

---

# LE MOOD, UN NOUVEL INSTRUMENT AU SERVICE DE L'ANALYSE DYNAMIQUE DES OPINIONS

---

Application aux évolutions de la xénophobie  
en France (1990-2009)

**James A. Stimson, Vincent Tiberj, Cyrille Thiébaud**

**L**a révolution scientifique que constitue l'introduction des enquêtes d'opinion par sondage en science politique date de plus d'un demi-siècle. Ceci devrait nous permettre de disposer aujourd'hui des données nécessaires pour alimenter des travaux de fond sur la nature des opinions et leur transformation, lesquels viennent à leur tour nourrir les débats théoriques sur la place des électeurs dans le processus démocratique. De fait, certaines enquêtes menées par les chercheurs permettent même de dresser une histoire des électorats et de leurs évolutions depuis les années 1950. C'est ainsi que les *American National Election Studies* couvrent toutes les élections depuis Eisenhower jusqu'à Obama. La France n'est pas dans une situation aussi favorable. Il est tout de même possible de construire une histoire électorale, avec plus ou moins de précision, même si cela suppose d'abandonner certaines élections pourtant de première importance, comme les élections présidentielles de 1974 et 1981<sup>1</sup>. Cependant, dès lors que l'analyse s'étend chronologiquement, le chercheur est

---

1. On peut ainsi se référer aux travaux entrepris par Florent Gougou et Guillaume Roux sur l'évolution du vote de classe depuis 1958 (voir Florent Gougou, Guillaume Roux, « Vote sur clivages, stratégie des partis politiques et changement des valeurs. Le cas de la France sous la Cinquième République (1958-2007) », contribution au 10<sup>e</sup> congrès de l'Association française science politique, Grenoble, septembre 2009). Les enquêtes électorales françaises n'ont jamais bénéficié de financements pérennes comme dans d'autres démocraties, notamment les USA. Chaque enquête électorale a donc été soumise à des aléas importants en matière de financements, les bailleurs de fonds susceptibles de participer au budget étant plus intéressés par des données pré-électorales que post-électorales. C'est notamment pour ces raisons que nous ne disposons pas d'enquêtes académiques sur plusieurs élections pourtant de première importance. À titre d'exemple, l'enquête électorale de 1997 menée par le CIDSP, le Cevipof et le CRAPS n'a pu être réalisée qu'*in extremis* grâce au financement de *Libération*.

confronté à un problème de plus en plus difficile à surmonter : « la rupture de faisceaux », autrement dit, la rupture dans les séries de données<sup>1</sup>.

## Les difficultés techniques de l'étude longitudinale de l'opinion

Aucune série d'enquêtes n'est à l'abri de ce problème de rupture : bien souvent, les équipes en charge des questionnaires rompent certaines séries de questions et introduisent de nouvelles interrogations en fonction de l'actualité ou des intérêts scientifiques de leurs membres, rendant la comparabilité des enquêtes pour le moins problématique. Le problème s'avère encore plus complexe à gérer quand il s'agit de regarder en arrière, c'est-à-dire de tester empiriquement une théorie développée à un moment  $t$  en essayant d'en retracer les origines à des moments  $t-1$  ou  $t-2$ . N'importe quelle série d'enquêtes, que ce soient les *National Election Studies* ou les *General Social Survey* américaines, les *British Election Studies* ou les Eurobaromètres, souffre, à des degrés divers, de changements de questions ou de modalités de réponses, lesquelles, même marginales, peuvent être préjudiciables à la comparaison dans le temps. Toutes ces enquêtes ont vu des séries longues abandonnées parce que n'étant plus d'actualité. Plus près de nous, il en va ainsi des enquêtes électorales du Cevipof. Elles constituent un outil unique, remarquable et par là même irremplaçable pour le cas français<sup>3</sup>. Mais, pour peu qu'on souhaite comparer par exemple les élections présidentielles de 1988 à 2007, seulement 7 questions de valeurs sont présentes à quatre reprises. La situation s'aggrave encore à mesure que la profondeur historique de l'analyse s'accroît.

Bien sûr, il est tout de même possible de mener des analyses longitudinales à partir de ces données<sup>4</sup>. Néanmoins, plus le nombre de questions mobilisées est faible et plus les résultats qu'on en tire peuvent prêter à discussion. Chaque série de questions est susceptible d'être sujette à plusieurs sources d'erreur. Celles-ci peuvent être dues aussi bien au répondant et à sa compréhension de la question qu'à la façon de l'interroger. Aux biais traditionnels qui motivent les critiques portées contre les sondages d'opinion – la possible imposition de problématique, l'inconsistance des opinions, ainsi que la désirabilité sociale d'avoir une opinion, voire certaines opinions plutôt que d'autres – il en est un qui préoccupe plus particulièrement ceux qui utilisent ces outils pour faire de la comparaison longitudinale : les évolutions du sens des séries dans le temps. Ainsi, une des séries les plus régulières des enquêtes Cevipof porte sur l'opinion à l'égard des privatisations. Cette question a-t-elle le même sens en 1988, où le débat concernait les secteurs bancaire et industriel nationalisés par la gauche, et en 2007, où les privatisations potentielles portent sur la SNCF, la Poste,

1. En cela, la sociologie quantitative rejoint des préoccupations proches de celles auxquelles sont confrontés les historiens, et notamment les historiens sociaux.

2. Il en va ainsi de l'impact de l'immigration et des enjeux du libéralisme culturel sur le vote, par exemple (cf. Herbert Kitschelt, *The Radical Right in Western Europe. A Comparative Analysis*, Ann Arbor, University of Michigan Press, 1995) : difficile d'en envisager la dynamique dès lors que ces questions étaient absentes des préoccupations de recherche dans les années 1970.

3. Ces données sont désormais disponibles en accès libre sur le site du CDSP : <<http://cdsp.sciences-po.fr/enquetes.php?&idRubrique=enquetesFR&lang=FR>>.

4. Voir, entre autres, Guy Michelat, Michel Simon, *Les ouvriers et la politique*, Paris, Presses de Sciences Po, 2004 ; Étienne Schweisguth, « Le trompe-l'œil de la droitisation », *Revue française de science politique*, 57 (3), juin 2007, p. 393-410 ; Élisabeth Dupoirier, « Dynamique de l'espace social et vote », dans Bruno Cautrès, Nonna Mayer (dir.), *Le nouveau désordre électoral*, Paris, Presses de Sciences Po, 2004, p. 185-206 ; ou encore Vincent Tiberj, « Les votes trotskystes : votes extrêmes ou vote de gauche ? Une explication par les systèmes de valeurs et leur recomposition », dans Dominique Reynié (dir.), *L'extrême gauche, moribonde ou renaissante*, Paris, PUF, 2007, p. 129-154.

EDF et GDF ? À cela s'ajoutent les marges d'erreur technique induites par l'outil lui-même : outre la marge d'erreur classique à toute enquête d'opinion par sondage (et *a fortiori*, à tout sondage répété, ou « baromètre ») due à la procédure d'échantillonnage, on sait depuis longtemps que l'ordre du questionnaire peut affecter les réponses<sup>1</sup>. Déjà potentiellement problématique dans le cas d'une enquête unique, ce biais peut l'être encore plus dès lors qu'on compare plusieurs enquêtes. Enfin, on ne peut négliger le possible effet enquêteur<sup>2</sup>, dont l'impact potentiel est similaire au précédent.

D'une manière générale, fonder la mesure d'un phénomène et de ses évolutions sur une seule variable est toujours hasardeux. C'est pour cette raison qu'ont été conçues les échelles d'attitude. Parce que chacune des questions sélectionnées dans une échelle comporte plusieurs sources d'erreur, on postule qu'elles comportent à la fois une approximation de l'attitude qu'on souhaite mesurer (ethnocentrisme, islamophobie, autoritarisme, antisémitisme, par exemple) et une part d'aléa. En les additionnant, on peut espérer que les erreurs de mesure s'annulent et qu'avec un nombre croissant de questions, on se rapproche du niveau réel de préjugé (ou d'absence de préjugé) chez chaque individu<sup>3</sup>. Si la méthode des échelles d'attitude est pratiquée régulièrement pour l'analyse d'une enquête unique, elle s'avère beaucoup plus difficile à mettre en œuvre dans une perspective longitudinale, puisque toutes les questions formant l'échelle doivent être présentes à tous les points temporels analysés.

Ce problème de la discontinuité des mesures a préoccupé l'ensemble des chercheurs en sciences sociales et politiques soucieux de prendre en compte le temps long dans leur analyse, notamment quand il s'agit du vote ou des évolutions des valeurs des citoyens. Comment prendre la mesure de la spécificité d'une élection présidentielle dès lors qu'on ne la mesure pas avec des outils récurrents ? C'est parce que confronté à ce problème du temps long que James Stimson<sup>4</sup> a développé une méthode originale : le *public policy mood* (qu'on pourrait traduire par indice longitudinal de préférences publiques). Elle équivaut à mettre en place une estimation d'attitude latente et comporte plusieurs avantages. Premièrement, elle s'affranchit du problème des « ruptures de faisceaux » qui caractérise l'ensemble des enquêtes d'opinion par sondage. Deuxièmement, elle construit un indicateur unique permettant la comparaison sur l'ensemble de la période étudiée. Ce faisant, pour peu que les données s'y prêtent, elle permet de mieux appréhender les changements de l'électorat sur le moyen et le long terme, et par conséquent, de progresser dans leur explication. C'est ainsi que le premier indice longitudinal de préférences publiques couvre les évolutions de l'électorat américain

1. Ainsi, aux États-Unis, plusieurs biais induits par l'ordre du questionnaire ont été mis en évidence. Dans les années 1980, les personnes interrogées se déclarent plus souvent favorables à l'entrée de journalistes russes aux États-Unis quand une question posée précédemment évoque l'entrée des reporters américains en URSS. Ils se disent moins souvent intéressés par les questions après avoir été interrogés sur une série d'enjeux politiques complexes. Autre exemple, les attitudes sur l'avortement varient selon que précédemment a été posée une question religieuse ou une question sur le droit des femmes. Cf. George F. Bishop, Robert W. Oldendick, Alfred J. Tuchfarber, « Political Information Processing: Question Order and Context Effects », *Political Behavior*, 4 (2), 1982, p. 177-200 ; Roger Tourangeau, Kenneth A. Rasinski, Norman Bradburn, Roy D'Andrade, « Carryover Effects in Attitude Survey », *The Public Opinion Quarterly*, 53 (4), 1989, p. 495-524.

2. Jean Chiche, Nonna Mayer, Vincent Tiberj, « Une enquête sur la démocratie : l'effet enquêteur », dans Olivier Duhamel, Philippe Méchet (dir.), *L'opinion publique 2002*, Paris, Seuil, 2002, p. 99-112.

3. Ceci est un principe de base de la théorie de la mesure en psychologie sociale ou en science de l'éducation notamment.

4. James Stimson, *Public Opinion in America: Moods, Cycles, and Swings*, Boulder, Westview Press, 1991 ; *Tides of Consent: How Opinion Movements Shape American Politics*, New York, Cambridge University Press, 2004 ; Robert S. Erikson, Michael B. MacKuen, James A. Stimson, *The Macro Polity*, New York, Cambridge University Press, 2002.

depuis les années 1950 et permet de réévaluer l'histoire électorale de ce pays, dépassant la logique événementielle qui lui est habituellement appliquée. Une sociologie des dynamiques d'opinions devient alors possible.

Cet article vise plusieurs objectifs. Il s'agit d'abord de présenter les principes du *mood* et la manière dont il résout le problème des « ruptures de faisceaux ». Ensuite, nous exposerons pas à pas sa construction en l'appliquant à l'analyse des opinions xénophobes en France depuis 1990, en utilisant le baromètre de la Commission nationale consultative des droits de l'Homme (CNCDDH). La première partie de ce travail s'adresse donc plus particulièrement aux lecteurs friands de méthodologie quantitative. Enfin, à partir de l'indice longitudinal de tolérance ainsi construit, nous reviendrons sur ce qu'il nous apprend substantiellement des logiques et dynamiques qui prévalent dans les évolutions des préjugés xénophobes en France. Il permet de montrer non seulement une augmentation générale de la tolérance mais aussi que les évolutions constatées ne sont pas seulement le reflet des changements de composition de l'électorat et de ses valeurs, même si ceux-ci ont des effets nets, mais qu'elles correspondent aussi à la réaction de l'opinion à la politisation de l'immigration – au sens d'intégration de cette question dans l'agenda des décisions publiques.

