

Les rapports des experts : quelques commentaires et compléments utiles

Par Alain Gély, administrateur de l'Insee
Le 19 septembre 2006.

Préambule

Des « experts statisticiens » non membres d'ATTAC ont rédigé trois rapports, à la demande du Conseil d'administration de l'association, à la suite d'accusations de fraude avancées le 17 juin et depuis, notamment par certains membres du Conseil scientifique. René Passet, président d'honneur du Conseil scientifique, a rédigé une synthèse de ces rapports, diffusée par Jacques Nikonoff puis sur la liste électronique Informons.

René Passet le précise mais il est important de rappeler que **les experts** – dont la compétence et l'honnêteté ne sont absolument pas en cause, et qu'il convient de remercier pour avoir accepté de travailler bénévolement l'été dans des délais serrés – **devaient tout ignorer des arguments échangés à propos, notamment, des conditions du dépouillement**, entre membres d'ATTAC le 17 juin et ensuite.

C'est là un gage d'objectivité, mais cela signifie aussi qu'ils ignoraient tout de certains aspects du scrutin. Nous y reviendrons car c'est un point majeur. René Passet indique d'ailleurs n'avoir tenu aucun compte :

- ni du contexte ;
- ni des allégations de ceux qui sont – ou se disent – convaincus d'avoir mis en évidence une fraude ;
- ni des arguments de leurs contradicteurs¹ ;
- ni bien sûr des quelque 400 bulletins retrouvés en août, qui n'avaient pas été pris en compte par l'huissier, que les experts ne pouvaient donc intégrer à leur analyse et qu'il faut prendre en compte.

Les rapports des experts et la synthèse de René Passet sont donc des contributions au débat, qui ne sauraient évidemment clore ce débat. La commission d'enquête a d'ailleurs décidé de prendre en compte, aussi, d'autres apports à la manifestation de la vérité... ou à la remise en cause des fausses interprétations des résultats qui ont pu circuler ici ou là.

Précisons quand même, s'il en est besoin, que la démarche ici développée ne procède nullement d'une quelconque complaisance vis-à-vis d'éventuels fraudeurs ! Il est clair que la justice devrait être saisie si la probabilité des fraudes était élevée. La recherche d'explications, autres que la fraude, aux anomalies statistiques apparentes n'est pas non plus empreinte de naïveté. Il s'agit tout simplement d'exposer les arguments solides qui conduisent à écarter l'hypothèse d'une fraude, hypothèse particulièrement nocive pour ATTAC et ses adhérents, quelle que soit leur « sensibilité ».

Il pourra être intéressant de demander aux experts si, au vu des indications et des témoignages rassemblés sur les conditions du dépouillement, ils auraient conduit et

¹ « Je n'ai donc tenu rigoureusement aucun compte des documents ou témoignages – quelle que soit leur origine - autres que les études dont j'avais à effectuer la synthèse. » « Ces éléments d'information supplémentaires – qui n'avaient pas leur place ici - pourront être pris en considération dans un éventuel débat général. » « Je précise, pour bien souligner combien l'éventail des réponses reste a priori ouvert, que cette volonté de clarté n'exclut pas l'affirmation franche et motivée qu'il n'est pas possible de trancher dans un sens ou dans un autre. »

présenté leurs travaux comme ils l'ont fait... ou même s'ils auraient accepté d'entreprendre ces travaux !!

On trouvera donc ci-après :

- des commentaires et compléments aux rapports, tenant compte des témoignages recueillis auprès des personnes qui ont participé au dépouillement ou qui y ont assisté²,
- quatre annexes brèves, incluses dans le présent fichier, sur les trois rapports ainsi que sur l'étude de Gérard Duménil et de Dominique Lévy (« En attendant les experts »),
- en annexe séparée, le fichier Excel qui décrit des «cas d'atypicités non frauduleuses... pas si théoriques que ça ! »

Les principaux documents de référence sont donc :

- les trois rapports d'experts,
- l'étude Duménil-Lévy,
- les calculs de Michel Fenayon,
- les témoignages relatifs au classement et au dépouillement des bulletins.

Par ailleurs :

- des travaux de Marie Bougnet et de Michel Lasserre devraient être diffusés prochainement,
- les textes de Michel Husson sont visibles sur son site (avec une sélection, qu'on qualifiera de... sélective, des arguments de ses contradicteurs³, accompagnés assez systématiquement de ses réponses).

A) Une hypothèse indispensable ...

Les trois études des experts **se fondent toutes, de manière très explicite, sur une hypothèse : la procédure de dépouillement a été respectée notamment au moment du classement des bulletins et de la constitution des lots.** Les éléments fournis ne permettaient pas aux experts de remettre en cause cette hypothèse, qu'ils admettent donc, **en soulignant son importance décisive**⁴.

2 On définira quelques termes techniques pour les lecteurs non familiarisés avec l'analyse statistique, mais le présent document s'adresse principalement aux membres de la commission d'enquête.

