

## **Radiographie d'une blessure : la fraude à Attac**

**Michel Husson, 26 juin 2006**

Les élections au CA ont été fraudées. C'est ce qu'établit l'analyse statistique détaillée des résultats qui figure en annexe. Voici en résumé ses principales conclusions.

1) parmi les 59 « lots » de bulletins, l'analyse statistique permet d'en isoler 10, regroupant au total 837 bulletins, qui présentent des anomalies qui les distinguent de tous les autres.

2) ces 10 lots « atypiques » présentent tous un biais significatif au détriment des « georgiens » (les candidats figurant sur la « liste Susan George ») et au profit des autres candidats. Ce biais ne concerne, dans un sens ou dans l'autre, que des candidats en position éligible à mi-parcours. Il ne se retrouve dans aucun des 49 autres lots, ce qui annule les explications alternatives invoquant le « hasard ».

3) Les 10 lots identifiés ont pour caractéristique commune d'avoir été dépouillés après le premier récapitulatif portant sur 3069 bulletins, qui donnait 14 sièges sur 24 aux « georgiens » figurant sur la liste de Susan George. La chronologie est donc très claire.

4) les anomalies constatées sont trop systématiques et trop précisément ciblées pour pouvoir être expliquées par des effets d'ordre statistique. La chronologie et le ciblage des transferts observés conduisent à valider la thèse de la fraude, d'autant plus que plusieurs lots litigieux étaient apparus comme tels au cours même du dépouillement.

5) Très concrètement, la fraude a eu pour effet de faire élire au CA Emmanuelle Gaziello, Valérie Coignard, Sabine Jauffret et Michel Gicquel en lieu et place de Raphaël Pradeau, Jean-Michel Coulomb, Geneviève Coiffard-Grosdoy et Claudine Blasco. Le nombre de « georgiens » au CA est ainsi passé de 13 (vote corrigé) à 9 (vote fraudé).

### ***Quelques commentaires plus personnels***

Nos valeurs fondamentales ont été piétinées au sein même de notre association, qui a été frappée au coeur. Comment affirmer qu'un autre monde est possible quand une telle forfaiture est possible à l'intérieur même d'Attac ? Il ne s'agit plus ici d'orientation politique, mais de morale.

Mes décorticages statistiques ont fini par me convaincre de ce que je n'arrivais pas à croire au départ. Certains vont évidemment contester l'objectivité de ma démarche, mais je sais mieux que quiconque les réticences que j'ai dû lever pour admettre une réalité que je me refusai d'admettre. Cette réalité met à mal mes conceptions de l'action militante et un certain angélisme.

Il me fallait ensuite partir des chiffres pour essayer d'imaginer ce qui avait pu se passer concrètement. La fraude a eu lieu après que soient connus les résultats à mi-parcours. De faux bulletins ont été substitués aux vrais, de manière à favoriser une catégorie de candidats parfaitement identifiable. Les fraudeurs n'ont pu opérer qu'à

un moment où ils ne risquaient pas d'être surpris, probablement de nuit. Cela implique donc qu'ils avaient accès au local où étaient déposés en vrac les bulletins déjà sortis de leur enveloppe, en attente de leur dépouillement.

Ce scénario est le seul qui soit cohérent avec l'ensemble des faits dont je dispose, et je suis frappé de voir qu'aucun autre ne lui est sérieusement opposé, sinon l'invocation évasive et creuse des déconcertantes bizarreries du « hasard ».

