



**HAL**  
open science

## Navigation dans les rafales

Étienne Brunet

► **To cite this version:**

Étienne Brunet. Navigation dans les rafales. 8e JADT, J.M. Viprey, Apr 2006, Besançon, France. pp.15-29. hal-01576778

**HAL Id: hal-01576778**

**<https://hal.science/hal-01576778>**

Submitted on 24 Aug 2017

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

## Navigation dans les rafales

Etienne Brunet

Les fonctions statistiques supposent habituellement une segmentation du corpus en textes séparés et sont fondées sur des fréquences ou des effectifs observés dans ces textes. Cette segmentation se justifie souvent parce que les textes rassemblés se distinguent par la date, le genre, l'auteur, le thème ou tout simplement le titre. Quand il s'agit d'œuvres distinctes, la partition du corpus semble aller de soi. Pourtant cela ne va pas parfois sans quelque arbitraire. Les nécessités du traitement posent souvent des problèmes de sélection, de jalons et de frontières et imposent des équilibres, des regroupements ou des sectionnements. Or paradoxalement la décision doit être prise avant que le traitement puisse l'éclairer. Au stade du traitement, la statistique, étant essentiellement comparative, est amenée à durcir les oppositions entre les parties de l'ensemble. Et la segmentation initiale, bonne ou mauvaise, se trouve alors artificiellement justifiée.

Il serait de meilleure méthode de n'imposer aucune segmentation au départ de l'entreprise et de laisser à l'analyse du contenu le soin d'en suggérer une. C'est ainsi que procède souvent le dépouillement des enquêtes d'opinion : le texte libre est traité à plat, en continu, et si des balises permettent de se repérer dans le flux textuel, elles restent étrangères au traitement et permettent seulement d'interpréter les oppositions et les classements qui ont été obtenus sans leur concours. Ainsi fait le logiciel *Alceste*, qui ne veut connaître strictement que les relations proches que les mots ont entre eux dans le discours, indépendamment de toute appartenance, qu'il s'agisse du métier, de l'âge, du sexe, de l'origine, de la fortune ou, dans le domaine littéraire, du genre, de l'auteur, de l'époque et du titre. C'est pourquoi, même quand la segmentation a été faite a priori, il est prudent de la contrôler par le truchement d'*Alceste*. Il convient aussi en s'appuyant sur les balises XML de préparer des partitions virtuelles, que l'on peut ou non activer, si le logiciel utilisé en donne la possibilité<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Le logiciel *Lexico3* offre cette opportunité.

Ce n'est pas le cas malheureusement de notre logiciel HYPERBASE, dont les jalons, une fois définis, ne peuvent être déplacés, sauf à refaire le traitement. Sans doute avons-nous jeté un pont vers *Alceste*, en lui fournissant les données pour en recevoir les leçons. Sans doute avons-nous aussi proposé une fonction qui ignore les barrières établies entre les textes, et, rétrécissant la fenêtre aux dimensions de la page, ne veut considérer que les relations de voisinage observées dans ce cadre étroit. Mais on a cru devoir aller plus loin et observer les mots dans le détail de leur répartition tout au long du corpus, en négligeant les frontières des textes, et sans se soucier de constituer des effectifs, des fréquences et des sous-fréquences, chaque occurrence étant considérée individuellement, indépendamment du texte où elle se trouve. On rejoint là une perspective ouverte par Pierre Lafon dans la dernière partie de sa thèse, où il oppose les séquences aux fréquences.

### 1.1. Représentation graphique

Graphiquement la chose est aisée à représenter, soit qu'on établisse sur un plan la suite linéaire des paragraphes du corpus, en les répartissant symboliquement à la queue leu leu, de place en place et de ligne en ligne, comme l'écriture le fait pour les mots, soit qu'on adopte tout bonnement la ligne droite pour représenter dans l'espace la séquence temporelle du discours. Mais, dans ce dernier cas, la largeur réduite de l'écran impose une unité plus large que le paragraphe. Et nous avons choisi la page, d'autant que, contrairement aux paragraphes, les pages sont de longueur constante. Et pour être moins serré, le graphique emprunte la diagonale. Le mot recherché est représenté séquentiellement de la première occurrence (en bas à gauche) à la dernière (en haut à droite), chaque point étant déterminé par la position du mot dans le corpus – c'est l'abscisse – et le numéro de l'occurrence – c'est l'ordonnée. La diagonale obtenue est plus ou moins régulière selon que l'objet représenté est plus ou moins régulièrement distribué. Quand les points se rapprochent et s'orientent vers la verticale, il s'agit d'une « rafale », c'est-à-dire d'une concentration des occurrences due à quelque cause locale, thématique ou stylistique. Quand les points s'espacent et s'inclinent à l'horizontale, cela correspond à une raréfaction momentanée de l'objet recherché.

Le nombre de pages parcourues d'une occurrence à l'autre donne la mesure de la distance. Les pages étant de longueur voisine, cette mesure est plus fiable que celle des paragraphes et presque aussi précise que celle des mots. La distance est alors convertie en pixels. Mais, le nombre de

pixels étant limité sur l'écran, on a réduit à un échantillon les mots très fréquents (une occurrence sur 2 ou 3 ou plus), de telle sorte qu'on ait au maximum 360 points à représenter et ainsi une lisibilité acceptable.