3 Ainsi, le document « AnalyseAtypicité », un peu ardu, devient à peu près incompréhensible sans le courriel qui l'accompagnait ; en revanche la « réponse » de M. Husson est bien présente sur son site. On ne dira pas que c'est de bonne guerre car nous ne sommes pas censés être en guerre... Par ailleurs : le document (daté du 29 avril mais en date, sans doute, du 29 juin) « Pourquoi le Khi deux ne convient pas » ne semble pas ou plus figurer sur le site. Au total, au-delà de ces deux observations de portée relativement mineure, celui qui chercherait à se faire une idée des débats de ces deux derniers mois à la seule lecture des documents repris sur le site de Michel Husson disposerait de nombreux éléments – dont la plupart des principaux – mais incomplète et biaisée. Ainsi – à ce jour et sauf erreur de ma part – le site ne reprend pas les témoignages des « dépouilleurs », témoignages qui s'avèrent absolument décisifs.

4 Stéphane Jugnot (page 1) : « La question posée, face à cette anomalie peu probable est donc de savoir si l'hypothèse sous-jacente aux tests réalisés est valide, à savoir si les lots des bulletins représentent des tirages aléatoires par rapport à la population des électeurs ». Page 2 « On supposera par la suite que les lots constituent des échantillons aléatoires de l'ensemble des votants (...) page 5 : « les résultats globaux semblent statistiquement peu probables si les lots constitués à partir des lettres sont bien aléatoires ».

Jean Chiche et Henri Rouanet décrivent la procédure pages 1 et 2 « Le critère de répartition des enveloppes des votes par correspondance est important pour juger d'éventuelles incidences sur les résultats statistiques (...) » et subordonnent très clairement leur conclusion à la constitution aléatoire des « urnes » (ce que nous appelons les lots) page 16 : « si la procédure de répartition des enveloppes en urnes (voir début du rapport) a été bien

Très nettement, les experts indiquent donc que leurs conclusions sont subordonnées à cette hypothèse.

B)... mais non vérifiée

Or la procédure n'a pas été respectée, loin s'en faut ! Voir les témoignages de ceux qui ont participé au classement et au dépouillement des bulletins. Ces témoignages montrent que les dérogations aux « lois du hasard », au moment de la constitution des lots, et les transferts de bulletins entre lettres, au moment du dépouillement, n'ont pas été marginales.

Voir aussi l'analyse de Marie Bougnet qui établit et chiffre la très forte hétérogénéité de nombreux lots, qui contraste avec la forte homogénéité des lettres.

Faut-il pour autant jeter à la poubelle les travaux des experts, au prétexte que l'hypothèse centrale qui fonde leurs conclusions n'est pas vérifiée ? Certes non, et pour trois séries de raisons :

- la démarche des experts est intéressante au plan méthodologique, y compris par la diversité des approches et des indicateurs retenus ; quelques développements complémentaires peuvent déboucher sur des documents « éducation populaire à l'analyse des chiffres et à leur usage » ; c'est d'ailleurs ce qu'entreprend René Passet en introduction à sa synthèse ;
- les experts indiquent que l'accès aux bulletins eux-mêmes (et non seulement aux regroupements de bulletins que constituent les lots et les lettres) aurait été indispensable pour conduire une analyse probante (éventuellement par échantillonnage) ;
- ils dissocient bien l'analyse scientifique des chiffres et l'usage social qui pourra en être fait (cf. notamment passage du rapport Guillemot cité ci-dessus) ; en ce sens, leur approche invalide le raisonnement profondément pervers - qu'on ne devrait pas trouver dans ATTAC - qui consiste à dire « les experts ont parlé, il n'y a plus rien à dire » !
- les rapports fournissent des éléments partiels qui auront été utiles pour cerner la « vérité » :
 - en contribuant à désigner les lots sur lesquels des investigations approfondies sont prioritaires⁵ ;
 - en hiérarchisant les axes d'approfondissement qui apparaissent nécessaires ;
 - et en invalidant certains arguments de ceux qui admettaient ou rejetaient « l'hypothèse fraude » avec des arguments peu recevables, voire irrecevables.

Bref, les rapports des experts fournissent des éléments intéressants et indiquent les pistes d'approfondissement, que certains ont empruntées depuis la fin août et que la commission d'enquête pourra décider ou non d'approfondir.

respectée on ne peut avoir d'effet contexte ou d'influence de la chronologie. La seule possibilité d'obtenir des écarts pareils c'est que les urnes aient été réparties et triées non pas au hasard mais en fonction de critères 'politiques' permettent de les typer (...). Ce qui ne correspond pas à la procédure suivie. Il y a donc 'anomalies'.»

Danièle Guillemot et alii page 1 : « Nous laisserons aux futurs lecteurs de cette note le soin de juger de la nature suspecte ou non de ces régularités en fonction de leur connaissance de l'association et de ses membres » (et de leur connaissance, devrait-on ajouter, des conditions réelles du dépouillement). Page 7, dans l'évocation de perspectives ultérieures, les auteurs indiquent que l'absence de tri – autre qu'alphabétique - des bulletins est nécessaire pour tirer des conclusions scientifiques ; et ceci très nettement à deux reprises « si la constitution des lots n'induit pas de tri entre les bulletins [par cette expression on entend un tri qui regrouperait les bulletins exprimant les mêmes choix de candidats] » puis « si la constitution des lots n'a pas induit de tri sur les bulletins ».