Je considère qu'il n'est pas possible de garder pour moi le résultat de mes investigations. J'enfreins donc sciemment la déclaration du demi-Conseil d'administration en date du 24 juin : *« Les tentatives « objectives » ou « scientifiques » de démontrer réciproquement la malhonnêteté de l' « autre camp » sont non seulement inutiles tant que les études ne seront pas réalisées, mais elles désespèrent nombre d'adhérents et alimentent les médias dominants dans leur combat contre notre association »*. Et cela pour trois raisons :

- a) je ne me sens pas concerné par les guillemets qui cherchent à déconsidérer préventivement le caractère objectif et scientifique du type d'analyse que j'ai menée ;
- b) je suis écoeuré par le cynisme du renvoi dos à dos des deux « camps », car il n'y a aucune symétrie possible cherchant à suggérer qu'après tout la fraude aurait pu être menée par les partisans de la « liste Susan George » ;
- c) je considère que c'est la fraude qui désespère les adhérents et la décision d'aller à de nouvelles élections est finalement la reconnaissance que ces élections ne sont pas propres.

Cette fraude est une blessure. Attac ne pourra s'en remettre qu'en expulsant ceux qui, en commettant cette mauvaise action, ont jeté sur nous tous le discrédit et la honte. Je ne suis malheureusement pas certain que cela soit possible.

En tout cas, un évènement d'une telle gravité force chacun à prendre ses responsabilités : c'est ce que je fais en exposant les résultats qui m'ont fait passer d'une position de doutes sérieux à une absolue conviction. Je suis évidemment disposé à les discuter devant une commission d'enquête dont la mise sur pied est une nécessité urgente. Mais, pour le reste, j'ai besoin d'arrêter de remuer toute cette fange.

# ANNEXE STATISTIQUE

## 1. La méthode de repérage des lots atypiques

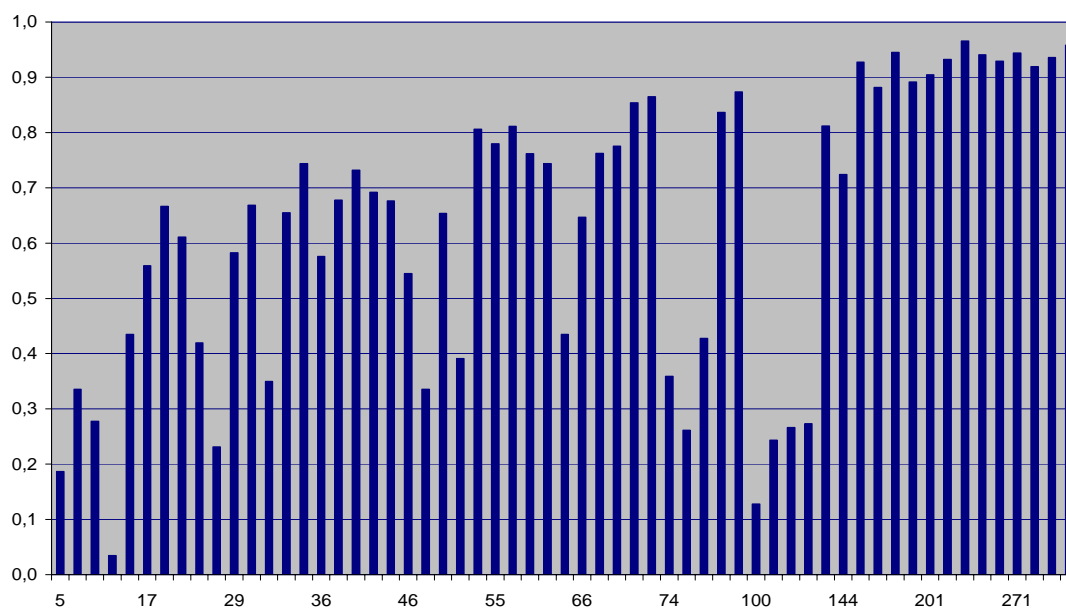
Le matériau de base est le récapitulatif disponible sous la forme d'un fichier Excel en date du 15 Juin. Il présente les résultats portant sur 5682 bulletins exprimés qui sont donc très proches des résultats définitifs établis sur 6051 bulletins exprimés. Ce document, comme toutes les pièces du dossier dont nous pouvons disposer sont en ligne à l'adresse suivante : <http://hussonet.free.fr/attac0.htm>.