### La méthode de construction du *mood*<sup>1</sup>

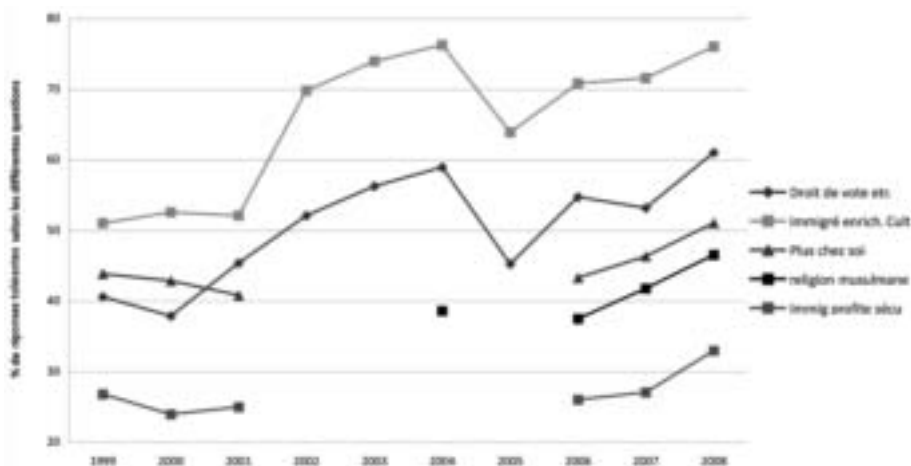
Nous expliquerons la construction de l'indice longitudinal en utilisant les données produites par le baromètre de la CNCDDH<sup>2</sup>, lequel constitue une série d'études par sondage unique en France (et à notre connaissance, en Europe) et qui couvre la période 1990-2009. Il n'y a pas d'autre série d'enquêtes permettant de connaître, année par année, aussi finement, les évolutions des préjugés à l'égard des immigrés ou des minorités religieuses ou d'origine en France (tziganes, communauté juive ou musulmane, Français d'origine maghrébine, africaine ou ultramarine). Cependant, comme tous les baromètres, il souffre de nombreuses ruptures de faisceaux. Certaines séries couvrent l'ensemble de la période, mais elles sont extrêmement rares par rapport à l'éventail des questions qui ont été posées à un moment ou à un autre dans ces sondages. Beaucoup de questions ont disparu qui auraient pu s'avérer utiles. Il en va ainsi de batteries de questions qui mesuraient la sympathie envers différents groupes, ou l'évaluation de leur importance numérique (séries présentes dès la première vague de 1990 et interrompues soit en 1998 soit en 2000 et non reprises depuis), ou encore celle qui questionnait l'apport de l'immigration à l'économie française (posée sans interruption entre 1991 et 1998). Bien sûr, certaines questions ont pu être considérées comme « dépassées », portant sur des enjeux qui n'étaient plus à l'ordre du jour. Mais certains des choix opérés dans le passé ne peuvent se justifier ainsi. C'est le cas entre autres des questions mentionnées précédemment. Connaître les évolutions de la

1. Avant de procéder à la présentation de la méthode, il est à noter que les lecteurs intéressés par cette technique et souhaitant l'appliquer à leurs recherches pourront se référer d'abord à l'annexe de cet article qui présente plus en détail la procédure statistique utilisée et ensuite directement au site web de James Stimson (<<http://www.unc.edu/~jstimson/>>) sur lequel ils trouveront en accès libre le logiciel que nous avons utilisé, Wcalc, ainsi que son mode d'emploi.

2. L'outil est d'autant plus précieux qu'il est régulièrement attaqué au motif qu'il contribuerait à « créer le racisme » et, en conséquence, est menacé d'être arrêté. Notre choix pour ces données tient à la fois à leur intérêt substantiel et à notre volonté de soutenir cette série d'enquête qui nous paraît extrêmement utile. Nous souhaitons également rappeler que, depuis presque dix ans, Nonna Mayer et Guy Michelat ont produit sur ces données des rapports remarquables sur les préjugés xénophobes, validant par là même la qualité de ces enquêtes. Ils sont disponibles sur le site de la CNCDDH (<[http://www.cncddh.fr/rubrique.php3?id\\_rubrique=116](http://www.cncddh.fr/rubrique.php3?id_rubrique=116)>).

sympathie à l'égard des Maghrébins par exemple aurait été essentiel pendant les années 2001-2005 où l'islam et le terrorisme islamiste étaient au centre des débats en France, or la série fut close trois ans avant le 11 septembre. Bien sûr, l'actualité justifiait de développer des questions spécifiques, comme cela a été le cas par exemple en 2003 au moment où la discussion sur le voile était en plein essor, mais pourquoi ces questions sont-elles restées « série morte » ? Ce manque de continuité est d'autant plus dommageable qu'il équivaut alors à modifier régulièrement le thermomètre et ses unités de graduation. Néanmoins, le *mood* permet de pallier certains de ces défauts.

### Graphique 1. Exemple d'évolutions de réponses tolérantes face à l'immigration



Note de lecture : chaque point constitue un ratio de réponses tolérantes sur les réponses tolérantes et intolérantes. Ainsi, un point à 50, signifie qu'il y a dans l'échantillon autant de réponses tolérantes qu'intolérantes (Source : baromètre CNCDDH, calculs des auteurs).

Pour expliquer comment fonctionne l'indice longitudinal, appuyons-nous ici sur cinq séries de questions sur la période 1999-2008, soit une sélection très minime eu égard à l'ensemble des séries qui constitueront notre indice longitudinal de tolérance<sup>1</sup>. Certaines de ces séries sont présentes lors de toutes les enquêtes : c'est le cas du « droit de vote pour les étrangers résidant en France depuis plus de 5 ans » ou de « l'immigration est une source d'enrichissement culturel ». On pourrait se contenter de tenir compte uniquement de ces deux séries, mais la première n'est posée que depuis 1999 alors que la seconde l'est depuis 1992. Autrement dit, on ne pourrait l'étendre à l'ensemble de la période couverte par le baromètre. « On ne se sent plus chez soi » est la plus vieille série puisqu'elle est présente dès la première vague du baromètre CNCDDH en 1990, mais elle n'a pas été intégrée aux questionnaires des enquêtes entre 2002 et 2005. Dès lors, même si on se fondait uniquement sur ces trois séries, parfois elles seraient toutes trois présentes, parfois on n'en compterait que deux, voire une (en 1990 et 1991). Or, plus on dispose de questions, meilleure sera la qualité de l'indice. Avant l'invention du *mood*, on n'aurait vraisemblablement pris en compte que ces trois

1. Chaque série prend la forme d'un ratio avec en numérateur les réponses tolérantes et en dénominateur les réponses tolérantes et intolérantes.

séries, laissant de côté d'autres questions : par exemple ici, l'attitude à l'égard de la religion musulmane, ou « de nombreux immigrés viennent uniquement en France pour profiter de la protection sociale », alors même que, quand elles sont présentes dans le questionnaire, elles contribuent à mieux saisir le niveau de préjugé réel en France.

Toutes ces questions visent à mesurer le niveau général de tolérance, mais aboutissent à des résultats apparents assez contrastés. Dans certains cas, la tolérance semblera particulièrement répandue : ainsi, en dehors de la période 1999-2001, près de sept personnes interrogées sur dix considèrent l'immigration comme un enrichissement culturel. Si on ne prenait en compte que cette question, l'opinion française pourrait être considérée comme une opinion très favorable à l'immigration. À l'inverse, si on se fondait uniquement sur la question du droit de vote des étrangers, l'image serait moins positive (oscillant dans une fourchette de 40 à 60 %), et *a fortiori* si l'on prenait uniquement en compte celle sur la protection sociale (où l'opinion tolérante oscille entre 20 % et 30 %). L'autre intérêt d'agréger des questions est de permettre le calcul d'une moyenne entre des réponses.

Avant d'aller plus loin, remarquons tout de même un fait particulièrement important pour la suite : indépendamment de la question, qu'elle porte sur le droit de vote, sur l'opinion à l'égard de la religion musulmane ou sur le fait de ne plus se sentir chez soi, les variations dans le temps semblent se répercuter sur chacune des séries. Ainsi, entre 2004 et 2005 on constate que l'opinion devient moins tolérante face à l'immigration, entraînant un retour de xénophobie à la fois sur le droit de vote des étrangers et sur l'enrichissement culturel. En revanche, entre 2005 et 2008, on constate une remontée de la tolérance sur l'ensemble des cinq séries. Certaines progressent en dents de scie, d'autres plus régulièrement, mais toutes sont orientées à la hausse. Autrement dit, le contexte d'une enquête semble peser sur l'ensemble des questions posées. En termes de niveaux relatifs des unes par rapport aux autres, on constate une relative stabilité, mais la tendance générale les touche toutes, y compris quand il s'agit de la question suscitant le plus de réponses intolérantes, celle sur la protection sociale.

La méthode développée par James Stimson consiste en plusieurs étapes. D'abord, il s'agit de simuler une reconstitution des séries, autrement dit de remplir les trous dans les données. Il existe de nombreuses méthodes de remplacement des données manquantes<sup>1</sup>, mais compte tenu de la structure des données ici utilisées, ces méthodes s'avèrent insuffisantes. Généralement, il s'agit de reconstituer les « trous » d'une variable par l'imputation des valeurs obtenues sur une variable-base pour laquelle on dispose d'une information exhaustive. Pour ce faire, plusieurs manières de les estimer sont à la disposition du chercheur. Dans le cas qui nous occupe, d'abord il est rare qu'une série soit présente chaque année, donc qu'on puisse disposer d'une variable-base. En l'occurrence, le cas inverse est même la règle. Surtout cette série-base, si d'aventure on en disposait, prendrait une importance telle qu'elle pourrait fausser l'estimation : c'est à travers elle et uniquement elle que seraient reconstituées toutes les séries. Pour peu qu'une erreur de mesure l'affecte, c'est l'estimation globale qui s'en trouverait faussée.

Plutôt que de faire ce choix hasardeux, la méthode se fonde sur la corrélation entre la série à reconstituer et l'ensemble des autres questions utilisées dans l'analyse, dans la mesure où

1. Pour une présentation détaillée, notamment de la plus populaire d'entre elles, la technique de « *multiple imputation* », voir Roderick Little, Donald Rubin, « The Analysis of Social Science Data With Missing Values », *Sociological Methods & Research*, 18 (2-3), 1989, p. 292-326.

la première et les secondes sont présentes à un même moment du temps. Par exemple, pour reconstituer les « points manquants » pour l'opinion à l'égard de la religion musulmane, le logiciel se fonde sur les relations entre cette question et les quatre autres séries quand celles-ci sont également présentes, puis infère le score qu'on aurait dû obtenir si la question avait été présente pour les vagues d'enquête comprises entre 1999 et 2005. Il va sans dire que plus le nombre de séries utilisées pour cette étape de reconstitution est important, plus la qualité de l'estimation sera bonne. Reprenons l'exemple d'une seule série-base affectée par une erreur (comme sa place dans le questionnaire, après une question particulièrement sensible, par exemple), cet aléa se répercutera alors sur la série à reconstituer. En revanche, si la reconstitution s'opère sur plusieurs séries-base, l'incidence de cet aléa sera minorée par la prise en compte des autres questions<sup>1</sup>.

Une fois cette reconstitution effectuée, le logiciel crée une nouvelle série, le *mood* (ou l'indice longitudinal de préférence) en utilisant les valeurs de chacune des séries utilisées. Cette création est un processus itératif, en ce qu'il est renouvelé plusieurs fois afin de « coller » le mieux à la réalité des données : ce processus s'arrête une fois que l'on a atteint un maximum en termes ici de corrélations entre l'indice et chacune des séries qui le constituent. À noter que ce processus se déroule à la fois à rebours (ici de 2008 vers 1999) et chronologiquement (de 1999 à 2008) doublant ainsi les méthodes d'estimation. Enfin, est estimée la corrélation entre l'indice longitudinal et chacune des séries intervenant dans sa constitution.