⁵ Certaines autres études et contributions ont en effet mélangé des lots de nature différente et tiré par conséquent des conclusions prétendument globales sur des bases fausses.

B) Des pistes que les experts rejettent ou tendent à écarter

a) Les experts rejettent clairement l'hypothèse selon laquelle la configuration obtenue (c'est-à-dire le fichier « candidat-lot » qui leur a été communiqué) pourrait être due au seul hasard. Plus précisément : **la probabilité que certains lots apparaissent est absolument infime** ; elle n'est pas raisonnablement acceptable. Ils ont évidemment raison.

b) Les experts ne considèrent pas comme significatif un **effet « de génération »** imputable aux caractéristiques, qu'ils ignoraient, de la « campagne »⁶. Rappelons qu'un appel à voter pour une liste de 22 + 4⁷ a suscité une première « génération » de bulletins « pro-George ». Cet appel ayant été diffusé par courriel, il est difficile d'apprécier l'ampleur et la rapidité de sa diffusion ; mais elle a eu des effets dès le mois de mai et jusqu'à la clôture du scrutin (affirmer l'inverse c'est ne prêter aucune audience à Susan George au sein d'ATTAC...). Par contrecoup, une seconde génération « anti-George » s'est développée, mais n'a guère pu se déployer que début juin, à la suite d'un contre-appel de 32 candidats et après la diffusion de listes plus restreintes. **Ces « générations » existent bel et bien.** Auraient-elles été noyées parmi les votes qui n'ont été que peu, ou pas, influencés par ces appels ? La constitution des lots a-t-elle été réellement et totalement indépendante de la date où les adhérents ont rempli leurs bulletins ? Des témoignages indiquent que non⁸ : **on ne peut donc écarter l'hypothèse que l'effet de génération ait affecté certains lots.**

En conclusion sur ce point : au vu des résultats et des analyses des experts, il ne semble pas que l'effet de génération ait été massif et global. En tout cas, il n'aurait pas affecté l'ensemble de lots, mais il a pu influencer de manière non négligeable certains d'entre eux dans les cas où il n'a pas été gommé au moment du classement des enveloppes.

c) Les experts indiquent par ailleurs que **la première lettre** est un critère de classement pertinent. Selon un des rapports, il existe un effet « régional » (certaines initiales sont plus répandues dans certaines régions, ou plus largement dans certaines catégories de population) mais il est probablement « de second rang ». On ne peut que souscrire à cette assertion. Remarquons quand même qu'un effet de second rang, relatif à la première lettre du nom, n'est plus forcément négligeable quand on affine l'analyse : il peut devenir significatif au niveau de telle ou telle lettre – le L a souvent été mentionné à juste titre pour la Bretagne, où la fréquence des noms commençant par cette lettre est élevée. D'ailleurs, dans les débats qui ont immédiatement suivi l'AG de Rennes, Jacques Testart a signalé une étude qui se fondait sur le caractère aléatoire du classement par lettres, hypothèse qui s'était avérée erronée.

6 L'« effet de génération » renvoie à la distinction, en démographie, entre analyse transversale (on observe une population à un instant donné) et analyse longitudinale (on suit une « cohorte » dans le temps). Exemple issu des années 80 (chiffres non garantis, mais l'idée est là) : on constate que 50 % des femmes de plus de 60 ans ont le permis de conduire, contre 80 % des moins de 60 ans. L'erreur absurde : en déduire que nombreuses sont les femmes qui se font retirer le permis vers l'âge de 60 ans ! Je laisse le lecteur apporter la vraie réponse: il aura évité une erreur flagrante d'interprétation en tenant compte de « l'effet de génération ». Bien entendu, il s'agit d'un exemple pédagogique : le cas qui nous occupe ici est loin d'être aussi flagrant...

7 L'appel de Susan George comportait 26 noms, dont quatre disjoints des 22 premiers ; le « cas » de Régine Tassi est particulier puisqu'elle faisait partie des 26 « georgiens » mais qu'elle a peut-être été considérée comme « proche de Nikonoff » par un grand nombre d'électeurs (voir les deux premiers axes de l'ACP du rapport Chiche-Rouanet).

8 Trois paquets d'enveloppes ont été retirés à la Poste (le 3, le 10 et le 15 juin). Ces paquets n'ont pas tous été mélangés (voir témoignages) : on ne peut exclure que ces paquets aient été affectés par la dynamique de la campagne et « l'effet de génération » qui en découle... Mais cet effet sera difficile à chiffrer s'il n'a affecté que certains lots.

En conclusion sur ce point : ne l'écartons donc pas totalement mais il paraît, il est vrai, peu vraisemblable que « l'effet régional » ou un effet similaire ait ici joué un rôle important.

C) Des lots incontestablement « manipulés » mais...

Venons-en à ce qui est donc l'essentiel : certains lots sont repérés comme particulièrement éloignés du peloton constitué par les autres. Un rapport parle à juste titre de « degré » d'atypie.

