

L'empreinte de la fraude

Michel Husson, version mise à jour le 20 août 2006

Ce texte synthétise et actualise plusieurs contributions antérieures et bénéficie des nombreuses réactions qu'elles ont pu susciter (voir <http://hussonet.free.fr/attac0.htm>). Les considérations plus personnelles qui figuraient en introduction à la première version de cette analyse ([Radiographie d'une blessure](#)) ne sont pas reproduites ici, afin de conserver à ce document son caractère d'analyse.

Cette analyse sera menée en deux parties, autour de ces deux principales questions :

- 1) une partie des groupes de bulletins présentent-ils des anomalies statistiques ?
- 2) ces anomalies peuvent-elles être expliquées autrement que par une fraude ?

Résumé

1. Le dépouillement du vote s'est fait en 73 lots. *11 de ces lots, regroupant 910 bulletins sur 5848, présentent des écarts statistiquement aberrants par rapport aux résultats d'ensemble.*
2. Les 35 petits lots (moins de 50 bulletins) présentent également des écarts, *mais ceux-ci disparaissent quand on regroupe en un seul lot les 1000 bulletins qu'ils contiennent.* En revanche, le regroupement des 11 lots atypiques en un seul ne fait pas disparaître les anomalies constatées.
3. *Aucun lot atypique n'apparaît avant le récapitulatif effectué le 11 Juin* qui porte sur les 2658 premiers bulletins dépouillés.
4. *Tous les lots atypiques présentent la même configuration* : les candidats de la liste de Susan George reçoivent des scores inférieurs à la moyenne, alors que les autres candidats obtiennent plus.
5. En éliminant les lots atypiques, on obtient une représentation des membres actifs au CA où la liste de Susan George aurait obtenu 13 représentants au CA sur 24 sièges, au lieu de 9 dans le CA actuel.
6. *Les déplacements de voix opérés par les lots atypiques ne sont pas distribués aléatoirement* : ils dépendent du rang de chaque candidat dans les résultats à mi-parcours établis le 11 Juin. Les déplacements de voix sont significativement plus élevés, dans un sens ou dans l'autre, pour les candidats qui sont en position éligible.
7. *Le modèle chronologique* suppose que les bulletins reçus en dernier sont plus marqués par un effet de liste que les précédents. Les écarts constatés ne feraient que refléter l'existence de ces deux vagues de bulletins reçus et ne constitueraient donc pas de véritables anomalies. Mais ce modèle ne permet pas d'expliquer l'ensemble des caractéristiques du scrutin, et notamment la dépendance des lots atypiques aux résultats du 11 Juin.
8. *Les modèle de la « contre-fraude » ou de la disqualification* ne rendent pas non plus compte de la configuration observée.
9. *Le modèle de la fraude est le seul qui soit compatible avec la configuration observée*, notamment : apparition des lots atypiques seulement après le 11 juin et dépendance des écarts au classement intermédiaire des candidats.
10. La fraude a pu se faire par ajout de bulletins favorables, retrait de bulletins défavorables, report non fidèle des résultats lors du dépouillement ou, plus vraisemblablement par substitution terme à terme de bulletins. Seul un examen détaillé des lots atypiques devrait permettre d'identifier la méthode utilisée.

1. Le repérage des anomalies statistiques

Le vote pour l'élection des représentants des membres actifs ne s'est pas déroulé selon le protocole prévu au départ (<http://hussonet.free.fr/procedur.pdf>). Les bulletins ont bien été classés par ordre alphabétique en fonction du nom des votants, mais ils n'ont pas été dépouillés au fur et à mesure que les enveloppes qui les contenaient étaient décachetées. Des récapitulatifs intermédiaires ont été établis, et leur résultat connu en temps réel. Ils ont permis de déceler rapidement des anomalies statistiques, corroborées par les observations de plusieurs scrutateurs.

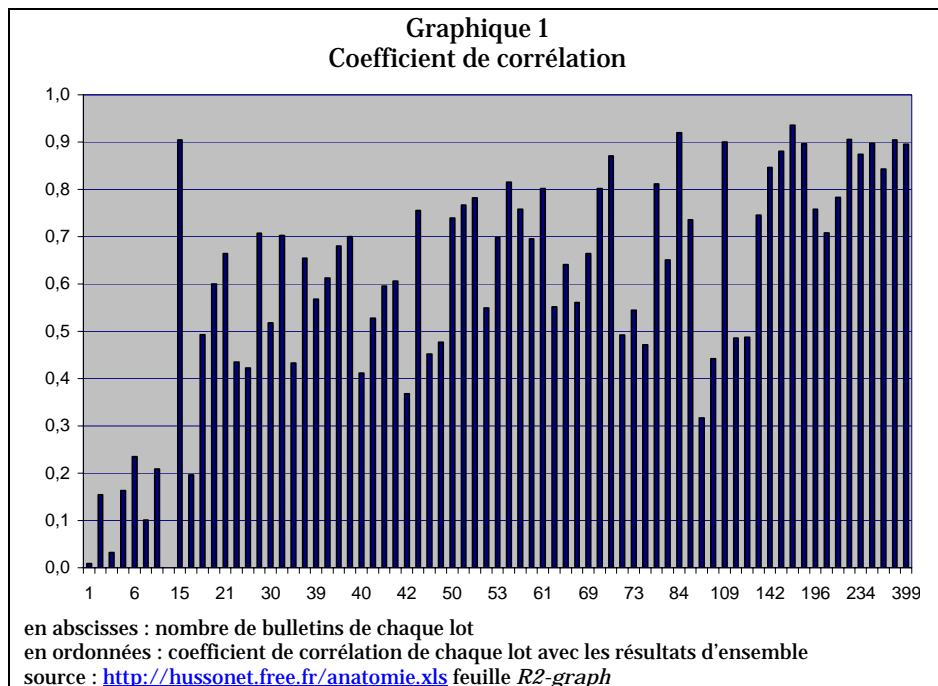
Pour systématiser ces premiers résultats, nous disposons, après recomptage par huissier, d'un tableau de résultat informatique donnant (en ligne) le nombre de voix obtenu par chaque candidat, ventilé (en colonnes) par « lots » (<http://hussonet.free.fr/huissier.xls>). Chaque lettre de l'alphabet correspond ainsi à un ou plusieurs lots. On connaît aussi la chronologie de dépouillement, qui ne suit pas l'ordre alphabétique, et on dispose de récapitulatifs intermédiaires.