En se fondant sur les cinq séries utilisées comme exemple, nous avons lancé une estimation d'un indice longitudinal de préférence sous le logiciel Wcalc, dont les résultats sont reproduits ci-dessous.

**Tableau 1. Estimation d'un *mood* pour cinq séries**

<i>Variables</i>	<i>Nombre d'années</i>	<i>Corrélation</i>
Droit de vote pour les étrangers résidant en France	10	,974
L'immigration est une source d'enrichissement culturel	10	,971
On ne se sent plus chez soi	6	,858
Les immigrés viennent en France pour profiter de la protection sociale	6	,847
Positif ou négatif... religion musulmane	3	0,091

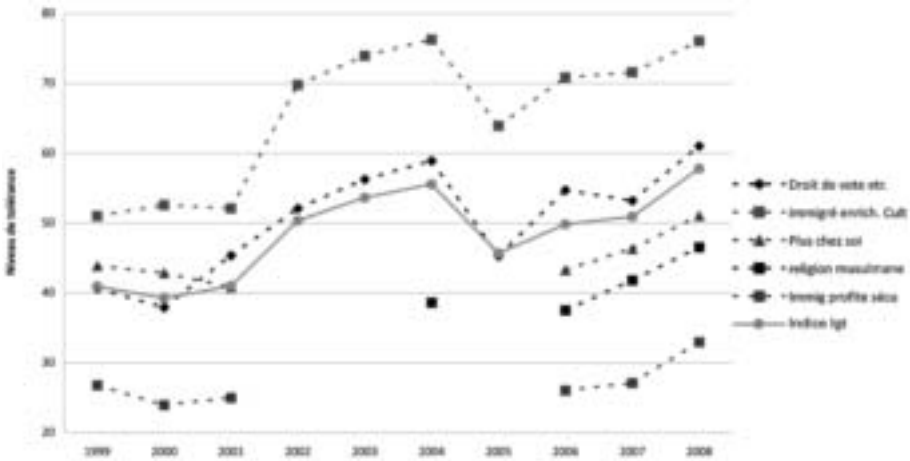
Part de variance expliquée : 79 %.

D'abord, l'indice estimé représente bien les données, puisqu'il explique 79 % de la part de variance des évolutions temporelles. Ensuite, quatre des séries sont fortement corrélées au *mood*, ces corrélations étant calculées à partir des données brutes (le contrôle nécessitant un minimum d'extériorité). Seule l'attitude à l'égard de l'islam semble obéir à une autre logique avec une corrélation proche de 0. Si cette corrélation avait été non seulement négative, mais de surcroît forte (au-delà de -0,6 par exemple), on aurait pu craindre soit une erreur de

1. En cela, la technique du *mood* constitue une forme de lissage qui n'est pas sans évoquer le principe des moyennes mobiles en analyse de données temporelles. À ceci près que cette dernière technique équivaut à réduire l'aléa dû à un point de donnée dans le temps en faisant que les points d'une même série qui le précèdent et ceux qui le suivent soient pris en compte dans le calcul d'un score moyen. Ici, la démarche se distingue en ce que c'est l'ensemble des données disponibles à un moment donné qui sert au lissage. Par ailleurs, le *mood* produit peut dès lors être analysé comme une série temporelle classique.

codage, soit une altération de la qualité de l'indice. Cette absence de corrélation tient en fait à un point dans le temps en 2004 : à cette date, l'indice longitudinal d'ouverture est à un haut niveau mais ce n'est pas le cas de l'attitude à l'égard de l'islam. On remarque cependant que, sur les trois autres points de cette série, la tendance est parallèle à celle de l'indice et des autres variables utilisées. Ici, on touche au problème des séries courtes. Plus on dispose de points dans le temps, moins la spécificité d'un point pèsera (selon la même logique que celle présidant aux échelles d'attitude). Si on exclut ce point particulier de 2004, la corrélation entre les deux séries progresse pour atteindre un niveau similaire aux autres séries. Autrement dit, plus une série compte de points, donc plus une question est répétée, moins elle sera affectée par des points « aberrants » au sens statistique.

**Graphique 2. Un exemple d'indice longitudinal**



Source : baromètre CNCDH, calculs des auteurs.

L'indice reproduit bien les évolutions générales notées précédemment. De plus, il est peu affecté par les variations qui ne touchent qu'une seule série. Il en va ainsi des évolutions entre 2001 et 2002. Le soutien au droit de vote des étrangers progresse alors en un an de 38 % à 45,5 % (+ 7,5 points) alors que les autres séries présentes restent relativement stables. La tolérance régresse de 0,5 point sur la série « l'immigration est une source d'enrichissement culturel », de 2 points pour la série « on ne se sent plus chez soi », alors qu'elle croît d'un point pour la série « les immigrés viennent d'abord profiter de la protection sociale ». Face à ces évolutions qui, pour la plupart, se situent dans la marge d'erreur des sondages de cette taille d'échantillon, l'indice longitudinal enregistre une variation de + 1,5 point. Autrement dit, pour que l'indice change, les mouvements du public doivent être importants et s'opérer sur plusieurs séries. Cette inertie du *mood* est bénéfique à l'analyse, l'augmentation notable du soutien au droit de vote des étrangers pouvant fort bien être le produit d'un de ces aléas dont nous mentionnions précédemment l'existence.

En résumé, le *mood* permet donc bien de prendre en compte les variations de l'opinion dans le temps sur une dimension latente, ici la tolérance aux étrangers, en mobilisant des séries incomplètes. Reste maintenant à profiter pleinement de la richesse du baromètre de la CNCDH.



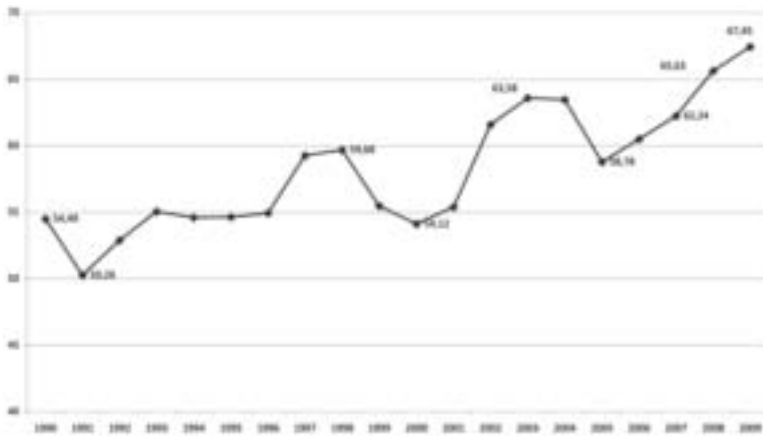
## L'indice longitudinal de tolérance

Dans les données CNCDH, nous avons identifié au total 62 séries éligibles pour rentrer dans le calcul de l'indice<sup>1</sup>. Par éligibilité, on entend à la fois :

- une condition substantielle : la question doit porter sur une dimension préjudicielle à l'égard d'une minorité ethno-religieuse touchant directement l'individu dans son rapport à l'autre ; sont alors exclues les questions sur l'homosexualité, la peine de mort ou le sentiment d'insécurité par exemple<sup>2</sup> ;
- et une condition statistique : la question doit avoir été posée à au moins trois moments différents dans le temps.

Au total, ces 62 séries constituent 443 points de données répartis entre 1990 et 2009. En moyenne, on compte 22 séries par vague d'enquête, ce qui permet une évaluation de l'indice de bonne qualité. Nos données reflètent aussi l'histoire mouvementée des questionnaires de ce baromètre. Ainsi, pas moins d'une quinzaine de séries ont été interrompues à la fin des années 1990. Cela n'est pas sans conséquence pour nous puisque, pour l'année 2001, on ne compte plus que 6 séries, contre 20 en 2000 et 17 en 2002. Il conviendra de rester prudent quant aux variations mesurées dans cette période. Les séries les plus complètes sont les questions « On ne se sent plus chez soi » (posée 16 fois sur 20 vagues possibles), « L'immigration est une source d'enrichissement culturel » (18 fois) et « Les travailleurs immigrés doivent être considérés ici comme chez eux puisqu'ils contribuent à l'économie française » (18 fois).

### Graphique 3. L'indice longitudinal de tolérance (1990-2009)



Note de lecture : figurent ici les niveaux annuels de l'indice. Une augmentation de l'indice dénote une progression de la tolérance aux immigrés, une diminution dénote un « retour de préjugés ». Le lecteur ne doit pas se focaliser sur le niveau de l'indice en tant que tel, celui-ci étant construit à partir de l'ensemble des séries et des corrélations entre chacune d'elles avec l'estimation. L'important est d'analyser les évolutions d'une année sur l'autre (Source : baromètre CNCDH, calculs des auteurs à partir de Wcalc).

1. Le détail de ces séries est disponible auprès des auteurs.

2. On aurait pu intégrer ces questions, dont on sait combien elles sont corrélées aux attitudes xénophobes (voir Nonna Mayer, *Ces Français qui votent Le Pen*, Paris, Flammarion, 2002). Cependant, dans le baromètre CNCDH, elles ne représentent qu'une part marginale des séries disponibles. Pour des raisons de clarté de la mesure, nous avons donc choisi de les exclure. Il en va de même de questions comme l'opinion à l'égard de la religion catholique, qui aurait également introduit du bruit statistique dans l'estimation.

L'indice longitudinal de tolérance rend compte de 60 % de la variance des évolutions temporelles dans le baromètre, ce qui constitue un bon résultat.

La première leçon à tirer de l'indice est le sens des évolutions sur les 20 années d'enquête. L'ouverture progresse en France, passant de 54,5 en 1990 à 67,5 en 2009 (une augmentation de 13 points sur une échelle qui, par construction, va de 0 à 100). 2009 constitue le record d'ouverture sur la période, dépassant de 2 points le précédent maximum obtenu en 2008 et constitue la cinquième année consécutive de progression, fait sans précédent sur l'ensemble de la période. En cela, notre indice infirme la perception souvent répandue d'une société française qui se recroqueville sur elle-même. Au contraire, c'est bien la progression de la tolérance qui ressort. En moyenne, l'ouverture progresse de 0,7 point par année.

Cependant, cette progression n'est pas un long fleuve tranquille, bien au contraire. Pour preuve, la progression moyenne de 0,7 point par an évoquée précédemment est fondée sur une hypothèse de progression constante, donc linéaire. Or, ce type d'approche (qui équivaudrait à résumer l'indice longitudinal par une droite de régression) n'explique que 67 % de ces évolutions dans le temps. Autrement dit, d'autres éléments interviennent dans les évolutions de la tolérance en France. On constate ainsi une série de pics d'ouverture comme la période 1997-1998 (autour de 58 de tolérance) et la période 2002-2004 (culminant à 63), marqués par des augmentations fortes en moins d'une année (+ 4,5 points en 1997, + 6 points en 2002) et qui s'achèvent avec des reculs brutaux de 3 points en 1999 et de 5 points en 2005. On remarque également un minimum historique en 1991, avec un indice de 50,5, qui correspond à une baisse brutale de 4 points par rapport à 1990, baisse qui ne sera totalement résorbée qu'en 1993.

## Significativité des évolutions de l'indice longitudinal

Le premier réflexe d'un lecteur attentif et familier des travaux quantitatifs et statistiques est de se poser la question de la significativité de ces évolutions<sup>1</sup>. Après tout, bien trop souvent, les commentaires de baromètres, notamment de popularité, ou les sondages d'intentions de vote s'appuient sur des variations qui ne résisteraient pas à la simple prise en compte des erreurs d'échantillonnage inhérentes à la technique des sondages. Pourquoi dès lors l'indice longitudinal échapperait-il aux lois qui s'appliquent aux probabilités, *a fortiori* aux artefacts que peuvent produire les questions des enquêtes d'opinion par sondage, surtout quand elles mesurent des sujets aussi sensibles que le racisme et la xénophobie ?

