou l'UDI, l'UMP, le FN et les sans-partis. Enfin reste le cas du Modem : clairement ce parti ressemble à un astre mort du point de vue des panélistes : ni les citoyens sophistiqués, ni les citoyens ordinaires ne semblent avoir d'opinion très arrêtées à son endroit. On peut se demander si, dans ce cas, tous ne répondent pas au hasard.

	gauche / droite	Proximité partisane	Instabilité		Proba FN	Proba Modem
			Proba PS	Proba UMP		
Diplôme						
Primaire	2.90***	1.80**	1.93**	1.70*	3.03***	1.10
Secondaire	2.17***	1.41*	1.57**	1.49*	1.87***	1.17
Bac	1.32	.83	1.40	1.43	1.55*	1.23
Supérieur (ref.)						
Intérêt politique						
Assez	1.39	.82	1.27	.85	1.49	1.31
Peu	2.32***	2.25***	1.81**	1.45	2.08**	1.34
Pas du tout	3.97***	2.05*	2.95**	1.56	4.07***	.95
Très intéressés (ref.)						
Age						
35-44 ans	.84	.77	.83	.74	.74	.95
45-54 ans	.86	1.04	.97	1.05	.91	1.21
55 ans et plus	.82	.67	.79	.70	.69	1.14
18-34 (ref.)						
Sexe						

Femme	1.00	.89	.99	.81	.63**	.89
Homme (ref.)						
R2	5,5%	5,5%	2,5%	2,5%	5%	0,5%

L'analyse multivariée vient confirmer ce qu'on sait déjà. Moins un panéliste est diplômé, plus ses réponses ont de chances de changer (sachant qu'il s'agit ici des recodages les plus larges) : un répondant pas du tout intéressé a donc quatre fois plus de chances de changer de réponses pour le positionnement gauche / droite, et 2 fois plus de chances quand il s'agit de la proximité partisane. L'effet du diplôme est également celui qu'on attend même s'il s'avère un peu moins fort : 3 fois plus de chances de changer de réponse sur l'axe gauche / droite pour un diplômé au mieux du primaire par rapport à un diplômé du supérieur et 2 fois plus de chances de changer pour la proximité partisane. On retrouve ces logiques avec plus ou moins d'intensité pour les probabilités de vote PS, UMP ou FN. L'âge n'a pas d'effet significatif. Il en va de même du genre, à l'exception notable du FN : les femmes ont 1.6 fois plus de chances de rester stables (l'inverse de 0.6)) que les hommes toutes choses égales par ailleurs, preuve que le FN n'en a pas encore fini avec le radical right gender gap.

Le poids des réseaux personnels

Les répondants ne sont pas des isolats sociaux et politiques. D'ailleurs, dans les enquêtes par internet où aucun enquêteur n'est présent pour s'assurer du contraire, il est tout à fait possible que les réponses qu'on mesure soit le résultat de discussions en famille ou entre amis, face à la tablette.

Comment mesurer ?

Appréhender l'hétérogénéité politique des réseaux individuels est assez complexe. D'abord la discussion politique reste une activité rare comparée à d'autres types de discussion, a fortiori dans des temps de politique ordinaire. Ensuite, on tend naturellement à essentialiser les différences selon nos critères de spécialistes de sociologie politique (gauche ou droite par exemple) sans pour autant que ces catégories soient les mêmes pour les répondants. Pour l'heure on a d'abord adapté la batterie de questions mises en place par les ANES en 2000 (voir notamment Mutz, 2006) : il s'agit d'identifier des individus avec lesquels les répondants discutent de politique ou d'actualité puis de caractériser ces individus notamment politiquement parlant.

Q44. De temps en temps, les gens discutent entre eux de politique ou d'actualité. Nous aimerions en savoir plus sur les personnes avec qui cela vous arrive. Celles-ci peuvent être ou non des personnes de votre famille. Pensez-vous à quelqu'un en particulier ?

[DIS1]

1. Oui
2. Non

Q45. Quel est son prénom ?

