

Bonjour,

Devant la situation très grave dans laquelle se trouve notre association, et si nous voulons nous donner une chance de l'en sortir, il est essentiel que chaque adhérent-e puisse se faire sa propre opinion de la situation. Le document ci-joint veut y contribuer.

Les soupçons portent sur le résultat des dépouillements qui se sont déroulés le mercredi 14 et le jeudi 15 juin jusqu'à 16h. Les bulletins de vote correspondants ont tous été récupérés à la Poste en même temps que ceux dépouillés les jours précédents (du samedi 10 au mardi 13 inclus). Ils ne se distinguent ni par leur date d'arrivée, ni par le lieu de résidence de leurs auteurs, ni par toute autre particularité qui pourrait expliquer des différences importantes quant au résultat de leur dépouillement.

Par une méthode aussi classique que rigoureuse, que nous commençons par expliquer (cf. deux premières pages), nous avons donc calculé pour chaque candidat-e la probabilité que les écarts constatés entre ces deux échantillons soient dus au hasard. Vous trouverez les résultats complets dans le tableau de la 3ème page.

Il en ressort que pour 41 candidats sur 62, il convient de rejeter l'hypothèse selon laquelle ces écarts s'expliquent par le hasard. Par exemple, pour Sabine Jauffret, cette probabilité est inférieure à **moins de 1 chance sur 915 millions de milliards de milliards**. En comparaison, rappelons que les chances de gagner au loto sont de 1 chance sur 85 900 584. Notons également que les écarts observés (de +16.8 % à -11.5 %) sont sans commune mesure avec les erreurs de dépouillement, inévitables pour partie et qui ont pu être constatées par ailleurs.

En analysant la liste des candidat-es concerné-es par les plus faibles probabilités, on constate :

- que tous les membres siégeant actuellement au CA en font partie,
- que tous ceux qui étaient soutenus par Susan George subissent une perte très forte au cours des dépouillements des mercredi et jeudi,
- que tous ceux qui ne l'étaient pas réalisent un gain très important pour ces deux mêmes journées.

Nous vous soumettons ces informations et vous laissons examiner les résultats plus complets dans le document joint. En espérant ainsi contribuer à ce que chaque adhérent-e soit en mesure de mieux appréhender la situation, pour qu'ensuite nous soyions à même, collectivement, de remettre notre association sur les rails.

Associativement,

Gaël Grenouillet et Renaud Tzanos (CELS Attac Toulouse)

« Dans les situations critiques, quand on parle avec un calibre bien en pogne, personne ne conteste plus. Y'a des statistiques là-dessus. »

Michel Audiard (Mélodie en Sous-Sol, 1963)

Quelques notions de statistiques élémentaires... et des résultats « fantastiques ».

Gaël Grenouillet & Renaud Tzanos (Attac Toulouse)

Les tests d'hypothèses

Les tests d'hypothèses, en statistique, sont utilisés comme règles de décision entre deux hypothèses : l'hypothèse nulle (appelée H_0) et l'hypothèse alternative (H_1). L'hypothèse nulle est une hypothèse de différence nulle, tandis que l'hypothèse alternative est la formulation opérationnelle de l'hypothèse de recherche de l'expérimentateur. Ainsi, lorsque l'on cherche à comparer deux échantillons, les deux hypothèses sont :

- H_0 : « *il n'y a pas de différence significative entre les deux échantillons* »
- H_1 : « *il existe une différence significative entre les deux échantillons* »

Afin de décider objectivement si une hypothèse est confirmée, une étape fondamentale est l'adoption d'une procédure rationnelle pour l'acceptation ou le rejet de ladite hypothèse. Le principe de base des tests d'hypothèses est que l'hypothèse nulle est vraie tant que l'on a pas une évidence du contraire.

Test de comparaison de deux proportions observées

Venons-en maintenant aux résultats de l'AG électorale de Rennes et à ce que les tests d'hypothèses nous permettent de dire quant aux « anomalies statistiques » constatées. Le test de comparaison de deux proportions observées nous permet de tester si les résultats obtenus par un candidat diffèrent entre deux échantillons (ici deux lots de bulletins de vote).

