

QUELQUES SUGGESTIONS D'APPLICATIONS AUX ENQUETES ELECTORALES DE METHODES UTILISEES DANS LES ENQUETES MARKETING - EXEMPLES DE LA PRESIDENTIELLE 2012 -

Daniel Bachelet ¹

¹ *Conseil en marketing et expert auprès de la Commission des sondages, 35 rue Victor Pauchet, 92420 Vaucresson, dbachele@club-internet.fr*

RESUME

Les enquêtes électorales et leurs exploitations rencontrent les mêmes difficultés que les enquêtes marketing dans plusieurs domaines. Cet exposé, présenté au 7^{ème} colloque francophone sur les sondages à Rennes (5-7 novembre 2012), a pour objectif de démontrer que l'utilisation de méthodes qui ont fait leurs preuves, notamment dans le marketing automobile¹, permettrait de faire des progrès dans la qualité des estimations des intentions de vote et dans la compréhension de leurs évolutions.

Le sujet étant vaste, nous n'avons présenté que trois domaines d'application : l'estimation des transferts d'intentions de vote par le modèle « Cannibal », la gestion des « non répondants partiels » et la recherche des critères de pondération les plus efficaces. Pour chaque domaine, les méthodes utilisées dans les enquêtes marketing sont résumées, puis les possibilités qui en résultent pour les enquêtes électorales sont décrites, suivies par les résultats obtenus pour un exemple d'application à la présidentielle France 2012 n'utilisant que les données publiées par les instituts de sondage sur leurs sites².

INTRODUCTION

Cet article cherche à démontrer que si la spécificité des enquêtes électorales ne doit pas être sous estimée, l'utilisation de beaucoup de méthodes mises au point pour l'élaboration et l'exploitation des enquêtes marketing, notamment pour les biens durables comme l'automobile, permettraient de faire des progrès dans la précision des estimations des intentions de vote et dans leur compréhension. Nous présenterons ci-après trois domaines d'application :

- **L'estimation des transferts (ou reports) d'intention de vote en cours de la campagne et entre le dernier sondage d'intention de vote et le scrutin** en utilisant les travaux sur « l'ensemble évoqué » ou sur les mesures de la concurrence entre produit par « Odd ratio » et la méthode « cannibal » non publiée, mais utilisée depuis plus de 20 ans par PSA Peugeot Citroën dans le domaine automobile. A titre d'exemple, nous présenterons l'application de cette méthode à l'estimation des transferts entre les intentions de vote estimées par le dernier sondage publié (ensemble de 8 instituts) et les votes du scrutin pour le premier tour de la présidentielle 2012 en France. Les résultats permettront de mieux comprendre les causes des principaux écarts d'estimation : Mélenchon +2.5, Le Pen -2.1, Bayrou +1.1, Hollande -0.8 et Sarkozy -0.7.
- **La gestion des « non répondants partiels »**, notamment les interviewés n'ayant pas exprimé de choix aux questions d'intentions de vote au premier ou au second tours et aux questions de souvenirs de vote, en utilisant pour estimer les données manquantes les

¹ L'auteur a été Directeur du Marketing à la Direction des Plans et Produits de PSA Peugeot Citroën de septembre 1976 à septembre 1998.

² Les données confidentielles que les instituts communiquent à la Commission des Sondages n'ont donc pas été utilisées. Précisons également que les opinions et propositions de cet exposé sont de la seule responsabilité de l'auteur et n'engagent en rien la Commission des Sondages.

méthodes d'imputation bien connues des statisticiens (Ardilly, 2006) et basées sur les questions corrélées (recherche d'individu semblable, chaîne de Markov et analyse discriminante, régression multiple ou autres). A titre d'exemple, nous présenterons les résultats d'une méthode de redressement originale des intentions de vote au second tour de la présidentielle 2012 en France utilisant une estimation des intentions de vote des interviewés n'ayant pas exprimé de choix pour le second tour, mais en ayant exprimé un pour le premier tour.

- **La recherche et le choix des critères de pondération** à retenir pour « redresser » les scores obtenus en utilisant toutes les informations disponibles dans l'enquête et connues par ailleurs. Une analyse discriminante pas à pas de la question constituant l'objectif principal de l'enquête permet de sélectionner les plus critères les plus efficaces. Pour les enquêtes d'intention de vote, cinq critères sociodémographiques et un ou deux souvenirs de vote sont souvent retenus a priori et les critères disponibles sont malheureusement limités. Le pouvoir discriminant mesuré par le ratio de la variance entre les candidats par la variance totale sera présenté pour les critères diffusés dans différentes enquêtes.

1 LA MESURE DE LA CONCURRENCE, LE MODELE CANNIBAL ET L'ESTIMATION DES TRANSFERTS D'INTENTIONS DE VOTE

1.1 Les mesures d'intensité de la concurrence dans les enquêtes marketing

Selon J.L. Chandon et A. Strazzieri (1986), l'approche de la concurrence sur la base de l'ensemble de considération (« evoked set ») a été proposée pour la première fois par Wilson en 1981, ce concept étant défini comme le « sous-ensemble des marques qu'un consommateur envisage d'acheter parmi l'ensemble des marques qu'il connaît dans une classe de produit donnée » (Howard J.A., 1977). Suite à quelques remarques de D. Bachelet (1987), J.L. Chandon et A. Strazzieri (1987) ont comparé les propriétés de divers indices d'association pour un tableau croisé 2 x 2 et ont montré l'intérêt de l'Odd ratio : $O = K \times N / L \times M$ ou de ses dérivés³.

Indice d'intensité de concurrence de B sur A	Marque considérée B	Autres marques
Marque achetée A	K	L
Autres marques achetées	M	N

L'Odd ratio et ses dérivés ont l'avantage de ne pas dépendre du taux de considération de la marque B : $K + M$ et de la pénétration de la marque A : $K + L$, ce qui est nécessaire pour mesurer une intensité de concurrence et non son ampleur. Mais l'Odd ratio varie entre 0 et l'infini et ses dérivés prennent des valeurs négatives. C'est pourquoi, nous utilisons une autre variante⁴ :

$$ODB = K \times N / (K \times N + L \times M)$$

Elle a les mêmes propriétés d'indépendance, mais elle a l'avantage de s'interpréter plus facilement avec :

- $ODB = 0$ en cas d'aucune concurrence : $K = 0$,
- $ODB = 1$ en cas de concurrence totale : L ou $M = 0$,
- $ODB = 0.50$ en cas de concurrence au prorata du marché : $K / (K + M) = (K + L) / (K + M + L + N)$.

Dans l'automobile, l'enquête inter constructeur NCBS (New Car Buyer Survey) comporte depuis les années 70 une question sur le modèle de « substitution », c'est-à-dire le modèle que l'interviewé déclare qu'il aurait acheté si celui qu'il a acheté n'avait pas existé. Ce modèle de substitution peut être considéré comme une variante de l'ensemble de considération avec un seul produit concurrent

³ Log O, Q de Quételet = $(O - 1) / (O + 1)$ et Y de Yule = $(O^{1/2} - 1) / (O^{1/2} + 1)$

⁴ Note interne PSA/DPP/MK DB/CC du 13 octobre 1988.

par acheteur. Il a l'avantage d'une réponse pour tous les interviewés (il y a très peu de non répondant à cette question), alors qu'une proportion importante d'acheteurs ne citerait que le modèle acheté comme « considéré »⁵ s'il n'y a pas eu d'hésitation avec un ou plusieurs autres modèles.