Poser si [Q43=1]

[PRENOM1]

Box pour indiquer le prénom de la première personne

Q53. A votre avis, [PRENOM1] est-il/elle ?

[DIS1GD]

1. De droite
2. De gauche
3. Ni de droite ni de gauche

[Je ne sais pas +1]

[Je ne veux pas répondre +1]

L'expérience n'a pas été aussi prometteuse qu'on pouvait l'attendre. Seulement 45% des répondants déclarent avoir un proche avec qui ils discutent politique ou d'actualité, ce qui est sans aucun doute minorer. D'ores et déjà on va appréhender l'hétérogénéité des réseaux des panélistes par d'autres canaux : dans la vague d'avril 2015 on a posé des questions sur le positionnement politique du père et de la mère d'ego et dans celle de juin 2015 on a demandé dans une batterie de questions sur les amis des répondants s'ils en avaient de gauche et de droite. Mis bout à bout on disposera vraisemblablement d'une image plus précise de l'environnement dans lequel évoluent les répondants.

Parmi ces 45% de panélistes pour lesquels on dispose d'information on a donc pu mesurer si ce proche était du même bord politique. En l'occurrence la dissonance politique est plus répandue qu'on pourrait le penser. 37.5% d'entre eux placent le proche avec qui ils discutent dans un camp politique qui n'est pas le leur : au centre ou à droite s'il est de gauche par exemple. Ceci plaide bien pour la prise en compte des dissensus politiques dans les réseaux individuels (Huckfeldt, Johnson, Sprague, 2004).

Dissensus et instabilité : une logique en plus

De manière intéressante la compétence politique n'est pas relié à l'hétérogénéité des réseaux individuels. Elle permet de distinguer les individus pour lesquels on n'a pas d'informations des autres : ils sont 58.5% à se dire peu ou pas du tout intéressés contre 35% des individus en réseau dissensuel et 26.5% des individus en réseau consensuel. Autrement dit le conflit politique n'induit pas forcément le

retrait du politique comme on aurait pu le craindre avec les travaux de Nina Eliasoph (2010). Les « dissensuels » sont 50% à avoir un diplôme du supérieur, les « consensuels » 54.5% contre 35.5% chez les individus « sans information ». Parmi les répondants en réseau dissensuel 44% sont à gauche en première vague et 32.5% à droite, parmi les répondants à réseau consensuel ils sont respectivement 43% à gauche et 42.5% à droite tandis que les « sans informations » se répartissent en classe égale entre gauche, centre et droite.

Mais surtout la structure des réseaux individuels a effectivement un impact sur la stabilité des préférences politiques. Les « consensuels » restent stables dans 76.5% des cas quand il se place sur l'axe gauche /droite, tandis que les dissensuels ne sont plus que 55.5% et les sans-informations 61%. En matière de proximité partisane 77.5% des consensuels restent stables contre 57% des sans-information et 60.5% des dissensuels.

On pourrait considérer que les dissensuels sont en fait des individus pour lesquels la politique n'est pas si importante : leur plus grande instabilité serait alors un simple reflet de leur moindre engagement idéologique. Ce n'est pas le cas : d'abord on trouve parmi eux une proportion non-négligeable de citoyens « sophistiqués », ensuite la structure des réseaux a effectivement un impact ceteris paribus.

