

ESSAI D'ESTIMATION DU VOTE DES INDÉCIS AVANT LES ÉLECTIONS DE 1996 DU PARLEMENT EN GRÈCE

[INDÉCIS GRÈCE]

Th. BEHRAKIS

1 Des données du sondage aux analyses factorielles

Il est bien connu que les pronostics électoraux fondés sur des sondages sont surtout rendus incertains par les électeurs qui se déclarent indécis. On ne peut, en effet, escompter que, pour ceux-ci, la répartition, en pourcentage, des attitudes de vote sera finalement la même que pour ceux qui avaient manifesté des intentions, lesquelles sont souvent suivies d'assez près, lors du scrutin.

En particulier, si s'affrontent deux partis principaux, ou lors d'un référendum, on peut voir l'attitude donnée, *a priori*, pour être la plus fréquente passer au second rang parce qu'elle a rallié un moins grand nombre d'indécis que ne l'a fait l'attitude opposée. D'où le projet de déceler le potentiel de vote des indécis d'après un questionnaire politique, soumis à un échantillon d'électeurs dont la plupart déclarent une intention de vote explicite. En bref, les réponses de ceux-ci servent à attribuer des intentions de vote aux indécis qui ont fourni, aux autres questions, des réponses semblables.

C'est ce que nous avons déjà fait, dans un précédent article, (cf. [SONDAGE GRÈCE] ; in *CAD*, Vol.XX, n°2; 1995), à propos des élections du 12-6-1994 pour le Parlement Européen, en exploitant, *a priori*, une enquête réalisée, du 2-3-94 au 4-5-94, sur un échantillon de 3000 individus, électeurs à Athènes et au Pirée.

L'objet de la présente note est de rendre compte d'une étude analogue, faite également *a priori*, à l'occasion des élections du 22-9-1996, pour le parlement grec. Les données, provenant de la société PRC, ont été recueillies, du 1-9-96 au 7-9-96, auprès d'un échantillon I de 1561 individus, considéré comme représentatif de la Grèce. [De façon précise, l'échantillon original comptait 1626 individus; mais, afin de ne pas perturber l'analyse discriminante, on a exclu 65 individus qui s'étaient déclarés pour un parti "autre"; cette mention renvoyant à des groupes marginaux hétérogènes.]

(*) Professeur adjoint de Statistique;
Université des Sciences Sociales et Politiques d'Athènes.

Laissant de côté les variables du signalement, nous avons considéré, avec la question V relative à l'intention de vote, un ensemble Q de 47 questions de contenu politique. Pour V, l'ensemble Jv des 8 modalités de réponse comprend, outre {Blanc, Indécis}, les six formations politiques: ΠΑΣΟΚ (socialiste), ΝΔ (conservateur), ΠΟΛΑΝ (centre droit), ΚΚΕ (communiste), ΣΥΝ (à gauche), ΔΗΚΚΙ (issu du ΠΑΣΟΚ).

Du questionnaire Q, nous citerons, à titre d'exemple:

“Situation économique par rapport à celle d'il y a un an”;

avec pour modalités de réponse: {meilleure, égale, moins bonne, ne sait pas (NS), ne répond pas (NR)}; et la question analogue pour la situation politique. Il y a, pour sept hommes politiques connus, une échelle d'appréciation, avec en plus des modalités {NS, NR}, les quatre niveaux: {négatif, plutôt négatif, plutôt positif, positif}. Pour la proximité de l'électeur à chacun des six partis principaux, l'échelle compte cinq niveaux. Dix problèmes majeurs, {Europe, Chômage, Agriculture, Éducation, Santé,...} font l'objet d'une question originale: désigner le grand parti le plus capable de la résoudre. Etc.

Pour l'ensemble des modalités de Q, on a, après fusion de certaines modalités de faible poids, un ensemble réduit J de 207 modalités.

Dans les quelques jours disponibles pour remettre, avant le scrutin, une estimation des pourcentages de vote, on s'est borné à des analyses factorielles croisant, avec l'ensemble J (principal) et l'ensemble Jv (supplémentaire), l'ensemble I des 1561 individus, (diversement partagés entre principaux et supplémentaires).

2 Applications de l'analyse discriminante

Le problème général de l'analyse discriminante se pose le plus clairement quand, comme dans [DISCR. POISSONS], il s'agit d'affecter à un ensemble $C=\{c\}$ d'espèces, un ensemble Ix d'individus, connus chacun par un ensemble de mesures: $M=\{m\}$. L'analyse factorielle permet de donner au problème une forme spatiale: tout individu i devient un point dans un espace euclidien E. Si on distingue deux ensembles – Ib, ensemble des individus de base, et Ie, échantillon d'épreuve – l'espace E est construit d'après Ib seul, en ce sens que, d'après Ib, est créée une formule donnant, en fonction des mesures {m} d'un individu i, les coordonnées de celui-ci dans E; cette formule s'appliquant à tout individu, de Ib ou de Ie.