1.1. La méthode de repérage

Le résultat de chaque lot a été comparé au résultat d'ensemble. On a calculé à chaque fois le **coefficient de corrélation entre chaque lot et les résultats globaux** sans donc passer par une hypothèse a priori sur la conformité de tel ou tel ensemble de bulletins.

Ce coefficient varie entre 0 et 1 : plus il est élevé, plus les deux distributions comparées sont voisines. Ce test est adéquat au problème posé, et nous l'avons préféré au test du Khi-deux (pour plus de détails voir <http://hussonet.free.fr/co2.pdf>).

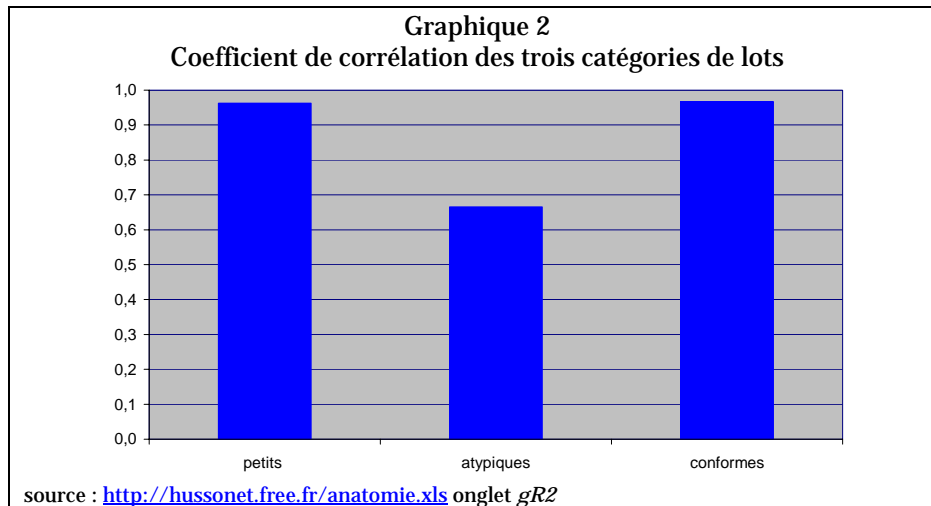
Le graphique 1 donne pour chacun des lots, préalablement classés selon le nombre de bulletins qu'ils contiennent, leur coefficient de corrélation par rapport aux résultats d'ensemble. La question de la taille est ici primordiale puisqu'un lot donné pourra d'autant plus s'écarter de la distribution d'ensemble qu'il est petit.



Le graphique présente une anomalie : certains lots de taille moyenne (autour de 100 bulletins) ont des coefficients de corrélation particulièrement bas. Mais il ne s'agit que d'une intuition visuelle, qui doit être vérifiée. Pour cela, nous avons commencé par construire trois catégories de lots :

- lots **petits** : moins de 50 bulletins ;
- lots **atypiques** : plus de 50 bulletins mais coefficient de corrélation inférieur à 0,65 ;
- lots **conformes** : plus de 50 bulletins et coefficient de corrélation supérieur à 0,65.

Nous caractérisons la catégorie intermédiaire d'atypique, parce qu'il s'agit de lots très distincts de la distribution d'ensemble, en dépit d'une taille suffisante. Pour vérifier la pertinence de ces catégories *a priori*, nous avons additionné les lots composant chacune de ces catégories et avons à nouveau comparé la distribution obtenue à celle de l'ensemble.



On voit alors apparaître (graphique 2) un premier résultat robuste détaillé dans le tableau : **regroupés en un seul, les 35 petits lots (soit 1000 bulletins) font apparaître un coefficient de corrélation de 0,962** très voisin de celui (0,967) qu'obtiennent, une fois regroupés de la même manière, les 27 lots jugés *a priori* conformes. C'est pourquoi on les considérera dorénavant comme conformes.

En revanche, **les 11 lots considérés *a priori* comme atypiques confirment qu'ils le sont effectivement**, puisque cette catégorie une fois agrégée continue à obtenir un coefficient de corrélation significativement inférieur (0,665).

Tableau 1. Coefficients de corrélation avec le résultat global par catégories de lots

catégorie de lots	nombre de lots	nombre de bulletins	coefficient de corrélation avec les résultats globaux
Petits	35	1000	0,962
Atypiques	11	910	0,665
conformes	27	3938	0,967
Total	73	5848	-

source : <http://hussonet.free.fr/anatomie.xls> onglet *R2*

1.2. Les caractéristiques des onze lots atypiques

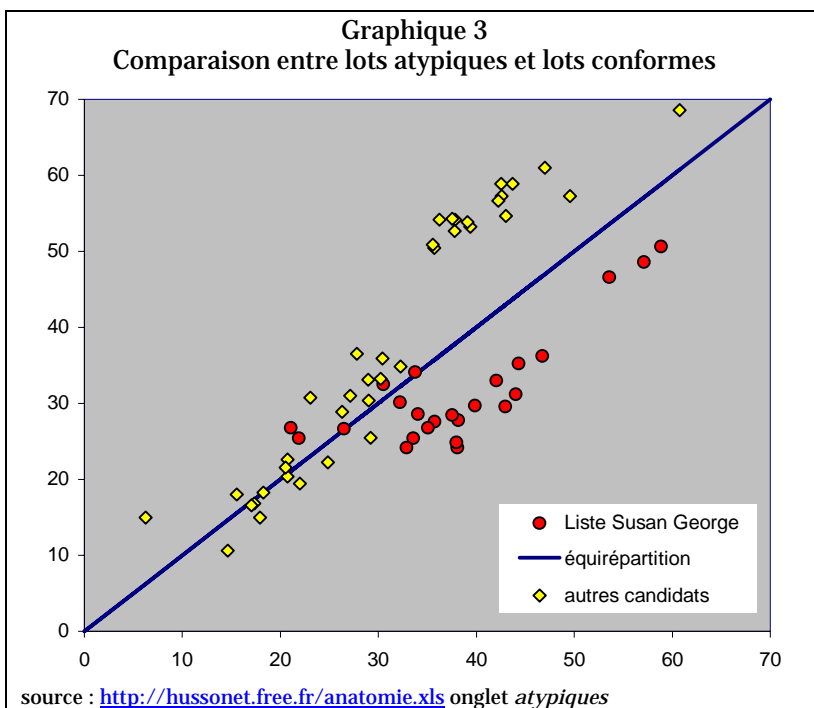
Le point important à souligner en préalable est que **tous les lots atypiques sont postérieurs au récapitulatif en date du 11 juin** qui porte sur 2658 bulletins, soit 45 % (tableau 2).