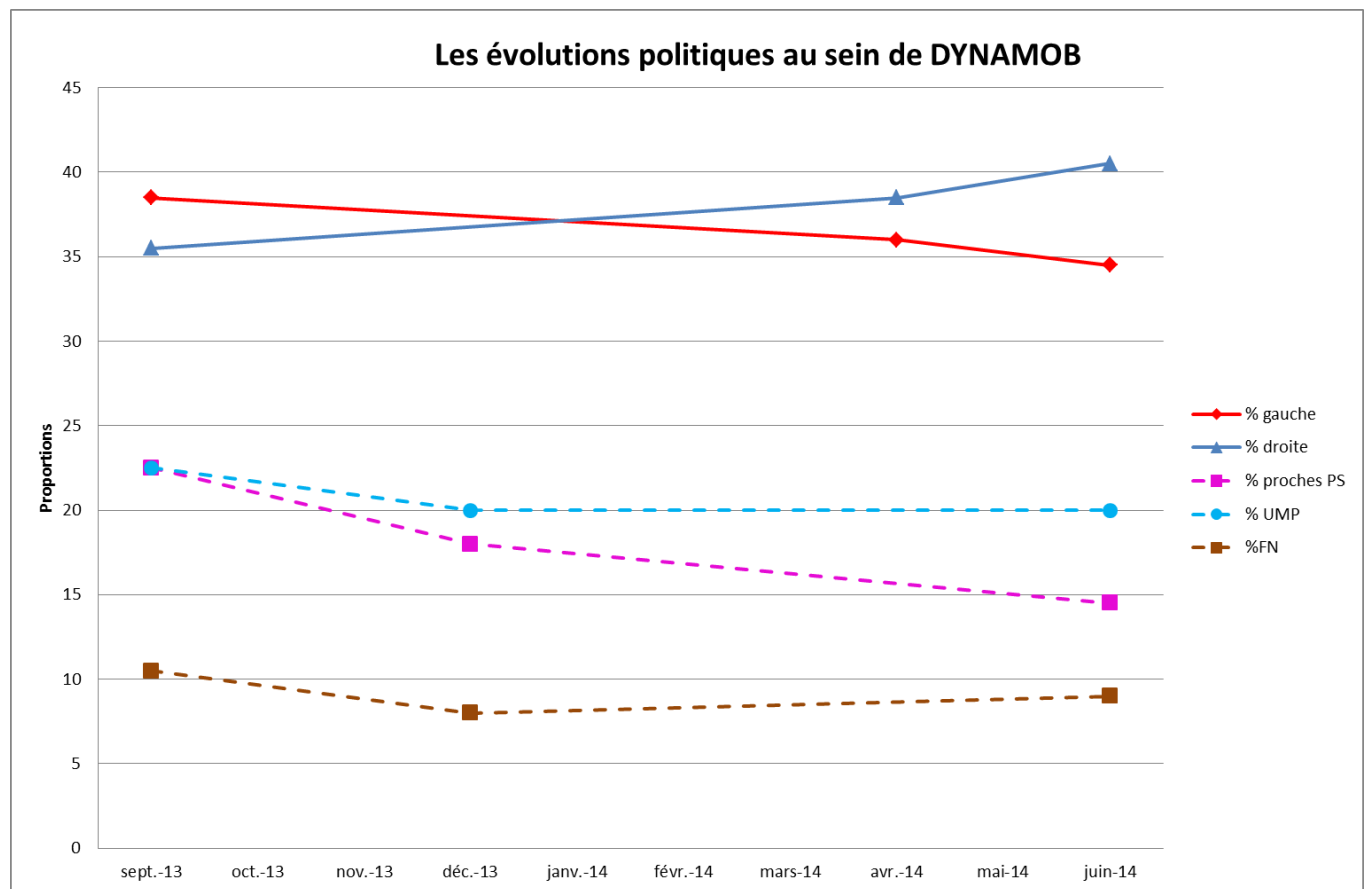
	Instabilité gauche / droite	Proximité partisane	Proba PS	Proba UMP	Proba FN	Proba Modem
type de réseau						
Dissensus	2.61***	2.18***	.97	2.48***	1.30	.64
pas d'info	1.43	1.80***	1.28	2.01***	1.19	1.06
Consensus (ref.)						
Diplôme						
Primaire	2.95***	1.69*	1.84*	1.57	2.98***	1.06
Secondaire	2.24***	1.36	1.52**	1.43*	1.85***	1.13
Bac	1.36	.82	1.38	1.42	1.55**	1.21
Supérieur (ref.)						
Intérêt politique						
Assez	1.40	.78	1.24	.81	1.49	1.30
Peu	2.34**	2.01	1.66*	1.25	2.03**	1.27
Pas du tout	3.93***	1.73	2.64**	1.21	3.87***	.90
Très intéressés (ref.)						
Age						
35-44 ans	.82	.77	.85	.74	.74	.98
45-54 ans	.79	1.02	.99	1.01	.90	1.28
55 ans et plus	.78	.65*	.80	.67	.68	1.18
18-34 (ref.)						
Sexe						
Femme	1.00	.91	1.01	.86	.64**	.90
Homme (ref.)						
R2	7%	7%	3%	4,5%	6%	1%