Les experts définissent des seuils et des risques de rejeter une hypothèse juste. Selon la méthode et les seuils retenus, ils repèrent un certain nombre de lots, disons, plus atypiques que les autres.

Quelques-uns de ces lots reviennent systématiquement ; ils sont concentrés sur quelques lettres.

Beaucoup de ces lots (mais pas tous) se situent le mercredi 14 ou le jeudi 15 juin et désavantagent un groupe de candidats qui appartiennent à la liste de Susan George. D'autres, plus dispersés dans le temps, avantagent « anormalement » cette liste. C'est l'enseignement central, auquel parviennent les experts (ce en quoi ils rejoignent la plupart des autres analystes de ces résultats, y compris parmi ceux qui ne sont pas convaincus par « l'hypothèse fraude »⁹).

Aucun expert ne désigne des sous-ensembles de candidats, qui seraient situés à la frontière de l'éligibilité qui auraient particulièrement bénéficié de lots « plus atypiques que les autres ». Cette thèse, selon laquelle les évolutions du mercredi 14 et du jeudi 15 juin ne pourraient s'expliquer que par l'intervention de ceux qui connaissaient les résultats partiels connus les jours précédents, constituerait un argument important au crédit de la thèse de la fraude. Mais cette thèse n'est nullement validée. **Au contraire : Gérard Duménil et Dominique Lévy la contredisent¹⁰.**

Au total, conformément à ce qu'on leur avait demandé, **les experts ont fait « comme si » les lots avaient été constitués de manière aléatoire, après que la procédure de dépouillement ait été strictement respectée.** N'étant pas mis au courant des conditions du dépouillement, ils ne pouvaient faire autrement. Ils en déduisent, très logiquement, que certains lots s'écartent de la « normale » plus fortement que les autres et que la probabilité est faible, voire infime, que le hasard seul ait suscité de tels écarts.

Des travaux des experts, il résulte une conclusion claire qu'on ne peut guère contester : les lots n'ont pas été constitués au hasard.

La conclusion principale et peu contestable qui se dégage des rapports d'experts est donc que les lots ont été affectés par des « manipulations » ou constitués en dérogation à la procédure prévue.

9 À l'exception de ceux qui ne voient (ou ne veulent voir) et n'analysent que les lots défavorables à Susan George.

10 Ce passage, situé page 5 de leur étude, est cité en annexe.

Deux sortes de conclusions, non exclusives les unes des autres, se dégagent des rapports des experts :

- la procédure prévue a subi des entorses importantes et les lots n'ont pas été constitués de manière aléatoire,
- il y a eu intervention sur les lots après qu'ils aient été constitués
 - soit par transfert de bulletins entre lots, notamment au moment du dépouillement
 - soit par soustraction de bulletins à leur lot et introduction, à leur place, de bulletins fabriqués (c'est l'hypothèse « fraudiste » principale) ou falsifiés
 - soit par falsification de bulletins (c'est aussi une hypothèse « fraudiste »).

Si on écarte l'hypothèse d'une intervention divine (ou diabolique) la question qui se pose alors est celle-ci : **les incontestables « manipulations » sont elles frauduleuses ou non ?**

Les experts ne pouvaient sans doute pas y répondre car, pour ceci, il aurait fallu examiner l'hypothèse selon laquelle **des bulletins ont été affectés à des lots selon des « lois » autres que celle du hasard, sans pour autant que des bulletins aient été soustraits ou ajoutés.**

Cette hypothèse est totalement différente de celle des « fraudistes », selon laquelle des bulletins ont été supprimés et d'autres introduits (au vu des résultats connus le dimanche 11 juin). C'est là une conjecture que les experts ne confirment absolument pas.

Or, les experts l'ignoraient mais les adhérents d'ATTAC le savent ; des témoignages l'établissent : lors du classement et du dépouillement, des bulletins ont été triés, ces bulletins triés ont pu faire l'objet de plusieurs lots et certains d'entre eux affectés par erreur à d'autres lettres ; des paquets de bulletins ont été constitués par affinité¹¹ ; ces paquets ont été affectés à certains lots. Concentrés sur quelques lots, les paquets ainsi constitués ont surtout – mais pas exclusivement - influencé ces lots, favorables ou défavorables à une liste de candidats¹².

D'autres regroupements ont sans doute été opérés, avec l'idée de faciliter le dépouillement mais sans manoeuvre frauduleuse.

Les experts ne pouvaient évidemment imaginer, au vu des informations qui leur ont été transmises, que la procédure prévue avait été victime d'entorses aussi considérables¹³.

Pour conclure à la fraude il faut, au moins, considérer que ces faits (accrédités par plusieurs témoignages de militants qui ont participé au dépouillement) n'ont pas eu une influence significative sur la composition des lots. On attend une démonstration. La charge de la preuve est évidemment du côté des « accusateurs »... Il convient alors qu'ils désignent des lots précis et s'abstiennent de les mélanger avec d'autres.

Quant à identifier les auteurs d'une éventuelle fraude – ce que certains prétendent avoir

11 Il suffisait pour cela de regrouper des bulletins sur un critère corrélé positivement ou négativement au « vote George », par exemple la présence ou l'absence de JM Harribey, puisque ce dernier, figurant au premier rang du bulletin de vote, était aisément repérable pour le comptage des bulletins.