Tableau 2. Caractéristiques des onze lots atypiques

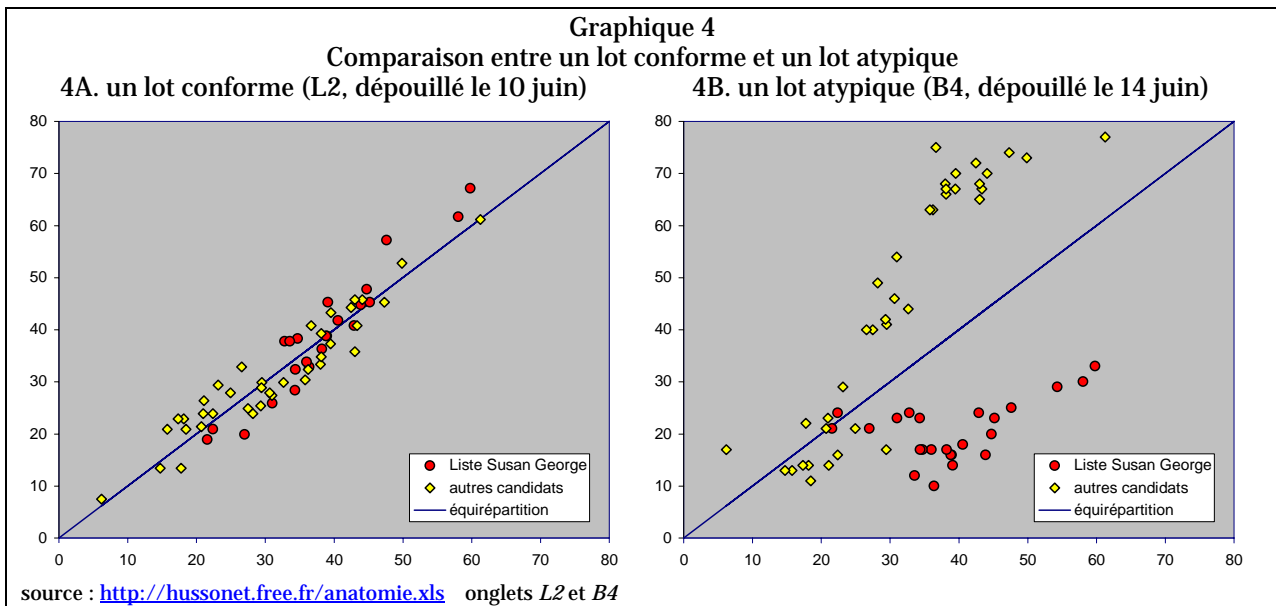
date du lot	lot	nombre de bulletins	coefficient de corrélation
cumul 12 Juin	D4	67	0,561
cumul 12 Juin	G4	51	0,549
cumul 13 Juin	G3	65	0,641
cumul 14 Juin	B3	100	0,442
cumul 14 Juin	B4	100	0,317
cumul 14 Juin	L4	110	0,486
cumul 15 Juin	C1	73	0,545
cumul 15 Juin	P2	71	0,492
cumul 15 Juin	R2	75	0,472
cumul 15 Juin	T3	114	0,487
cumul 15 Juin	V1	84	0,650
Total		910	0,665

source : <http://hussonet.free.fr/anatomie.xls> onglet *cumulu*

Tous les lots atypiques présentent la même configuration : les candidats de la liste Susan George (voir sa lettre : <http://hussonet.free.fr/sgeorge.pdf>) obtiennent moins de voix que dans les lots conformes alors que certains des autres candidats obtiennent plus. Cette distorsion apparaît clairement dans le graphique 3 qui compare la répartition des scores dans les lots atypiques à celle des lots conformes.



Cette même configuration se retrouve pour chacun des onze lots atypiques, de façon d'autant plus marquée que le coefficient de corrélation est faible. Une telle configuration s'oppose nettement à celle des lots conformes (graphique 4).



1.3. Impact des lots atypiques sur le résultat final

On attribue à chaque candidat le pourcentage de voix qu'il aurait obtenu en ne prenant en considération que les seuls lots conformes, puis ce pourcentage est appliqué au nombre de bulletins dépouillés, de manière à établir la composition du CA qui en aurait découlé, et qui peut ensuite être comparée à la composition qui résulte du recomptage de l'huissier.

Il faut signaler au passage que la composition-huissier diffère à la marge des résultats annoncés lors de l'AG de Rennes (<http://hussonet.free.fr/atta6454.pdf>) : Michel Gicquel, élu en 24ème position avec 2291 voix (37,86%) n'en obtient plus que 2232 et passe donc derrière Julien Landfried (2233 voix) qui devrait donc siéger au CA à sa place.

Les résultats de cette évaluation figurent dans le tableau 3. Ils montrent que si les seuls lots conformes avaient été pris en compte, la liste de Susan George aurait obtenu 13 représentants au CA sur 24 sièges, alors qu'elle n'en a eu que 9 sur 24 (pour mémoire, Régine Tassi n'est pas comptée comme faisant partie de la liste Susan George).

Les lots atypiques conduisent donc à la permutation de quatre candidats : Geneviève Coiffard-Grosdoy, Raphaël Pradeau, Jean-Michel Coulomb et Claudine Blasco auraient été élus au CA en lieu et place de Valérie Coignard, Audrey Barral, Sabine Jauffret et Julien Landfried (ou Michel Gicquel).