Bien sûr la compétence politique continue de peser : moins un individu est intéressé et diplômé plus grandes sont ses chances de changer de réponse. Mais en parallèle, les individus ayant un réseau dissensuel ont 2.5 fois plus de chances de changer d'alignement politique ou 2 fois plus de chances de changer de partis. Plusieurs mécanismes sont possiblement à l'œuvre derrière ce résultat : 1) un réseau dissensuel induit sans doute d'être plus souvent confronté aux informations dissonantes, celles qu'on laisse de côté dans les mécanismes de perception sélective ; 2) un réseau consensuel peut entretenir et maintenir des préférences alors qu'un réseau dissensuel les questionne et les met sous pression ; 3) un réseau dissensuel implique de devoir débattre plus souvent. Autrement dit une partie des changements ne sont pas le fruit du hasard ou de l'incompétence des répondants. Se donne à voir aussi dans le panel

l'impact des échanges d'opinions quotidiennes qui font évoluer et changer d'avis. En cela les citoyens constituent un ensemble plus effervescent qu'on pourrait le croire.

Des évolutions thermostatiques malgré tout

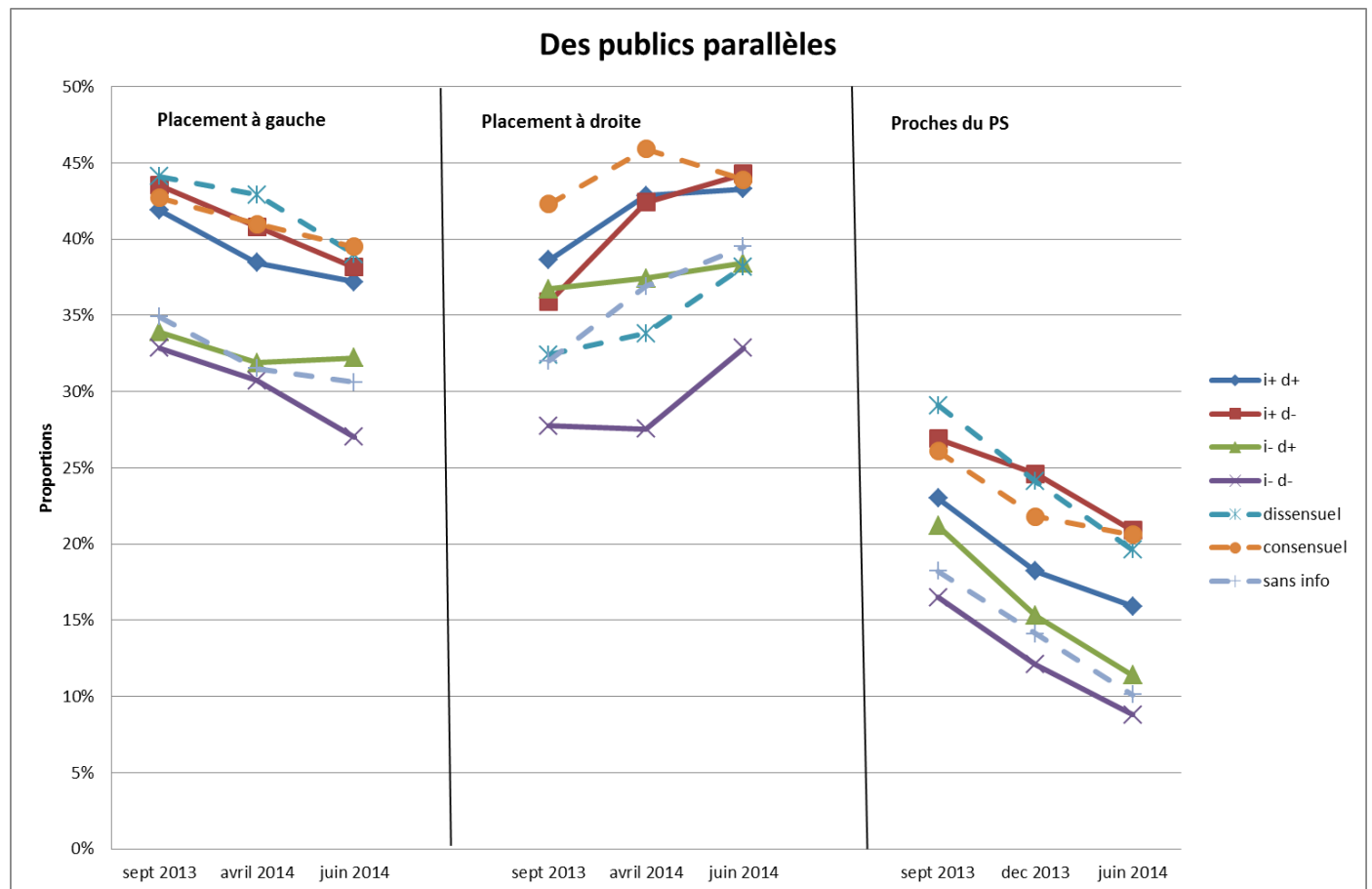
Jusqu'ici on a traité tous les mouvements de la même façon, sans se préoccuper de distinguer leur sens. Or ce n'est pas la même chose de fluctuer et d'avoir une tendance. Or les deux types de mouvements sont possibles : on peut effectivement constater des réponses au « hasard » et des évolutions en faveur d'un camp ou d'un autre produit notamment par le contexte sociopolitique des enquêtes. Ce type de mouvement a été théorisé avec le modèle thermostatique de l'opinion. Les critiques de cette approche pointent du doigt le fait que ces mouvements ont été constatés à partir de cumul d'échantillons et non du suivi d'individus dans le temps. De plus une période plus longue que celle qu'on couvre pour l'instant dans DYNAMOB (septembre 