- H_0 : « *il n'y a pas de différence significative entre les deux lots* »
- H_1 : « *il existe une différence significative entre les deux lots* »

Comment fonctionne le test :

Dans le **lot 1** de n_1 bulletins exprimés, le candidat a obtenu k_1 voix.

Dans le **lot 2** de n_2 bulletins exprimés, le candidat a obtenu k_2 voix.

Les proportions de voix obtenus par ce candidat dans les lots 1 et 2 sont respectivement :

$$p_1 = \frac{k_1}{n_1} \quad \text{et} \quad p_2 = \frac{k_2}{n_2}$$

Le test statistique repose, comme tous les tests d'hypothèses, sur le calcul d'une statistique. Cette statistique (appelée z) se calcule de la manière suivante :

$$z = \frac{p_1 - p_2}{\sqrt{p(1-p)\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}} \quad \text{avec} \quad p = \frac{k_1 + k_2}{n_1 + n_2}$$

Cette valeur de z mesure un écart entre p_1 et p_2 .

Plus la valeur absolue de z est forte et plus l'écart observé entre les deux lots est important.

La question est maintenant de savoir si cet écart est significatif ou simplement dû au hasard.

Pour cela, imaginons que l'on tire deux échantillons (deux lots de bulletins) au hasard. On calcule la différence entre les scores p_1 et p_2 du candidat et on obtient une valeur de z . Si on recommence l'expérience un grand nombre de fois, on obtient un ensemble de valeurs de z .

Si l'hypothèse H_0 est vérifiée (pas de différence entre les deux lots de bulletins), alors les valeurs de z calculées sont tantôt positives, tantôt négatives, et montrent une distribution « en cloche », symétrique et centrée sur 0.

Dans 95% des cas, les valeurs de z sont comprises entre -1.96 et $+1.96$ (Figure 1).

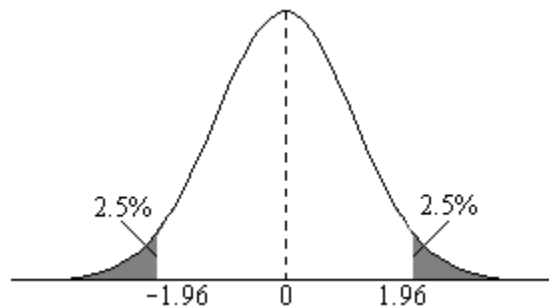


Figure 1. Distribution des valeurs de z obtenues sous H_0 et zones de rejets du test (en gris).

Connaissant la valeur de z pour deux lots, il est donc possible de calculer la probabilité d'observer cet écart si l'hypothèse H_0 est vraie. **Plus cette probabilité est faible et plus l'hypothèse H_0 est improbable.** La zone de rejet correspond à un ensemble de valeurs possibles qui sont si extrêmes que, si H_0 est vraie, la probabilité que les lots étudiés donnent un écart situé dans ce sous-ensemble est très faible.

A partir d'un seuil que l'expérimentateur se fixe, il convient de rejeter l'hypothèse nulle au profil de l'hypothèse alternative. Les valeurs les plus courantes de ce seuil (appelé seuil de signification) sont 0.05 (5%) et 0.01 (1%).

Des résultats « fantastiques »...

Nous avons appliqué ces tests aux deux lots suivants :

- **lot 1** : les **$n_1=1389$** bulletins dépouillés le mercredi 14 et le jeudi 15 jusqu'à 16h
- **lot 2** : les **$n_2=3605$** bulletins dépouillés du samedi 10 au mardi 13 juin inclus

en utilisant les résultats des dépouillements obtenus après recomptage par l'huissier.

Rappelons que ces deux lots sont constitués de bulletins ayant tous été récupérés ensemble à la Poste le samedi 10 juin. la seule particularité qui les distingue étant a priori l'initiale du nom des votants.

Les résultats des tests calculés pour les différents candidats sont présentés dans le tableau qui suit. Pour chaque candidat sont indiqués le gain (ou perte si négatif) de pourcentage de voix du lot 1 au lot 2, la valeur de la statistique (z) du test, ainsi que la probabilité d'observer cette valeur si l'hypothèse H_0 (« pas de différence entre les deux lots ») est vraie.