Tableau 3. Composition du CA avec ou sans les lots atypiques

Composition effective				Composition sur la base des lots conformes			
rang	Nom	voix	%	rang	nom	voix	%
1	NIKONOFF Jacques	3651	62,4	1	NIKONOFF Jacques	3584	61,3
2	TROUVE Aurélie	3384	57,9	2	TROUVE Aurélie	3496	59,8
3	HARRIBEY Jean-Marie	3280	56,1	3	HARRIBEY Jean-Marie	3397	58,1
4	AZAM Geneviève	3087	52,8	4	AZAM Geneviève	3177	54,3
5	TASSI Régine	2990	51,1	5	TASSI Régine	2917	49,9
6	JONQUET Bernadette	2891	49,4	6	VEILHAN Bénédicte	2784	47,6
7	KARBOWSKA Monika	2707	46,3	7	JONQUET Bernadette	2768	47,3
8	VEILHAN Bénédicte	2663	45,5	8	BÉNÉTEAU Chloé	2642	45,2
9	WEBER Jacques	2651	45,3	9	BAUNEZ Christelle	2618	44,8
10	BERNIER Aurélien	2640	45,1	10	KARBOWSKA Monika	2581	44,1
11	LUDI Aurore	2636	45,1	11	ROLET Lysiane	2568	43,9
12	GOUSSOT Danielle	2615	44,7	12	BERNIER Aurélien	2534	43,3
13	BÉNÉTEAU Chloé	2531	43,3	13	LUDI Aurore	2515	43,0
14	BAUNEZ Christelle	2487	42,5	14	WEBER Jacques	2514	43,0
15	LAMBERT Renaud	2440	41,7	15	VERDIN Cécile	2510	42,9
16	LAURENT Matthieu	2433	41,6	16	GOUSSOT Danielle	2485	42,5
17	ROLET Lysiane	2421	41,4	17	MERCIER Isabelle	2373	40,6
18	VERDIN Cécile	2401	41,1	18	LAMBERT Renaud	2312	39,5
19	GAZIELLO Emmanuelle	2372	40,6	19	LAURENT Matthieu	2311	39,5
20	COIGNARD Valérie	2361	40,4	20	COIFFARD-GROSDOY Geneviève	2286	39,1
21	BARRAL Audrey	2358	40,3	21	PRADEAU Raphaël	2279	39,0
22	JAUFFRET Sabine	2294	39,2	22	COULOMB Jean Michel	2270	38,8
23	MERCIER Isabelle	2265	38,7	23	BLASCO Claudine	2235	38,2
24	LANDFRIED Julien	2233	38,2	24	GAZIELLO Emmanuelle	2230	38,1

En couleur, les candidat(e)s figurant sur la « liste Susan George »
 source : <http://hussonet.free.fr/anatomie.xls> onglet VOTE

Le vote était très serré au « milieu du peloton », de sorte que les transferts de voix induits par les lots atypiques ont pu modifier profondément la physionomie du CA, alors même qu'ils n'ont porté au maximum que sur 150 bulletins. Certes, les lots atypiques regroupent un nombre de bulletins plus élevés (910) mais le redressement ne porte que sur les bulletins en plus ou en moins de la référence des lots conformes (voir tableau 4).

Tableau 4. Transferts de voix engendrés par les lots atypiques

	% final	% hors atypiques	différence en %	différence en voix
Quatre candidats de la liste Susan George « sortent »...				
COIFFARD-GROSDOY Geneviève	37,0	39,1	- 2,1	- 120
PRADEAU Raphaël	36,5	39,0	- 2,5	-146
COULOMB Jean-Michel	36,5	38,8	- 2,3	-137
BLASCO Claudine	36,5	38,2	- 1,7	- 102
... et sont remplacés par quatre autres				
COIGNARD Valérie	40,4	38,0	+2,4	+138
BARRAL Audrey	40,3	38,1	+2,2	+128
JAUFFRET Sabine	39,2	36,6	+2,6	+152
LANDFRIED Julien	38,2	36,2	+2,0	+115

2. Des anomalies statistiques à la fraude

Le repérage d'anomalies auquel on vient de procéder ne peut suffire pour conclure à la fraude. Celle-ci ne peut d'ailleurs être réellement « prouvée » au sens littéral du terme, mais elle peut être « établie » à l'issue d'une démarche qui doit suivre les étapes suivantes :

- définition précise des éléments dont il faut rendre compte, qu'on peut appeler le « corpus » ;
- énoncé des différents « modèles » susceptibles *a priori* de pouvoir rendre compte de ce « corpus » ;
- confrontation de ces « modèles » au « corpus » qu'ils sont censés expliquer ;
- conclusion.

Deux situations peuvent alors se présenter. Ou bien plusieurs « modèles » restent en lice, qui offrent des schémas d'explication concurrents entre lesquels on ne peut pas trancher au vu des informations disponibles. On peut alors essayer de recueillir des informations supplémentaires plus discriminantes mais, en l'état, il faut conclure à l'indétermination.

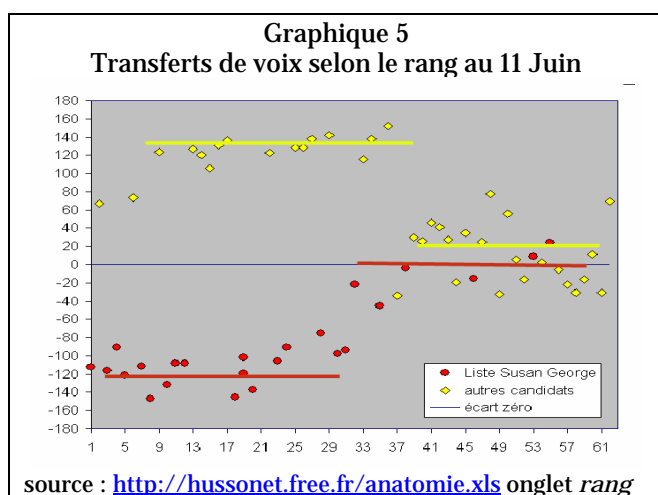
Si au contraire, un seul des « modèles » correspond au « corpus » alors on peut conclure que sa véracité est « établie » à condition d'avoir au préalable dressé une liste véritablement exhaustive des modèles envisageables. La conclusion reste donc soumise à l'épreuve qui consisterait à produire un nouveau « modèle » : il faudrait alors reprendre l'analyse à partir du point c). C'est cette démarche que l'on peut qualifier d'objective qui sera suivie ici.