2013-juin 2014) pourrait apparaître nécessaire pour mesurer ce type de changement. De surcroît, il n'y a pas eu de crises politiques particulièrement marquantes dans cette période : l'intervention au Mali ou les manifestations anti-mariage pour tous ont eu lieu avant la première vague par exemple et même si le gouvernement Ayrault a démissionné après les élections municipales et les frondeurs ont commencé à se manifester, difficile de mettre ces événements sur le même plan.



Pourtant des évolutions significatives semblent bien avoir lieu, que ce soit sur la proximité partisane ou sur le placement sur l'axe gauche / droite. Ainsi entre la vague 1 et la vague 6 le rapport de force entre la gauche et la droite s'est inversé : on comptait 38.5% de panélistes à gauche et 35.5% à droite en

septembre 2013 ; ils sont respectivement 34.5% et 40.5% en juin 2014. Il faut rester prudent mais on peut relever que les évolutions ont également eu lieu entre avril et juin 2014.

Les évolutions de la proximité partisane mettent également en évidence la baisse de la gauche de gouvernement : la proximité au PS passe ainsi de 22.5% en septembre 2013 à 18% en décembre puis 14.5% en juin. De manière intéressante, l'UMP ne progresse pas dans la même période, au contraire puisque la proportion de proches de ce parti passe de 22.5% à 20% (ce qu'on peut aussi considérer comme de la stabilité). On retrouve dans les données de DYNAMOB un phénomène qu'on a pu également constater dans les évolutions de la popularité des partis depuis 2012 à partir des données de TNS-Sofrès : le PS a vu son image se dégrader depuis l'élection de François Hollande, ce qui est généralement le lot de tous les partis au pouvoir, mais cette évolution n'a pas profité à son principal concurrent, ce qui tranche avec le passé (Mayer, Tiberj, 2015). La part des sympathisants FN reste relativement stable (et vraisemblablement sous-déclarée).