Notre première réponse est que la mesure des erreurs dues à l'échantillonnage fait déjà partie intégrante du calcul du *mood*. *Wcalc* contrôle chacun des points de données par la taille de l'échantillon à partir duquel il est calculé (par défaut, cette taille est portée à 1 000, soit approximativement les + ou - 3,2 points bien connus des praticiens). Dès lors, chaque variation de chacune des séries est pondérée par la taille des deux échantillons à partir desquels cette variation est construite.

Notre deuxième réponse consiste dans la prise en compte simultanée d'un nombre important de séries de questions. Plus le *mood* comportera de séries et plus son inertie sera grande, notamment si certaines séries sont affectées par des erreurs de mesure – mauvais codage des

1. Et d'ailleurs, cette critique a été formulée régulièrement par des sociologues du politique comme Raymond Duch, Sarah Hobolt et Bruno Cautrès. Qu'ils en soient ici remerciés puisqu'ils sont à l'origine des évolutions de l'outil que nous allons maintenant présenter.

réponses, effet de la place dans le questionnaire, etc. Dès lors, les mouvements brusques de l'indice longitudinal de tolérance qui peuvent aller jusqu'à 6 points reflètent *de facto* un changement encore plus ample sur des séries de questions individuelles et un mouvement qui touche simultanément plusieurs indicateurs<sup>1</sup>. Par exemple, le soutien au droit de vote des étrangers régresse de 13 points entre 2004 et 2005 mais progresse de 6 points entre 2001 et 2002 et de 8 points entre 2007 et 2008. L'idée que l'immigration est une source d'enrichissement culturel a connu également des baisses brusques (- 12 points entre 2004 et 2005, - 10 points entre 1998 et 1999) et des augmentations tout aussi massives (+ 8 entre 1996 et 1997, + 17 points entre 2001 et 2002, + 5 points entre 2007 et 2008).

On pourrait cependant estimer que cette réponse ne suffit pas puisqu'elle indique seulement : 1) que la marge d'erreur de l'indice est sans doute beaucoup plus faible que pour une question-*trend* unique ; 2) et donc que certains mouvements du *mood*, même faibles, seront significatifs là où les sondages traditionnels ne permettraient pas de l'établir. Mais on ne dispose toujours pas d'une mesure de cette erreur à partir de laquelle on peut déterminer si oui ou non la significativité des évolutions est mesurable.

Notre troisième réponse s'adresse à ces interlocuteurs exigeants et a fait l'objet d'une nouvelle version de Wcalc baptisée BSWcalc. Le principe est le suivant : si erreur il y a, elle prend la forme de biais de mesure sur une ou plusieurs séries à un ou plusieurs moments dans le temps, quelles que soient les sources de ces biais ; cette erreur sera sans doute d'autant plus dommageable qu'elle porte sur une série particulièrement corrélée avec l'indice longitudinal ou sur un point dans le temps ou un faible nombre de séries sont présentes ; dès lors, la présence ou non de ces points de données erronés « par construction » dans le calcul du *mood* devrait induire de fortes variations sur celui-ci.

Il s'agit dès lors d'appliquer une méthode de calcul fondée sur cette sensibilité des cas. Pour ce faire, on a recouru à une technique de calcul des erreurs fondée sur les principes du *bootstrap*<sup>2</sup> et du *resampling*. Il s'agit de considérer que chacun des points de données est soumis à une erreur que l'on fera varier aléatoirement (suivant une distribution normale). Ainsi, si par exemple on obtient 43 % de réponses tolérantes, on sait que les chances sont fortes que dans la réalité cette proportion puisse être de 42 % ou 44 %, moins rarement de 41 % ou 45 %, même si cela reste possible. Dès lors on applique cette incertitude à chacun des points de données. La procédure est reproduite N fois, soit autant de fois que le souhaite le chercheur. Il va sans dire que plus N est important, plus la procédure aboutira à des résultats et estimations précis (selon le même principe qui guide la taille des échantillons de sondage).

Pour chacun des N reproductions et donc des N échantillons de points de données construits, est calculé un nouveau *mood*. Naturellement, ces séries d'estimation, puisqu'elles n'ont plus la même base de calcul, réintroduisent des variations qu'on peut assimiler à une « erreur »

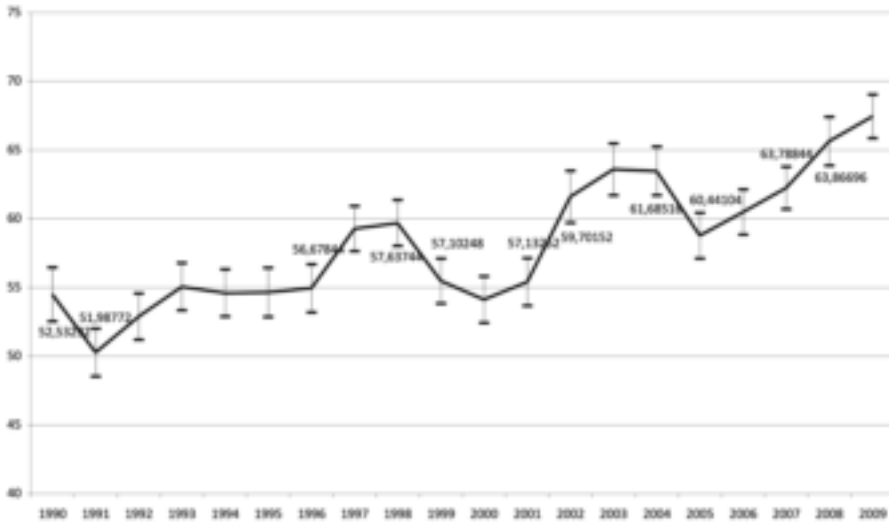
1. Certains pourraient émettre l'hypothèse que ces variations sont produites par les changements d'instituts qui ont émaillé l'histoire du baromètre. Néanmoins, vu l'ampleur des variations, on peut en douter. Autant entre deux questions aux libellés différents, comme les cotes de popularité présidentielle, on peut envisager des variations d'un institut à l'autre, mais sur des questions identiques, si le terrain avait une telle influence, ce serait une remise en cause complète des outils qu'il faudrait effectuer. Enfin, lors de la période 1990-1998 où un seul institut était aux commandes, on constate un retour de xénophobie et une poussée de tolérance. Dès lors, on peut raisonnablement conclure à l'immunité de l'indice longitudinal à cette histoire technique mouvementée du baromètre CNCDH.

2. Pour plus de détails sur le *bootstrap* et ses avantages, voir Christopher Mooney, Robert Duval, *Bootstrapping. A Nonparametric Approach to Statistical Inference*, Sage, Newbury Park, 1993.

de mesure. Celle-ci, différente pour chacune des années, permet le calcul d'une erreur standard (fonction à la fois de la dispersion autour de la moyenne et du nombre de tirages effectués). De là, il est alors possible non seulement de construire un intervalle de confiance, comme si on avait affaire à des données d'enquête classiques, mais aussi de tester si la tolérance a augmenté ou diminué significativement d'une année sur l'autre.

Dans le cas qui nous occupe, avec 1 000 tirages, on obtient une erreur standard qui varie entre 1 point de pourcentage et 0,81. Fait remarquable s'il en est, les années 2001 et 2002 pour lesquelles on ne disposait que d'un faible nombre de séries ne sont pas les plus sujettes à une forte erreur standard (autour de 0,92). Cela peut s'expliquer par la présence lors de ces enquêtes des séries les plus longues. Ce résultat dénote également qu'on peut avoir confiance dans la qualité de l'indice même quand les indicateurs sur lesquels il est construit sont en nombre limité. L'erreur standard maximale apparaît pour l'année 1990, vraisemblablement parce que l'estimation se base sur des séries pour la plupart abandonnées à la fin des années 1990 ou plus faiblement corrélées à l'indice. Cependant, même dans ce cas, l'écart entre une bonne et une mauvaise année en termes d'estimation reste très faible (autour de 0,2 point de pourcentage) et bien en deçà des erreurs standards habituelles dans les enquêtes barométriques classiques.

#### Graphique 4. L'indice longitudinal avec intervalle de confiance à 95 %



Note de lecture : l'indice longitudinal garde les mêmes valeurs que précédemment. Figure également les intervalles de confiance sur chaque année. Ainsi, les traits verticaux représentent l'ensemble des valeurs que l'indice est susceptible de prendre dès lors qu'on prend en compte la marge d'erreur (ici, on couvre 95 % des possibilités). Ont été également reportées des valeurs seuils particulièrement importantes pour mesurer la significativité de certaines des cassures constatées dans les évolutions temporelles de l'indice. Par exemple, en 2004, on avait moins de 2,5 % de chance (5 % divisés par 2) que l'indice soit inférieur à 61,69, quand en 2005, on a également 2,5 % de chances qu'il soit supérieur à 60,44. Autrement dit, les évolutions du *mood* entre 2004 et 2005 ne sont pas dues au hasard mais bien à un changement au sein de l'opinion publique (Source : baromètre CNCDH, calculs des auteurs à partir de BSWcalc).

Le graphique 4 figure les niveaux annuels de l'indice et leurs intervalles de confiance. Si on applique l'hypothèse de distribution normale des erreurs, l'intervalle ici figuré permet d'être « sûr » que le niveau de l'indice longitudinal se situe dans 95 % des cas entre les barres inférieure et supérieure de l'intervalle. Intuitivement, il montre bien les « cassures » identifiées préalablement. La chute de la tolérance entre 1990 et 1991 semble ne pas être un artefact statistique, tout comme celles entre 1998 et 1999, et entre 2004 et 2005. Il en va de même pour les hausses entre 1996 et 1997, entre 2001 et 2002, ainsi qu'entre 2007 et 2008<sup>1</sup>.

## Interprétations des variations de la tolérance

### L'hypothèse du renouvellement générationnel

Ces variations de l'indice laissent supposer que des phénomènes de différents types influencent le niveau de tolérance du public français. Une première hypothèse explicative tient aux modifications sur le long terme de l'électorat et se nourrit à deux sources, d'une part la théorie du changement social<sup>2</sup>, et d'autre part l'idée que les préjugés restent des éléments stables dans la psyché des citoyens. Ainsi, si on suit les travaux fondateurs de Theodor Adorno<sup>3</sup>, de Gordon Allport<sup>4</sup> ou de Milton Rokeach<sup>5</sup>, les préjugés se constitueraient dans l'enfance, au moment de la socialisation primaire des individus, quitte par la suite à se traduire par une « personnalité autoritaire ». Les chances pour que ces préjugés s'atténuent au cours de la vie s'avèreraient particulièrement faibles, notamment parce qu'ils structurent les processus cognitifs quotidiens des individus<sup>6</sup>. En cela, la xénophobie est souvent assimilée à une attitude, dont on connaît le caractère stable dans le temps<sup>7</sup>. Autrement dit, si on suit cette logique de la xénophobie comme une attitude, si changement dans le temps il y a, il ne pourrait que provenir des évolutions sociales qui marquent l'électorat français.

De fait, sur l'ensemble de la période, les évolutions en composition du public sont remarquables. D'abord, on ne peut nier l'impact de l'accroissement du niveau d'éducation. Ainsi, en 1990, on comptait selon l'INSEE à peine 11 % de bacheliers et 11 % de titulaires d'un diplôme du

1. Nous l'avons également vérifié en utilisant des tests-t de différences de moyennes (avec le nombre de tirages comme base au calcul des degrés de liberté), techniques plus rigoureuses que la simple observation d'un graphique.

2. Sur ce point, le lecteur peut se référer à différents travaux qui analysent les changements induits par le niveau d'éducation et le changement générationnel : Nonna Mayer, Guillaume Roux, « Des votes xénophobes ? », dans B. Cautrès, N. Mayer (dir.), *Le nouveau désordre électoral...*, op. cit., p. 97-117 ; Guillaume Roux, « Quelle évolution de la xénophobie en France ? », *Futuribles*, 319, mai 2006, p. 19-42 ; Étienne Schweisguth, « France : le mythe du néoconservatisme », *Futuribles*, 227, janvier 1998, p. 21-34 ; Vincent Tiberj, « L'impact politique du renouvellement générationnel : une comparaison franco-américaine », *Agora débats-Jeunesse*, 51, 2009, p. 125-141.