2.1. Le « corpus » dont il faut rendre compte

Le corpus, tel qu'il résulte de l'analyse de la première partie, est composé de quatre éléments essentiels :

- Il existe des lots atypiques
- Ces lots atypiques n'apparaissent qu'après le cumul du 11 Juin.
- Les distorsions introduites par les lots atypiques favorisent une « liste » au profit d'une autre.
- La distribution des déplacements de voix entre lots atypiques et lots conformes dépend du rang obtenu par chaque candidat dans le cumul du 11 Juin : les candidats en position éligible bénéficient ou pâtissent de déplacements de voix plus élevés.

Le point C4 est décisif. Il apparaît clairement à la lecture du graphique 5, qui montre que la distribution des déplacements de voix entre lots atypiques et lots conformes dépend du rang de chaque candidat à mi-parcours : **les candidats en position éligible bénéficient ou pâtissent de déplacements de voix plus élevés** qui varient à peu près entre 100 et 140 voix. Comme cette dépendance joue un rôle essentiel dans l'analyse, on ne s'en est pas tenu à ce repérage graphique, et on l'a soumise à un test statistique rigoureux (voir annexe).



2.2. Le modèle chronologique

L'hypothèse chronologique propose une explication *a priori* cohérente de la présence de lots atypiques. Ces derniers ne constitueraient pas de véritables anomalies, car ils ne feraient que refléter l'existence de deux sous-ensembles parmi les bulletins reçus :

- un premier sous-ensemble constitué de bulletins envoyés avant les annonces de liste ou quasi-liste, qui seraient plutôt « panachés » ;
- un second sous-ensemble constitué de bulletins envoyés après les annonces de liste, et qui seraient donc plus marqués par une logique de liste.

Notons que ces deux sous-ensembles n'ont pas besoin d'être strictement différents (une polarisation entre ces deux comportements de vote suffit) et que l'hypothèse chronologique combine deux effets : effet de liste et effet de date.

L'effet de liste consiste à dire que l'annonce d'une liste par Susan George, suivie d'une déclaration signée par 32 candidats qui récusait cette démarche (mais constituaient de fait une contre-liste), a pu influencer sur les bulletins envoyés ensuite. Les bulletins reçus en dernier seraient donc, plus que les premiers, sensibles à cette logique de liste. Par ailleurs, des adhérents auraient pu être sollicités dans les derniers jours, et émettre des bulletins fortement typés dans un sens ou dans l'autre. Enfin, des groupes d'adhérents auraient pu aussi se concerter et envoyer des bulletins semblables (*effet de grappe*).

Mais cette première catégorie d'effets ne peuvent à eux seuls expliquer la configuration d'ensemble, parce qu'ils auraient été neutralisés par le tri alphabétique. Imaginons par exemple que les membres d'un comité émettent un vote-type décidé en commun. Ce tir groupé, parfaitement licite par ailleurs, sera en fait dispersé, puisque le bulletin de Durand se retrouvera à la lettre D, et celui de Martin à la lettre M. Si cet effet devait néanmoins apparaître, il devrait le faire de manière relativement uniforme entre les lots (de telle sorte qu'il serait d'ailleurs indécélable). Enfin, il faut rappeler que la plupart des lettres de l'alphabet sont ventilées sur plusieurs lots, dont certains seulement sont atypiques. Conclusion : l'effet de grappe n'est pas à lui seul un schéma adéquat à la configuration observée.

Il faut donc que cet effet de liste soit croisé avec un *effet de date* ou *de génération* de telle sorte que les votes fortement typés n'apparaissent que dans les bulletins reçus en dernier. Sinon, on ne comprendrait pas pourquoi les lots atypiques n'apparaissent qu'après le second récapitulatif en date du 11 Juin (45 % des bulletins reçus).

Ce résultat à mi-parcours (baptisé Segment 1 dans des analyses antérieures) regrouperait donc des bulletins encore peu marqués par la logique de liste qui n'apparaîtrait que sur la seconde moitié des bulletins reçus plus tardivement. Ces effets combinés conduiraient à une apparence d'anomalie mais qui ne ferait que refléter des comportements licites n'enfreignant donc pas la sincérité du vote.

On va discuter ce « modèle » en le confrontant d'abord avec la chronologie du dépouillement. Le tableau 5 récapitule le recomptage de l'huissier en ventilant les différents lots en fonction des cumuls successifs. Les lots atypiques sont signalés en jaune. Les séquences chronologiques suivies par chaque lettre (ou groupe de lettre) permettent alors de distinguer quatre profils :

- cinq lettres étaient complètement dépouillées au cumul du 11 : A, E, F, H et M. Seule la lettre A fait l'objet de plusieurs lots, et aucun de ces trois lots n'est atypique.
- quatre lettres ou groupes de lettres (IJK, NO, S, WXYZ) ont été dépouillées en plusieurs lots échelonnés avant et après le cumul du 11 Juin, dont aucun n'apparaît comme atypique
- sept lettres ou groupes de lettres (C, D, G, L, PQ, R, TU, V) ont été dépouillées pour partie avant, et pour partie après le cumul du 11. Chacune d'entre eux comporte des lots atypiques, mais ceux-ci n'apparaissent qu'après le cumul du 11.
- la lettre B a entièrement été dépouillée après le cumul du 11 et présente deux lots atypiques sur cinq.