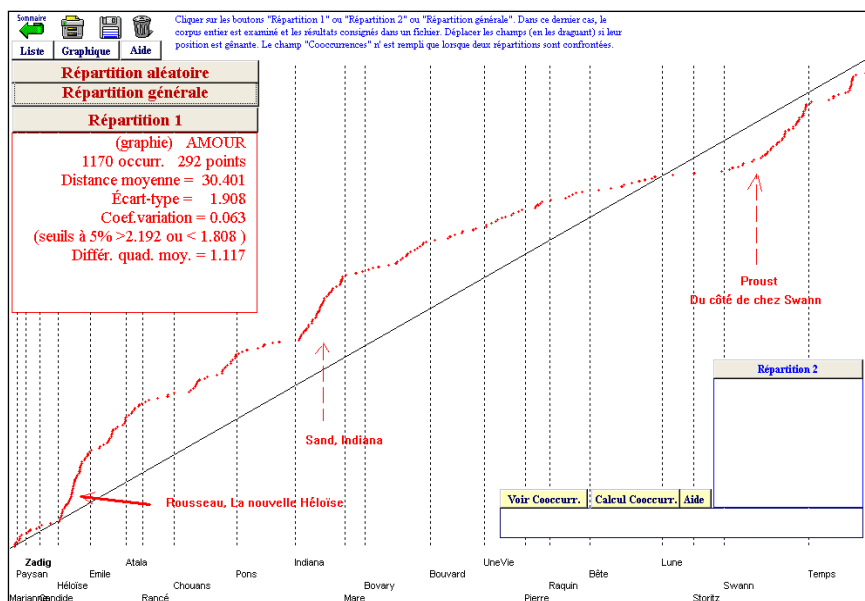


Figure 1. Représentation graphique du mot AMOUR, de Marivaux à Proust

Le graphique 1, précisément, représente un mot dont la fréquence est naturellement élevée dans un corpus romanesque<sup>2</sup>. L'AMOUR n'est pourtant pas équitablement partagé. Il jaillit verticalement dans la *Nouvelle Héloïse*, dans *Indiana* de Georges Sand et dans *Un Amour de Swann* et il s'étiole en un mince filet languissant de Flaubert à Verne et Zola. Cela l'histogramme l'aurait dit aussi, mais de façon abrupte et carrée, sans la finesse et la fluidité des détails, sans les changements de rythme qu'on observe à l'intérieur même d'un texte, par exemple dans *Les Chouans*, *Madame Bovary*, *Du côté de chez Swann*, ou *Le Temps retrouvé*. Précisons que si les lignes en pointillés symbolisent le passage

<sup>2</sup> En exploitant le même corpus déjà présenté aux JADT de Saint-Malo, on croit pouvoir s'autoriser à n'en donner qu'une brève description. Il s'agit d'œuvres narratives choisies dans la littérature française, de Marivaux à Proust, à raison de deux textes par auteur. La liste détaillée apparaît à la page 222 des JADT 2002. On a écarté ici les quatre derniers textes pour des questions de copyright. Restent en lice 11 écrivains : Marivaux, Rousseau, Voltaire, Chateaubriand, Balzac, Sand, Flaubert, Maupassant, Zola, Verne et Proust. C'est ce corpus-témoin qui sert d'exemple dans la diffusion de notre logiciel Hyperbase.

d'un texte à un autre, cette grille a été surajoutée au graphique, comme les méridiens sur le globe terrestre, la segmentation du corpus n'entrant nullement en ligne de compte dans le traitement.

Cependant si l'œil est satisfait de la représentation, des variations de la pente et de la gradation des pleins et déliés, la raison a des raisons de s'inquiéter. Car elle ne sait trop si les sinuosités observées sont ou non le fruit du hasard. Alors que la hauteur des « bâtons » de l'histogramme donne une réponse brutale, mais claire et chiffrée, on a besoin ici d'outils supplémentaires pour apprécier en probabilité l'orientation de la courbe et confirmer l'impression visuelle. On aura recours aux calculs traditionnels qui s'offrent à toute distribution : la moyenne des intervalles, l'écart-type de leur répartition et le coefficient de variation qui combine moyenne et écart-type. Mais leur témoignage est décevant car s'il reflète les irrégularités du profil, il dépend aussi de la fréquence du mot, rendant délicate la comparaison de deux distributions inégales. On a donc eu recours à d'autres mesures propres aux données sérielles.

## 1.2. Le test de la « différence quadratique moyenne successive »

La première est connue sous le nom de « différence quadratique moyenne successive ». Elle correspond à la formule :

$$\delta^2 = \frac{1}{f} \sum_{i=1}^{i=f} (x(i+1) - xi)^2$$

pour  $i$  variant de 1 à  $f$  ( $f$  = nombre d'occurrences de l'objet recherché).

Pour apprécier sa valeur, on doit la rapprocher de la variance  $\sigma^2$ , où la sommation est celle des carrés des écarts à la moyenne<sup>3</sup>. Or  $\delta^2$  est moins sensible que  $\sigma^2$  aux variations lentes, quand des intervalles de même type se suivent, soit courts, soit longs. Ce genre de distribution, qui correspond aux rafales, est marqué par un rapport  $\delta^2/\sigma^2$  plus faible que le seuil convenu. C'est le cas du mot AMOUR où le test propose la valeur 1,117, qui est très inférieure à la limite basse 1,808 où l'on franchit le seuil de 5%.

La distribution inverse, où les distances sont soumises à une alternance rapide et régulière, peut rarement être observée dans les textes (sauf quand s'exerce quelque contrainte syntaxique ou prosodique). Le

---

<sup>3</sup> Est-il utile d'en rappeler la formule  $\sigma^2 = \frac{1}{f} \sum_{i=1}^{i=f} (xi - \bar{x})^2$  ?

rapport  $\delta 2/\sigma 2$  est alors plus élevé que la limite dévolue au hasard. Les deux seuils qui fixent l'espace de l'hypothèse nulle sont calculés pour chaque fréquence<sup>4</sup> et la valeur du quotient  $\delta 2/\sigma 2$  est considérée comme significative lorsqu'elle échappe à la fourchette indiquée. Un exemple simple aidera à comprendre les deux cas de figure.

DIFFERENCE QUADRAT. MOYENNE SUCCESSIVE						RÉPARTITION ALTERNÉE (cycle court)					
fourchette pour seuil de 5% et pour N = 20 : 1,041 2,959											
DISTRIBUTION PAR RAFALES											
	distanc e avec	écart à la	écart au	écart succes	écart au		cycle court	écart à la moyenne	carré	écart successif	carré
1	1	-6	33	2	4	1	1	-6	36	8	64
2	2	-5	23	1	1	2	10	3	9	9	81
3	2	-5	23	0	0	3	2	-5	25	-8	64
4	3	-4	14	1	1	4	13	6	36	11	121
5	1	-6	33	-2	4	5	1	-6	36	-12	144
6	4	-3	8	3	9	6	10	3	9	9	81
7	5	-2	3	1	1	7	1	-6	36	-9	81
8	14	7	53	9	81	8	8	1	1	7	49
9	15	8	68	1	1	9	3	-4	16	-5	25
10	12	5	28	-3	9	10	12	5	25	9	81
11	18	11	127	6	36	11	4	-3	9	-8	64
12	11	4	18	-7	49	12	11	4	16	7	49
13	12	5	28	1	1	13	5	-2	4	-6	36
14	14	7	53	2	4	14	14	7	49	9	81
15	5	-2	3	-9	81	15	5	-2	4	-9	81
16	6	-1	1	1	1	16	13	6	36	8	64
17	3	-4	14	-3	9	17	3	-4	16	-10	100
18	2	-5	23	-1	1	18	13	6	36	10	100
19	2	-5	23	0	0	19	2	-5	25	-11	121
20	3	-4	14	1	1	20	9	2	4	7	49
somme	135	s2=	29	d2=	15	somme	140	s2=	21	d2=	77
moyenn	7					moyenne	7				
				test =	0,50					test =	3,59