Les couleurs permettent de distinguer les candidats pour lesquels les deux lots diffèrent de plus de 5 % : en vert les candidats soutenus par Susan George (qui subissent tous une forte perte), en jaune les autres (qui bénéficient tous d'un fort gain).

Candidat	Gain	z	Probabilité d'absence de différence significative entre les 2 lots		
JAUFFRET Sabine	16,8%	10,904964	1,091359E-27	soit moins de 1 chance sur	915 millions de milliards de milliards
COIGNARD Valérie	14,8%	9,540192	1,425687E-21	soit moins de 1 chance sur	700 milliards de milliards
BARRAL Audrey	14,5%	9,363527	7,711841E-21	soit moins de 1 chance sur	129 milliards de milliards
GAZIELLO Emmanuelle	14,5%	9,347853	8,944466E-21	soit moins de 1 chance sur	111 milliards de milliards
LANDFRIED Julien	12,6%	8,193674	2,533780E-16	soit moins de 1 chance sur	3 946 671 817 224 980
GICQUEL Michel	12,5%	8,165673	3,196228E-16	soit moins de 1 chance sur	3 128 687 936 517 900
KARBOWSKA Monika	12,6%	8,024587	1,018716E-15	soit moins de 1 chance sur	981 627 504 986 672
WEBER Jacques	12,2%	7,758796	8,573979E-15	soit moins de 1 chance sur	116 631 960 102 360
LAMBERT Renaud	12,0%	7,680858	1,580268E-14	soit moins de 1 chance sur	63 280 404 221 186
ROLET Lysiane	-11,5%	-7,372574	1,673645E-13	soit moins de 1 chance sur	5 974 981 002 590
LUDI Aurore	10,8%	6,896761	5,320160E-12	soit moins de 1 chance sur	187 964 267 827
GOUSSOT Danielle	10,8%	6,866248	6,591250E-12	soit moins de 1 chance sur	151 716 292 877
BAUNEZ Christelle	-10,5%	-6,720092	1,816099E-11	soit moins de 1 chance sur	55 063 077 616
PRADEAU Raphael	-10,1%	-6,685491	2,301523E-11	soit moins de 1 chance sur	43 449 493 190
VEILHAN Bénédicte	-10,3%	-6,574312	4,887849E-11	soit moins de 1 chance sur	20 458 899 213
ROUQUET Thierry	-9,6%	-6,388557	1,674584E-10	soit moins de 1 chance sur	5 971 633 857
AZAM Geneviève	-9,9%	-6,337406	2,336663E-10	soit moins de 1 chance sur	4 279 606 704
JONQUET Bernadette	10,0%	6,326802	2,502942E-10	soit moins de 1 chance sur	3 995 298 599
LAURENT Matthieu	9,8%	6,318996	2,632676E-10	soit moins de 1 chance sur	3 798 417 154
HARRIBEY Jean-Marie	-9,6%	-6,162851	7,144660E-10	soit moins de 1 chance sur	1 399 646 644
BÉNÉTEAU Chloë	-9,4%	-6,012046	1,831967E-09	soit moins de 1 chance sur	545 861 340
ETCHEGARAY José	-8,9%	-5,985987	2,150818E-09	soit moins de 1 chance sur	464 939 428
TROUVE Aurélie	-9,3%	-5,968255	2,398050E-09	soit moins de 1 chance sur	417 005 513
MERCIER Isabelle	-8,5%	-5,559314	2,708374E-08	soit moins de 1 chance sur	36 922 525
MAURIN Wilfried	-8,2%	-5,556759	2,748293E-08	soit moins de 1 chance sur	36 386 228
COIFFARD-GROSDOY G.	-8,2%	-5,379596	7,465315E-08	soit moins de 1 chance sur	13 395 282
BERNIER Aurélien	8,3%	5,303101	1,138520E-07	soit moins de 1 chance sur	8 783 335
BENOIT Marie-Louise	7,2%	5,060844	4,174037E-07	soit moins de 1 chance sur	2 395 762
BLASCO Claudine	-7,4%	-4,871592	1,107026E-06	soit moins de 1 chance sur	903 320
VERDIN Cécile	-7,5%	-4,831853	1,352684E-06	soit moins de 1 chance sur	739 271