12

Bien entendu, ces paquets de bulletins n'amènent pas à 0 ou à 100 % le candidat en question, sauf si un lot incluait (ou excluait) TOUS les bulletins où ce candidat était coché, ce qui ne semble pas avoir jamais été le cas. Ce sont des paquets de bulletins – et non des lots entiers – qui ont été ainsi « manipulés ».

13 Par parenthèses ces entorses, et surtout la transformation de facto en un scrutin de liste – à la suite de l'appel de Susan George - suffisent pour que de nouvelles élections s'imposent, sans qu'il soit besoin d'invoquer l'hypothèse de la fraude. La décision en a été prise par le CA issu de l'AG de Rennes.

fait - c'est une autre affaire que l'analyse statistique ne permet pas d'éclairer¹⁴. Les experts le disent clairement.

Remarquons in fine que les experts ont regretté de ne pas pouvoir accéder aux bulletins mais seulement aux lots : c'est effectivement une précaution indispensable de tout statisticien (exploiter toute l'information disponible, car les exemples abondent de faux diagnostics fondés sur des regroupements fallacieux des informations de base).

Annexes

Annexe I

Remarques sur l'étude de Gérard Duménil et Dominique Lévy

Cette étude les conduit à dire « nous voyons mal comment des experts pourraient éviter de conclure à l'existence de manipulations ». C'est exact. Mais remarquons que des « Manipulations » ne permettent pas nécessairement de conclure à une fraude, et encore moins de désigner nommément des fraudeurs ! **Des fraudes consistent à transgresser la sincérité du scrutin en diminuant le nombre des suffrages de certains candidats et/ou en ajoutant des voix à d'autres. Des « manipulations » (éventuellement peu judicieuses, mais non frauduleuses) peuvent consister en des affectations ou déplacements de bulletins qui seront comptabilisés ailleurs que dans l'urne (ou « le lot ») où le seul hasard les aurait rangés. C'est d'ailleurs ce qui s'est passé, selon de nombreux témoignages.**

Cette remarque invalide les conclusions globales de GD-DL quand, de « manipulation », ils glissent vers « fraude ».

Notons aussi que l'utilisation des rangs et du « rang moyen » n'est qu'un succédané de l'utilisation des nombres de voix ou des %¹⁵. Le rapport Chiche-Rouanet se conclut d'ailleurs en indiquant qu'il est peu utile de travailler sur les rangs quand on a travaillé sur les %. **Autre inconvénient d'une analyse qui se fonderait exclusivement sur les rangs : ils amplifient l'effet de faibles variations des suffrages (au milieu du « classement ») ;** bien entendu, cette observation relativise mais n'invalide pas l'analyse de GD-DL, d'autant qu'ils utilisent par ailleurs d'autres indicateurs.

14 Parmi les hypothèses : des individus plaisantins (??) ou malveillants auraient pu transférer des paquets de bulletins de manière suffisamment astucieuse pour que certains lots isolés semblent atypiques. Cette hypothèse est assez tordue mais cohérente et rationnelle de la part d'individus qui voudraient nuire à ATTAC (ou à sa direction) sans pour autant introduire ni supprimer de bulletins. Elle ne peut être absolument écartée mais elle est toutefois trop « acrobatique » pour que nous la retenions comme probable en l'état actuel de nos analyses.

15 Du nombre des suffrages obtenus par chaque candidat dans un lot donné se déduit (avec une perte d'information) le % de voix obtenu par ce candidat dans ce lot. De ce nombre de suffrages, ou de ce %, se déduit son rang (= son classement) dans le lot considéré avec une seconde perte d'information. La moyenne des rangs obtenus par un groupe de candidats est le « rang moyen » de ce groupe. Quand on connaît les nombres de suffrages (ou le %) de chaque candidat, on en déduit son rang dans le lot. Mais l'inverse n'est pas vrai. Remarque : les candidats qui se situent « dans le peloton » peuvent gagner de nombreux rangs avec peu de voix supplémentaires, ce qui n'est généralement pas vrai pour les candidats de tête ou de queue. Ce phénomène est bien connu de ceux qui suivent le championnat de France de football, par exemple : une victoire fait gagner, en général, plusieurs places en milieu de tableau mais ne permet pas forcément au dernier de remonter au classement. De même une défaite peut laisser le premier en tête du classement.

Remarquons quand même la conclusion de cette partie (page 5) : [la « rupture du 13 », qui aurait été massive et orientée en faveur de la « liste de Jacques Nikonoff » ...] « n'a pas affecté des candidat(e)s particuliers, par exemple les candidat(e)s proches du 24^e rang, dont l'élection était en jeu... » Cette conclusion de GD-DL est contradictoire avec ce qui constitue la pièce jugée décisive par Michel Husson dans son argumentation !