Figure 2. Distribution en rafales et distribution alternée

Une distribution en rafales est analysée dans la moitié gauche de la figure 2. Les 20 occurrences du mot s'agglutinent au début et à la fin, encadrant un passage où le mot est rare et les intervalles importants. Le rapport  $\delta 2/\sigma 2$  est alors faible, soit 0,50, en dessous de la valeur basse du seuil 1,04. Inversement la figure de droite propose une distribution alternée où les intervalles courts et longs se suivent de façon si systématique que le hasard ne peut en rendre compte. La valeur du test, 3,59, se situe au-delà de la fourchette haute 2,96. Le mécanisme se dérègle toutefois dans certaines distributions exclusives où toutes les occurrences sont agglutinées aux mêmes endroits. La figure 3 correspond à ce schéma : dans une surface de 118 pages, le mot n'apparaît que dans les 8 premières et les 10 dernières.

<sup>4</sup> Selon la formule  $\eta g \eta d = 2 \pm 2|ca| \sqrt{\frac{N-2}{(N-1)(N+1)}}$ , la valeur *ca* étant lue dans les tables de la distribution normale, au seuil de 5%, soit 1,6449.

	distance exclusive	écart à la moyenne	écart au carré	écart successif	écart au carré		distance	écart à la moyenne	carré	écart successif	carré
1	1	-5	24	0	0	1	1	-5	24	0	0
2	5	-1	1	4	16	2	5	-1	1	4	16
3	1	-5	24	-4	16	3	1	-5	24	-4	16
4	0	-6	35	-1	1	4	0	-6	35	-1	1
5	0	-6	35	0	0	5	0	-6	35	0	0
6	0	-6	35	0	0	6	0	-6	35	0	0
7	1	-5	24	1	1	7	1	-5	24	1	1
8	0	-6	35	-1	1	8	50	44	1945	49	2401
9	100	94	8855	100	10000	9	50	44	1945	0	0
10	1	-5	24	-99	9801	10	1	-5	24	-49	2401
11	2	-4	15	1	1	11	2	-4	15	1	1
12	5	-1	1	3	9	12	5	-1	1	3	9
13	0	-6	35	-5	25	13	0	-6	35	-5	25
14	1	-5	24	1	1	14	1	-5	24	1	1
15	0	-6	35	-1	1	15	0	-6	35	-1	1
16	0	-6	35	0	0	16	0	-6	35	0	0
17	0	-6	35	0	0	17	0	-6	35	0	0
18	0	-6	35	0	0	18	0	-6	35	0	0
19	0	-6	35	0	0	19	0	-6	35	0	0
20	1	-5	24	1	1	20	1	-5	24	1	1
somme	118	s2=	468	d2=	994	somme	118	s2=	218	d2=	244
moyen	5,90			test =	2,12	moyen	5,90			test =	1,12

Figure 3. Distribution exclusive

Un fossé de 100 pages se creuse au milieu et la rupture est comptée deux fois, quand on y tombe et quand on en sort. Il en résulte un accroissement intempestif de  $\delta 2$ , qui rend aveugle au caractère pourtant irrégulier de la distribution. La valeur 2,12 laisse croire que le hasard est seul en cause. Il suffirait de peu de chose pour que le test soit opérant : ainsi si une seule occurrence du mot se rencontrait dans les 100 pages désertiques (comme dans la moitié droite de la figure 3), le test deviendrait probant (1,12). Le cas de telles distributions déséquilibrées n'est pas exceptionnel dans la réalité. Il arrive qu'en accord avec le thème traité un même texte accapare toutes les occurrences d'un mot. Force est donc de corriger cette anomalie, ce qu'on peut faire avec une simple mesure d'écrêtement : toute valeur extrême qui dépasse un seuil convenu est ajustée à la valeur limite précisée par ce seuil. Certes ce correctif introduit dans notre programme amortit les secousses les plus brutales, mais il vaut sans doute mieux recourir à un test plus fiable et plus constant.

### 1.3. L'autocorrélation

Test proche, connu sous le nom d'autocorrélation. Les ingrédients sont les mêmes. La variance sert pareillement de pondération. La mesure est fondée semblablement sur l'écart entre un intervalle et le suivant (ou les suivants). Et la formule se présente comme une généralisation de la précédente, avec l'intervention d'un facteur supplémentaire : le décalage  $h$ , grâce auquel la mesure peut s'exercer non pas nécessairement sur le suivant immédiat, mais sur un élément décalé de  $h$  places. Cela permet de

déceler des phénomènes de rythme, ou de phase, ou de mesurer la portée d'une contrainte ou d'une influence qu'un élément exerce sur son voisinage.

L'autocorrélation  $Rh$  se présente ainsi :  $Rh = \frac{\sum x_i x_{(i+h)} - \bar{x} \sum x_i}{\sum (x_i - \bar{x})^2}$

Appliquée au problème qui nous occupe, la formule met en œuvre un décalage de 1 et ses résultats ne diffèrent guère de ceux qu'on vient d'obtenir avec le test précédent. La spécialisation du mot AMOUR y est pareillement soulignée par la valeur 0,44, très supérieure à la limite haute du seuil à 5% : 0,09. Mais aussi les mots exclusifs échappent à son emprise, comme le nom RALPH qui concentre ses 311 occurrences dans le seul roman *Indiana* et dont la distribution rencontre le point aveugle du test, lequel propose la valeur de -0,006, à l'intérieur de la fourchette de l'hypothèse nulle ( $-0,0962 < rh < 0,0898$ )<sup>5</sup>.