Ces indices d'intensité de concurrence ont été utilisés par PSA depuis le milieu des années 80 pour déterminer si les modèles Peugeot et Citroën ne se concurrençaient pas trop malgré leurs organes mécaniques communs, seules les carrosseries étant différentes. A titre d'exemple, le tableau ci après montre qu'indépendamment des niveaux de pénétration, la 205 concurrençait beaucoup plus la Super 5 que l'AX :

Indices d'intensité de concurrence⁶ (France AM1987)

AM1987	104	205	2CV	AX	Visa	R4	Super 5
104	100	71	31	56	69	60	46
205	71	100	10	58	52	19	83
2CV	31	10	100	72	81	96	36
AX	56	58	72	100	79	27	53
Visa	69	52	81	79	100	61	45
R4	60	19	96	27	61	100	63
Super 5	46	83	36	53	45	63	100

En revanche, 9 ans plus tard, la Saxo concurrençait sensiblement plus la 106 que les Twingo ou Clio, le véhicule Citroën ayant repris trop de pièces de la 106 pour économiser les investissements.

Indices d'intensité de concurrence⁷ (France AM1996)

%	106	AX	Saxo	Twingo	Clio
106	100	91	89	88	89
AX	91	100	95	85	77
Saxo	89	95	100	77	81
Twingo	88	85	77	100	84
Clio	89	77	81	84	100

Les indices d'intensité de la concurrence permettent aussi de définir des « segmentations produit », les segments regroupant les modèles les plus concurrents entre eux, en effectuant par exemple une typologie hiérarchique utilisant ces indices comme mesure de proximité. Cette approche est de loin préférable aux segmentations basées sur les caractéristiques des modèles (prix, type de carrosserie, longueur, largeur, hauteur, motorisation). Elle a par exemple été utilisée récemment pour élaborer des segmentations produit en Chine et au Brésil.

1.2 Les mesures du cannibalisme dans les enquêtes marketing

Pour les FMCG (Fast Moving Consumer Good), un tri sur des données de panel entre deux périodes suffit à déterminer l'origine des gains et des pertes de part de marché d'une marque. Mais pour tous les autres produits, dont l'automobile, ce n'est pas possible, les durées de conservation du produit étant trop longues et trop variables d'un utilisateur à l'autre.

La mesure de la concurrence en terme de volume, notamment entre les produits d'une même marque

⁵ La question de substitution NCBS a d'ailleurs été modifiée il y a quelques années et comporte maintenant une première question d'hésitation avec un autre modèle et, pour ceux qui déclarent ne pas avoir hésité, la question de substitution.

⁶ Ces indices ont été calculés sur la base des substitutions et symétrisés en faisant la moyenne des deux indices concernés (modèles A / B et B / A).

⁷ Ces indices ont été calculés sur la base des transferts fictifs estimés (voir le paragraphe suivant) hors fidélité et en faisant la moyenne des deux indices concernés (modèles A / B et B / A).

ou d'un même groupe (« cannibalisme ») est cependant indispensable pour définir les politiques de gamme et d'investissement, les ventes en cannibalisme ne rentabilisant pas l'investissement, quelque soit le volume de vente.

C'est pourquoi la méthode « cannibale » a été mise au point et est utilisée depuis 1986 par PSA Peugeot Citroën⁸. Cette méthode consiste à estimer la matrice T des « pseudo transferts⁹ » $t(i,j)$ entre deux périodes pour lesquelles les parts de marché sont connues : p_i^t et p_j^{t+1} avec $p^{t+1} = T \times p^t$ ou :

$$\sum_i t(i,j) \times p_i^t = p_j^{t+1}$$

Pour estimer les transferts $t(i,j) \times p_i^t$ nous disposons des substitutions, soit $s^{t+1}(i/j)$ et on fait l'hypothèse que ces transferts sont proportionnels aux scores de substitution, après en avoir déduit la proportion de fidèles f_i :

$$t(i,j) = (1 - f_i) \times s^{t+1}(i/j) / \sum_j s^{t+1}(i,j)$$

Dans une première version du modèle « cannibale », une résolution mathématique du système a été utilisée¹⁰. En effet, pour n produits, le système qui est linéaire en f, comporte alors les n -1 relations de parts de marché en t+1 à satisfaire et a donc un degré de liberté. Après quelques essais de fidélité maximum entre 0.70 et 1 pour le modèle ayant le plus progressé en part de marché, une estimation à 0.85 a été retenue. Naturellement, les transferts varient sensiblement selon l'hypothèse de fidélité maximum retenue, mais du point de vue marketing, c'est le solde des transferts entre deux produits $t(i,j) - t(j,i)$ qui présente un intérêt et celui-ci est très peu sensible à l'hypothèse de fidélité retenue.

Dans une seconde version, à partir de 1990, la méthode itérative classique utilisée pour les redressements d'enquête a été utilisée¹¹. En effet, la matrice de substitution peut être complétée sur la diagonale pour chaque produit i par le minimum des parts de marché p_i^t et p_i^{t+1} , ce qui correspond à la fidélité maximum possible pour le produit, modéré par un coefficient (0.85 retenu empiriquement). Les substitutions sont alors modifiées pour respecter les p_i^t mais les totaux dans l'autre sens ne sont pas égaux à p_i^{t+1} . Des itérations sont donc indispensables pour qu'à la fois les p_i^t et les p_i^{t+1} soient respectés.

Le tableau ci-dessous montre les résultats obtenus pour l'année modèle 1993, année du lancement de la Twingo :

Soldes des transferts entre modèles (France)

AM93 - AM92	Twingo	Super 5	Clio	Autres Renault	106	205	AX	Autres FR	Etrang.	Total 93-92
Twingo	0,00	0,21	0,67	0,02	0,16	0,18	0,18	0,03	0,61	2,06
Super 5 - R4	-0,21	0,00	-0,48	-0,06	-0,08	-0,07	0,12	-0,01	-0,32	-1,11
Clio	-0,67	0,48	0,00	-0,14	-0,25	0,78	0,07	-0,20	-0,06	0,01
R19-R21-R25	-0,02	0,06	0,14	0,00	0,00	0,03	0,06	0,29	-0,19	0,37
106	-0,16	0,08	0,25	0,00	0,00	0,95	0,23	-0,07	0,29	1,57
205	-0,18	0,07	-0,78	-0,03	-0,95	0,00	-0,27	-0,47	-0,92	-3,53
AX	-0,18	-0,12	-0,07	-0,06	-0,23	0,27	0,00	-0,21	-0,21	-0,81
Autres FR	-0,03	0,01	0,20	-0,29	0,07	0,47	0,21	0,00	0,48	1,12
Etrangères	-0,61	0,32	0,06	0,19	-0,29	0,92	0,21	-0,48	0,00	0,32
Total	-2,06	1,11	-0,01	-0,37	-1,57	3,53	0,81	-1,12	-0,32	0,00

A son lancement, la Twingo (2.06 % en AM93) a cannibalisé pour 0.21 % ce qui restait de la Super 5 (2.53 %), pour 0.67 % la Clio arrivée à son maximum (10.84 %) et pour 0.02 % divers modèles Renault, soit au total 0.90 % / 2.06 % = 40 % de sa part de marché. Le tableau suivant montre que

⁸ Note interne PSA/DPP/MK DB/CC du 13 février 1986.