Sans entrer dans les détails, on distinguera deux méthodes: affectation à des centres, et affectation à des individus. Dans le 1-er cas, on associe à chaque espèce, c, le point de E, noté également c, centre de gravité des individus de base rentrant dans l'espèce c et on affecte un individu ix à l'espèce c dont il est le plus proche. Avec la 2-ème méthode, permise

seulement par la rapidité des moyens de calcul actuels, on cherche, dans Ib, le point ip le plus proche de ix; et on affecte ix à l'espèce de ip (; si ix est lui-même dans Ib, ip doit être cherché dans Ib-{ix}).

Dans la pratique, les deux méthodes admettent un nombre indéfini de variantes. L'espace E étant construit par analyse factorielle, on peut calculer les distances en fonction de tous les facteurs, ou seulement d'une partie de ceux-ci: dans notre étude, on a obtenu des résultats satisfaisants et stables en prenant de 30 à 50 facteurs. Les centres peuvent être calculés comme centres de gravité, ou pris directement comme projections des modalités de la variable supplémentaire "espèce", i.e., dans notre cas: "intention de vote"; ce qu'on a fait ici.

2.1 Résultats obtenus par affectation aux centres

En utilisant 30 axes, le taux d'affectation exacte est de 73,3% pour l'ensemble de base Ib; et de 70% pour l'échantillon d'épreuve, Ie. La distribution des individus muets donne 43,6% au ΠΑΣΟΚ, 29,6% à la ΝΔ, 21,2% au blanc ou nul; mais ne laisse presque rien aux petites formations politiques.

Avec 49 axes, le taux d'affectation exacte est de 74,3% pour l'ensemble de base Ib; et de 68,2% pour l'échantillon d'épreuve, Ie. La distribution des individus muets donne 45,5% au ΠΑΣΟΚ, 31,4% à la ΝΔ, 18% au blanc ou nul; et, encore une fois, ne laisse presque rien aux petites formations politiques.

En somme, entre les taux d'affectation des muets au ΠΑΣΟΚ et à la ΝΔ, la différence est ≈15%; ce qui, compte tenu de ce qu'il y a 10% d'indécis, fait un avantage de ≈1,5% pour le ΠΑΣΟΚ. Les petits partis ne comptent pas.

2.2 Résultats obtenus par affectation à l'individu le plus proche

En utilisant 30 axes, le taux d'affectation exacte est 64,2% pour l'échantillon d'épreuve, Ie. La distribution des individus muets donne 35,9% au ΠΑΣΟΚ, 26,3% à la ΝΔ; et le reste se partage entre le blanc et les petites formations politiques. Soit:

ΠΟΛΑΝ : 10%; ΚΚΕ (communiste): 2%; ΣΥΝ : 8%; ΔΗΚΚΙ : 8%; blanc 9%.

Avec 49 axes, le taux d'affectation exacte est 63% pour l'échantillon d'épreuve, Ie. La distribution des individus muets donne 35,9% au ΠΑΣΟΚ, 28,9% à la ΝΔ; et le reste se partage entre le blanc et les petites formations politiques. Soit:

ΠΟΛΑΝ : 7%; ΚΚΕ (communiste): 4,5%; ΣΥΝ : 9%; ΔΗΚΚΙ : 4,5%; blanc 10%.

Ici, entre les taux d'affectation des muets au ΠΑΣΟΚ et à la ΝΔ, la différence est ≈10%; ce qui, compte tenu de ce qu'il y a 10% d'indécis, fait un avantage de ≈1% pour le ΠΑΣΟΚ. Les petits partis ont un poids notable.

3 Conclusions

D'après l'analyse discriminante, nous avons estimé que, du fait du vote des indécis, le ΠΑΣΟΚ gagnerait de 1% à 1,5% de voix sur la ΝΔ, relativement aux intentions de vote déclarées lors du sondage. Ce pronostic, basé sur des données recueillies deux semaines avant le scrutin, a été corroboré aussi bien par les enquêtes à la sortie des bureaux (société BVA opérant pour Mega Channel; et société ALCO, pour Antenna) que par le résultat final des élections.

Comme lors du scrutin de 1994 pour le Parlement européen en Grèce (cf. [SONDAGE GRÈCE]), notre méthode s'est montrée la plus apte à corriger les pourcentages des sondages en tenant compte des électeurs indécis.

Quant au choix de la variante, l'affectation aux centres a fournis le plus fort taux d'estimation exacte sur l'échantillon d'épreuve; mais, relativement à l'affectation par l'individu de base le plus proche, l'image globale est moins fidèle, en ce que le poids des petites formations politiques est très sous-estimé. Il reste, d'autre part, à expérimenter l'usage du codage barycentrique (pour les échelles de modalités); ainsi que l'analyse de sous-tableaux rectangulaires d'un tableau de BURT, ou de sa généralisation au cas barycentrique.

Références bibliographiques

Th. BEHRAKIS, St. PAPANASTASIOU : "Analyse des tendances des électeurs décidés et indécis: sondage avant les élections de 1994 pour le Parlement européen en Grèce"; [SONDAGE GRÈCE] ; in *CAD*, Vol.XX, n°2; pp.183-200; (1995);

K. Ben SALEM : "Méthodes multidimensionnelles en analyse discriminante: division en espèce des poissons du genre *Trachurus* "; [DISCR. POISSONS] ; in *CAD*, Vol.XX, n°2; pp.201-224; (1995).