COULOMB Jean-Michel	-7,2%	-4,757890	1,956272E-06	soit moins de 1 chance sur	511 176
TASSI Régine	7,2%	4,533809	5,792948E-06	soit moins de 1 chance sur	172 623
BOIS Alain	3,7%	4,379081	1,191809E-05	soit moins de 1 chance sur	83 906
SILVA JACINTO Ricardo	-5,9%	-3,989500	6,621265E-05	soit moins de 1 chance sur	15 102
CLOCHEPIN Philippe	-5,9%	-3,979102	6,917618E-05	soit moins de 1 chance sur	14 455
JALOUSTRE Gilles	-4,9%	-3,740141	1,839167E-04	soit moins de 1 chance sur	5 437
NIKONOFF Jacques	5,0%	3,282284	1,029697E-03	soit moins de 1 chance sur	971
DENIMAL Florent	4,2%	3,214053	1,308753E-03	soit moins de 1 chance sur	764
DUMAS Renaud	4,2%	3,188904	1,428131E-03	soit moins de 1 chance sur	700
BRUSTIER Gaël	4,3%	2,947457	3,203994E-03	soit moins de 1 chance sur	312
DOUILLARD Luc	-4,2%	-2,885096	3,912947E-03	soit moins de 1 chance sur	255
CLEQUIN Nicolas	3,4%	2,403632	1,623309E-02	soit moins de 1 chance sur	61
FANIEL Alain	3,3%	2,275904	2,285178E-02	soit moins de 1 chance sur	43
ROCHE Serge	-2,5%	-2,214562	2,679014E-02	soit moins de 1 chance sur	37
NURIER Roland	3,0%	2,210729	2,705460E-02	soit moins de 1 chance sur	36
VIALE Frédéric	-3,1%	-2,130128	3,316107E-02	soit moins de 1 chance sur	30
GRUNINGER Robert	-2,0%	-1,663218	9,626881E-02	soit moins de 1 chance sur	10
MAUREL Evelyne	2,3%	1,540245	1,235008E-01	soit moins de 1 chance sur	8
JOUVE Gérard	1,9%	1,388608	1,649519E-01	soit moins de 1 chance sur	6
HENRY Frédéric	2,0%	1,383904	1,663880E-01	soit moins de 1 chance sur	6
LALOT Gérard	1,7%	1,209440	2,264937E-01	soit moins de 1 chance sur	4
GAYOSO José	-1,5%	-1,203921	2,286203E-01	soit moins de 1 chance sur	4
FRAJERMAN Toby	-1,6%	-1,208076	2,270180E-01	soit moins de 1 chance sur	4
TOSTI Jean	1,7%	1,148699	2,506803E-01	soit moins de 1 chance sur	3
SIMONET Jean	-1,2%	-0,990572	3,218947E-01	soit moins de 1 chance sur	3
NIKICHUK Alex	-1,4%	-1,009346	3,128088E-01	soit moins de 1 chance sur	3
MALLET Pierre	-1,5%	-1,119929	2,627439E-01	soit moins de 1 chance sur	3
HEMET Patrice	-1,2%	-0,957352	3,383896E-01	soit moins de 1 chance sur	2
PICART Patrice	0,3%	0,231028	8,172934E-01	soit moins de 1 chance sur	1
TRIC Olivier	0,2%	0,172665	8,629148E-01	soit moins de 1 chance sur	1
CIPIERE Jean-Luc	0,0%	-0,020890	9,833332E-01	soit moins de 1 chance sur	1
CIOFI Bruno	-0,2%	-0,159635	8,731687E-01	soit moins de 1 chance sur	1

Entre les lots 1 (14 et 15 juin) et 2 (du 10 au 13 juin), les scores des 62 candidats montrent des écarts variant entre +16.8 % et -11.5 %. Les probabilités calculées par le test utilisé montrent que pour 41 de ces 62 candidats, **l'hypothèse d'égalité entre les deux lots doit être rejetée**, au risque 1/100. Pour certain-e-s candidat-e-s, la probabilité que les écarts constatés entre les deux lots soient dus au hasard est très largement plus faible que celle de gagner au loto. A noter que ces probabilités sont calculées ici indépendamment pour chaque candidat-e ; la probabilité d'observer simultanément l'ensemble de ces résultats étant quasiment nulle.

