

# La preuve de la fraude

Michel Husson, 19 août 2006

Ce document est extrait de *L'empreinte de la fraude* (<http://hussonet.free.fr/empreint.pdf>). Je le diffuse à nouveau afin d'attirer l'attention sur un point majeur qui n'a été commenté par aucune des contributions récentes qui visent à invalider l'hypothèse de la fraude. De la majorité des analyses ressortent trois faits que l'on peut considérer comme établis, et que les rapports des experts ne pourront que confirmer :

1. Il existe des lots atypiques
2. Ces lots atypiques n'apparaissent qu'après le cumul du 11 Juin.
3. Les distorsions introduites par les lots atypiques favorisent une « liste » au profit d'une autre.

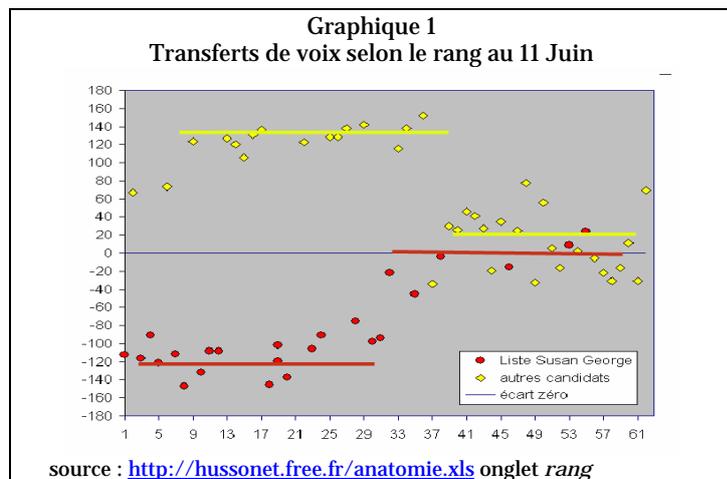
Ces trois faits pourraient a priori s'expliquer selon une « hypothèse chronologique » qu'il est légitime d'examiner. Nous l'avons discutée ailleurs (<http://hussonet.free.fr/antichro.pdf>) pour montrer qu'elle ne parvenait pas à rendre compte de la configuration d'ensemble du scrutin. Reste ensuite un nouveau fait à expliquer.

## Le point fondamental à expliquer : la dépendance des écarts aux résultats intermédiaires

Ce résultat n'apparaît pas spontanément et il a fallu le construire en comparant deux informations :

- l'écart entre le nombre de voix que chaque candidat a effectivement obtenues et celui qu'il aurait obtenu en fonction de son pourcentage calculé sur les seuls lots conformes ;
- les résultats intermédiaires du scrutin fournis au soir du 11 Juin.

Cette comparaison montre que la distribution des écarts de voix opérés par les atypiques dépend du rang de chaque candidat à mi-parcours : **les candidats en position éligible bénéficient ou pâtissent de déplacements de voix plus élevés.** C'est ce que montre le graphique 1 : jusqu'au 30ème rang, les écarts sont en moyenne de + 140 en faveur de la liste Nikonoff et de - 120 au détriment de la liste George. Au-delà du 30ème rang, les écarts se réduisent, voire s'annulent.



Comme cette dépendance joue un rôle essentiel dans l'analyse, on a complété ce repérage graphique par un test statistique rigoureux (voir annexe) qui établit 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 qui valide l'hypothèse de la fraude.

Pour bien comprendre pourquoi, il faut rappeler les éléments suivants :

1. avant le 11 Juin, personne ne disposait a priori d'information sur le classement des 62 candidats et il était impossible de dresser une liste de ceux qui se retrouveraient en position éligible.
2. les écarts ultérieurs dépendent de cette information ;
3. tous les votes avaient déjà été émis à la date du 11 Juin.

Seule la fraude permet d'expliquer que les écarts constatés après le 11 Juin intègrent une information qui n'était pas disponible avant cette date. La fraude est donc établie, parce que les écarts repérés statistiquement dépendent des résultats connus seulement le 11 Juin et n'apparaissent pas avant cette date, ce qui récuse l'hypothèse chronologique. La fraude a donc consisté à remplacer des bulletins authentiques par des bulletins ciblés sur les seuls candidats éligibles. Elle a conduit au résultat visé, mais elle a laissé son empreinte indélébile sur les résultats du scrutin.

## 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 :

**list** est un indicateur de liste qui vaut 1 si le candidat appartient à la liste de Susan George et 0 sinon ;

**rang** 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 :

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

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 1. 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 supérieures à 2), ainsi que le 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 2 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.