Tableau 5. Chronologie des lots

date	10/06	11/06	12/06	13/06	14/06	15/06	17/06	28/06	total
A	A3	A1 A2							178
B					B2 B3 B4 B5	B1			732
C		C4 C5	C3	C2	C6	C1			620
D		D5	D4	D2	D3	D1			509
E		E1							59
F		F1							196
G		G2 G4	G4	G3		G1			434
H		H1							129
IJK		III J2 K1			J1	IKJ1			191
L	L2			L3	L4	L1			514
M		M1							266
NO		N1			O1	NO1			114
PQ		P3			Q1	P2 P4 PQ1		P1	400
R		R1				R2 R3			374
S		S1		S2					243
TU		U1				T3 TU1		T1	208
V		V3				V1 V2			209
WXYZ		Y1		W1 Z1					59
VD*							VD		83
VP*							VP		281
PM*					PM1	PM2			49
Total	285	2373	341	606	1006	857	364	16	5848

* VD : votes directs ; VP : votes par procuration ; PM : personnes morales.

Ce tableau d'ensemble est peu compatible avec l'hypothèse chronologique. Même si on admet le postulat selon lequel les bulletins conservaient un ordre chronologique à l'intérieur de chaque lettre, ce modèle ne peut rendre compte de la ventilation dans le temps des lots atypiques. Les éléments contrefactuels sont les suivants :

- (i) absence de lots atypiques parmi les trois lots de la lettre A tous dépouillés avant le 11 ;
- (ii) présence de lettres dont les lots sont conformes de bout en bout.
- (iii) distribution aléatoire des lots atypiques ; ainsi les lots de la lettre D sont conformes le 11 juin, atypique le 12, puis de nouveau conformes les 13, 14 et 15. La lettre G est conforme le 11, puis atypique le 12 et le 13, et de nouveau conforme le 15. La fin des lettres P, R, T et V a été dépouillée en deux lots en date du 15 juin : pour chacune de ces lettres, on a un lot atypique et un lot conforme.

Mais cette discussion est obscurcie parce que *personne ne sait vraiment quel est le rapport exact entre ces deux chronologies* : celle du dépouillement des lots (par exemple A3, A2, A1) et celle de la réception des bulletins. Il faut alors distinguer deux sous-hypothèses :

H1. l'ordre de dépouillement des lots reproduit l'ordre d'arrivée des bulletins.

Dans ce cas, les lots atypiques, marqués par un effet de liste, devraient se retrouver dans les derniers dépouillés. Or, ce n'est pas le cas, comme on vient de le montrer, de telle sorte que la distribution des lots atypiques obéit à une autre loi que la chronologie des votes. Si H1 est vraie, le modèle chronologique ne rend pas compte de la configuration observée.

H2. l'ordre de dépouillement des lots ne reproduit pas l'ordre d'arrivée des bulletins.

Dans ce cas, l'objection (iii) ci-dessus tombe, mais pas les deux autres qui se ramènent à cette question : pourquoi l'effet chronologique épargne-t-il les lettres A, IJK, NO, S, WXYZ, et plus généralement l'intégralité des lots dépouillés avant le cumul du 11 Juin ? Mais le modèle chronologique doit aussi rendre compte du point C4 du corpus (la dépendance statistique aux résultats du cumul du 11 Juin).

Or, c'est impossible avec l'hypothèse H2 qui exclut toute différence entre les lots dépouillés avant et après le 11 Juin. Par conséquent, si H2 est vraie, le modèle chronologique échoue encore à rendre compte de la configuration d'ensemble du vote. Le modèle chronologique ne permet donc pas de restituer conjointement les trois éléments qui définissent la configuration d'ensemble du vote :

- absence de lots atypiques avant le 11 juin ;
- absence de profil chronologique s'appliquant à toutes les lettres ;
- dépendance des lots atypiques aux résultats cumulés du 11 Juin.

La réfutation de l'hypothèse peut être menée de manière encore rigoureuse, en suivant les indications de Theulière. On utilise ici la ventilation des lettres en trois catégories :

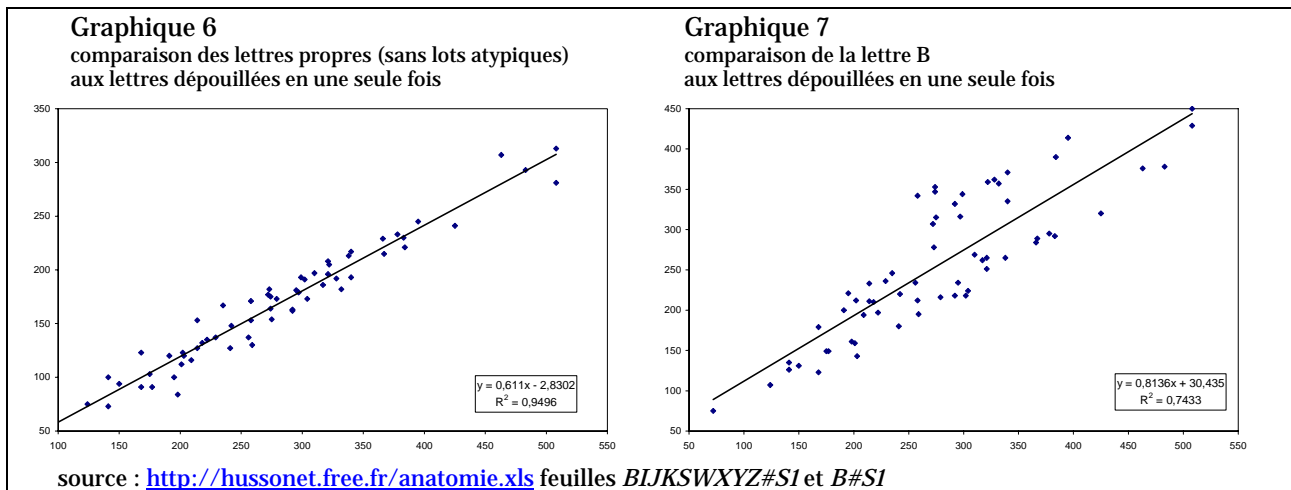
- cinq lettres (A, E, F, H et M) ont été dépouillées en une fois avant le 11 Juin (828 bulletins) ;
- huit lettres (I, J, K, S, W, X, Y, Z) ont été dépouillées en plusieurs fois avant et après le 11 Juin mais ne présentent pas de lots atypiques (493 bulletins) ;
- les autres lettres ont été dépouillées en plusieurs lots, dont un au moins est atypique.