Pour chaque candidat, figure le nombre de suffrages obtenus, ventilés en 61 colonnes correspondant à un dépouillement alphabétique des bulletins reçus. Chaque lettre peut correspondre à plusieurs colonnes. L'une d'elle (14X) était vide et a donc été supprimée, et la colonne 14Y qui ne comptait qu'un bulletin a été regroupée avec le colonne 14Z. Nous disposons donc de 59 colonnes de résultats qui seront appelés **lots** dans ce qui suit.

Chacun de ces lots a été comparé aux résultats d'une autre feuille Excel présentant le récapitulatif effectué le 11 juin et qui regroupe un peu plus de la moitié des bulletins sur lesquels nous travaillons : 3059 sur 5682, soit 53,8 %.

La méthode retenue consiste à calculer le **coefficient de corrélation** entre chaque lot et les résultats globaux obtenus sur le **Segment 1** des 3059 premiers bulletins dépouillés. Rappelons que le coefficient de corrélation varie entre 0 et 1 : plus il est élevé, plus les deux distributions comparées sont voisines.

**Graphique 1**  
**Coefficient de corrélation avec le Segment 1 des 59 lots classés par taille**



Le graphique 1 donne pour chacun des lots, préalablement classés selon le nombre de bulletins qu'ils contiennent, leur coefficient de corrélation avec le Segment 1. 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 de petite taille. On vérifie bien sur le graphique que les lots les plus gros ont des coefficients de corrélation supérieurs.

Cette liaison n'est cependant pas uniforme. A gauche du graphique, les lots de petite taille ont des coefficients de corrélation très variables, mais certains sont aussi bons que ceux de grande taille. Ce constat est parfaitement conforme à la théorie statistique. Les petits lots ayant une probabilité plus grande de s'écarter des résultats globaux, certains seront très mauvais mais d'autres s'approcheront du résultat global ou même le reproduiront.

En revanche, le graphique présente une anomalie : certains lots de taille moyenne (autour de 100 bulletins) ont des coefficients de corrélation particulièrement bas. Il ne s'agit évidemment 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 0,7 ;
- lots **conformes** : plus de 50 bulletins et coefficient de corrélation supérieur à 0,7.

Nous caractérisons a priori la catégorie intermédiaire d'atypique, parce qu'il s'agit de lots très distincts de la distribution de référence (la première moitié de bulletins dépouillés) malgré une taille suffisante. Il s'agit bien sûr de catégories pour l'instant arbitraires, et dont il faut vérifier la pertinence, ce que nous avons fait de la manière suivante. Nous avons additionné les lots composant chacune de ces catégories et avons à nouveau comparé la distribution obtenue à celle du Segment 1.

On voit alors apparaître (graphique 2) un premier résultat robuste qui découle des résultats consignés dans le tableau 1 ci-dessous. Ce résultat est le suivant : **regroupés en un seul, les 23 petits lots (soit 648 bulletins) font apparaître un coefficient de corrélation de 0,937** très voisin de celui, particulièrement élevé (0,997) qu'obtiennent, une fois regroupés de la même manière, les 26 lots jugés a priori conformes. C'est pourquoi on les considérera dorénavant comme conformes.

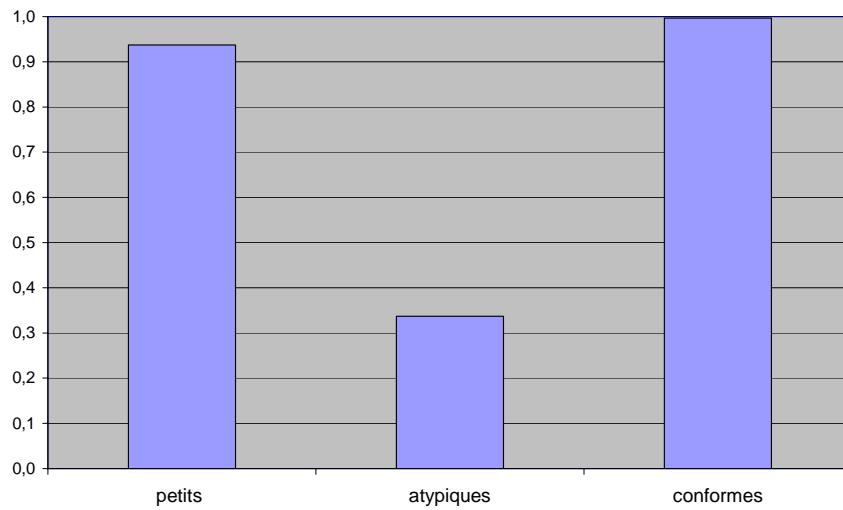
En revanche, **les 10 lots considérés a priori comme atypiques confirment qu'ils le sont effectivement**, puisque cette catégorie obtient un coefficient de corrélation très faible : 0,337.