#### 1.4. Le test de Lafon

La mesure la plus appropriée semble être celle que propose Pierre Lafon, dans *Dépouillements et statistiques en lexicométrie*. Elle repose elle aussi sur un calcul de variance un peu particulier, ainsi formulé :

$$\frac{1}{f} \sum_{i=1}^{i=f} \frac{x_i(x_i - 1)}{2}$$

On calcule la moyenne (ou espérance mathématique) et l'écart-type de cet indicateur, ce qui permet d'apprécier la probabilité du résultat obtenu, au moyen de l'écart réduit, soit :

$$z = (\text{valeur observée} - \text{valeur théorique}) / \text{écart-type}$$

$$\text{La valeur théorique est calculée par la formule : } m = \frac{(T-f)(T-f-1)}{f(f+1)}$$

$$\text{et l'écart-type par : } \sigma = \frac{mT(T+1)(f-1)}{f(f+1)(f+2)(f+3)}$$

---

<sup>5</sup> Dans le cas d'une distribution exclusive, comme toutes les occurrences se rencontrent dans l'espace réduit d'un seul texte du corpus, l'intervalle est petit entre la première occurrence et la dernière (et à plus forte raison entre chacune et la suivante), mais il y a un désert immense entre la dernière et la première, car le parcours est conçu comme circulaire, la première page prenant la suite de la dernière. Il y a ainsi autant d'intervalles que d'éléments, et l'espace du corpus est balayé intégralement, quel que soit le mot considéré, rare ou fréquent, exclusif ou non.



où  $f$  désigne la fréquence du mot et  $T$  l'étendue du texte, évaluée avec l'unité de mesure choisie pour les distances  $x_i$ , c'est-à-dire ici le nombre de pages du corpus.

Cette mesure est plus sûre que les précédentes dans les cas extrêmes où toutes les occurrences d'un mot sont concentrées dans un même texte du corpus. L'écart réduit atteint alors des valeurs très élevées, qui signalent les monopoles exclusifs. Ce sont souvent les noms propres.

En dehors de ce cas particulier, les différentes mesures accordent généralement leurs témoignages. Il faut toutefois éviter l'emploi du test de Lafon quand les fréquences sont faibles. En pareil cas, toutes les méthodes sont pareillement fragilisées et l'on évitera, dans cette situation, de leur faire une confiance absolue.

### 1.5. Application à des données aléatoires

Avant d'aller plus loin il convient de vérifier la validité des méthodes, en proposant au calcul un mot virtuel dont la répartition serait aléatoire.

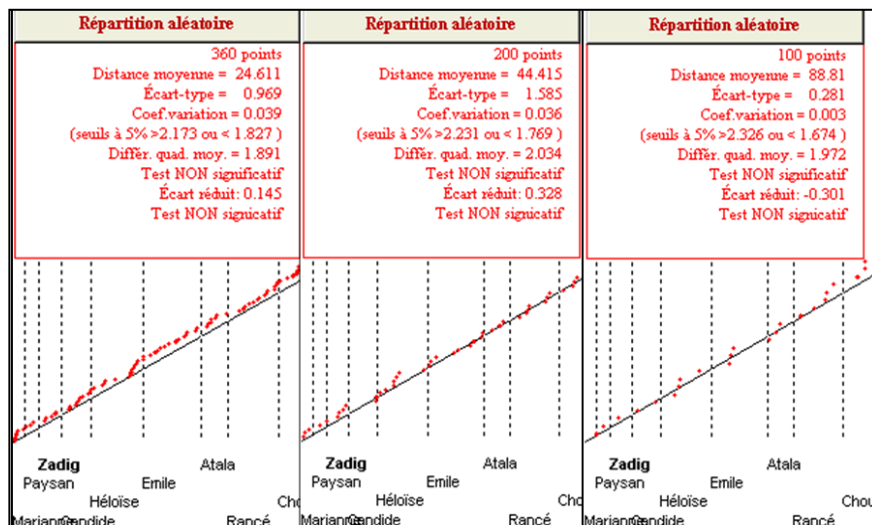


Figure 4. Test des formules avec des données aléatoires

Un générateur fournit des nombres au hasard, qu'on va considérer comme les positions du mot dans le corpus. Le résultat montre alors les points s'aligner sur la diagonale et les tests s'accorder avec le hasard:

l'écart réduit a tendance à se rapprocher de zéro et le calcul de *delta* se maintient généralement dans la fourchette où l'hypothèse nulle ne peut être écartée. La figure 4 en montre quelques exemples pour les fréquences 360, 200 et 100.

### 1.6. Liste des distributions irrégulières

Fort de cette expérience concluante, on peut soumettre l'ensemble des mots du corpus au test de Lafon, ce que propose une fonction du programme. Le calcul exclut toutefois les mots de trop basse fréquence pour lesquels il perd son sens et ceux de haute fréquence ( $f > 360$ ) pour lesquels il perd sa légitimité pour les raisons contingentes qu'on a dites. Les résultats, enregistrés dans un fichier ASCII accessible à l'éditeur, apparaissent successivement en ordre alphabétique, puis selon un tri hiérarchique, fondé sur la valeur décroissante de l'écart réduit. La liste ne retient que les mots distribués en rafales, où le seuil significatif est atteint. Les premières places de la liste hiérarchique sont évidemment occupées par les personnages principaux de chaque roman, le plus souvent par les noms propres et parfois même ceux qui apparaissent dans le titre, comme c'est le cas pour ZADIG, RAQUIN, STORITZ, ÉMILE, BOVARY, CHOUANS, INDIANA, ATALA. La vertu heuristique est plus intéressante dans la suite de la liste où l'on rencontre des thèmes supportés par des noms communs, comme le PROJECTILE dans le roman de Verne *De la Terre à la lune* ou le TRAIN de la *Bête humaine*. On ne peut s'étonner de l'absence presque systématique des mots-outils puisque le critère de la fréquence a éliminé la plupart. Mais la rareté des verbes, des adverbes et des adjectifs s'explique autrement. Ces catégories ont des privilèges ou des exclusives moins affirmés que les substantifs. Ils s'accommodent plus aisément de situations, de thèmes, ou de genres différents, au lieu que le substantif a tendance à s'attacher, voire à s'identifier au texte où il apparaît, en ignorant les autres.