⁹ L'interprétation est : « si tous les acheteurs de l'année t rachetaient un modèle l'année t+1 »

¹⁰ La résolution mathématique du système et sa programmation ont été faites par Bernard Oury et se trouve en annexe de la note citée.

¹¹ Méthode mise au point avec P. Lambert (PSA Peugeot Citroën).

pendant sa progression en AM 94 et AM95, ce taux de cannibalisme n'a pas beaucoup évolué.

Solde des transferts vers la Twingo (France)

Twingo	Super 5	Clio	T Renault	Concurrence	Twingo	Cannibalisme
AM93 - AM92	0,21	0,67	0,90	1,16	2,06	44%
AM94 - AM93	0,22	0,73	1,13	1,62	2,75	41%
AM95- AM94	-0,07	0,42	0,40	0,55	0,95	42%

1.3 L'estimation des transferts d'intentions de vote en cours de campagne électorale et entre le dernier sondage et le scrutin

Dans les enquêtes électorales, les transferts d'intentions de vote en cours de campagne présentent beaucoup d'intérêt. Mais, à notre avis, la détermination de ces transferts en utilisant un panel, comme pour les achats des FMCG, n'est pas à recommander. En effet, le risque d'un «biais de panel», dit de « conditionnement », est important. Il résulte d'un changement d'attitude et de comportement induit par l'interview répétée des individus sur le même sujet (voir Market - Etudes et Recherches en marketing, page 191- Nathan – Y. Evrard, B. Pras, E. Roux). Dans les panels d'achat, les nouveaux panélistes ne sont d'ailleurs pris en compte qu'après quelques mois. Pour la même raison, des panels ne sont pas utilisés pour les baromètres d'image ou d'opinion.

Heureusement, les questionnaires des baromètres d'intentions de vote comportent souvent une question sur la sûreté du choix et l'Ifop a demandé aux indécis un choix en second tout à fait utilisable comme mesure de la « considération », ce qui permet de mettre en œuvre la méthode « cannibale » s'il y a suffisamment d'indécis¹². Il n'y en a 30 % dans le dernier baromètre de l'Ifop avant le scrutin, soit 540 interviews d'indécis seulement, ce qui nous a conduit à utiliser aussi le baromètre précédent.

A titre d'exemple, nous avons estimé les transferts entre la moyenne des dernières intentions de vote des 8 instituts et le résultat du 1er tour en utilisant la méthode « cannibale » basée sur les sûrs de leur choix et les choix en second des indécis avec la méthode itérative pour respecter les dernières intentions de vote de la moyenne des instituts et le scrutin.

Le tableau 1A en annexe donne les scores en % des votants ayant exprimés un choix du dernier sondage publié par les instituts de sondage, la moyenne de ces scores, le résultat du scrutin et les écarts pour chacun des 10 candidats au premier tour qui vont de + 2.5 % pour J.L. Mélenchon à -2.1 % pour M. Le Pen. Ce tableau donne également :

- les « précisions » obtenues par chaque institut, « précisions » définies comme la moyenne des valeurs absolues des 10 écarts entre le dernier sondage et le scrutin. Ces écarts ne mesurent d'ailleurs pas que l'erreur du sondage propre à chaque institut (échantillonnage et surtout biais), mais aussi les évolutions possibles d'opinion dans les 3 jours précédant le vote et surtout la différence de nature entre une réponse à une enquête et un vote réel, facteurs communs à tous les instituts.
- les moyennes des scores obtenus par des sondages téléphoniques et ceux obtenus par internet¹³14. Les « précisions » sont voisines (téléphone : 0.82, internet : 0.76), un peu meilleure par internet qui sous estime un peu moins la droite.

Le tableau 1B en annexe indique les % d'interviewés sur le total des inscrits se déclarant sûrs de leur choix et les choix en second des indécis donnés par l'Ifop, ainsi que les estimations empiriques retenues pour les « petits candidats ». En raison des scores modestes de ces candidats, ces estimations ont peu d'influence sur les estimations de transfert des autres candidats.

¹² Le concept d'indécis étant assez flou et pour augmenter les effectifs de « second choix », il serait souhaitable de poser aussi à ceux qui se déclarent « sûrs de leur choix » une question de second choix en la formulant un peu différemment, par exemple « vous nous avez dit que vous voteriez pour XXXX ; si ce candidat ne se présentait pas, pour quel autre candidat de cette liste pourriez vous voter ? ».

¹³ BVA a recruté par téléphone et interrogé par internet pour ses enquêtes d'intentions de vote en 2012, mais ses résultats sont plus proches de ceux obtenus par téléphone avec lesquels ses résultats ont été regroupés.

Le tableau 1C en annexe donne les estimations des transferts entre le dernier sondage et le scrutin obtenues par la procédure itérative utilisée pour respecter le résultat définitif (en ligne) et le dernier sondage (en colonne). La diagonale donne les proportions d'interviewés n'ayant pas changés de candidats (par exemple 17.1 % pour F. Hollande) et les chiffres en gras les principaux transferts (par exemple 1.9 % ayant retenu J.L. Mélenchon dans le dernier sondage et F. Hollande dans le scrutin).

Le tableau 1D en annexe indique les soldes des transferts entre candidats. Par exemple 1.9 % de transferts de J.L. Mélenchon vers F. Hollande moins 1.4 % de transfert de F. Hollande vers J.L. Mélenchon conduisent à un solde de 0.5 % en provenance de J.L. Mélenchon vers F. Hollande.

Les principales conclusions à tirer de ces résultats sont à notre avis les suivantes :

- Pour J.L. Mélenchon, le recul de 1.9% des inscrits résulte principalement des pertes de 0.5% en faveur de F. Hollande (vote utile au dernier moment), de 0.6% en faveur de M. Le Pen et de 0.5% qui se sont abstenus ou ont voté blanc ou nul, ces derniers ayant progressé de 1.5 % des inscrits au 1^{er} tour à 4.7 % au 2^{ème} tour.
- Pour M. Le Pen, l'écart de + 1.7% s'explique par un gain de 1.1% sur les abstentionnistes et, plus surprenant, de 0.6% sur J.L. Mélenchon. Ce sont les nouveaux venus au candidat du FN qui ont été sous estimés (refus de répondre et / ou fausse réponse), les fidèles étant « redressés » par le souvenir de vote. Ce redressement suffit en effet en cas de stabilité ou de décroissance du FN (cas en 2007) car il n'attire dans ce cas presque uniquement que des « fidèles » qui sont redressés et ne fait que très peu de conquête que l'on ne sait pas redresser (Bachelet 2007) ; en revanche le redressement sur le souvenir de vote le sous-estime en cas de croissance sensible (2002 et 2012) qui résulte nécessairement de conquête sur les autres partis.
- Pour F. Bayrou, l'écart de - 0.8% résulte d'une perte de 0.4% en faveur de N. Sarkozy (vote utile au dernier moment) et de 0.5% qui se sont abstenus ou ont voté blanc ou nul.
- Pour F. Hollande, l'écart de + 0.7% s'explique par des gains de 0.5% sur J.L. Mélenchon (vote utile) et de 0.2% sur M. Le Pen.
- Pour N. Sarkozy, l'écart de + 0.6% provient d'un gain de 0.4% sur F. Bayrou (vote utile) et de 0.4% sur les abstentionnistes (mobilisation ou biais).