**Tableau 1**  
**Coefficients de corrélation avec le Segment 1 par catégories de lots**

catégorie de lots	nombre de lots	nombre de bulletins	coefficient de corrélation avec le Segment 1
petits	23	648	0,937
atypiques	10	837	0,337
conformes	26	4197	0,997

**Ce constat valide a posteriori la référence initiale au Segment 1** (les 3000 premiers bulletins dépouillés) mais la rend du coup superflue. Ici, nous comparons en effet les 837 bulletins figurant dans les lots atypiques à l'ensemble des 4845 autres bulletins et non au seul Segment 1. Cela signifie que nous n'avons plus besoin de postuler a priori que ce dernier est conforme, ce qui est d'ailleurs le cas. Nous avons donc réussi à extraire des lots dont le caractère atypique est établi par rapport à l'ensemble des bulletins.

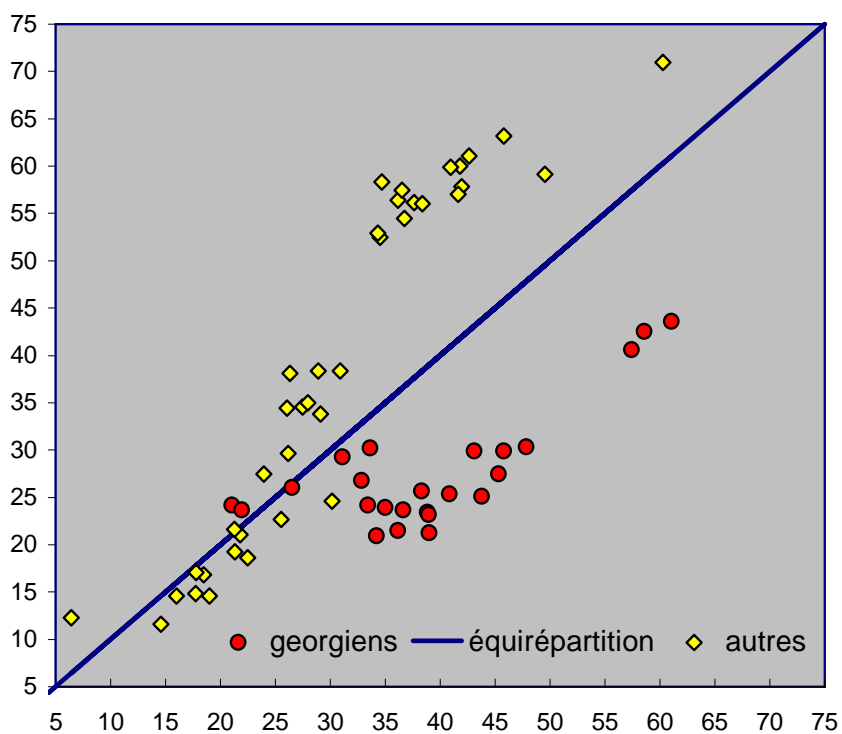
**Graphique 2**  
**Coefficient de corrélation avec le Segment 1 des trois catégories de lots**