Il est franchement gênant (pages 8 et 9) de voir qu'on écarte de l'analyse des paquets décelés comme « atypiques » mais défavorables à la liste de Susan George, et dépouillés lors de la première phase. Ne faisons pas de procès d'intention, mais on peut y voir une conséquence d'un a priori implicite. Heureusement, d'autres ont analysé ces lots (cf. notamment travaux de Michel Fenayon).

Annexe II

Remarques sur l'étude de Jean Chiche et Henry Rouanet

Comment les « fraudistes » pourraient-ils se réclamer de cette étude qui, sur des points majeurs, contredit totalement leurs assertions ? Pour accréditer les thèses « fraudistes », il faudrait n'extraire de cette étude que ce qui les arrange, en oubliant de mentionner les précautions, indispensables et décisive, prises par les auteurs !

En effet, selon les conclusions de cette étude, les « urnes » (c'est-à-dire les « lots ») auraient été réparties en fonction de critères « politiques » permettant de les typer. **Ces conclusions s'imposent en effet. Mais elles ne corroborent « l'hypothèse fraude » que si on admet le postulat très explicite**, mentionné en introduction, et résumé en conclusion (page 16) : « **la procédure de répartition des enveloppes en urnes a été parfaitement respectée** ». Précaution claire, très utile, et même indispensable !

A ce « détail » majeur près, si l'on admet la « neutralité statistique » d'un dépouillement par lettre (ce qui n'est pas forcément acquis mais qu'on peut admettre ici), et à l'exception de quelques détails mineurs¹⁶, l'étude est très intéressante par la méthodologie employée et par certains de ses résultats.

Il est notamment indiqué :

- que les urnes dépouillées les 10, 11 et 12 juin sont très homogènes entre elles
- et que les urnes dépouillées les 13, 14 et 15 le sont également entre elles.

De cette assertion, il se déduit une remarque qui tend à contredire les affirmations des « fraudistes » quand ils affirment que les malversations auraient eu lieu dans la nuit du mardi 13 au mercredi 14 juin. S'il y avait eu une « rupture », elle serait plutôt intervenue entre le lundi 12 et le mardi 13 juin, et non entre le 13 et le 14. Il n'y aurait, en tout cas, pas eu de « fraude massive » entre le 13 et le 14.

Par ailleurs, Chiche et Rouanet mettent en évidence les **corrélations entre chaque « urne » (= lot) et le cumul global** ; ils utilisent le « coefficient de corrélation de Pearson¹⁷ » et

16 Une erreur factuelle aisément décelable page 16 : les écarts sont LE PLUS SOUVENT mais pas TOUJOURS signés de la même façon dans le tableau 8.

17 Rapport entre la covariance de deux distributions statistiques (propension de ces distributions à varier

signalent les lots pour lesquels ce coefficient est inférieur à 0,75¹⁸. Même si, comme ils le disent, ces calculs ne permettent pas encore de conclure, on peut alors classer les lots.

Chiche et Rouanet extraient deux listes de lots au vu de l'analyse en composantes principales¹⁹ :

- les lots qui « expliquent²⁰ » le mieux le « quart de plan Sud-est » (disons les « géorgiens ») T1, W1, D4, F1, V3 (qui, disent-ils, ne représenteraient pas une série chronologique plutôt qu'une autre),

- les lots qui « expliquent » le mieux le quart Nord-est (les « non-géorgiens ») : B4, T3, R2, B3, L4, V1, G4, J1, G3, P2, ajoutant que « ce ne sont que des urnes dépouillées **du 13 (et non du 14)** au 15 juin ».

Les autres points (demi-plan « ouest ») correspondent aux non élus.

Avant, éventuellement, de conclure que les ensembles de lots défavorables à la liste George auraient influencé le résultat global et entaché les résultats, **il est donc très important de remarquer que les conclusions proposées sont subordonnées à la condition posée et réitérée par les auteurs : la constitution aléatoire des lots. Si cette hypothèse n'est pas vérifiée, les conclusions peuvent changer radicalement.**

Au total, Chiche et Rouanet indiquent que la seule possibilité d'obtenir les écarts qu'ils constatent c'est que les urnes aient été réparties et tirées, non pas au hasard mais en fonction de critères « politiques » permettant de les typer.

C'est bien le cas dans l'exemple décrit en annexe. Illustration pour le cas théorique ou deux

ensemble) et le produit de leurs écarts-types (l'écart-type est un indicateur de dispersion, ou d'homogénéité, d'une distribution) ; le coefficient de corrélation est compris entre -1 et +1 ; il est souvent utilisé pour mesurer une distance entre deux distributions ; confondre corrélation et causalité est une source d'erreurs bien connue des statisticiens. Exemple : ayant constaté que le nombre de décès hivernaux est corrélé à la consommation de charbon par les ménages, on en déduit que le charbon est responsable de nombreux décès ; on se trompe : les variations du nombre de décès et de la consommation de charbon ont une cause commune : le caractère plus ou moins rigoureux des hivers. On a confondu corrélation et causalité.

18 Comme Michel Fenayon, et à la différence de Michel Husson qui a « choisi » 0,65, seuil plutôt bas. Chiche-Rouanet mettent alors l'accent sur une vingtaine de lots. Cet ensemble, pourtant plus large, ignore certains lots « accusés d'atypie » par les fraudistes.