1.5 Les indices d'intensité de la concurrence entre les candidats

Des indices d'intensité de la concurrence entre les candidats de type « ODB » (voir le paragraphe 1.1) peuvent être calculés, soit avec les choix en second (tableau 1B), soit avec les transferts (tableau 1C), mais il faut exclure les sûrs de leurs choix dans le premier cas et les fidèles dans le second cas.

Le tableau 1E en annexe donne les résultats obtenus qui diffèrent très peu, que l'on prenne les choix en second ou les transferts après la procédure itérative permettant de les estimer. Sans surprise, les concurrences les plus fortes concernent d'une part J.L. Mélenchon et F. Hollande (0.87) et, d'autre part N.Sarkozy avec à la fois M. Le Pen (0.80) et F. Bayrou (0.79). Notons également que F. Bayrou concurrence un peu plus N. Sarkozy (0.77) que F. Hollande et que M. Le Pen concurrence N. Sarkozy (0.70), mais aussi à un moindre degré J.L. Mélenchon.

2 LA GESTION DES « NON REpondants PARTIELS¹⁵ »

2.1 Les non répondants partiels dans les enquêtes marketing

Pour les tableaux de résultats des enquêtes marketing, l'usage de loin le plus répandu est de présenter les données sur les répondants, avec l'hypothèse implicite que les résultats sur les non répondants (ne sait pas ou refus de répondre à la question) seraient identiques en moyenne à ceux

¹⁵ Il s'agit des interviewés n'ayant pas répondu à toutes les questions, mais à un nombre suffisant d'entre elles (par exemple 90 %) et notamment à la ou les questions concernant l'objectif principal de l'enquête.

des répondants, donc avec un risque de biais fonction à la fois de la question¹⁶ et de la proportion de non répondant. Cependant, dès que des méthodes d'analyse des données sont mises en œuvre, un remplacement des données manquantes est nécessairement utilisé pour les questions concernées, les répondants à toutes les questions étant trop peu nombreux (par exemple moins de 20 %) et a priori non représentatifs.

Les données manquantes sont parfois remplacées par les valeurs moyennes des répondants, avec le risque de biais déjà évoqué et une modification de la matrice des variances-covariances entre les questions (baisse de l'écart-type et des corrélations). Cependant, depuis de nombreuses années, des méthodes automatiques facilement utilisables sont proposées et utilisées. A titre d'exemples :

- pour les enquêtes européennes de PSA sur les attentes automobiles dites « courants automobile » (5 à 10000 interviews par pays en postal), la société Eole a utilisé pour les nombreuses questions d'attitude mesurant les attentes (1 à 10 % maximum de non répondant) la méthode dite du plus proche voisin (avec une distance du Khi2 ou une distance euclidienne) à l'intérieur des acheteurs du même modèle.
- Pour les enquêtes internationales inter constructeur dite NCBS (New Car Buyers Survey, 30 à 50000 interviews par pays en postal), la société Socio logiciel utilise pour PSA la méthode SAS dite des chaines de Markov dont l'algorithme conduit à des affectations qui donnent une matrice des variances-covariances aussi proche que possible de celle calculée sur les répondants aux questions prises 2 à 2.

Mais lorsqu'une question a un taux de non répondants de plus de 10 % sur un sujet important pour les objectifs de l'enquête, nous préférons utiliser des méthodes d'estimation des valeurs manquantes par des modèles linéaires mis au point sur les répondants en se limitant aux variables explicatives significatives. Il s'agit le plus souvent de variables discrètes et donc d'analyses discriminantes ou, lorsque ce sont des variables quantitatives, de régressions multiples. Ces méthodes permettent en effet, d'une part de déterminer le meilleur estimateur linéaire avec les informations disponibles dans l'enquête et, d'autre part, d'avoir une mesure de la précision à attendre de l'estimateur (taux de bien classés ou % de variance expliquée), contrairement aux méthodes du « plus proche voisin » et des « chaines de Markov » qui sont des « boîtes noires »¹⁷. Mais s'il y a plusieurs questions qui doivent faire l'objet de ce type de méthode, il sera nécessaire de procéder par itération, les non répondants aux questions explicatives ayant été pour la première itération crédités d'une valeur moyenne ou mieux, d'une valeur obtenue par les méthodes automatiques.

Nous avons dû à plusieurs reprises avoir recours à ces méthodes utilisant un modèle explicatif, dont les résultats sont souvent intéressants en eux même. A titre d'exemple citons deux cas où cette démarche a donné des résultats très satisfaisants et assez sensiblement différents des méthodes automatiques, une seule itération s'étant révélée utile :

- le nombre d'enfants de 18 ans ou moins dans plusieurs enquêtes « courants automobiles » comportait des taux de non répondants importants dans certains pays (par exemple en France 27 %) et avec, dans d'autres pays, le codage n'ayant pas permis de bien distinguer le zéro enfant de la non réponse (Allemagne). Une analyse discriminante bayésienne en 5 catégories (0 à 4 enfants et plus) effectuée sur les années pays ayant très peu de non répondants a été utilisée pour affecter les non répondants et a donné de bon résultats (taux de bien classés de 87 %), les affectations étant plus plausibles que celles obtenues par la méthode du plus proche voisin.
- la distinction entre la voiture principale (celle utilisée pour les voyages en famille) et la seconde voiture (conduite par un des conjoints), n'existait pas dans le questionnaire NCBS Brésil contrairement aux autres pays, alors que les attentes sont naturellement très

¹⁶ « Lorsque la non réponse est liée au sujet même de l'enquête » (P. Ardilly, 2006). Par exemple les kilomètres annuels parcourus par le véhicule possédé dans une enquête téléphonique sont sous estimés, les gros rouleurs étant moins souvent chez eux.

¹⁷ Une comparaison entre la matrice des corrélations pour l'ensemble des individus entre les variables après remplacement et la matrice des corrélations pour les répondants aux variables prises deux à deux avant remplacement peut cependant donner des indications sur la qualité des remplacements effectués.

différentes. La cylindrée de l'autre voiture, comparée à celle de la voiture faisant l'objet de l'enquête a permis d'affecter celle ayant la moins forte cylindrée à la catégorie seconde voiture. Malheureusement, cette question comportait 24 % de non répondants sur 12000 couples multi équipés (42 % du marché brésilien en 2010). Une analyse discriminante (AD) des secondes voitures par rapport aux premières a conduit à un taux de bien classés de 66 % avec une cinquantaine de questions retenues sur les 120 questions candidates. Le taux de seconde voiture a ainsi été estimé à 43 %, à comparer à 27 % en utilisant une chaîne de Markov dont les résultats se sont révélés être sensiblement moins discriminants des segments produits du modèle acheté (écart-type entre les segments de 13 % à comparer à 20 % avec l'analyse discriminante). L'affectation par l'AD a même été retenue pour les répondants comme plus pertinente que celle utilisant les cylindrées !