### Dix petits lots

Aucun des lots atypique ne fait d'ailleurs partie du Segment 1, à l'exception du lot « D11&15 » qui cumule en fait deux dépouillements (pour des raisons inconnues). Mais on a pu vérifier que la partie de ce lot déjà dépouillée lors du récapitulatif du 11 juin n'était pas atypique (coefficient de corrélation de 0,950). Autrement dit, **tous les lots atypiques sont postérieurs au premier récapitulatif.**

**Graphique 3**  
**Comparaison entre les lots atypiques et le segment 1**



Tous les lots atypiques présentent la même configuration : **les candidats géorgiens obtiennent moins de voix que dans les lots conformes** (ou petits) alors que les scores de certains des autres candidats obtiennent plus (graphique 3).

Cette distorsion apparaît clairement dans le graphique 3 ci-dessus qui compare la répartition des scores dans les lots atypiques à celle des autres lots. On la retrouve sur chacun des dix lots atypiques, de façon d'autant plus marquée que le coefficient de corrélation est faible. Ainsi, avec un coefficient de corrélation de 0,646, le lot 14L diffère relativement peu des lots conformes (tableau 2).

**Tableau 2**  
**Dix lots atypiques**

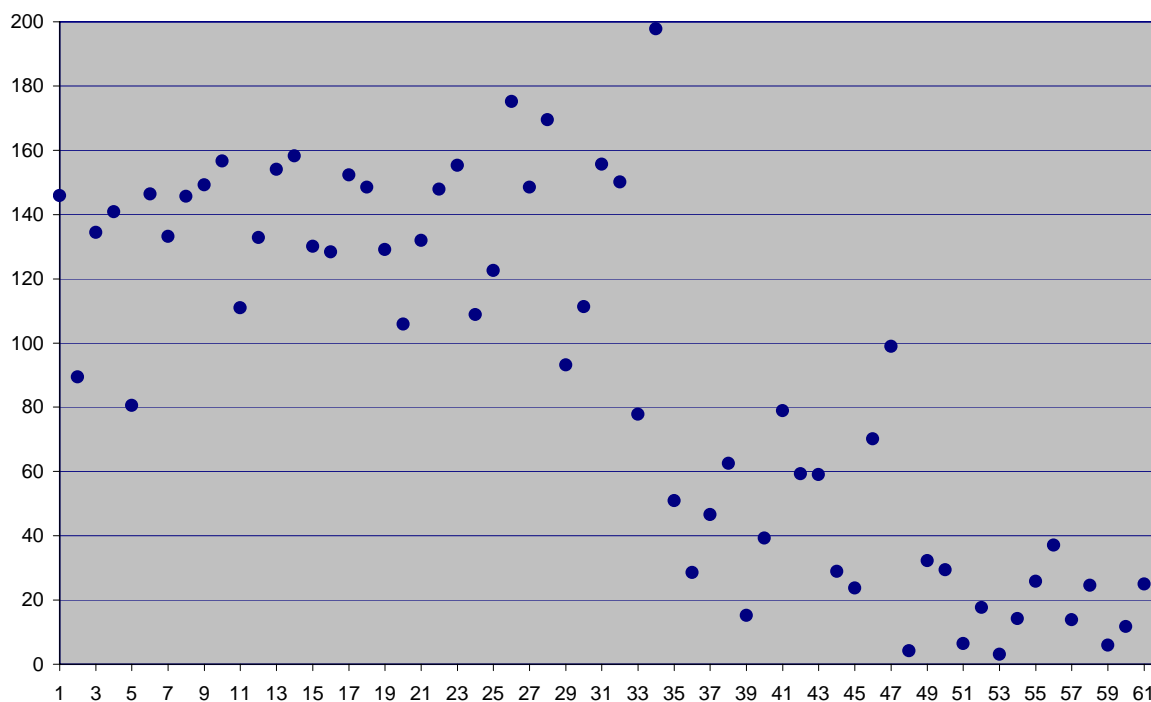
date du lot (*)	lettre	nombre de bulletins	coefficient de corrélation
11&15	D	100	0,128
14	B	100	0,244
15	R	75	0,262
14	L	110	0,266
15	T	115	0,273
15	P	74	0,359
15	G	51	0,391
15	V	81	0,428
14	G	65	0,435
14	L	66	0,646