19 L'analyse en composantes principales d'un « nuage de points » permet de déterminer les droites qui sont « le moins éloignées » de ce nuage. Les deux premières droites, celles qui « expliquent » le mieux le nuage, sont les deux composantes principales. Elles déterminent un plan sur lequel on peut projeter tous les points du nuage. La qualité de ce plan pour résumer le nuage de points dépend du « poids » des deux axes qui le déterminent. Ici, l'ACP est remarquable, si on considère le poids des deux premiers axes. De plus, le second axe permet de discriminer les candidats de la liste « George » (que les auteurs de l'étude ne connaissaient pas), ceux qui s'y sont opposés et les « non-alignés ». Toutefois, il subsiste une part de « l'inertie » du nuage de points qui n'est pas expliquée par les deux premiers axes. La position, notamment, de Régine Tassi sur ce plan de projection pose aussi question.

20 Le mot « explique » nécessite... une petite explication. Page 14 Chiche et Rouanet utilisent d'ailleurs – de manière ici équivalente, sans doute pour varier le vocabulaire – « expliquées par » et « corrélées aux » alors que le sens commun de ces termes est assez différent (le mot « expliquer » fait penser à une relation déterministe) : « Les candidats dans le quart du plan Nord-Est [Nikonoff] sont mieux expliqués par les scores... [suit la liste d'urnes] puis « Les candidats dans le quart de plan Sud-est [George] sont eux mieux corrélés aux urnes (...) » Rappelons tout d'abord que, dans une ACP, deux points peuvent être relativement éloignés dans le « nuage de points » mais proches dans leur projection sur le plan déterminé par les deux premiers axes. En particulier, on remarque la présence du « point Tassi » dans le quart Nord-Est (où se trouve aussi Nikonoff). Or, Régine Tassi figurait dans l'appel de Susan George et doit, au moins, être considérée comme « non alignée ». Un graphique qui présenterait les troisième et quatrième axes de l'ACP pourrait peut-être élucider cette énigme.

listes, ou deux candidats, ont des scores réels très voisins, aux alentours de 50-50²¹ :

- soit un lot X « normal » qui a été scindé en deux lots X1 et un autre X2 ; le lot X1 a été constitué de manière telle qu'il incorpore un paquet de bulletins où un candidat de la liste A est coché ; dans ce cas, **le lot X1 sera biaisé mais pas nécessairement atypique** ; le tableau Excel en annexe (dans lequel on peut introduire d'autres chiffres pour tester des variantes) décrit un cas où X1, bien que biaisé, paraît normal et où **X2, lot résiduel, et donc corrélé à la liste B, apparaît seul atypique** au vu des pourcentages ; bien entendu, dans ce cas, le regroupement de X1 et X2 reconstituera le lot initial (la lettre X) mais une analyse partielle, centrée sur les seuls lots atypiques, retiendra le lot X2 comme « suspect ». L'étude de Michel Fenayon montre que ce genre de situation n'est pas seulement théorique : plusieurs lots issus de lettres « normales » paraissent atypiques pour des raisons similaires à celle qui est décrite ci-dessus.

Annexe III

Remarques issues de l'étude de Stéphane Jugnot

Stéphane Jugnot indique que la constitution des lots à partir de la première lettre du nom peut introduire des biais (notamment régionaux) mais qu'ils ne jouent qu'au second ordre. C'est vrai. Remarquons quand même que, au moins pour certains lots, le second rang peut acquérir une importance non négligeable. Mais là **n'est pas l'essentiel. C'est même probablement marginal.**

Le principal **est ici : l'auteur ajoute que « Le point central est que les résultats globaux semblent statistiquement peu probables si les lots constitués à partir de lettres sont bien aléatoires »**. Or, ce n'est pas le cas.

Stéphane Jugnot précise aussi : **« A qui profite l'anomalie ne me semble en revanche pas relever de l'analyse statistique »**. Evidemment !²²

En tout cas, la démarche de Stéphane Jugnot est intéressante sur le plan méthodologique.

Elle débouche sur un résultat qui peut contribuer à éclairer les recherches ultérieures (cf. travaux de Michel Lasserre). Les lignes 1 et 2 du tableau 1 de l'annexe 1 (seuil à 1,96), montrent en effet :

- que les lots dépouillés le premier jour (le samedi 10 juin) sont « proches » de ceux qui ont été dépouillés le second (le dimanche 11 juin), et de plus en plus éloignés au fur et à mesure que la date de dépouillement s'éloigne ; cet éloignement est continu, il s'accélère le mardi 13 juin (avant la « nuit fatidique ») et plus encore le mercredi 14, le jeudi 15 (et se creuse le samedi 17 juin, où plus de la moitié des candidats ont un score significativement différent de celui du 10 juin) ;
- que, pour les lots (plus massifs) dépouillés le dimanche 11 juin, la progression est similaire.