3. Theodor W. Adorno, Else Frenkel-Brunswik, Daniel J. Levinson, R. Nevitt Sanford, *The Authoritarian Personality*, New York, Harper & Row, 1950.

4. Gordon Allport, *The Nature of Prejudice*, Cambridge, Addison-Wesley, 1954.

5. Milton Rokeach, *The Open and Closed Mind : Investigations into the Nature of Belief Systems and Personality Systems*, New York, Basic Books, 1960.

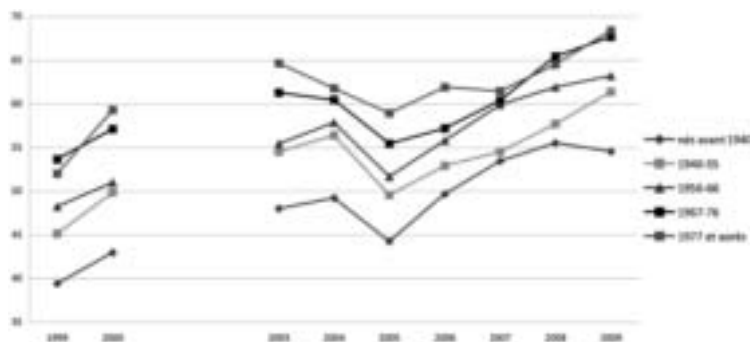
6. C'est d'ailleurs ainsi que Gordon Allport explique la persistance des préjugés raciaux. Pour cet auteur, les préjugés sont des catégories cognitives aidant à simplifier le monde dans lequel évoluent les individus. Ils sont dès lors d'autant plus dommageables qu'ils permettent de remplir cette tâche de simplification qui est l'une des activités cognitives quotidiennes les plus récurrentes. On peut trouver des exemples réactualisés de cette tradition dans Michael Dambrun, Serge Guimond, Nicolas Mtchinov, « Les composantes automatique et contrôlée des préjugés ethniques », *Revue internationale de psychologie sociale*, 16 (1), 2003, p. 71-96.

7. On peut ainsi reprendre la définition qu'en donne Alain Lancelot : « une disposition relativement persistante à présenter une réaction organisée d'une certaine façon, c'est-à-dire à manifester un certain type de comportement motivé, vis-à-vis d'un objet (ou d'une situation donnée) quand cet objet est en cause » (Alain Lancelot, « L'orientation du comportement politique », dans Madeleine Grawitz, Jean Leca (dir.), *Traité de science politique*, Paris, PUF, 1985, t. III, p. 368).

supérieur. En 2007, les proportions respectives sont désormais de 13,5 % et 18 %. Sachant que le diplôme reste un des meilleurs prédicteurs de la tolérance, cette augmentation n'est sans doute pas sans conséquence sur le progrès vers l'ouverture noté dans l'indice longitudinal. Ensuite, la diversité des origines progresse en France. Ainsi, dans l'enquête postélectorale du Cevipof de 2007, 23,5 % des personnes interrogées déclaraient avoir au moins un grand-parent immigré et, même si, pour l'essentiel, l'origine migratoire s'ancre dans l'Europe du Sud (12,5 % de l'électorat), les enfants de l'immigration maghrébine et africaine pèsent désormais pour 4,5 % de l'électorat. Difficile cependant de mesurer les évolutions sur vingt ans, faute de données, mais on sait qu'une relation à l'immigration entraîne une moindre tendance à la xénophobie<sup>1</sup>. Enfin, reste le renouvellement générationnel qui, à lui seul, inclue les deux évolutions précédentes. 31 % des électeurs de 2007 n'étaient pas en âge de voter en 1988. Dans les urnes qui ont confirmé François Mitterrand, les électeurs nés en 1930 ou avant comptaient pour 27,5 % des électeurs, les mêmes ne sont plus que 6 % au moment de l'élection de Nicolas Sarkozy. Or, difficile de considérer que les sortants et les « nouveaux entrants » sont des « homologues sociaux ». Ainsi, en 2007, la cohorte formée des individus nés en 1930 comptent à peine 6 % de bacheliers ou plus, alors que celle constituée des électeurs nés après 1980 en comptent 62 %. De même, 88 % des premiers ne comptent aucune ascendance étrangère sur deux générations, ils ne sont plus que 66 % parmi les seconds. *A priori* donc, ces changements de composition dans l'électorat pourraient expliquer les évolutions de l'indice longitudinal de tolérance. En l'occurrence, ils n'y suffisent cependant pas.

Pour le démontrer, nous avons eu recours à un fichier cumulé des enquêtes CNCNH qui couvre les vagues de 1999 et 2000, ainsi que toutes les vagues depuis 2003<sup>2</sup>. Nous avons ainsi calculé des indices longitudinaux de tolérance par cohortes de naissance, chacune de ces estimations ayant été réalisée séparément des autres.

### Graphique 5. Estimation des évolutions de la tolérance par cohortes de naissance



Note de lecture : ce graphique figure les indices par génération. Pour un indice générationnel quelconque, il se lit donc de la même manière que les graphiques précédents. Le lecteur peut cette fois comparer entre les niveaux des différentes cohortes sur une année donnée, les indices étant calculés sur exactement le même ensemble de variables (Source : baromètre CNCNH, calculs des auteurs à partir de Wcalc).

1. Voir notamment Vincent Tiberj, « Existe-t-il “un vote de l'immigration” ? Les nouveaux Français à la veille de 2007 », dans Pascal Perrineau (dir.), *Atlas électoral 2007*, Paris, Presses de Sciences Po, 2007, p. 79-81.

2. Ce travail a été effectué par Camille Bedock, qu'elle en soit ici grandement remerciée. Le choix de recourir à des fichiers d'enquêtes individuelles plutôt qu'aux rapports annuels de la CNCNH tient surtout au fait que la cohorte de naissance des individus ne fait pas partie de ces variables « routines » des rapports d'instituts. Or, puisqu'il s'agit ici de statuer sur le poids du renouvellement générationnel dans les évolutions de la tolérance, on ne pouvait pas utiliser la variable de classe d'âge, celle-ci ne permettant pas de reconstituer correctement les années de naissance. La période couverte par le fichier cumulé nous apparaît cependant satisfaisante pour prouver ce que nous avançons.

C'est un résultat coutumier dans l'étude des préjugés, les jeunes sont généralement plus tolérants que leurs aînés. Cela se confirme quand on analyse les niveaux des indices sur une année. Mais il ne faut surtout pas en déduire que les préjugés viennent avec l'âge. En l'occurrence, ceux-ci tiennent plus à la socialisation primaire des individus (le contexte dans lequel ils ont grandi) qu'à un effet cycle de vie. D'ailleurs, contrairement à un jugement de « sens commun » qui voudrait qu'avec le vieillissement vienne le conservatisme, on constate l'effet inverse dans nos données. Ainsi, entre 1999 et 2009, soit la période couverte par le graphique 5, les individus ont vieilli de 10 ans. Par exemple, les *baby-boomers* (nées entre 1940 et 1955) avaient entre 44 et 59 ans en 1999. Ils ont désormais entre 54 et 69 ans. Pourtant, sur la même période la tolérance en leur sein a progressé de 45 à 61,3. Ce mouvement se retrouve dans l'ensemble des cohortes de naissance.

Les cohortes récentes s'avèrent toujours plus tolérantes que celles qui les ont précédées. Les *baby-boomers* sont moins soumis aux préjugés que les personnes nées avant la seconde guerre mondiale, mais plus intolérantes que celles nées entre 1956 et 1966. Elles-mêmes sont dépassées par celles nées entre 1967 et 1977 qui, sauf dans la période récente, le sont également par celles nées en 1977 ou après. Le résultat le plus important tient cependant au parallélisme des différents *moods* par cohorte. On constate certes des variations, dues essentiellement aux effectifs constituant les cohortes, mais globalement, les mouvements suivent de près ceux constatés pour l'indice global de tolérance. Ainsi, toutes les cohortes semblent évoluer en conséquence en 2005 (entre - 3 et - 6 points), mais elles connaissent toutes depuis une augmentation régulière de la tolérance (évoluant entre + 9 et + 12 points). Autrement dit, les évolutions qu'on constate au niveau global semblent bien toucher l'ensemble des strates de la population. Dès lors, il est difficile d'y voir un effet de composition puisque le niveau d'éducation, par exemple, n'a aucune raison de progresser lorsque les cohortes qu'on suit rassemblent des individus « établis » dans la vie active, comme dans le cas des *baby-boomers*.

Le changement social a donc un impact<sup>1</sup>. Ces changements de long terme peuvent expliquer pourquoi, même dans les périodes de forte diminution ou progression de l'indice, on ne retrouve pas les niveaux des périodes précédentes : par exemple, l'indice de 2005 est de 57,5, soit 3 points de plus qu'en 2001, l'indice de 2004 (63,5) est supérieur de 4 points au pic de 1998. Mais celui-ci reste insuffisant pour expliquer la progression globale de la tolérance aux immigrés. En cela, on mesure combien les mentalités ont évolué en deux décennies.

### L'hypothèse du quotient signal/bruit (*signal-to-noise ratio*)

Si ce n'est pas seulement le changement social, comment dès lors expliquer une telle montée de la tolérance en France ? Certains pourraient douter de l'instrument – le *mood* – comme de nos résultats sur l'argument suivant : ne peut-on pas considérer que les évolutions constatées ne sont que le fait du mouvement d'une minorité d'individus particulièrement sensibles au contexte de l'enquête ? Cet argument renvoie à un débat qui anime la science politique américaine depuis le début des années 1990 autour de la notion de « rationalité collective » de l'opinion.

Face au minimalisme initié par Philip Converse qui caractérisait le « citoyen ordinaire » comme faiblement informé, peu intéressé et manquant de cohérence et de stabilité dans

1. D'ailleurs, si on simulait un électorat resté constant (par exemple figé sur les bases démographiques de 1999), ce *mood* simulé aurait quand même progressé de 11 points entre 1999 et 2009, contre 13 points pour le *mood* effectivement constaté.

ses attitudes<sup>1</sup>, plusieurs réponses se sont développées parmi lesquelles l'idée que l'irrationalité individuelle n'empêchait pas la rationalité collective de l'opinion<sup>2</sup>. Autrement dit, les biais d'information au niveau individuel seraient considérés comme du bruit qui tendrait à s'annuler une fois qu'on change de niveau de lecture, passant des individus pris isolément comme unité d'analyse à celui des groupes d'individus, y compris parmi les groupes les moins politisés. Qu'importe en résumé si des électeurs se trompent individuellement quant à la nature des programmes des candidats, au final, ils aboutiraient collectivement à une décision rationnelle. La théorie du *mood* s'ancre de plain-pied dans ce débat, à ceci près que pour certains critiques comme S. Althaus<sup>3</sup>, on peut douter de la pérennité ou 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 joue vraiment au niveau agrégé : 1) par un bruit (*noise*) qui concerne une large majorité d'individus, mais qui s'annihile au niveau agrégé parce que ces mouvements individuels sont des erreurs induites par leur faible niveau de compétence politique et qui vont aller dans des sens opposés – vers plus ou moins de tolérance – et 2) par 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 l'indice longitudinal de tolérance.

Cela revient donc à reposer la question de la compétence politique et de son incidence sur la mesure des opinions<sup>4</sup>. On peut envisager en fait deux effets inverses de la sophistication politique. Les citoyens sophistiqués sont à la fois les plus susceptibles de rester arrimés à des préférences idéologiques (donc de rester inertes), mais également les plus susceptibles d'être touchés par les informations concernant l'immigration. Ces attendus contradictoires peuvent également être déclinables auprès des citoyens ordinaires, ces derniers étant soit les plus susceptibles de bouger puisqu'ils pourraient être supposés ne pas disposer de systèmes de préférences politiques stables – mais dans ce cas, on peut aussi attendre que leurs mouvements soient particulièrement erratiques –, soit de rester stables faute d'être informés des débats en cours. Comme variable approximant la compétence politique, nous avons choisi de nous fonder sur le niveau d'éducation, arguant de sa forte corrélation avec le capital culturel et bien qu'on sache que la compétence inclut également des autodidactes. Son principal avantage est qu'il permet de couvrir quasiment l'ensemble de la période 1990-2009<sup>5</sup>. Les indices ont de nouveau été estimés séparément.