Cette érosion de la gauche est-elle le fait de citoyens ordinaires, plus sensibles aux cadrages et au bruit médiatiques plutôt défavorables au président en place que des citoyens sophistiqués eux-mêmes plus souvent idéologisés et donc capables de résister ? Cette érosion apparaît-elle en priorité parmi les électeurs « dissensuels », qui ont plus de chances d'être confrontés à des vues discordantes ? Les électeurs « consensuels » résistent-ils mieux, protégés par leurs réseaux politiquement monocolores ?

Ces évolutions à l'échelle de l'ensemble des panélistes n'apparaissent pas comme le propre d'un groupe en particulier. En l'occurrence les évolutions comparées des panélistes selon leur niveau de diplôme et d'intérêt ou selon la structure de leur réseau suivent des évolutions parallèles. On aurait pu penser que les panélistes intéressés et diplômés seraient plus stables que le reste de l'échantillon. Pourtant parmi eux la droite progresse de 6 points (de 38% à 44%) tandis que la gauche régresse de 5 points (de 44% à 39%) et le PS de 5.5 points (de 26% à 20.5%). Ces évolutions sont assez similaires à celles des panélistes peu diplômés : la gauche régresse de 6 points (de 33% à 27%) et le PS de 7.5 points (de 16.5% à 9%) quand la droite progresse de 5 points (de 28% à 33%).

Les panélistes consensuels semblent être moins touchés par les mouvements thermostatiques que les dissensuels. Ainsi la droite ne progresse que de 1.5 point chez les consensuels contre 6 points chez les dissensuels tandis que la gauche régresse de 3 points contre 5 points et le PS de 5.5 points contre 9.5 points. On peut donc y voir un effet de résistance, les panélistes qui ont un réseau homogène seraient plus stables et moins sensibles aux cadrages médiatiques. Mais cela peut aussi être un effet retardant, ce qu'il conviendra de vérifier à l'avenir.

L'impact du temps sur le positionnement gauche / droite
par combinaisons diplôme / intérêt et types de réseaux

	Centre vs. Gauche		Droite vs. Gauche		N	
	Coef	erreur standard	Coef	erreur standard	Observations	Clusters
d+ i+	.02	.03	.05***	.01	1001	396
d+ i-	.01	.03	.02	.02	571	212
d- i+	-.03	.05	.05*	.03	408	145
d- i-	.05	.04	.08**	.04	451	169
Dissensuel	.01	.05	.05	.03	401	145
Consensuel	.02	.03	.02	.01	653	241
Sans info	.01	.02	.07***	.02	1377	536

Note de lecture : il s'agit ici d'une régression multinomiale sur données de panel (avec la correction des erreurs nécessaire). Les coefficients représentent l'impact du numéro de vague (donc du temps) sur le placement. Les clusters représentent les panélistes et les observations le nombre de fois où on dispose d'informations sur eux.

Avant d'en conclure, on a voulu vérifier si les évolutions constatées dans le temps étaient significatives ou non. La traduction empirique de l'hypothèse H4 implique de prendre le numéro de vague comme une variable approximante du « temps qui passe », avec l'idée que plus une vague est éloignée de septembre 2013 plus le contexte politique est défavorable au pouvoir en place. On a effectué cette analyse séparément pour chacune des combinaisons diplôme/ intérêt et des types de réseaux afin de vérifier la tendance dans le temps indépendamment des caractéristiques individuels des panélistes.