Mais il est parfois nécessaire de définir des procédures plus adaptées à certains types de questions. Citons deux exemples, toujours dans le domaine automobile :

- Pour le prix payé à l'achat, critère de segmentation produit et clientèle très important, il faut non seulement estimer une valeur pour chaque non répondant, mais aussi corriger les valeurs aberrantes. Une procédure sophistiquée et automatisée a été mise au point en utilisant les médianes et quartiles au niveau de la version motorisation-carrosserie du modèle lorsque l'effectif le permettait (8 répondants et plus), ou sinon au niveau modèle carrosserie, ou sinon au niveau du segment produit.
- Les questions comportant plusieurs modalités ordonnées sensées être discriminantes du modèle acheté doivent souvent être quantifiées pour être plus commodément utilisées dans les analyses discriminantes et les typologies, par exemples les fréquences d'utilisation comme le domicile travail, conduire les enfants à l'école ou les questions d'opinion cherchant à mesurer les attentes par une échelle de tout à fait d'accord à pas d'accord du tout. Cette quantification se fait par des analyses factorielles de correspondance du tableau de la question croisée par une segmentation produit ou par le modèle acheté avec les projections sur l'axe 1 des modalités de la question¹⁸; si les non répondants sont en nombre suffisant, leur projection est alors utilisée comme valeur de remplacement.

2.2 Les non répondants partiels dans les enquêtes électorales

Dans les enquêtes électorales, dès que les taux de non répondants pour les interviewés qui se déclarent « certains d'aller voter » (« NR ») ne sont pas négligeables (> à 5 ou 10 %), une analyse discriminante bayésienne¹⁹ des répondants (avec autant de modalités que de candidats, plus les abstentions et les votes blanc-nuls) en fonction des autres questions de l'enquête posées régulièrement et susceptibles d'être corrélées permettrait de déterminer leur affectation de manière plus pertinente que de les répartir au prorata des répondants.

Pour la question d'intention de vote au 1er tour de la présidentielle 2012, les tableaux diffusés sur leur site par les instituts :

- soit ne donnent pas les % d'interviewés qui ont exprimé un choix pour un candidat, bien que ce soit la base de leurs scores d'intentions de vote (CSA, l'Ifop et Harris Interactive),
- soit indiquent les % de ceux qui n'ont pas exprimés une intention de vote pour un candidat (Sans Intention de Vote ou « SIV»), ce qui comprend les non répondants (NSP, refus, pas encore décidé), mais aussi les intentions de s'abstenir ou de voter blanc. C'est le cas pour TNS : 26 % (téléphone), LH2 : 28 % (téléphone), Opinionway : 8 % (internet) et BVA : 5 % (recrutement par téléphone et interrogation par internet),
- soit distinguent la proportion de ceux qui déclarent qu'ils ne sont pas certains d'aller voter et le % de ceux qui n'ont pas exprimé d'intentions de vote, comme Ipsos (téléphone) avec 17 % considérés comme abstentionnistes et 13 % de non exprimés (ne sait pas, refus ou blanc).

¹⁸ Ce qui permet aussi de vérifier la linéarité (seul l'axe 1 est significatif) et, sinon, d'utiliser aussi l'axe 2.

¹⁹ Les analyses discriminantes bayésiennes tiennent compte du poids des différentes modalités (ici les intentions de vote déclarées par candidat) et donnent de bien meilleurs taux de bien classés lorsque ces poids sont extrêmement variables, ce qui est le cas pour les intentions de vote, même avec quelques regroupements.

Les non répondants sont à distinguer des interviewés déclarant avoir l'intention de s'abstenir²⁰ ou de voter blanc et ne doivent comporter que les refus et les NSP (non suggérés). Pour le 1^{er} tour de la présidentielle 2012, il y en aurait eu plus de 10 % dans les enquêtes téléphoniques et seulement quelques % dans les enquêtes par internet, probablement en raison d'une acceptation préalable de recrutement dans un panel ou d'un stimulus.

Dans les enquêtes téléphoniques sur la présidentielle, une AD de la question d'intention de vote au 1^{er} tour serait donc très utile et devrait comporter comme variables explicatives les questions de souvenirs de vote disponibles, la question de proximité partisane²¹ et les questions sociodémographiques détaillées²² sont à utiliser. Précisons que les non répondants à ces questions « explicatives » sont des modalités à conserver si leurs effectifs sont suffisants.

Pour les questions de souvenirs de vote, le remplacement des « NR » par le résultat d'AD doit être fait lorsque ces questions sont utilisées ou susceptibles d'être utilisées comme critères de redressement. Pour le 1^{er} tour de la présidentielle 2012, c'est le cas du 1^{er} tour de la présidentielle 2007 qui comporte entre 15 % (internet) et 20 % (téléphone) de NSP, oubli, refus, abstentions, non inscrits sur les listes électorales, soit environ 10 % de NR. C'est aussi le cas a fortiori des élections régionales 2010 ou européennes 2009 lorsqu'elles sont utilisées puisqu'elles comportent plus du double de NR que les présidentielles.

Pour les intentions de vote au 2^{ème} tour de la présidentielle 2012, Ipsos indique que 19 % et LH2 16 %²³ des interviewés certains d'aller voter n'ont pas exprimés d'intentions de vote, donc NR et votes blancs. La réaffectation par une AD des NR est donc à notre avis indispensable, il y a en effet peu de chance pour qu'ils votent comme les répondants. Mais le souvenir de vote au 1^{er} tour est de loin la question la plus explicative du choix au second tour et il est donc possible de tenir compte de cette information pour estimer les intentions de vote des NR du 2^{ème} tour ayant répondu au 1^{er} tour, sans avoir besoin des données individuelles.

2.3 Les non répondants à la question d'intention de vote au 2^{ème} tour de la présidentielle 2012

Les non exprimés ayant déclaré avoir l'intention de voter ont de fortes chances d'arbitrer entre les 2 candidats comme les interviewés ayant voté pour le même candidat au 1er tour, sauf à voter blanc²⁴.

Or, les interviewés déclarant avoir voté au 1^{er} tour F. Bayrou et M. Le Pen représentent environ 65 % des SIV (choix non exprimés) au 2^{ème} tour, en dehors des 22 % d'ABS-BN (abstentionnistes+blanc-nuls) du 1er tour et les interviewés ayant choisi ces candidats ont des reports de voix plus élevés en faveur de N. Sarkozy que pour F. Hollande.

Avec un redressement classique sur le 1er tour, les NR sont répartis comme les ABS-BN au prorata du total des intentions de vote exprimées pour les 2 candidats, moins nombreuses pour N. Sarkozy, ce qui conduit tous les instituts à un biais en faveur de F. Hollande de 1.1 % en moyenne (52.8 % / 51.6 %) et de 0.9 à 1.9 % selon les instituts comme le montre le tableau 2A en annexe.

Ce tableau donne également deux autres estimations obtenues en répartissant les interviewés n'ayant pas exprimés d'intentions de vote (« SIV ») au second tour en totalité ou en partie en fonction des choix déclarés entre F. Hollande et N. Sarkozy par les interviewés ayant voté au 1^{er} tour pour le même candidat et ayant déclaré un choix au second tour. Ces estimations sont un peu plus élevées pour N. Sarkozy et très proches du score réel: 51.7 % et 51.5 % / 51.6 %.

Pour estimer les résultats du 2^{ème} tour redressé par les résultats du 1^{er} tour, il faut connaître les reports entre le 1er et le 2ème tour. Heureusement, 8 instituts ont publiés les reports de voix pour J.L. Mélenchon, F. Bayrou et M. Le Pen, 6 pour F. Hollande et N. Sarkozy, 3 pour les

²⁰ L'abstention n'est pas suggérée dans la question d'intention de vote, mais fait l'objet d'une question préalable, généralement avec une échelle (tout à fait certain d'aller voter / tout à fait certain de ne pas aller voter) pour tenter, en ne retenant que les tout à fait certains, de ne pas trop sous estimer les taux d'abstentionnistes.