Cependant un corpus trop hétérogène comme celui que nous avons choisi ne rend pas justice à la vertu discriminante d'un test dont la sensibilité est brutalisée par la thématique trop diverse de romans indépendants, appartenant à des époques et à des auteurs différents. Si le corpus est homogène – et cette qualité est généralement requise – la finesse du test échappe aux constatations triviales. C'est le cas du corpus de la dernière campagne américaine, dont rend compte le tableau 6 :

**Tableau 6. Le débat Bush-Kerry de l'élection présidentielle américaine**

LISTE HIERARCHIQUE – REPARTITION IRREGULIERE								
test	fréq	mot	test	fréq	mot	test	fréq	mot
35.91	37	nuclear_3	13.96	50	opponent_2	9.53	29	law_2
31.96	33	korea_2	13.89	21	citizen_2	9.46	103	plan_2
30.40	27	message	13.73	42	pay_1	9.39	240	our_5
29.09	106	tax_2	13.54	44	hussein_2	8.49	30	problem
26.49	65	troop_2	12.95	33	north_2	8.29	26	destruction_2
24.35	104	iraq_2	12.72	106	war_2	8.26	31	terror_2
23.48	36	threat_	12.40	21	iran_2	8.03	244	will_1
23.39	36	raise_1	11.89	112	world_2	7.42	140	would_1
22.53	66	health_	10.96	52	wrong_3	7.39	39	continue_1
19.59	64	weapon_	10.94	42	right_2	7.22	44	fight_1
18.06	26	medicar	10.72	35	drug_2	6.75	25	respect_2
17.63	24	educati	10.68	36	free_3	6.49	41	lead_1
17.01	49	child_2	10.36	33	border_2	6.40	54	today_2
16.79	57	care_2	10.18	51	decision_2	6.37	64	help_1
15.31	26	mass_3	9.97	24	mistake_2	6.12	51	strong_3
15.10	48	saddam_2	9.68	24	budget_2	6.11	26	business_2
14.03	53	vote_1	9.58	34	cost_2			
MOTS RÉGULIÈREMENT RÉPARTIS								
test	fréq	mot	test	fréq	mot	test	fréq	mot
0.08	24	actually_6	-0.58	25	find_1	-1.08	25	reason_2
-0.54	25	administration	-0.31	41	first_3	0.36	39	right_6
1.26	30	after_9	0.36	60	give_1	-0.18	38	same_3
0.56	21	all_6	-0.32	22	happen_1	-0.69	25	so_9
0.06	66	all_7	-0.30	77	his_5	0.24	26	something_7
-0.39	41	also_6	-0.24	35	last_3	0.47	79	talk_1
-0.63	35	back_6	-0.50	66	let_1	0.12	21	then_6
-0.13	29	before_	-0.18	39	like_9	-0.29	45	these_7
-0.70	37	being_1	-0.19	24	listen_1	-0.36	29	together_6
0.40	66	come_1	-0.47	38	lot_2	0.48	53	try_1
0.14	24	congres	-0.36	23	off_6	-0.08	26	under_9
0.26	32	day_2	-0.14	27	only_6	-0.02	87	us_5
0.21	23	difference	0.40	28	pass_1	-0.40	45	very_6
0.20	35	down_6	-0.18	29	policy_2	-1.21	50	well_6

Rappelons que les deux candidats Bush et Kerry ont été opposés à trois reprises dans des face-à-face télévisés, dont le premier était consacré à la politique étrangère, le second à l'économie, et le troisième aux questions sociales. Le test de Lafon souligne en effet les mots qui ont trait aux opérations militaires et aux questions économiques ou sociales, mais aussi ceux qui marquent l'opposition de deux hommes et de deux partis. Ainsi la guerre en Irak et la paix mondiale sont évidemment réservées au premier débat (IRAQ, TROOP, WEAPON, IRAN, TERROR, KOREA), mais Bush préfère parler de Saddam Hussein, et Kerry de la guerre et de son prétexte fallacieux (WAR, THREAT, NUCLEAR). En soulignant les mots distribués irrégulièrement, même sans en préciser la cause (que le test des

spécificités peut établir ultérieurement), le test de Lafon fixe la ligne de front, les points chauds où le débat est engagé. Ce sont le plus souvent des substantifs, comme le montre le code 2 attaché à cette catégorie et omniprésent dans la liste irrégulière. Les codes des verbes, des adjectifs, des pronoms, des adverbes ou des mots grammaticaux (respectivement 1, 3, 5, 6 et 7 à 9) sont plus fréquents dans la liste régulière.

## 2.1. Calcul hypergéométrique des cooccurrences

Il est facile de superposer deux distributions et de les distinguer par la couleur. Quant à les comparer plus précisément, la chose est délicate. Certes, s'il s'agit d'histogrammes, fondés sur la division du corpus en textes séparés, comme le nombre d'éléments est identique dans les deux distributions, la comparaison trouve un appui commode, soit qu'on se serve du coefficient de corrélation pour établir l'accord ou le désaccord des deux séries, soit qu'on établisse tout simplement le quotient des deux effectifs ou fréquences relevés pour chaque élément de la série. Mais, à la réflexion, que deux mots se trouvent avec des fréquences comparables dans le même texte ne prouve pas qu'ils ont des liens étroits. Il est possible qu'on les rencontre à des endroits différents du texte et jamais ensemble. La relation établie par le coefficient est au mieux un lien entre les textes, mais non entre les mots. Ce dernier lien ne peut être affirmé que si les deux mots apparaissent non pas dans les mêmes textes, mais dans les mêmes passages. Et par passage, il faut entendre une unité courte, qui peut être la phrase, le paragraphe, au maximum la page. C'est le paragraphe que nous avons choisi pour la fonction « thématique » de notre logiciel<sup>6</sup>, c'est la même unité que nous considérons ici<sup>7</sup>. Seront retenus les paragraphes qui contiennent à la fois les deux mots considérés. Mais comme cette contrainte peut être estimée trop forte, la cooccurrence est aussi évaluée au niveau plus large de la page. Ces deux méthodes sont proposées simultanément, et aboutissent à un écart réduit. Les passages où sont observées les cooccurrences étroites, dans le même paragraphe, peuvent en outre être montrés en clair à l'écran.

---

<sup>6</sup> Cette fonction recherche tous les contextes d'un mot choisi pour pôle. Mis bout à bout, les extraits constituent une sorte de texte composite, que l'on compare au corpus entier selon les voies habituelles (loi normale ou calcul hypergéométrique). Il s'ensuit une liste de spécificités, retenant les corrélats qui s'associent le plus souvent au mot-pôle.

<sup>7</sup> C'est aussi la voie que recommande Pierre Lafon, après avoir exploré d'autres chemins, cf « Dépouillements... » p. 161.