1. Philip Converse, « The Nature of Belief Systems in Mass Publics », dans David Apter (ed.), *Ideology and Discontent*, Glencoe, The Free Press, 1964, p. 206-261.

2. Benjamin Page, Robert Shapiro, *The Rational Public. Fifty Years of Trends in Americans' Policy Preferences*, Chicago, University of Chicago Press, 1992 ; Paul Sniderman, Richard Brody, Philip Tetlock, *Reasoning and Choice. Explorations in Political Psychology*, Cambridge, Cambridge University Press, 1991.

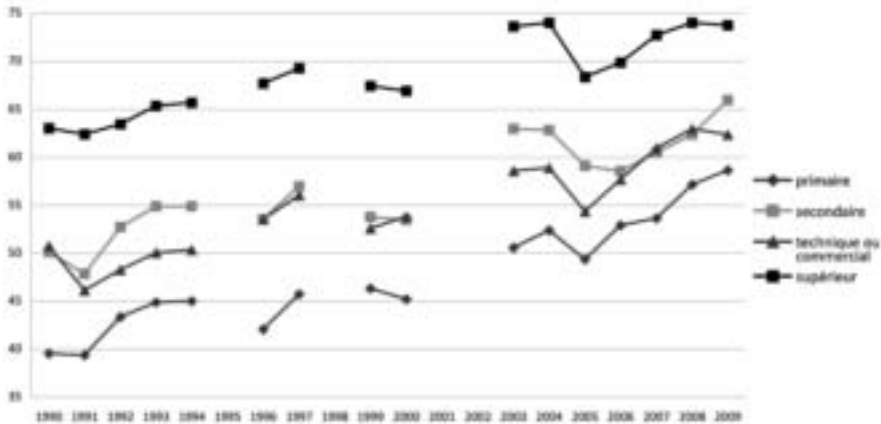
3. Scott Althaus, *Collective Preferences in Democratic Politics. Opinion Surveys and the Will of the People*, Cambridge, Cambridge University Press, 2003.

4. La même démonstration a été faite également aux États-Unis. Voir Peter K. Enns, Paul M. Kellstedt, « Policy Mood and Political Sophistication : Why Everybody Moves Mood », *British Journal of Political Science*, 38, 2008, p. 433-454.

5. On est ici tributaire de la manière dont cette information a été recueillie. Jusqu'en 2000, le niveau d'éducation était mesuré à partir du dernier établissement fréquenté par les personnes interrogées. Ce n'est qu'en 2003 que cette question a été remplacée par le niveau de diplôme, plus robuste à notre sens. Néanmoins, par souci de maximiser la couverture temporelle, nous avons reconstitué la forme ancienne de cette question dans les données récentes.



**Graphique 6. Estimation des évolutions de la tolérance en fonction du dernier établissement scolaire fréquenté**



Source : baromètre CNCDH, calculs des auteurs à partir de Wcalc.

Les résultats sont similaires à ceux obtenus sur l'analyse générationnelle. Difficile de considérer qu'un seul niveau d'éducation « fait » les variations : bien au contraire, tous semblent suivre des évolutions globalement parallèles, évolutions qui, au final, se traduisent par une augmentation de la tolérance qui varie entre + 19 pour les individus s'étant arrêtés au niveau primaire et + 10,5 pour ceux qui ont poursuivi jusqu'à l'université. Autrement dit, que les individus soient peu ou très diplômés, ils contribuent tous au « signal » et non au « bruit »<sup>1</sup>. Cela n'est pas sans interroger notre conception de l'opinion publique quand on sait combien le niveau d'éducation pèse sur la compréhension du politique mais aussi sur la propension des individus à se tenir informés et à participer politiquement. Schématiquement, les évolutions de la tolérance semblent toucher jusqu'au public le moins susceptible de suivre les affaires de la cité. Ici, les spectateurs deviendraient acteurs, même si la manière dont ils acquièrent cette information reste pour le moins à mieux comprendre.

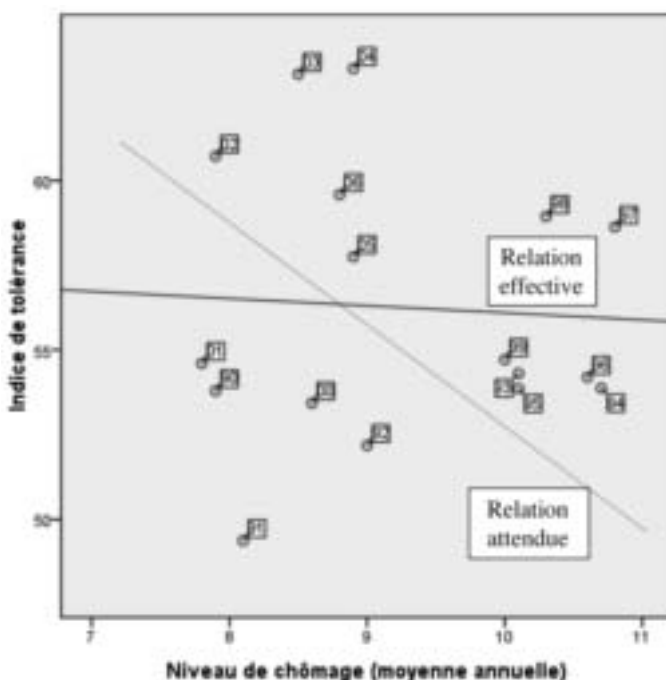
### L'hypothèse des menaces

L'énigme semble donc se complexifier. Si la tolérance augmente, cela n'est dû que partiellement au renouvellement générationnel, notamment parce que les évolutions touchent l'ensemble de l'opinion publique française. De plus, même si le changement générationnel avait été le principal moteur des évolutions de la tolérance, il n'aurait permis de comprendre qu'une augmentation régulière de la tolérance. Il ne fournit aucun schéma explicatif quant aux retours en arrière qu'on a constatés. La théorie psychologique classique du préjugé comme attitude s'en trouve également écornée compte tenu de l'amplitude des changements et des évolutions aussi rapides dans un sens que dans l'autre de la tolérance. La seule alternative possible dans les approches canoniques du préjugé est celle de l'école des « menaces »

1. D'ailleurs, une simple analyse de corrélation confirme ce résultat. Entre les différents indices par niveau d'éducation, les coefficients évoluent entre + 0,90 et + 0,96. De plus, tous corrént très fortement avec l'indice longitudinal de tolérance global (entre + 0,93 et + 0,97).

ou « *threats* »<sup>1</sup>, qu'elles soient perçues ou réelles. Cette école se fonde sur différentes menaces possibles, les plus connues s'ancrant autour de l'idée d'une corrélation et d'une évolution des attitudes xénophobes avec la situation économique du pays. En cas de crise économique et de concurrence accrue sur le marché du travail, les immigrants seraient considérés comme un danger et verraient alors les attitudes de rejet à leur égard croître<sup>2</sup>. Mais on ne peut oublier que certaines menaces envisagées n'ont rien d'économique et prennent la forme d'une période de « crainte normative » au sens de Karen Stenner<sup>3</sup>, produite par la peur que la communauté nationale ne soit en danger. Dans ce cas précis, il s'agit de la réactivation chez certains individus d'attitudes autoritaires qui avaient été auparavant mises en sommeil. Nous avons testé ces deux théories sur les évolutions du *mood*.

**Figure 1. Relation entre tolérance et chômage**



Légende : chaque point représente une année d'enquête selon une abscisse (le taux de chômage) et une ordonnée (la valeur de l'indice longitudinal). La ligne « relation attendue » est fictive : elle suppose qu'avec l'augmentation du chômage, la tolérance décroît conformément à la théorie des menaces. En l'occurrence, la ligne « relation effective », qui est simplement la droite de régression, montre l'absence de relation entre les deux variables.

1. Une recension des différents travaux qui constituent cette école peut être consultée dans Stanley Feldman, Karen Stenner, « Perceived Threat and Authoritarianism », *Political Psychology*, 18 (4), décembre 1997, p. 741-770.

2. On retrouve d'ailleurs ce type d'argumentation dans les études ethnographiques françaises qui datent la montée du racisme à la fin des Trente Glorieuses et l'entrée durable dans la crise économique : Michèle Tribalat, *Dreux, voyage au cœur du malaise français*, Paris, Syros, 1999 ; Stéphane Beaud, Michel Pialoux, « Racisme ouvrier ou mépris de classe ? Retour sur une enquête de terrain », dans Didier Fassin, Éric Fassin (dir.), *De la question sociale à la question raciale ? Représenter la société française*, Paris, La Découverte, 2006, p. 72-90.

3. Karen Stenner, *The Authoritarian Dynamic*, Cambridge, Cambridge University Press, 2005.

Nous avons testé préalablement différentes variables macroéconomiques, comme le taux de croissance ou l'évolution de la pauvreté, avec des résultats similaires à ceux présentés ici. On aurait dû voir l'indice régresser à mesure que le taux de chômage augmente. Ce n'est clairement pas le cas. Par exemple, entre 1992 et 1994, le chômage progresse de plus d'1,5 point, mais l'indice fait de même, passant de 52 à 54. On peut également comparer, à niveau de chômage égal, la valeur de l'indice. Avec un chômage de 9 %, on recueille des indices évoluant entre 52 en 1992 et 63,5 en 2004, en passant par 58 en 2005 et 59,5 en 2006. Derrière ces résultats, on confirme que la tolérance progresse ou régresse indépendamment de la situation économique du pays.

Quant aux moments de crainte normative, la France a connu plusieurs événements qui auraient pu y amener. Il en va ainsi de la première affaire du foulard, des attentats islamistes de 1995, du 11 septembre 2001, mais aussi de la crise des banlieues de 2005. En l'occurrence, seul le dernier événement remplit les conditions nécessaires en termes de variations de l'indice. La première affaire du voile aurait dû se répercuter dès 1990, alors que la baisse de l'indice a lieu en 1991, soit près de deux ans après les événements. L'indice de 1995 mesuré en novembre, donc quelques semaines après le dernier attentat, ne dénote pas de variations significatives, comparé aux indices de 1994 et 1996. Il en va de même pour l'indice de 2001, mesuré deux mois après les attentats de New York et Washington. La baisse de la tolérance date de 1999. Même si on envisage dans ces trois cas un moment de latence dans l'opinion d'une année, les résultats restent contradictoires : par exemple, 2002 est marqué par une remontée de la tolérance de 6 points.

En revanche, la crise des banlieues remplit les conditions d'éligibilité pour être un moment de crainte normative. On constate d'une part une baisse significative de la tolérance de 5,5 points<sup>1</sup> en un an, et d'autre part que cette baisse va mettre deux années à se résorber<sup>2</sup>. De plus, ce résultat concorde avec d'autres enquêtes, notamment celles menées par Sylvain Brouard et Vincent Tiberj entre mai et novembre 2005. En moins de six mois, on constate des variations comprises entre 11 et 18 points qui vont toutes dans le sens d'une fermeture. La proportion de personnes interrogées considérant que les immigrés sont trop nombreux en France est passée de 47 % à 65 %, par exemple ; celle pour qui la France a une dette envers ceux qui viennent de ses anciennes colonies est passée de 64 % à 53 % ; le soutien aux financements publics des mosquées a décliné de 27 % à 15 %. Les conséquences des émeutes se font d'ailleurs encore sentir à la veille de l'élection présidentielle dans la troisième vague du baromètre politique français de décembre 2006. Les émeutes urbaines de 2005, de par leur ampleur, leur durée et le cadrage qu'elles ont suscité dans les débats publics autour de l'immigration, de l'intégration en échec et de la religion musulmane ont donc bien réactivé chez certains les attitudes xénophobes qui tendaient à disparaître<sup>3</sup>. Surtout, cette baisse brutale s'est ressentie ici encore dans toutes les strates du public, comme le montrent d'ailleurs les graphiques 5 et 6.