²¹ « De quel parti diriez-vous que vous vous sentez le plus proche ou le moins éloigné % », avec une liste réponse.

²² Les questions sociodémographiques et leurs modalités retenues pour les quotas ne sont pas nécessairement les plus discriminantes des choix (voir le paragraphe 3 sur les critères de redressement).

²³ TNS donne une proportion de 28 % n'ayant pas exprimé d'intention de vote, mais cette proportion comprend les abstentionnistes.

²⁴ Il y a eu au 2^{ème} tour de 2012, 4.7 % de votes blancs ou nuls sur les inscrits, à comparer à 1.5 % pour le 1^{er} tour et à 3.5 % et 4.3 % aux 2èmes tours des présidentielles 2007 et 2002.

abstentionnistes du 1^{er} tour et 1 pour E. Joly, mais pour les 4 « petits candidats », nous avons dû faire des hypothèses, sans grande conséquence sur le résultat compte tenu de leur poids très faibles dans les votes au 1^{er} tour.

Le tableau 2B en annexe récapitule ces reports qui sont calculés sur la base des inscrits et comportent donc les abstentionnistes qu'il faudrait éliminer pour n'avoir que les non répondants. Les proportions d'abstentionnistes au 2^{ème} tour, définis comme les interviewés qui se déclarent pas tout à fait certains d'aller voter et croisés par le candidat choisi au 1^{er} tour, n'est donné que par Ipsos et figurent également dans le tableau 2B (colonne « ABS »).

Les trois tableaux 2B, 2C et 2D donnent les données et calculs ayant permis d'aboutir aux trois estimations figurant dans le tableau 2A :

- Le tableau 2B correspond à la méthode de redressement classique sur les votes du 1^{er} tour appliquée aux reports moyens donnés par les 8 instituts : la répartition des intentions pour le second tour entre F. Hollande, N. Sarkozy et les SIV de chaque candidat du 1^{er} tour est multipliée par le score de ce candidat au 1^{er} tour. Par exemple les 7.1 % d'interviewés déclarant avoir voté pour F. Bayrou sont ventilés entre F. Hollande $7.1 \times 34 \% = 2.4 \%$, N. Sarkozy $7.1 \times 37 \% = 2.6 \%$ et les SIV $7.1 \times 29 \% = 2.0 \%$; au total, F. Hollande obtient 43.1, N. Sarkozy 38.7 et les SIV 18.1. Ces SIV sont alors répartis au prorata des intentions exprimées, ce qui donne 52.8 % pour F. Hollande et 47.2 % pour N. Sarkozy. Ce score est logiquement très proche de celui obtenu en faisant la moyenne des scores publiés par les 8 instituts (52.75 %).
- Le tableau 2C correspond pour chaque candidat du 1^{er} tour à une répartition des SIV du 2^{ème} tour entre F. Hollande et N. Sarkozy au prorata des exprimés du 1^{er} tour, ce qui revient à supposer que les reports indiqués par les instituts ne concernent que les certains d'aller voter et que les SIV s'identifient aux NR. Par exemple, pour F. Bayrou :

$$7.1 \times (34 + 29 \times 34 / 100 - 29) = 3.4 \%$$

Cette estimation qui conduit à 51.7 % pour F. Hollande a été faite le samedi 5 mai, la veille du scrutin, en utilisant la moyenne des reports des 8 instituts avec une variante utilisant la moyenne des estimations des instituts par la même méthode, mais faite avec les données de chaque institut, ce qui donnait une estimation peu différente : 51.9 %²⁵.

- Les SIV figurant dans les tableaux publiés des instituts comportent aussi des abstentionnistes contrairement à l'hypothèse faite avec la méthode du tableau 2C. Faute de connaître les reports pour les NR, nous avons estimés les NR par les SIV déflatés du taux d'abstentionnistes du chaque candidat du 1^{er} tour (voir le tableau 2D). Par exemple, pour les interviewés ayant déclaré avoir voté F. Bayrou (7.1 %), les 16 % « pas tout à fait certains d'aller voter » au 2^{ème} tour ont été considérés comme des ABS+BN (soit $7.1 \times 16 \% = 1.1$ et les 84 % autres répartis au prorata des reports de ce candidat, soit pour F. Hollande :

$$7.1 \times (34 \times 84 \% + 29 \times 84 \% \times 34 / (100 - 29)) = 2.9 \%$$

Cependant, pour les 22 % d'ABS+BN du 1^{er} tour, nous avons supposé que les 41 % de SIV seraient tous des ABS+BN, ce qui conduit à une estimation d'ABS+BN de 24.6 % très proche de la proportion réelle (24.3 %). La répartition au prorata des exprimés de ces 24.6 % qui ne comportent alors par hypothèse plus de NR conduit à une estimation de F. Hollande de 51.5 %.

Ces résultats montrent à notre avis que dans les enquêtes électorales d'intentions de vote, d'une part il ne faut pas mélanger les non répondants, les intentions de vote nul et les abstentionnistes et, d'autre part, que les non répondants ne votent pas nécessairement comme les répondants. Il faut donc rechercher à estimer leur réponse probable dès que leur proportion n'est pas négligeable, en utilisant d'autres informations de l'enquête, par des analyses discriminantes, des méthodes automatiques de type « plus proches voisins » ou « chaîne de Markov » ou encore par un simple tri lorsqu'il n'y a qu'une variable explicative, les votes au 1^{er} tour d'une présidentielle permettant de définir très simplement les plus proches voisins des non répondants du second tour !

²⁵ Ces estimations ont été communiquées à titre d'information à quelques membres de la Commission des Sondages.

3 LE CHOIX DES CRITERES DE REDRESSEMENT

3.1 Le choix des critères de redressement dans les enquêtes marketing

Dans les enquêtes marketing par téléphone, par internet ou par la poste, malgré le tirage aléatoire des interviewés, la qualité discutable des bases de sondage et les proportions importantes de non-répondants à l'enquête rendent indispensables un redressement de l'échantillon pour en améliorer la représentativité.

Améliorer la représentativité signifie réduire les biais sur la question qui constitue l'objectif principal de l'enquête. Redresser signifie pondérer les interviewés sur les critères disponibles dans l'enquête les plus discriminants de cette question et connus sans biais par ailleurs.

Pour choisir les critères les plus efficaces, il suffit d'effectuer une analyse discriminante pas à pas des modalités de la question qui constitue l'objectif principal de l'enquête en fonction des questions disponibles dans l'enquête et connus sans biais.

A titre d'exemple, pour des enquêtes dans plus de 20 pays sur la fidélité des automobilistes pour leurs opérations après vente au garage de la marque automobile achetée (1500 interviews téléphoniques par marque souscripteur, soit environ 6000 par pays), Ipsos a effectué à notre demande des analyses discriminantes en fonction d'une demi-douzaine de critères précédemment utilisés et de quelques autres critères²⁶ pour n'en retenir que 2 en optimisant leurs modalités (âge du véhicule en 10 catégories et véhicule neuf + véhicule d'occasion de la marque / véhicule de d'occasion de la concurrence).