Des écarts pas vraiment aléatoires

En analysant la liste des candidats, on constate :

- que tous les membres siégeant actuellement au CA font partie de ceux concernés par les plus faibles probabilités ,
- que les candidats qui étaient soutenus par Susan George subissent globalement une forte perte au cours des dépouillements des mercredi et jeudi,
- que ceux qui n'étaient pas soutenus par Susan George réalisent globalement un gain important pour ces deux mêmes journées.

Cependant, **ces gains ou pertes ne touchent pas tous les candidats de la même manière** : les écarts sont particulièrement forts pour ceux qui avaient obtenus un score supérieur à 34 % au cours des dépouillements du samedi 10 au mardi 13 juin (Figure 1), et qui étaient ou pouvaient encore espérer être élus puisqu'ils se situaient dans les 33 premières positions (pour 24 places).

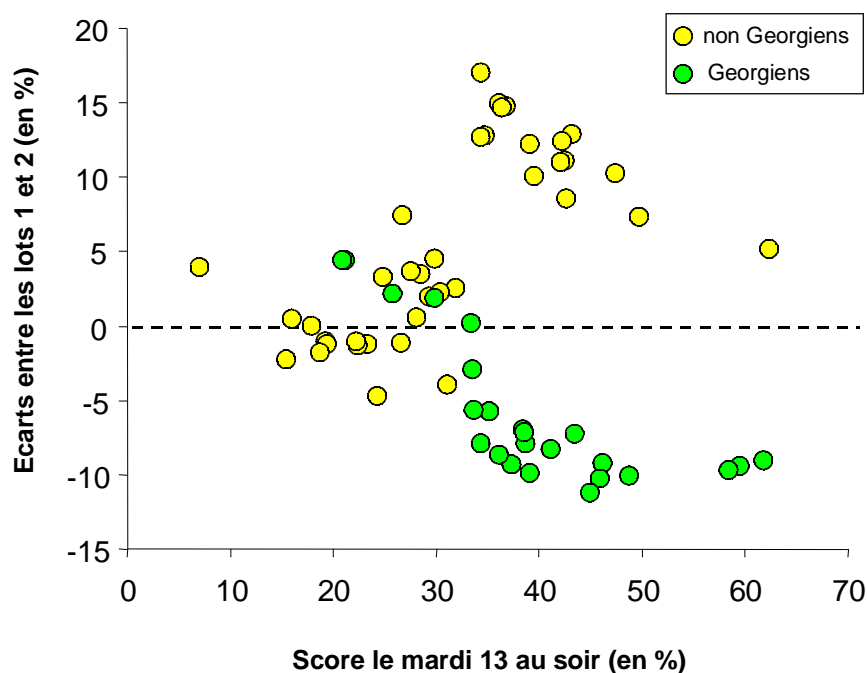


Figure 1 : Écarts observés entre les lots 1 et 2 (en %) en fonction du score des candidats obtenu le mardi 13 au soir.

Pour ces candidats, les écarts semblent alors parfaitement déterminés par le soutien qu'ils ont reçu ou non de la part de Susan George : tous ceux ayant reçu ce soutien subissent une forte perte, tandis que les autres réalisent des gains remarquables.

A noter que les progressions positives supérieures à 12,5 % concernent des « non-Georgiens » qui initialement étaient entre la 25^{ème} et la 31^{ème} place (Emmanuelle Gaziello, Audrey Barral, Valérie Coignard, Julien Landfried et Sabine Jauffret)¹, tous se retrouvant alors dans les positions éligibles.

¹ Exception faite de Monika Karbowska dont l'élection était déjà acquise.