(\*) telle qu'elle figure dans le récapitulatif Excel

Les lots ne sont donc pas atypiques « au hasard » : **ils défavorisent systématiquement les candidat(e)s de la « liste Susan George ».**

On verra plus bas comment calculer le nombre de voix déplacés (en plus ou en moins) pour chaque candidat par ces lots atypiques. Mais on peut d'ores et déjà signaler qu'il n'est pas non plus distribué au hasard : il est corrélé avec le rang de chaque candidat sur le Segment 1 (graphique 4). **Les candidats en position éligible à mi-parcours bénéficient ou pâtissent de déplacements de voix plus élevés**, entre 100 et 200. Mais au-delà du 30ème rang, les déplacements baissent assez nettement, parce qu'ils sont de toute manière hors course. Il est difficile de mettre cette liaison sur le compte du hasard.

**Graphique 4**  
**Déplacements absolus de voix en fonction du rang sur le Segment 1**



Cette investigation conduit à réfuter l'hypothèse d'effets « grappe » ou de « génération » a priori envisageable. **L'effet de grappe** correspond à l'idée suivante : parce qu'ils seraient émis après concertation, des bulletins similaires arriveraient ensemble. **L'effet de génération** correspond à l'idée que la perception des enjeux du vote a pu changer au cours de la période du scrutin, de telle sorte qu'aux bulletins panachés auraient succédé des bulletins plus proches des modèles de liste en circulation

La possibilité de tels effets existe évidemment. Mais ils ne peuvent rendre compte des aberrations relevées. La première raison est que la ventilation alphabétique réduit la portée de ces effets. On pourrait cependant considérer qu'ils continuent à jouer à l'intérieur de chaque lot alphabétique. En revanche, et c'est un argument décisif, **on ne voit pas pourquoi ces effets ne concerneraient qu'une minorité de lots clairement identifiés et non pas l'ensemble des lots.**

Seule la fraude peut donc rendre compte des distorsions constatées. Le graphique 3 ci-dessus montre clairement qu'il ne s'agit pas de distorsions aléatoires qui toucheraient indifféremment l'ensemble des candidats, de telle sorte qu'ils obtiendraient des scores très différents d'un lot à l'autre. Elles fonctionnent systématiquement au détriment des georgiens et au profit de certains des autres candidats. Il ne s'agit donc pas de déviations aléatoires mais de distorsions précisément ciblées, bref d'une fraude caractérisée.

## A qui profite la fraude ?

Nous redonnons ici les résultats officiels de l'élection au CA (tableau 3). Ils portent sur 6051 bulletins exprimés alors que nous avons travaillé sur un récapitulatif portant sur 5683 bulletins, soit 94 % du nombre final. Les résultats sont à peu près identiques, mis à part quelques interventions dans le classement et le remplacement, en 24<sup>ème</sup> position, de Julien Landfried par Michel Gicquel.