Le calcul de la cooccurrence théorique s'appuie sur le produit de deux probabilités : celle qui est attachée au premier mot et celle qui est propre au second. Chacune de ces probabilités relève du calcul hypergéométrique, les paramètres étant fixés comme suit :

$T$  = Nombre total de mots dans le corpus

$t$  = nombre moyen de mots dans une page (ou dans un paragraphe)

$f$  = fréquence du mot considéré

$k = 0$  (absence de ce mot dans la page ou dans le paragraphe)

Comme on ne s'intéresse qu'à une valeur unique pour  $k$ , on se trouve dispensé des itérations habituelles, nécessaires lorsqu'on doit cumuler les probabilités individuelles pour aller de 0 à  $k$  ou de  $k$  à  $f$ . Il suffit d'appliquer la formule brute, ainsi développée :

$$p = \frac{\binom{f}{k} \binom{T-f}{t-k}}{\binom{T}{t}} = \frac{f! (T-f)! t! (T-t)!}{k! (f-k)! (T-f-t+k)! T! (t-k)!}$$

Ainsi disposé, le calcul évalue une absence. Le complément à l'unité de cette probabilité sert à mesurer une présence, c'est-à-dire les chances de rencontrer le mot dans l'espace considéré. L'opération est conduite pour chacun des deux mots, et le produit des deux résultats indépendants mesure les chances de rencontrer la cooccurrence des deux mots à la fois dans la même page (ou le même paragraphe). En multipliant cette probabilité élémentaire par le nombre de pages (ou de paragraphes), on obtient l'effectif théorique des cooccurrences. Reste à comparer l'effectif réel à l'effectif théorique, ce dont rend compte le calcul classique de l'écart réduit.

L'exemple de la figure 7 – où nous reprenons notre premier corpus – illustre le couple inséparable VICES/VERTUS et la liaison forte qui assez souvent rapproche bon gré mal gré les antonymes. Pour que la dispute s'instaure entre eux, il faut bien qu'ils soient en présence l'un de l'autre. Visuellement le parallélisme des deux courbes saute aux yeux. Impression confirmée par le calcul : dans un océan de deux millions de mots, les 46 occurrences de VICES et les 101 occurrences de VERTUS ne devraient se rencontrer ni dans le même paragraphe, ni dans le même page (l'effectif attendu est proche de zéro). Or la cooccurrence est observée respectivement 11 et 16 fois. Le même tropisme précipite l'un contre l'autre les deux partenaires au singulier : dans la bouche des moralistes, le VICE aime se frotter à la VERTU (respectivement 11 et 15

fois). L'effet de style, même facile, est ainsi assuré. Encore faut-il que l'affrontement soit équilibré et que le singulier ne soit pas opposé au pluriel, ce qui rendrait l'antithèse boiteuse : le VICE évite les VERTUS (une cooccurrence seulement) et la VERTU les VICES (un seul exemple également). Inversement, les membres de la même famille n'ont rien qui les rapproche : VICE et VICES ne se rencontrent qu'une fois dans le même paragraphe, et de même la VERTU ignore les VERTUS.

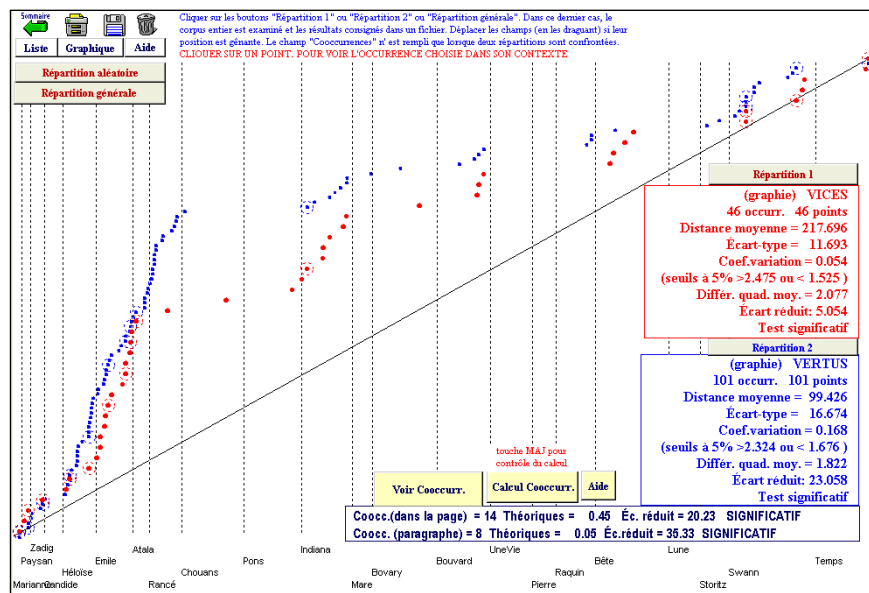


Figure 7. Comparaison de deux distributions. Vices et vertus

## 2.2. Comparaison avec d'autres modèles

Deux modèles classiques peuvent être comparés au calcul hypergéométrique – auquel on a donné la préférence, parce qu'en proposant un effectif théorique, il autorise le calcul d'un écart et d'une probabilité. Les autres indices n'ont pas cet avantage, même si leurs résultats s'accordent parfaitement avec notre modèle.

Le premier indice, ou *Rapport de Vraisemblance (RV)* a été proposé par Dunning en 1993. Il s'appuie sur quatre paramètres:

- $a$  : nombre de cooccurrences des deux mots dans le champ exploré
- $b$  : nombre d'occurrences du premier mot en l'absence du second

- $c$  : nombre d'occurrences du second mot en l'absence du premier
- $d$  : nombre d'occurrences des autres mots

$$RV = 2 \log L = 2(s_1 - s_2)$$

$$\text{Pour } s_1 = a \log a + b \log b + c \log c + d \log d + (a + b + c + d) \log(a + b + c + d)$$

$$s_2 = (a + c) \log(a + c) + (b + d) \log(b + d) + (a + b) \log(a + b) + (c + d) \log(c + d)$$

Le second indice est connu sous le nom d'*Information Mutuelle* (Church et Hovy, 1992). Là encore on a quatre données :

- $n$  : nombre total de mots dans le champ exploré
- $n12$  : nombre de cooccurrences, d'où  $p12 = n12 / n$
- $n1$  : fréquence du premier mot, d'où  $p1 = n1 / n$
- $n2$  : fréquence du second mot, d'où  $p2 = n2 / n$

La formule est très simple :  $IM = \log(p12 / (p1 \times p2))$

Notre programme met en regard les trois indices et l'on vérifiera, dans le tableau 8, que l'effectif théorique établi par la loi hypergéométrique correspond toujours à la valeur minimale des deux autres indices.