Le premier ensemble de lettres constitue donc un ensemble de référence, dépourvu par définition de biais chronologique puisqu'il n'y a pas eu de dépouillement fractionné en plusieurs lots. On peut donc lui comparer : d'abord le regroupement des lettres dépouillées en plusieurs fois mais sans lots atypiques, puis chacune des lettres comportant des lots atypiques. Les résultats sont sans appel :

- le groupe de lettres sans lots atypiques est bien corrélé ($R^2=0,949$) avec le groupe de référence « déchronologisé » (graphique 6) ;
- la plus grosse des lettres à lots atypiques (B=732 bulletins), est significativement moins bien corrélée ($R^2=0,743$) avec ce même groupe de référence (graphique 7).

Cette analyse invalide donc celle de Lasserre dont la méthode consiste à raisonner sur chaque lettre mais en oubliant d'utiliser la référence logique constituée par les lettres à un seul lot. Ainsi, la lettre B comprend 732 bulletins, dont 200 appartiennent aux lots atypiques B3 et B4. Même si on « noie » ces lots atypiques dans l'ensemble des résultats de la lettre, on n'élimine pas son caractère atypique quand on la compare à un groupe de référence, également nettoyé de l'effet chronologique.

Les deux premières erreurs signalées par Fenayon (Analyse insuffisante des conditions de dépouillement et postulat erroné selon lequel « le tri alphabétique assure le caractère aléatoire des lots ») ne résistent pas non plus à l'examen.



2.3. L'hypothèse d'une « contre-fraude »

Pour être complet, il faut traiter cette question : qui sont les « atypiques » et qui sont les « conformes » ? Poser cette question, c'est suggérer que la fraude pourrait aussi bien provenir de la liste de Susan George. Trois arguments permettent de rejeter cette ligne d'interprétation.

a) la proportion : d'un côté, 910 bulletins, de l'autre 4938 bulletins soit 5 fois plus. Il aurait fallu une fraude extraordinairement massive (pour ne pas arriver au résultat souhaité).

b) la chronologie : les lots atypiques ont été dépouillés **après** la première moitié des bulletins et ont été suivis de nouveaux lots redonnant les mêmes résultats. On voit mal comment et pourquoi la fraude aurait porté d'une manière extraordinairement bien répartie sur les 2658 premiers bulletins, puis aurait cessé au moment où elle était la plus facile à mettre en œuvre, pour reprendre ensuite par intermittence. Pour que cette fraude ne soit pas décelable statistiquement, il aurait fallu en outre qu'elle porte sur l'intégralité des lots, avec une très grande régularité.

c) le résultat final : il faut imaginer des scénarios particulièrement compliqués pour penser que les fraudeurs, capables de manipuler 85 % des lots représentant 84 % des bulletins, n'auraient pas poussé l'avantage jusqu'à faire basculer le score final en leur faveur.

2.4. Le modèle de la disqualification

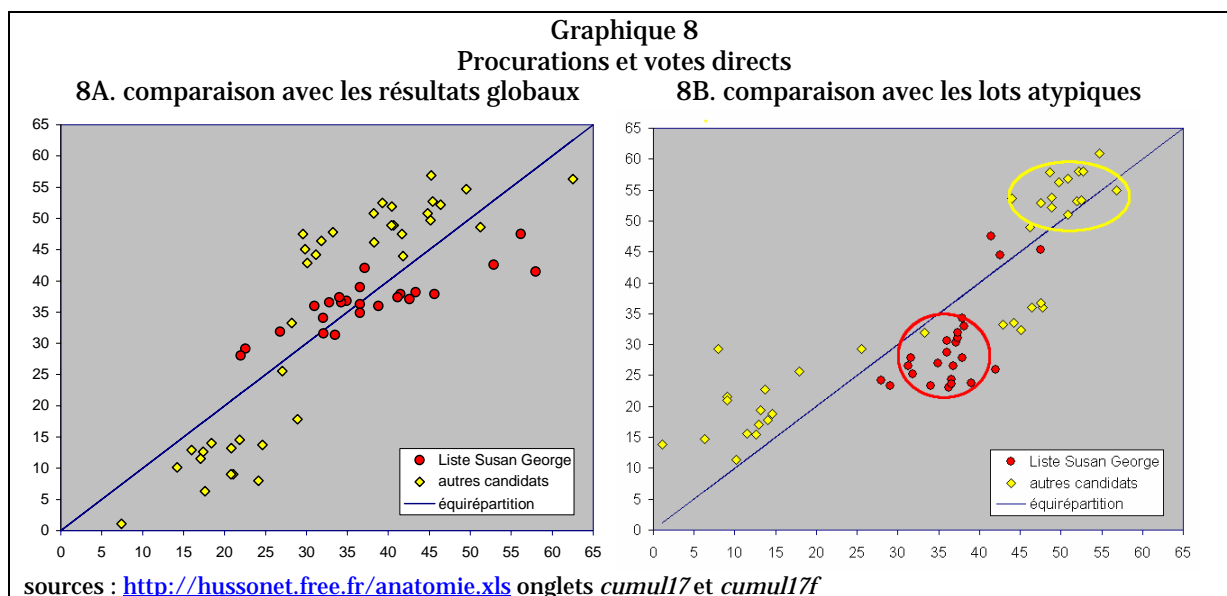
Selon ce modèle, les résultats globaux sont corrects. Les anomalies auraient été fabriquées en ventilant les bulletins de manière à faire apparaître des lots atypiques, afin de jeter un doute sur l'ensemble du scrutin sans pour autant falsifier les résultats. Ce modèle est cependant dépourvu de cohérence logique. Les partisans de la « liste de Susan George » n'auraient eu aucun intérêt à jeter le doute sur la suite d'un scrutin qui lui était favorable à la moitié du dépouillement, et *a fortiori* aucune raison de frauder le vote pour le retourner à son détriment. Les partisans de l'autre « camp » n'avaient quant à eux aucun intérêt à mettre en œuvre une manipulation aussi complexe : les résultats d'ensemble n'ayant pas été modifiés, les anomalies auraient eu peu de chance d'être identifiées, et le vote n'aurait pu être discrédité.