Cependant, cette explication n'est que partielle et ne vaut que pour expliquer localement certaines des variations entre 2004 et 2007. Si on récapitule donc, on peut comprendre la

1. Baisse qui correspond à près de 4 erreur-standard, soit une probabilité que cet écart soit dû au hasard largement inférieure à 0,15 %.

2. L'écart entre l'indice de 2004 et de 2006 est significatif au seuil 0,05. En revanche, entre 2004 et 2007, les valeurs de l'indice ne sont plus significativement différentes.

3. Voir Vincent Tiberj, *La crispation hexagonale : France fermée contre France plurielle, 2001-2007*, Paris, Fondation Jean Jaurès/Plon, 2008.

tendance de moyen terme vers plus de tolérance et « la parenthèse de 2005 », mais *quid* des hausses brutales de 1997, de 2002 et de 2008 et de la baisse de 1999 ?

## L'hypothèse thermostatique

Une autre explication s'avère plus pertinente : la théorie thermostatique de l'opinion<sup>1</sup>. Celle-ci a été élaborée directement à partir du premier indice longitudinal développé par James Stimson sur les évolutions de la demande de politiques sociales de l'électorat américain depuis 1952 jusqu'à aujourd'hui<sup>2</sup>. Cet indice longitudinal a démontré combien la vision d'un électorat statique et figé dans ses demandes sociales est erronée. Ainsi est mise en évidence une montée du soutien aux politiques libérales (au sens américain) jusqu'à la fin des années 1960, une décline jusqu'en 1980, puis une remontée de ces demandes jusqu'en 1992, un brusque retournement jusqu'en 1994, puis une remontée jusqu'en 2008. Au total, ces variations sont particulièrement fortes puisqu'elles évoluent dans un intervalle de près de 20 points sur une échelle de 100.

La temporalité de ces hausses et baisses n'est pas celle qu'on attendrait traditionnellement. Politiquement, on parle d'ère conservatrice au moment des présidences Reagan et Bush Jr. En l'occurrence, la demande de politiques « libérales » au sens américain progresse de 11 points entre 1980 et 1988 et de 4 points entre 2000 et 2004. C'est donc le cas inverse de la prédiction qui prévaut. On pourrait lier ces évolutions à la situation économique, mais ici encore, cette hypothèse s'avère difficile à soutenir. Dans les années 1974-1980, on assiste à une baisse des demandes sociales alors que, pendant la récession de 1990-1992, cette demande reste stable. Quant à la récente crise qui débute en 2007 avec l'affaire des *subprimes*, elle correspond à une remontée des demandes sociales.

Christopher Wlezien a dès lors proposé une explication mieux adaptée aux variations du public américain, la théorie thermostatique. L'analogie du thermostat appliquée ici est la suivante : comment savoir si une maison est bien chauffée ? Difficile à dire dans l'absolu, dès lors que ses habitants, s'ils ont froid, tendent à pousser le chauffage jusqu'au moment où ils la trouvent surchauffée et alors le coupe. Pour peu que la soirée s'éternise, ces opérations se répéteront plusieurs fois, obtenir et surtout maintenir une température idéale étant une tâche quasiment impossible. Il en irait de même des politiques publiques menées par un gouvernement. L'action publique équivaut à donner plus ou moins d'argent aux écoles par exemple, être plus ou moins sévère à l'égard de la petite délinquance, être plus ouvert ou fermé à l'égard des immigrés, etc. Autrement dit, la « température idéale » d'une politique publique est elle-même difficile, voire impossible à atteindre. Jusqu'où pousser l'objectif d'égalité des revenus ou d'égalité des chances ?

Surtout, et c'est là où les variations du *mood* américain s'éclairent, les politiques menées par les administrations en place agissent un peu comme le chauffage domestique. Elles vont dans un sens de plus de politiques libérales (schématiquement : les administrations démocrates) ou de moins de politiques libérales (pour les administrations républicaines). Or, ces actions ont un impact chez les électeurs, qui prend la forme d'une « contre-mesure ». Autrement

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

2. Pour une représentation graphique de cet indice longitudinal, le lecteur se référera au site web de James Stimson, cité.

dit, face à une administration républicaine comme celle de Reagan qui a réduit considérablement certaines dépenses publiques, l'opinion réagit vers plus de demandes sociales, alors que, face à des politiques démocrates, les électeurs tendent vers moins de politiques libérales.

Or, cette approche thermostatique semble bien s'appliquer à la période 1996-2008 de l'indice longitudinal de tolérance. À partir de la mi-1996, avec les occupations et les expulsions des églises Saint-Ambroise et Saint-Bernard, les sans-papiers entrent sur la scène politique. Il s'ensuivra le vote de la loi Debré le 24 avril 1997 et les pétitions et manifestations s'y opposant. Clairement, ces événements et la politique migratoire du gouvernement Juppé ont marqué l'opinion avec la montée du soutien aux immigrés que l'on constate dans l'indice. En revanche, comment expliquer le retour en arrière de 1999 sinon par une réaction aux régularisations du gouvernement Jospin<sup>1</sup> ? Enfin, notons que les 7 niveaux les plus élevés de l'indice sont tous comptabilisés sous un gouvernement de droite, lors d'une séquence politique où l'immigration devient un enjeu majeur, notamment en termes d'activités législatives et de débats politiques. D'ailleurs, l'accélération constatée entre 2007 et 2008 correspond aux débats sur les tests ADN et l'immigration choisie mais aussi au nouveau mouvement de grève des travailleurs sans-papiers. Autant d'éléments qui semblent bien peser dans l'opinion et les développements récents de l'année 2009 semblent le confirmer. Malgré le débat sur la Burqa, malgré le démarrage du débat sur l'identité nationale quelques semaines avant le terrain de l'enquête CNCNH, le public français a réagi non dans le sens d'une crispation comme d'aucuns le craignaient, mais vers une confirmation de plus de tolérance.

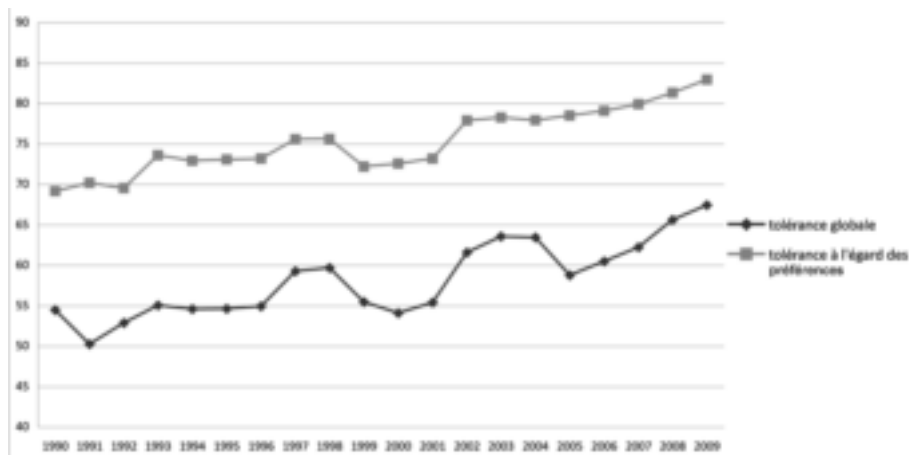
Bien sûr la théorie thermostatique ne permet pas d'expliquer la relative stabilité de l'indice dans la période 1990-1995. Mais justement, cette stabilité peut également dire autre chose. Dans quelle mesure l'indice longitudinal de tolérance ne nous permet pas de contribuer à une sociohistoire politique du préjugé xénophobe en France ? Notre hypothèse est que l'indice reflète une politisation progressive de l'enjeu immigration. Certes, d'un point de vue électoral, on peut dater son arrivée sur la scène des affrontements partisans aux élections européennes de 1984<sup>2</sup>. Mais on peut se demander si d'un point de vue gouvernemental, l'immigration n'était pas un sujet laissé volontairement de côté, hors du champ des politiques publiques marquantes menées par les différents gouvernements. Cela vaut notamment pour les gouvernements de droite confrontés à une version française du « consensus multiculturel » néerlandais<sup>3</sup>. Dans une certaine mesure, le front antiraciste et anti-FN agissait comme un rempart pour que l'immigration ne soit pas pleinement mobilisée par la droite. À partir de la période 1993-1996, la droite intègre l'immigration dans le débat face à la gauche et persiste depuis, notamment en publicisant son action sur l'immigration illégale, la défense des « valeurs républicaines », la mise en place de l'immigration choisie et la lutte contre la délinquance. Parallèlement, dans l'opinion, l'enjeu se politise aboutissant à un changement de registre. Par rapport au début des années 1990 où la stabilité du préjugé ou son absence prévalaient, la logique thermostatique de l'opinion devient déterminante après 1996.

1. Réaction qui semble avoir été retardée dans le temps puisque 1998 reste une année « tolérante ». On peut y voir un effet de la coupe du monde de football, la France « black, blanc, beur » ayant contrebalancé le retour de thermostat.

2. Voir Pierre Martin, *Comprendre les évolutions électorales : la théorie des réalignements revisités*, Paris, Presses de Sciences Po, 2000.

3. Paul Sniderman, Louk Hagendoorn, *When Ways of Life Collide. Multiculturalism and Its Discontents in the Netherlands*, Princeton, Princeton University Press, 2007.

### Graphique 7. Une comparaison entre les évolutions de la tolérance globale et de celle à l'égard des juifs



Source : baromètre CNCDH, calculs des auteurs à partir de Wealc.

L'hypothèse de la politisation progressive dans l'opinion de l'indice longitudinal de tolérance est d'autant plus plausible qu'on compare cet indice à un indice de tolérance envers les juifs<sup>1</sup>. Clairement, l'antisémitisme obéit à une « décroissance tranquille », surtout si on le compare aux va-et-vient de notre indice global. Commencant à 69 en 1990, soit déjà une tolérance largement plus forte que dans notre *mood* (+ 15), cette tolérance croît régulièrement jusqu'à atteindre 82 en 2008. Surtout, bien que parfois hachée, cette croissance obéit plutôt mieux à la théorie du changement social qui postule une évolution progressive avec le renouvellement générationnel et l'élévation du niveau de diplôme. Cela est d'ailleurs avéré par une approximation linéaire de cette progression (qui explique 83 % des évolutions). Il nous semble que la différence notable entre ces deux *indices* tient au consensus entre gauche et droite au regard de la tolérance envers la communauté juive, à la différence de ce qui se passe à l'égard de l'immigration en général.

\*  
\* \*

On peut envisager des indices longitudinaux portant sur différents sujets. Ainsi, Frank Baumgartner et ses collègues ont construit un *mood* sur la peine de mort aux États-Unis, Paul Kettstedt a fait de même concernant les opinions raciales outre-atlantique<sup>2</sup>. Sylvain Brouard travaille également à établir un *mood* sur les opinions à l'égard du nucléaire en France. Nous

1. Voir Nonna Mayer, Guy Michelat, Vincent Tiberj, « Structures et dynamiques des représentations de "l'autre" : anciens et "nouveaux" préjugés », dans CNCDH, *La lutte contre le racisme et la xénophobie : rapport d'activité 2008*, Paris, La Documentation française, 2008, p. 92-119.

2. Franck Baumgartner, Suzanna de Boef, Amber Boydston, *The Decline of Death Penalty and the Discovery of Innocence*, Cambridge, Cambridge University Press, 2008 ; Paul Kellstedt, *The Mass Media and the Dynamics of American Racial Attitudes*, Cambridge, Cambridge University Press, 2003.

menons de notre côté une recherche afin de créer un *French public policy mood* et une entreprise similaire est en cours au Royaume-Uni. Nous espérons, par l'exemple exposé ici, avoir bien convaincu le lecteur de l'utilité de cette méthode.

En effet, quand on se réfère aux différents travaux recourant à cette méthode, on ne peut qu'être frappé des pistes scientifiques ainsi ouvertes. Dans le cas de la peine de mort et des attitudes raciales, c'est une démonstration extrêmement stimulante de l'impact des effets de cadrage sur les mouvements d'opinion qui se dessine. Dans le cas des préférences de politiques publiques, c'est la théorie thermostatique de l'opinion qui émerge. Dans cet article, nous avons montré la politisation progressive de l'immigration et le nécessaire renouvellement des théories explicatives du préjugé qu'elle entraîne.