Ce sont là des indices qui, sans véritablement la démontrer, conduisent à ne pas écarter sans analyse plus approfondie l'effet de génération (selon laquelle la dynamique de la campagne aurait plus affecté, au détriment de la liste George, les lots arrivés à la poste après

21 Voir le fichier Excel en annexe qui décrit des cas « d'Atypicités non frauduleuses pas si théoriques que ça... »

22 Avis à ceux qui tireraient argument de leur compétence professionnelle pour attribuer nommément la prétendue fraude.

le samedi 3 juin et éventuellement dépouillés plus tardivement).

Par ailleurs, l'examen du même tableau que les lots dépouillés les 14 et 15 juin (ensembles globalement proches les uns des autres) s'opposent surtout à ceux du 11 juin, mais relativement moins à ceux du 10, du 12 et du 13 juin. Si, comme les témoignages et les calculs de Michel Fenayon le montrent, il y a bien un effet de bascule entre des lots dépouillés les 14-15 juin et d'autres lots, **c'est sans doute surtout le 10 juin qu'il faut chercher les lots complémentaires à ces lots « atypiques ».**

Enfin, comme d'autres, Stéphane Jugnot appelle de ses vœux une analyse de tous les bulletins (et non seulement des lots ou des lettres).

Annexe IV

Remarques issues du de Danièle Guillemot, Laurent Davezies et Loup Wolff

Les auteurs signalent que **« en nous permettant d'identifier les comportements de vote individuels, [des travaux sur les bulletins eux-mêmes] nous auraient permis de mieux prendre en compte les modalités de ce scrutin et de chiffrer le degré de probabilité des écarts observés ».**

« De part et d'autres du 14 juin, le sens des irrégularités est généralement opposé » De cette phrase il se déduit qu'il y a des irrégularités avant le 14 juin (ce qui est remarqué par d'autres analystes)». Piste que d'autres ont creusée depuis...

Le test du « **Chi²** » mentionné par les auteurs les a conduits à **ne retenir que les lots comptant plus de 70 votes exprimés²⁴. Or, le fait d'avoir écarté des petits lots nous prive d'une partie de l'information. Ce n'est pas vraiment gênant s'il s'agit de repérer les lots dont l'influence est la plus forte sur les résultats mais, avant de conclure, faut réintroduire dans l'analyse les lots « de moins de 70 » pour tenir compte de l'ensemble des informations sur les lettres où se trouvent des lots repérés comme « atypiques²⁵ ».**

23 La distance du chi² (ou Khi²) est un indicateur d'éloignement entre deux distributions statistiques. Le test du chi² permet d'apprécier dans quelle mesure une distribution est, ou non, proche d'une distribution de référence. La qualité du test dépend du nombre d'observations (de modalités de la variable étudiée) et du degré d'exigence qu'on se fixe pour juger de la proximité entre la distribution « testée » et la distribution de référence. En toute rigueur, les auteurs de l'étude l'indiquent bien, il faudrait pouvoir traiter les informations de base. Ce test peut toutefois être utilisé ici, mais à titre indicatif.

24 Rappelons la méthode utilisée dans « AnalyseAtypicité » (diffusée en juillet avec un courriel d'accompagnement explicatif indispensable pour comprendre la démarche mais qui ne semble pas avoir été repris sur le site de Michel Husson ; ce courriel est disponible sur simple demande à alaingely@wanadoo.fr). Cette méthode permet de s'affranchir de la taille des lots et de faire rentrer dans l'étude les lots de moins de 70 suffrages, et même de moins de 50 (Husson) ou de 24 (Duménil). Mais, au point où nous en sommes désormais, l'utilité de cette analyse est probablement devenue marginale, sinon à titre pédagogique et... « historique ».

25 Le fichier Excel annexé traite un second cas, similaire à celui qui est présenté ci-dessus (rapport Chiche-Rouanet). Ici, les lots Y1 et Y2 se différencient par le fait que Y2, plus petit, se situe en dessous du seuil de prise en compte des lots. Le lot Y2 apparaît seul parmi les lots désignés par le test comme « atypiques » alors que Y1 l'est plus encore mais n'est pas soumis au test. Bien entendu, dans ce cas aussi, le regroupement de Y1 et Y2 reconstituera le lot initial (la lettre Y) mais une analyse partielle, centrée sur les seuls lots atypiques, retiendra le lot Y2 comme « suspect ». D'où la nécessité de compléter ces analyses partielles...

C'est là un prolongement qui s'avère indispensable. Les auteurs des rapports appellent d'ailleurs de leurs vœux, entre autres, de tels prolongements... Celui-ci a été réalisé par Michel Fenayon.

Notons que la prudence, judicieuse, des auteurs de ce rapport leur fait dire notamment (page 7) qu'une analyse plus globale pourrait infirmer les résultats obtenus même s'il leur semble **« peu probable que le diagnostic en soit significativement bouleversé ».**

D'autre part, ils se demandent (à trois reprises) si la constitution des lots n'a pas induit de tri sur les bulletins, c'est-à-dire **« un tri qui regrouperait des bulletins de candidats exprimant les mêmes choix de candidats ».** Cette remarque s'applique à des **« perspectives ultérieures »** mais elle montre bien qu'un **« véritable test statistique »** reposerait sur cette hypothèse... dont on sait désormais qu'elle est fausse.