Les coefficients de régression sont positifs et vont donc dans le sens d'une « droitisation » des panélistes : ils oscillent entre +0.02 et +0.08. Néanmoins ils ne sont pas systématiquement significatifs. C'est notamment le cas pour les panélistes « consensuels ». Ce résultat renforce l'idée d'une plus grande résistance de leur part. Mais c'est aussi le cas des dissensuels. Néanmoins on peut considérer qu'il s'agit aussi d'un effet d'un effectif un peu trop réduit dans cette catégorie. Avec une mesure plus robuste de l'hétérogénéité des réseaux on obtiendra peut-être de meilleurs résultats. Enfin le « temps qui passe »

pèse significativement à la fois sur les électeurs les plus sophistiqués et les moins sophistiqués. Autrement dit, l'instabilité n'est pas qu'affaire de compétence politique, mais aussi de contexte politique. Il faut aussi noter que les évolutions semblent être plus prononcées parmi les citoyens les moins diplômés et intéressés.

Références

- Althaus Scott, *Collective preferences in Democratic Politics*, Cambridge, Cambridge University Press, 2003
- Blondiaux Loïc. Ce que les sondages font à l'opinion publique. In: *Politix*. Vol. 10, N°37. Premier trimestre 1997. pp. 117-136.
- Bourdieu Pierre, « l'opinion publique n'existe pas », *les temps modernes*, 318, janvier 1973, pp. 1292-1309
- Bourdieu Pierre, *La distinction : critique social du jugement*, Paris, Editions de Minuit, 1979
- Braconnier Céline, *Une autre sociologie du vote : Les électeurs dans leurs contextes : bilan critique et perspectives*, Paris, Lextenso Editions / LEJEP, 2010
- Braconnier Céline, Mayer Nonna, *les inaudibles : sociologie politique des précaires*, Paris, Presses de Sciences po, 2015
- Brehm John, *The Phantom respondents. Opinion surveys and political representation*, Ann Arbor, University of Michigan Press, 1993
- Converse P., 1964, « The nature of Belief Systems in Mass Publics » dans DAVID APTER (ed.), *Ideology and Discontent*, New York, Free Press.
- Eliasoph Nina *L'évitement du politique. Comment les Américains produisent l'apathie dans la vie quotidienne*, Paris Economica, 2010
- Enns Peter K., Kellstedt Paul M., « Policy mood and political sophistication: Why everybody moves mood », *British Journal of Political Science*, 38, 2008, 433-454
- Ferrand Alexis, « Les types d'opinion plurielle à l'élection présidentielle de 2012, un modèle d'explication par les caractéristiques des réseaux de relations », communication dans le cadre du congrès de l'AFSP, 2015.
- Gaxie Daniel, 1978, *Le cens caché : inégalités culturelles et ségrégation politique*, Paris, Editions du Seuil, 1978.
- Gaxie Daniel, 2007, « Cognitions, auto-habilitation et pouvoirs des « citoyens » », *Revue française de science politique* 6 (Vol. 57), p. 737-757
- Gonthier Frédéric, 2015, « Qui bouge quand l'opinion bouge ? », *Revue française de science politique*, n°1 (Vol. 65), p. 61-84
- Huckfeldt Robert, Johnson Paul, Sprague John, *Political disagreement: the survival of diverse opinions within communication networks*, Cambridge, Cambridge University Press
- Kellstedt Paul, 2003, *the mass media and the dynamics of American racial attitudes*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Le Hay Viviane, 2009-, « Le panel électoral français 2007 : enjeux de méthode », CAUTRES B et MUXEL A. (dir.), *Comment les électeurs font-ils leur choix ? : le panel électoral français 2007*, Paris, Presses de Sciences Po, pp. 259-284.
- Lehingue Patrick, *Subunda. Coups de sonde dans l'océan des sondages*, éditions du Croquant, Bellecombe-en-Bauges, février 2007
- Lehingue Patrick, *Le vote. Approche sociologique de l'institution et des comportements électoraux*, Paris, La Découverte, 2011
- Lewis-Beck Michael, *Economics and Elections : The major Western Democracies*, Ann Arbor, The University of Michigan Press, 1988