Tableau 8. Accord des indices de Dunning et Church avec le calcul hypergéométrique

Segmentation: PAGE			Segmentation: PARAGRAPHE		
Cooccurrence	Dunning	Church	Cooccurrence	Dunning	Church
0	7.56	-5.91	0	0.85	-3.85
1	2.94	-1.30	( 0.45 théorique)		
2	1.00	-0.61	1	0.45	0.75
3	0.15	-0.21	2	2.78	1.45
4	0.03	0.08	3	6.20	1.85
( 3.54 théorique)			Coocc:3 Écart réduit:3.78		
5	0.46	0.30	4	10.35	2.14
6	1.35	0.49	5	15.05	2.36
7	2.62	0.64	6	20.20	2.54
8	4.23	0.77	7	25.73	2.70
9	6.15	0.89	8	31.61	2.83
10	8.34	1.00	9	37.79	2.95
11	10.78	1.09	10	44.24	3.06
12	13.47	1.18	11	50.95	3.15
Coocc: 12 Écart réduit:4.5			12	57.90	3.24
13	16.37	1.26	13	65.07	3.32
14	19.50	1.33	14	72.45	3.39
15	22.82	1.40	15	80.04	3.46
16	26.34	1.47	16	87.82	3.53
17	30.05	1.53	17	95.79	3.59
18	33.94	1.59	18	103.94	3.64
19	38.01	1.64	19	112.27	3.70
20	42.26	1.69	20	120.78	3.75
21	46.67	1.74			
22	51.26	1.79			

### 2.3. Liste triée des cooccurrences

On a pourvu à un traitement répétitif qui explore tous les couples, au moins ceux qui mettent en cause des substantifs. Comme il s'agit seulement de classer les cooccurrences les plus étroites, qui échappent

sans conteste au hasard, le *Rapport de Vraisemblance* de Dunning offre un raccourci acceptable. L'œuvre intégrale de Gracq a fourni la matière à cette exploration, dont rend compte le tableau 9.

La cooccurrence est ici envisagée au niveau du paragraphe sans tenir compte de la place et de l'ordre des substantifs en présence. La syntaxe joue de ce fait un rôle atténué et la phraséologie des expressions figées et récurrentes reste plus discrète que dans le programme des segments répétés d'André Salem. Certains syntagmes quasi lexicalisés apparaissent toutefois en tête de liste, comme l'inévitable CHEMIN (de) FER ou CHEF (d')ŒUVRE, (à) PERTE (de) VUE, (au) RAS (du) SOL, CHAMP (de) BATAILLE, COUP (d')ŒIL, POINT (de) VUE, ŒUVRE (d')ART, (en) FIN (de) COMPTE.

**Tableau 9. Liste triée des cooccurrences les plus étroites dans l'œuvre de Gracq**

LISTE HIÉRARCHIQUE								
test	mot1	mot2	test	fréq	mot	test	fréq	mot
284,66	perte	vue	85,12	balzac	roman	62,20	brume	soleil
199,77	noir	rouge	84,47	bruit	oreille	62,12	herbe	prairie
177,25	droite	gauche	81,72	midi	soleil	61,49	gare	train
176,14	chef	oeuvre	81,60	écrivain	public	60,84	lecteur	roman
168,34	ras	sol	78,57	geste	main	60,52	long	rue
156,33	coup	oeil	78,29	air	courant	59,42	sable	vent
153,88	mer	vent	78,15	mer	plage	58,94	ton	voix
146,29	bois	sous	75,90	berge	eau	58,64	bord	lac
143,30	chemin	fer	75,79	lecteur	lecture	58,53	dîner	soir
139,72	rayon	soleil	75,06	mot	sens	58,35	maison	village
137,79	long	route	72,67	cri	oiseau	57,88	main	visage
134,45	heure	matin	72,03	mot	passé	57,82	bord	route
128,91	point	vue	71,11	mur	pan	57,79	bord	eau
125,83	bataille	champ	70,78	compte	fin	56,86	nord	sud
122,08	bas	haut	67,82	café	terrasse	55,89	mère	père
112,53	horizon	mer	67,57	livre	page	55,88	odeur	parfum
110,05	art	oeuvre	67,23	lune	nuit	55,56	hauteur	mi
99,96	ciel	nuage	66,51	ciel	étoile	55,11	bras	geste
99,34	feuille	vent	66,38	mer	oiseau	54,56	fleur	jardin
96,45	personnage	roman	66,32	écrivain	lecteur	54,49	cité	ville
95,37	rue	ville	65,98	bruit	vague	53,85	quartier	rue
92,07	ciel	horizon	65,81	horizon	ligne	52,49	bleu	ciel
91,14	auteur	lecteur	64,49	esprit	image	52,44	arbre	branche
89,86	lumière	ombre	64,49	horizon	ras	52,15	eau	feuille
89,22	timbre	voix	64,12	plage	sable	51,47	bruit	silence
87,09	chemin	route	63,32	coup	vent	51,29	fête	rose
86,34	balzac	stendhal	62,38	route	voiture	50,97	haie	route

Mais en dehors de ces scories qui viennent d'une lemmatisation incomplète, les accouplements se font par affinités sémantiques, avec des



sèmes communs que les synonymes se partagent (ODEUR PARFUM, TIMBRE VOIX, CITE VILLE) et que les antonymes se disputent (DROITE GAUCHE, BAS HAUT, AUTEUR LECTEUR, LUMIERE OMBRE, NORD SUD, BRUIT SILENCE). Parfois symétrique, la relation est plus souvent hiérarchique ou métonymique, et manifeste la liaison de la partie au tout (RUE VILLE, MAISON VILLAGE, PERSONNAGE ROMAN, RAYON SOLEIL, LIVRE PAGE, TERRASSE CAFE, ARBRE BRANCHE, PAN MUR), de la cause à l'effet (BRUIT VAGUE, FEUILLE VENT, BRAS GESTE, CRI OISEAU) ou plus mollement un lien de proximité spatiale ou temporelle (CIEL NUAGE, CIEL HORIZON, LUNE NUIT, HAIE ROUTE, DINER SOIR, ROUTE VOITURE). Ces faits sont prévisibles : les mots d'un texte sont aimantés par une attraction universelle, et la force qui s'exerce entre deux éléments est inversement proportionnelle à leur distance<sup>8</sup>.