Le redressement utilisé précédemment comportait pour chaque marque 5 critères : l'âge du véhicule, son type (véhicule neuf, véhicule d'occasion de la marque, véhicule de d'occasion de la concurrence), son niveau de gamme (petites voiture, moyenne inférieure, moyenne supérieure, haut de gamme, utilitaire), son kilométrage et la région. Les coefficients de pondération déterminés pour respecter les distributions marginales sur ces critères étaient très dispersés pour certains pays et certaines marques et pouvaient atteindre 10 (cas par exemple de Renault pour l'Italie). Le coefficient d'accroissement de la variance d'échantillonnage²⁷ qui en résultait se situait alors entre 1.5 et 2, ce qui correspond à une diminution d'autant de la taille de l'échantillon. Les deux critères retenus ont permis de limiter l'accroissement de variance à 1.05 – 1.10 tout en redressant la quasi-totalité des biais sur les 5 critères en raison de leurs fortes corrélations.

3.1 Le choix des critères de redressement dans les enquêtes électorales

Les instituts effectuent tous un redressement sur les 5 critères sociodémographiques utilisés dans les enquêtes « omnibus » : sexe, âge, profession du chef de famille ou de l'interviewé, région et catégorie d'agglomération. Les médias peuvent ainsi indiquer que « l'échantillon est représentatif de la population française de 18 ans et plus », phrase ambiguë puisque l'échantillon n'est alors représentatif que sur les 5 critères ayant fait l'objet du redressement et pas nécessairement sur d'autres critères comme l'opinion politique.

Un redressement pour être représentatif au plan politique est indispensable, non seulement parce que les NR à l'enquête n'ont aucune raison d'avoir les mêmes opinions politiques que les répondants, mais aussi en raison de fausses réponses éventuelles sur des sujets sensibles comme le vote FN. C'est pourquoi, pour les sondages d'intentions de vote, les instituts utilisent comme critère de redressement, en plus des critères sociodémographiques, un ou plusieurs souvenirs de vote choisis a priori (élection de même type, élection plus récente, ...). A notre connaissance, le choix de ces critères n'a pas fait l'objet d'une AD pas à pas de la question d'intentions de vote pour rechercher les critères les plus discriminants, AD qu'il n'est pas possible de réaliser sans les fichiers au niveau individuel. Les tableaux publiés, notamment par Ipsos et l'Ifop, permettent en revanche de calculer le pouvoir discriminant (variance expliquée ou inter candidat / variance totale) de chacun des 5 critères utilisés, ainsi que d'un certains nombre d'autres qu'il serait envisageable d'utiliser, par

²⁶ Les critères ont été préalablement linéarisés en utilisant les tris des taux de fidélité pour chaque critère.

²⁷ Ce coefficient est approximativement la somme des produits de chaque coefficient de pondération par le poids redressé correspondant.

exemples le niveau d'études, le statut professionnel (salarié du public, du privé, indépendant-employeurs) ou les habitudes média.

Les instituts présentent toujours ces tableaux en donnant les intentions de vote pour chaque modalité du critère, par exemple les intentions de vote au 1^{er} tour de la présidentielle des 60 ans et plus, ce qui est logique pour une analyse sociologique et permet de constater qu'ils préfèrent N. Sarkozy (35.5 %) à F. Hollande (29 %) contrairement à l'ensemble des électeurs (25.5 % / 29 %). Mais en marketing et s'il s'agit de déterminer le pouvoir discriminant d'un critère, c'est pour chaque candidat la répartition des interviewés ayant déclaré avoir l'intention de voter pour lui selon les modalités du critère qui est à considérer, soit le même tableau mais en % vertical et non en % horizontal. Par exemple la répartition par classe d'âge des électeurs de N. Sarkozy qui montrent ses scores inférieurs à la moyenne parmi les 34-44 ans (12 % / 16 % pour l'ensemble des électeurs) et les 45-59 ans (21 % / 27 %).

Le tableau 3A en annexe montre à titre d'exemple un tri par âge et un sur le souvenir de vote au 1^{er} tour de la présidentielle 2007 issus de données Ipsos (baromètre d'intention de vote, vague 18, terrain 19-20 avril) en % vertical. Ainsi présenté, ce type de tableau décrit la clientèle de chaque candidat. Les variances expliquées, rapport de la variance entre les candidats à la variance totale²⁸ figurent dans la dernière colonne du tableau. L'âge de l'interviewé n'explique de 3.0 % de la variance totale entre les candidats, alors que le souvenir de vote du 1^{er} tour de la présidentielle 2007 en explique 43 %.

Le tableau 3B permet de comparer les pouvoirs explicatifs discriminants les intentions de vote au 1^{er} tour de la présidentielle 2012 des critères dont les tris ont figuré sur les sites internet d'Ipsos ou de l'Ifop :

- Les critères sociodémographiques utilisés par les instituts en tant que quotas et critères de redressement²⁹ sont peu discriminants des intentions de vote : âge (3.0 %), sexe (1.2 %), CSP du chef de famille (2.4 %) ou de l'interviewé (1.8 %) en 7 modalités et la catégorie d'agglomération en 3 ou 4 modalités (1.3 %). Leur utilisation pour le redressement ne peut cependant être que bénéfique puisqu'ils corrigent les biais même très faibles dont ils pourraient être responsables, sans accroître sensiblement le bruit d'échantillonnage, les poids des modalités de ces critères étant peu différents de 1 en raison des quotas.
- A l'inverse, les souvenirs de vote sont très discriminants, 43 % pour le 1^{er} tour de la présidentielle 2007, 63 % pour le 2^{ème} tour et 48 % pour le 1^{er} tour des régionales 2010, même si les résultats indiqués sont un peu surestimés puisqu'ils ne concernent que les souvenirs « exprimés » (hors NR, ABS, BN). La question de proximité politique est également très discriminante (50 %), mais sa répartition sans biais n'est pas connue.
- Parmi les autres critères sociodémographiques, le niveau d'étude (Ipsos) se révèle le plus discriminant de ce type de critère (3.7 %), mais le statut professionnel de l'interviewé de l'Ifop³⁰ donne des résultats décevants (1.4 %). Pour « épauler » les souvenirs de vote, il faudrait peut-être croiser les CSP par le statut professionnel, y compris pour les retraités, et davantage détailler les CSP, en séparant par exemple les cadres sup des professions libérales et les enseignants des autres salariés. A titre d'exemple, les intentions de vote des enseignants du public et celles des enseignants du privé sont de respectivement pour F. Hollande de 50 % / 27 %, pour F. Bayrou de 17 % / 29 % et pour N. Sarkozy de 9 % / 28 % (Ifop, 11-15 février 2012).

La difficulté est qu'il y a peu de critères en dehors des votes passés qui soient à la fois bien discriminants des intentions de vote et connus sans biais pour les électeurs potentiels (18 ans et plus). Le tableau 3C donne les résultats d'un essai avec les habitudes média (Ifop 21-23 avril, 6210 interviews). Les habitudes média font en effet l'objet d'enquêtes très contrôlées en raison de leur

²⁸ La variance entre les candidats est la somme des carrés des écarts à la moyenne pondérée par l'intention de vote $(61 - 25)^2 * 1.5 + \text{etc.}$ qu'il faut diviser par la variance totale $25 * (100 - 25) = 19$ pour obtenir la variance expliquée : 2.4 % pour les 18-24 ans.

²⁹ La région qui est le 5^{ème} critère utilisée par les instituts n'a pas pu être étudiée, faute de tableau publié.