Mayer Nonna, Tiberj Vincent, "Où est passée la gauche? De la victoire de 2012 à la déroute de 2014", in TNS-Sofrès, *L'état de l'opinion 2015*, Paris, Seuil, p. 17-36

Michelat Guy, Simon Michel, « Les "sans-réponse" aux questions politiques : rôles imposés et compensation des handicaps », *Pouvoirs*, 33, 1985, p. 81-114

Monroe Kristen, *Presidential Popularity and the Economy*, New York, Praeger, 1984

Mueller John, *War, Presidents and Public Opinion*, Lanham, University Press of America, 1973

Mutz Diana, *Hearing the other side: deliberative versus participatory democracy*, Cambridge, Cambridge University Press, 2006

Muxel Anne, 2011, « Introduction : Qu'est-ce que l'âge en politique ? », dans Anne Muxel (dir.), *La politique au fil de l'âge*, Paris, Presses de Sciences Po, pp. 15-30.

Page Benjamin, Shapiro Robert, *The rational public: fifty years of trends in Americans' policy preferences*, Chicago, Chicago University Press, 1992

Percheron Annick, 1974, *L'univers politique des enfants*, Paris, Presses de Sciences Po

Popkin Samuel, *The reasoning voter : communication and persuasion in presidential campaigns*, Chicago, The University of Chicago Press, 1991

Schudson Michael, *The good citizen : a history of American civic life*, New York, Free Press, 1998.

Simon Jackman, Paul Sniderman, Vincent Tiberj, « Argumentation et raisonnement politique », in Gérard Grunberg, Nonna Mayer, Paul Sniderman (dir.), *La démocratie à l'épreuve*, Paris, Presses de Sciences Po, 2002, p. 239-272

Sniderman Paul, « The new look in Public Opinion Research », in Ada Finifter, *Political Science :The state of the discipline II*, Washington, APSA, 1993, p. 219-245.

Sniderman Paul Brody Richard, Tetlock Philip, 1991, *Reasoning and Choice : Explorations in Political Psychology*, Cambridge, Cambridge University Press.

Soroka Stuart, Wlezien, Christopher, 2009, *Degrees of Democracy: Politics, Public Opinion and Policy*, Cambridge, Cambridge University Press.

Stimson James, 1976, « Public Support for American Presidents : A Cyclical Model », *Public Opinion Quarterly*, 40, p. 1-21

Stimson James, 1991, *Public Opinion in America: Moods, Cycles, and Swings*, Boulder, Westview Press.

Stimson James, Tiberj Vincent, Thiébaud Cyrille, 2010, «Le mood, un nouvel instrument au service de l'analyse dynamique des opinions : application aux évolutions de la xénophobie en France (1999-2009) », *Revue française de science politique*, vol. 60, n°5, p. 901-926

Stimson James, Tiberj Vincent, Thiébaud Cyrille, 2013, "The Evolution Of Political Attitudes And Policy Preferences In France", in Alistair Cole, Sophie Meunier, Vincent Tiberj (ed), *Developments in French Politics 5*, Palgrave MacMillan, p.170-185

Tiberj Vincent, 2004, « Compétence et repérages politiques en France et aux Etats-Unis : une contribution au modèle de 'l'électeur raisonnant' », *Revue Française de Science Politique*, vol. 54, n°2, p. 261-287.

Tiberj Vincent, Denni Bernard, Mayer Nonna, 2013, « Un choix, des logiques multiples », *Revue française de science politique* n°2 (Vol. 63), p. 249-278

Wlezien Christopher, 1995, « The Public as Thermostat: Dynamics of Preferences for Spending », *American Journal of Political Science*, 39, pp 981-1000.

Zaller John, *The nature and origins of mass opinion*, Cambridge, Cambridge University Press, 1992

Zuckerman Alan, Dasovic Josip, Fitzgerald Jennifer, 2007, *Partisan Families : the social logic of bounded partisanship in Germany and Britain*, Cambridge Cambridge University Press.