Surtout, l'indice longitudinal permet de procéder à une nouvelle approche du contexte et des changements sociopolitiques, donnant une autre image de la démocratie que celle traditionnellement inférée des résultats antérieurs des analyses de l'opinion par les théories classiques. Ce que montre le *mood* des publics n'est conforme ni à la vision d'électeurs idéologisés et stables dans leurs préférences et systèmes de valeurs, ni à celle qui veut que seule une minorité de citoyens particulièrement attentifs aux affaires publiques évoluent au gré des débats et de l'actualité politiques. L'indice longitudinal de préférences pourrait bien être le chaînon longtemps manquant entre d'une part les études politiques sur les médias, les élites politiques et les stratégies de communication politique, et d'autre part la sociologie électorale centrée sur les individus<sup>1</sup>.

---

— James A. Stimson, Vincent Tiberj, Cyrille Thiébaud —

Raymond Dawson Distinguished Professor à l'Université de Caroline du Nord, **James A. Stimson** est chercheur associé à Sciences Po Paris, au Centre d'études européennes. Ses principales publications sont : *Tides of Consent : How Public Opinion Shapes American Politics*, New York, Cambridge University Press, 2004 ; (avec Larry Grossback, David A. M. Peterson) *Mandate Politics*, New York, Cambridge University Press, 2006 ; (avec Robert S. Erikson, Michael B. MacKuen) *The Macro Polity*, New York, Cambridge University Press, 2002 ; *Public Opinion in America : Moods, Cycles, and Swings*, Boulder, Westview Press, 1991 ; (avec Edward G. Carmines) *Issue Evolution : Race and the Transformation of American Politics*, Princeton, Princeton University Press, 1989 ; (avec Donald R. Matthews) *Yeas and Nays : Normal Decision-Making in the U.S. House of Representatives*, New York, Wiley, 1975. Spécialisé en politique américaine, il s'est particulièrement intéressé aux dynamiques de l'opinion publique. Plus récemment, il s'est penché sur les traductions au niveau macrosocial des opinions individuelles (Department of Political Science, University of North Carolina at Chapel Hill, Chapel Hill, NC, 27599-3265, USA <stimson@unc.edu>).

**Vincent Tiberj** est chargé de recherche FNSP à Sciences Po Paris, au Centre d'études européennes (CEE). Ses principales publications sont : *La crispation hexagonale : France fermée contre France plurielle, 2001-2007*, Paris, Plon/FJJ, 2009 ; (avec Bruno Cautrès) « Une sanction du gouvernement mais pas de l'Europe. Les élections européennes de juin 2004 », *Les Cahiers du Cevipof*, 41, mai 2005 ; (avec Sylvain Brouard) *Français comme les autres ? Enquête sur les citoyens d'origine maghrébine, africaine et turque*,

---

1. Cet article doit beaucoup à Nonna Mayer et à Guy Michelat. Nous en profitons donc pour rendre hommage aux travaux qu'ils ont menés depuis 10 ans pour mieux comprendre les logiques des préjugés à partir des données CNCDH. Par ailleurs, nous souhaitons remercier Bruno Cautrès et Sophie Duchesne, ainsi que les évaluateurs de la *Revue française de science politique*, pour leur travail de lecture critique et constructif.

Paris, Presses de Sciences Po, 2005 ; et (avec Florent Gougou, Soline Laplanche-Servigne, Camille Peugny) *Les mots des présidentielles*, Paris, Presses de Sciences Po, 2007. Spécialisé dans l'analyse des comportements électoraux et politiques en France, en Europe et aux États-Unis, et la psychologie politique, ses travaux portent sur les modes de raisonnement des citoyens « ordinaires », la sociologie politique des inégalités sociales et ethniques, ainsi que sur les préjugés xénophobes et les systèmes de valeurs. Il participe régulièrement avec Nonna Mayer et Guy Michelat aux rapports annuels de la CNCNDH. Par ailleurs, il est également coordinateur du Parcours avancé de méthodes en sciences sociales à Sciences Po (CEE, 28 rue des Saints-Pères, 75007 Paris <vincent.tiberj@sciences-po.fr>).

**Cyrille Thiébaud** est doctorante en science politique à Paris I-Panthéon Sorbonne, rattachée au Centre européen de sociologie et de science politique (CESSP-CRPS), et ATER à l'Université François Rabelais de Tours. Elle réalise actuellement une thèse sur l'opinion publique sur l'Europe de la défense et l'influence de sa médiatisation sur le public. Elle publie « La défense européenne dans la presse française : un enjeu public privé de débat », dans André Dumoulin (dir.), *Les opinions publiques et la politique européenne de sécurité et de défense*, à paraître (<thiebaucyrille@free.fr>).

## ANNEXE 1 : L'ALGORITHME DYAD RATIOS

Cet algorithme est une méthode visant à estimer une série temporelle latente qui sous-tend les indicateurs d'opinion publique existants (*i.e.* le *mood*). Le problème à résoudre est identique à celui traité par les analyses en composantes principales à ceci près que la structure des données utilisées diffère fortement. Ici, les données sont loin d'atteindre cette situation optimale où l'on dispose de l'information pour toutes les unités d'analyse et pour toutes les questions mobilisées. Ne sont à notre disposition que quelques questions *trends*, posées au minimum à deux reprises, et encore, celles-ci ne sont jamais posées pour toutes les années de la période étudiée. Une analyse en composante principale nécessite de disposer de données complètes sur chacune des années. De telles données n'existent pas, et même si elles existaient, on pourrait se poser la question de leur représentativité à l'égard de toutes les questions posées lors de la période étudiée. De plus, la matrice N par N des corrélations entre questions, étape préliminaire à toute ACM, ne pourrait être calculée du fait que les couples questions/années ne se recouvrent pas. Dès lors, il est impossible de mesurer leur covariance. On se retrouve face à un problème insoluble *a priori*, où les données manquantes excèdent même les données réellement observées

### Le modèle

Imaginons qu'on dispose de N résultats d'enquête, chacun codé de la même manière. Ces résultats constituent n sous-ensembles d'indicateurs comparables mesurés à différents moments (1-T). Désignons chacun de ces résultats comme  $x_{it}$ , où i indique l'indicateur et t le moment.

Nous assumons que les ratios  $r_{it+k} = x_{it+k}/x_{it}$  du même indicateur mesuré à deux moments t et t+k sont une approximation de la dimension latente (l'indice longitudinal) à estimer<sup>1</sup>. On perd dès lors de l'information quant aux métriques des indicateurs, mais cette perte est

1. Pour ces analyses, on considère qu'un indicateur est comparable si le libellé de la question est identique et posé à un échantillon national comparable d'adultes. Que différents indicateurs soient comparables ou non est alors un enjeu empirique, qui sera déterminé par l'ampleur avec laquelle les ratios covarient dans le temps.



négligeable (voire même profitable) puisqu'on ne dispose pas d'une science des libellés de questions permettant de comparer les métriques de différents indicateurs. S'il n'y avait aucune observation manquante (sur la période étudiée), alors, pour chaque indicateur  $i$ , on pourrait laisser  $r_{i1} = 1.0$  analyser l'ensemble complet de  $n$  ratios  $r_{i2}, r_{i3}, \dots, r_{iT}$  et ainsi faire une moyenne de ces ratios sur les  $n$  indicateurs pour obtenir une excellente estimation de la dimension latente  $\theta_i$  :

$$\hat{\theta}_i = \frac{\sum_{t=1}^n r_{it}}{n}$$

Cependant, nous avons des valeurs manquantes et ces valeurs manquantes sont en fait le cas le plus répandu. Nous serions toujours dans une position favorable si on disposait pour une période donnée, disons la période 1, de tous les indicateurs. On pourrait alors calculer la somme des  $K$  indicateurs disponibles, avec  $k \leq n$  et les diviser par ce nombre  $k$ . Mais nous manquons également d'une telle période. Cela nous incite alors à mettre en place une approche itérative.

### L'approche itérative

#### *Du début à la fin de la période étudiée*

Commençons par sélectionner ce sous-ensemble d'indicateurs présents au moment 1. On peut ainsi assigner à  $\hat{\theta}_i$  au moment 1 la valeur  $\hat{\theta}_1 = 1.0$  et calculer à partir de chacun des indicateurs disponibles les valeurs de  $\hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_T$  aux moments 2, jusqu'à  $T$ .

Passons maintenant à la période 2. Assignons  $\hat{\theta}_2$  à la valeur estimée à partir de la période 1 et utilisons le sous-ensemble d'indicateurs présents à la période 2 (qui n'est pas obligatoirement composé exactement des indicateurs présents à la période 1 et peut inclure des questions qui apparaissent uniquement à la période 2) avec l'hypothèse que  $\theta_2 = \hat{\theta}_2$ .

Suivant la même procédure, on peut alors estimer  $\hat{\theta}_3, \dots, \hat{\theta}_T$ . En projetant ainsi  $\hat{\theta}_2$  en avant dans le temps, les estimations pour les périodes 3 à  $T$  deviennent comparables à celles qu'elles auraient été si les indicateurs présents uniquement à la période 2 avait été posés en période 1.

Cette procédure est répétée période par période (sous-ensemble d'indicateurs par sous-ensemble d'indicateurs) jusqu'à la période  $T-1$ , aboutissant à 1 jusqu'à  $T-1$  estimations de chacun des  $\hat{\theta}_i$ . La moyenne de toutes ces estimations devient alors  $\hat{\theta}_i$ .

#### *De la fin au début de la période étudiée*

La procédure d'estimation du début à la fin de la période donne un poids trop important aux indicateurs présents en début de période. Les questions présentes à la période 1 pèsent sur toutes les estimations consécutives, tandis que celles débutant uniquement à la période  $T-1$  ne pèsent que sur une estimation, celle de la période  $T$ . Dès lors, la direction de la procédure itérative peut être déterminante. Il est nécessaire d'opérer la même démarche que précédemment mais cette fois-ci à rebours. Ce retour vers le passé assigne aux indicateurs des poids différents et permet de calculer une série d'estimations comparables, mais non identiques. Alors une meilleure série d'estimations de la variable latente, qui pondère de manière égale tous les indicateurs, peut être obtenue en faisant la moyenne des deux séries d'estimations (sachant que la corrélation entre les séries estimées « à rebours » et « en avant » devient alors un indicateur de fiabilité).

### Validité itérative des estimations

De la même façon que pour les analyses en composantes principales itératives (présentes dans la plupart des logiciels de statistiques), nous émettons des hypothèses sur la validité des indicateurs, et, après analyses, disposons des moyens empiriques pour tester ces validités (le carré de la corrélation entre l'échelle et chacun des indicateurs). Au début de l'algorithme, les validités théoriques se voient assignées la valeur 1,0 pour tous les indicateurs de réponses. Puis les validités estimées empiriquement deviennent celles utilisées pour l'itération suivante. La procédure est répétée jusqu'à ce que la différence entre les validités théoriques et les validités empiriques soient presque de 0 pour tous les indicateurs, avec une différence maximale de moins de 0,001. La solution ultime satisfait alors le critère suivant :  $\max(u_i^2 - \hat{u}_i^2) \geq .001$  pour tous les  $i$ .

À ce moment, l'exactitude des hypothèses sur la validité des estimations est démontrée en produisant ces mêmes estimations de validité comme un produit de la solution.

### Valider la solution

En guise de vérification de la procédure de l'algorithme dyad ratios, nous avons mené une expérimentation sur des données des *General Social Surveys* où l'on disposait d'informations pour toutes les variables sur toutes les périodes, un jeu de données qui remplissait les conditions nécessaires à une analyse en composante principale. On a alors comparé les deux solutions produites selon les deux méthodes. Même si les bases mathématiques de l'analyse en composante principale et de l'algorithme dyad ratios sont différentes, les corrélations estimées et la validité des indicateurs sont très proches. Plus important encore, pour ce cas d'étude, les indices longitudinaux estimés par les deux méthodes sont quasiment identiques ( $r = .996$ ).