**Tableau 3**  
**Les 24 membres actifs élus au CA**

NOM	Résultat final (6051 exprimés)		Dernier récapitulatif (5682 exprimés)	
	voix	%	voix	%
NIKONOFF Jacques	3720	61,48	3515	61,86
TROUVE Aurélie	3476	57,45	3322	58,47
HARRIBEY Jean-Marie	3371	55,71	3195	56,23
AZAM Geneviève	3280	54,21	3123	54,96
TASSI Régine	3073	50,78	2894	50,93
JONQUET Bernadette	2948	48,72	2748	48,36
KARBOWSKA Monika	2767	45,73	2577	45,35
WEBER Jacques	2718	44,92	2526	44,46
VEILHAN Bénédicte	2713	44,84	2572	45,27
BERNIER Aurélien	2703	44,67	2495	43,91
LUDI Aurore	2698	44,59	2517	44,30
GOUSSOT Danielle	2670	44,12	2485	43,73
BÉNÉTEAU Chloë	2609	43,12	2468	43,44
BAUNEZ Christelle	2562	42,34	2425	42,68
LAMBERT Renaud	2488	41,12	2328	40,97
VERDIN Cécile	2478	40,95	2339	41,17
ROLET Lysiane	2471	40,84	2332	41,04
LAURENT Matthieu	2465	40,74	2328	40,97
GAZIELLO Emmanuelle	2430	40,16	2251	39,62
BARRAL Audrey	2415	39,91	2236	39,35
COIGNARD Valérie	2412	39,86	2223	39,12
JAUFFRET Sabine	2359	38,99	2168	38,16
MERCIER Isabelle	2326	38,44	2192	38,58
GICQUEL Michel	2291	37,86	2106	37,06

en gris, les candidat(e)s figurant sur la « liste Susan George »



Compte tenu des résultats précédents, on peut établir la composition du CA que l'on obtient en éliminant les bulletins atypiques pour ne retenir que les 4845 bulletins conformes. Elle est présentée dans le tableau 4 ci-dessous.

**Tableau 4**  
**Les 24 membres actifs qui auraient été élus**  
**sur la base des seuls lots conformes**

NOM	voix	%
TROUVE Aurélie	2957	61,0
NIKONOFF Jacques	2921	60,3
HARRIBEY Jean-Marie	2839	58,6
AZAM Geneviève	2783	57,4
TASSI Régine	2399	49,5
VEILHAN Bénédicte	2318	47,8
JONQUET Bernadette	2219	45,8
BENETEAU Chloé	2218	45,8
BAUNEZ Christelle	2195	45,3
ROLET Lysiane	2122	43,8
VERDIN Cécile	2089	43,1
KARBOWSKA Monika	2066	42,6
LUDI Aurore	2033	42,0
WEBER Jacques	2024	41,8
BERNIER Aurélien	2018	41,7
GOUSSOT Danielle	1984	40,9
MERCIER Isabelle	1980	40,9
PRADEAU Raphaël	1890	39,0
COULOMB Jean Michel	1887	38,9
COIFFARD-GROSDOY Geneviève	1882	38,8
LAMBERT Renaud	1859	38,4
BLASCO Claudine (83)	1857	38,3
LAURENT Matthieu (78)	1822	37,6
BARRAL Audrey (77)	1780	36,7

En grisé, les candidat(e)s figurant sur la « liste Susan George »

Le passage entre les deux listes s'effectue par déplacement de 4 membres de la « liste Susan George » au détriment d'autres candidats. Ses modalités sont résumées dans le tableau 5 ci-dessous.

**Tableau 5****Transfert de voix et transfert de sièges engendré par les lots atypiques**

	% final	% hors atypiques	différence en %	différence en voix
<b>4 Georgiens sortis</b>				
PRADEAU Raphaël	36,4*	39,0	- 2,6	- 149
COULOMB Jean-Michel	36,6*	38,9	- 2,3	- 132
COIFFARD-GROSSDOY Geneviève	36,6*	38,8	- 2,2	- 129
BLASCO Claudine	36,5*	38,3	- 1,8	- 106
<b>4 autres entrants</b>				
GAZIELLO Emmanuelle	40,2	36,5	+ 3,7	+ 175
COIGNARD Valérie	39,9	36,1	+ 3,8	+ 170
JAUFFRET Sabine	39,0	34,7	+ 4,3	+ 198
GICQUEL Michel	37,9	34,3	+ 3,6	+ 156

(\*) dernier récapitulatif pour les Georgiens éliminés

La comparaison des deux listes d'élus est donc simple et peut être résumé dans le tableau 6 suivant.

**Tableau 6****Compositions effective et conforme du CA**

	Composition finale du CA	Composition hors atypiques	différence
Georgiens	9	13	- 4
Autres	15	11	+4
Total	24	24	