2.5. Une contre-épreuve : les votes directs et par procuration

On a vu que les lots atypiques défavorisent les candidat(e)s de la « liste Susan George selon un ciblage précis qui dépend des résultats intermédiaires du 11 Juin alors qu'aucun bulletin licite n'a été établi après la publication restreinte de ces résultats et n'a donc pu intégrer cette information.

Il existe cependant une exception à ce principe : les votes directs et une partie au moins des votes par procuration. 281 procurations et 83 votes directs collectés lors de l'AG de Rennes ont été ainsi regroupés dans le cumul du 17 Juin. On peut considérer ces 364 bulletins comme particulièrement sensibles à des effets de liste. Si l'on suppose que les lots atypiques ne font que refléter de tels effets, leur structure particulière devrait se retrouver, de manière encore plus marquée, parmi les votes directs et par procuration.

Or, ce n'est pas vraiment le cas : par rapport aux résultats d'ensemble, la liste Susan George retrouve des résultats à peu près semblables. Les votes en faveur des autres candidats font apparaître une structure particulière de résultats : tout se passe comme si les partisans de cette liste commettaient une erreur tactique en votant moins que la moyenne pour les candidats qui seront finalement les mieux placés, et en donnant un coup de pouce à ceux qui seront finalement éliminés (graphique 8A). Ce point est décisif : il montre que ces votes présentent des effets de liste mais que ces effets diffèrent des lots atypiques et qu'ils n'intègrent qu'en partie l'information fournie par le dépouillement à mi-parcours. Même par rapport aux votes directs et par procuration, les lots atypiques restent donc nettement plus discriminants, avec une baisse ciblée pour la liste Susan George et une hausse tout aussi ciblée pour les mieux placés des autres candidats (graphique 8B).



2.5. Conclusion : des élections marquées par la fraude

Les résultats du vote ne présentent pas seulement des « anomalies » mais sont biaisés en fonction d'une intention délibérée qui ne doit rien au hasard : il s'agissait de les infléchir au détriment de la liste Susan George. L'information disponible ne portait pas seulement sur le rapport de forces global à mi-parcours (14 sièges sur 24 à la liste de Susan George) mais aussi sur la liste nominative des candidats dont le score devait être augmenté ou baissé pour que la composition du CA soit modifiée dans le sens souhaité. Aucune explication alternative ne réussit à rendre compte de cette configuration : les résultats de ce vote sont donc marqués du signe de la fraude.

La fraude a pu se faire par ajout de bulletins favorables, retrait de bulletins défavorables, report non fidèle des résultats lors du dépouillement ou, plus vraisemblablement par substitution terme à terme de bulletins. Seul un examen détaillé des lots atypiques devrait permettre d'identifier la méthode utilisée.

Annexe

Écarts de voix et classement au soir du 11 Juin : un modèle « anti-hasard »

Le modèle cherche à tester la dépendance entre E , l'écart de voix engendré par les lots atypiques pour chaque candidat et son rang dans le dépouillement intermédiaire du 11 Juin. Le modèle fait deux hypothèses : a) que l'écart est négatif pour les candidats de la liste de Susan George, positif pour les autres ; b) que l'écart est fort pour les candidats arrivés dans la première moitié du classement du 11 Juin, et faible pour les autres.

Le modèle introduit ensuite deux variables indicatrices :

indilist est un indicateur de liste qui vaut 1 si le candidat appartient à la liste de Susan George et 0 sinon ;
indirang est un indicateur de rang qui vaut 1 si le candidat est arrivé parmi les 31 premiers du classement établi dans le cumul du 11 Juin, et 0 s'il est arrivé parmi les 31 derniers. Le modèle s'écrit alors :

$$E = A [(1-2.\text{indilist}).\text{indirang}] + B (1-2.\text{indilist})$$

Le modèle signifie que l'écart de voix vaudra $-(A+B)$ pour les candidats de la liste de Susan George arrivés en tête et $(A+B)$ pour les autres candidats. Ces écarts seront respectivement de $-B$ et $+B$ pour les candidats arrivés dans la seconde moitié du peloton. Le test de ce modèle a été effectué selon la méthode des moindres carrés conduit aux résultats consignés dans le tableau 6.

Tableau 6. Estimation du modèle de dépendance des écarts de voix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
A	88.79554	10.02287	8.859292	0.0000
B	27.18669	6.854808	3.966076	0.0002
R-squared	0.816593	Mean dependent var		2.049387
Adjusted R-squared	0.813537	S.D. dependent var		91.19174
S.E. of regression	39.37788	Akaike info criterion		10.21601
Sum squared resid	93037.02	Schwarz criterion		10.28463
Log likelihood	-314.6964	Durbin-Watson stat		2.041774

Dependent Variable: E - Method: Least Squares - Included observations: 62

<http://hussonet.free.fr/rangdep.xls> (données) ; <http://hussonet.free.fr/rangdep.wfl> (feuille de calcul *Eviews*)

Les t de Student (*t-Statistic*) sont très significatifs (largement supérieurs à 2), ainsi que la coefficient de corrélation (*R-squared*). Bref, le modèle est validé : il établit que les écarts de voix induits par les lots atypiques ne sont pas distribués au hasard. Les coefficients estimés par le modèle donnent $A=89$ et $B=27$. Cela vaut dire que les candidats arrivés dans la première moitié du peloton le 11 Juin reçoivent en moyenne 116 voix en moins s'ils appartiennent à la liste de Susan George, 116 voix en plus sinon. Pour les candidats moins bien placés le 11 Juin, l'écart de voix se réduit à 27 voix.

Le graphique 9 présente les résultats du test et permet en outre d'observer un certain « flottement » en milieu de tableau, qui symbolise la difficulté d'un ciblage précis.

Le modèle a donc établi que la distribution des écarts de voix engendrés par les lots atypiques dépend de manière non aléatoire du classement au soir du 11 Juin. C'est un fait essentiel dont toute explication des anomalies doit rendre compte.