³⁰ Salarié du public, du privé, indépendant-employeur, retraité, autre inactif (Ifop vague 8, 12-15 avril 2012).

influence sur la tarification des publicités, mais les modalités de ces enquêtes sont complexes alors que les questions qui pourraient être posées dans une enquête d'intentions de vote doivent être beaucoup plus simples.

Ces habitudes media sont en effet bien discriminantes des intentions de vote, notamment le journal télévisé avec pour TF1 et A2 : F. Hollande 17 % / 36 %, N. Sarkozy 38 % / 24 % et M. Le Pen 27 % / 12 %. Le ou les hebdomadaires lus régulièrement sont encore plus discriminants avec pour Le Nouvel Observateur et Le Figaro Magazine : F. Hollande 52 % / 10 % et N. Sarkozy 14 % / 63 %, mais avec une forte proportion de personnes qui n'en lit aucun.

L'Ifop n'ayant publié que les intentions de vote par média et pas la répartition des médias pour l'ensemble des interviewés ou l'audience, pour estimer de manière approchée les pouvoirs discriminants des différents média, nous avons utilisé des parts d'audience publiées par Médiamétrie et One, bien qu'ils soient probablement assez différents des répartitions qui seraient obtenues avec les questions de l'enquête Ifop. Le tableau 3C donne les résultats qui sont assez décevants ; en partie en raison de chiffres d'audience mal adaptés et aussi en raison d'une proportion forte d'interviewés n'utilisant pas le media (21% à 61 %). Par exemple, pour les hebdomadaires, le % de variance expliquée augmente de 2.1 à 4.7 % pour les interviewés concernés.

Des essais d'AD avec toutes les habitudes média pourraient donc être effectués, les non utilisateurs de tous les médias devant être peu nombreux. Si ces essais donnaient des taux de bien classés suffisamment élevés et amélioreraient les taux de bien classés obtenus avec les critères sociodémographiques et les votes passés, ils pourraient être utilisés comme critère de redressement, les répartitions non biaisées venant d'enquêtes non électorales.

Si les critères existants ne sont pas suffisamment discriminants des intentions de vote, il serait possible de mettre au point à l'aide d'AD une dizaine de questions d'opinion politiques très discriminantes des intentions de vote (par exemples sur la peine de mort, les immigrés, la sécurité, la justice, le nombre de fonctionnaires, l'Europe), ces questions étant posées dans les enquêtes électorales comme les 5 critères sociodémographiques ou les votes passés³¹. Les non répondants à ce type de question ne représentent habituellement en effet que 1 à 3 %, ce qui permet de les utiliser, d'une part pour estimer les non répondants partiels, d'autre part comme critère de redressement après les avoir posées dans d'autres enquêtes non électorales.

4 CONCLUSIONS

- ✓ La méthode « cannibale » est facile à utiliser et permet une estimation fiable des transferts d'intentions de vote en cours de campagne et entre le dernier sondage et le scrutin basée sur le choix en second des indécis s'il y a suffisamment d'indécis. Si ce n'est pas le cas, il faudrait aussi poser une question de choix en second aux interviewés se déclarant sûrs de leur choix.
- ✓ Le remplacement des non répondants (NSP, refus) est indispensable pour les questions d'intentions de vote et de souvenirs de vote utilisées pour le redressement, en utilisant des analyses discriminantes lorsqu'ils dépassent 10 %. En particulier, au second tour de la présidentielle, il faut affecter à un candidat les non répondants certains d'aller voter en fonction du choix des répondants ayant choisi le même candidat au premier tour et ne pas assimiler ces non répondants à des abstentionnistes ou à des votes blanc.
- ✓ Le choix des critères de redressement et de leurs modalités devrait être validé par des analyses discriminantes. De plus, un redressement par les souvenirs de vote ne corrige du biais que les intentions de fidélité et pas les intentions correspondant à de la conquête, ce qui explique en particulier qu'un FN en croissance sensible est toujours sous estimé (cas en 2002 et 2012), alors qu'un FN en régression ne l'est pas (cas en 2007). D'autres critères sont

³¹ Pour l'élection présidentielle de 2007, un institut posait régulièrement deux questions clivantes des votes FN et modifiait empiriquement les intentions de vote Le Pen en relation avec l'évolution de ces indicateurs. Mais les répercussions sur les autres candidats de ces modifications posaient problème, ce qui n'aurait pas été le cas si une AD avait été utilisée.

donc à rechercher pour améliorer la représentativité politique de l'échantillon, peut-être un croisement de CSP plus détaillées par le statut public / privé ou les habitudes médias, mais le succès n'est pas garanti ! En cas d'échec, la seule solution pour les instituts consiste à mettre au point leur batterie de questions d'opinion politique discriminantes des intentions de vote qu'il faudrait alors poser dans toutes leurs enquêtes électorales et préalablement dans des enquêtes de cadrage.

- ✓ En utilisant des méthodes expérimentées avec succès pour les enquêtes marketing, des progrès sont à notre avis possibles pour améliorer la représentativité politique et la compréhension des évolutions des enquêtes d'intentions de vote. D'autres points que ceux abordés dans cet exposé, comme par exemples la mesure de l'image des candidats et de l'importance des raisons de choix des candidats (ou enjeux décisifs, préoccupations, ...), celles-ci étant en général mal estimées par un questionnement direct. Mais ces progrès ne pourront avoir lieu que si des chercheurs politologues et statisticiens coopèrent et peuvent avoir accès a posteriori aux fichiers des instituts.

BIBLIOGRAPHIE

- Ardilly, P. (2006). Les Techniques de sondage, Editions Technip.
- Bachelet, D. (1986). Interprétation de l'évolution des parts de marché et cannibalisme, note interne PSA Peugeot Citroën, non publiée.
- Bachelet, D. (1987). Quelques remarques sur l'article de J.-L. Chandon et A. Strazzeri « Une analyse de structure de marché sur la base de la mesure de l'ensemble évoqué », Recherche et Application Marketing, vol II, n°1/87, 79-84.
- Bachelet, D. (2007). Propositions de nouvelles méthodes pour estimer les intentions de vote : application au duel Le Pen – Jospin dans le premier tour de l'élection présidentielle de 2002, Revue Française de Marketing, n°211 – 1/5, 11-29.
- Bachelet, D. (2007). Proposition de nouvelles méthodes pour estimer les intentions de vote. Exposé au colloque SFdS sur les sondages de Marseille.
- Bachelet, D (1988). Indice d'intensité de la concurrence à partir de la question de substitution, note interne PSA Peugeot Citroën, non publiée.
- Chandon, J.-L. et Strazzeri A. (1986). Une analyse de structure de marché sur la base de la mesure de l'ensemble évoquée, Recherche et Application Marketing, vol. I, n°1/86, 17-39.
- Chandon, J.-L. et Strazzeri A. (1987). Réponse à M. Daniel Bachelet. Comment mesurer l'intensité de la concurrence ? », Recherche et Application Marketing, vol II, n°1/87, 85-89.
- Evrard Y., Pras B., Roux E. (2003). Market - Etudes et recherches en marketing. Nathan.
- Howard J. A. (1977). Consumer Behaviour : Application of Theory, New York, McGraw Hill Book.
- Kendall H.G., Stuart A. (1958). The advanced theory of statistics, Vol. 2.
- Wilson C. E. (1981). A Procedure for the Analysis of Consumer Decision Making, Journal of Advertising Research, Vol.21.