Resterait à représenter dans l'espace l'ensemble de ces relations et à s'aventurer dans la proxémie et la théorie des graphes. Notre exposé s'arrêtera provisoirement sur ce seuil, que d'autres ont franchi avec succès, à l'image de ce que Bruno Gaume a entrepris pour les verbes du *Grand Robert*<sup>9</sup>, même si les cooccurrences dans le texte intégral ne bénéficient pas de la circularité qu'on observe dans les définitions du dictionnaire, ce qui limite la combinatoire.

## 2.4. La proxémie lexicale traitée par *Alceste*

Mais sans attendre, on peut recourir à *Alceste* pour l'analyse de ces relations. Là aussi pour éviter les contraintes de la syntaxe, bornons-nous à la même catégorie : celle des substantifs lemmatisés, qui sont relativement indépendants dans la chaîne du discours, surtout quand leurs cooccurrences sont observées au niveau plus large de la page. On fournit donc à *Alceste* les 5 000 pages que compte l'œuvre de Gracq, chacune étant réduite à une suite de substantifs. Les jalons des textes, marqués comme « variables étoilées », ne sont pas pris en compte dans l'analyse,

---

<sup>8</sup> Ajoutons qu'il ne s'agit pas seulement des couples lexicaux. Le programme des séquences et des cooccurrences s'applique aux graphies et aux lemmes, mais aussi aux codes grammaticaux et aux structures syntaxiques. On peut par exemple mettre en lumière les contraintes de la syntaxe et de la concordance des temps, et montrer graphiquement que le conditionnel est plus proche de l'imparfait que du futur. Au niveau des textes, les effectifs observés pour les temps et les modes confirment cette observation : le coefficient de corrélation est positif pour la première paire (+0,51) et négatif pour la seconde (-0,35).

<sup>9</sup> « Désambiguïsation par proximité structurelle », *Taln 2004*, Fès. On peut voir les graphes ainsi obtenus sur le site du CRISCO, à l'adresse <http://www.crisco.unicaen.fr/>

même s'ils apparaissent en superposition quand les jeux sont faits, la décision étant prise sans eux. Le résultat des votes est proposé dans la figure 10. Huit classes ont été distinguées, auxquelles nous avons donné un nom qui les résume au mieux. Les thèmes de la nature (campagne, ville et mer) sont attendus chez un écrivain qui passe pour être le meilleur paysagiste de notre littérature, comme aussi les débats critiques (sur le roman, la poésie et le surréalisme) chez un critique averti qui du haut du Montglonne contemple depuis longtemps le panorama littéraire. Il n'y pas de surprise dans cette analyse, sinon dans le fait qu'elle soit issue d'un traitement tout automatique et d'un vote populaire où chaque nom disposait d'une voix dans l'urne du village. Quand interviennent les textes, en superposition, dans un vote à deux degrés, où les fréquences se substituent aux séquences, le suffrage universel est confirmé, comme si le Sénat des corps constitués devait refléter l'image de l'Assemblée. Quatre partis prennent place aux quatre coins du graphique, selon qu'il s'agit de théâtre, de roman, de critique ou de réflexions personnelles (que Gracq désigne lui-même comme des « fragments »).

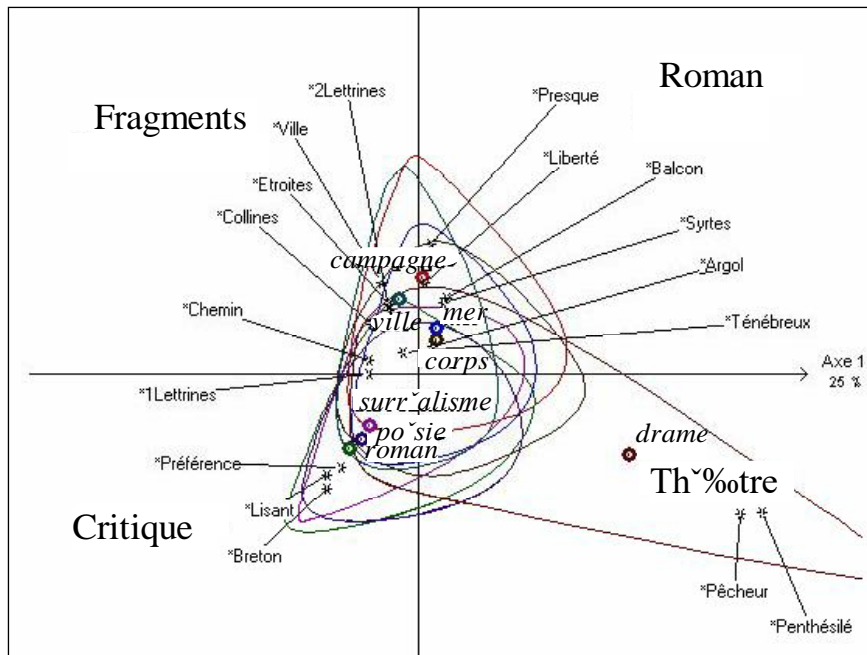


Figure 10. Analyse factorielle faite par *Alceste* sur les substantifs dans l'œuvre de Gracq

Il est heureux que les fréquences soient ainsi en accord avec les séquences, dont elles sont le reflet grossier et grossi. Trop souvent on s'est contenté de l'image abstraite renvoyée par les premières. En suivant les mots un à un et pas à pas dans leur environnement immédiat, l'étude des secondes favorise un juste retour au *texte*, je veux dire au microtexte, en écartant provisoirement les *textes*, je veux dire les divisions des textes et les barrières où ils engagent les mots.

### Références

Church, K., and Hanks, P. (1990), « Word association norms, mutual information and lexicography », in *Computational Linguistics*, 16(1), p.22-29

Ted Dunning, « Accurate Methods for the Statistics of Surprise and Coincidence », in Suzan Armstrong, *Using Large corpora*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, p. 61-74

Olivier Kraif, « Extraction automatique de correspondances lexicales : évaluation d'indices et d'algorithmes », [http://www.atala.org/doc/actes\\_taln/AC\\_0112.pdf](http://www.atala.org/doc/actes_taln/AC_0112.pdf)

Bruno Gaume, « La proxémie : vers un modèle de sémantique lexicale pour un Traitement Automatique des Langues à Ergonomie Cognitive », février 2005, <http://www.limsi.fr/Individu/habert/04-05/index.html>

Bruno Gaume, Karine Duvignau, « Pour une ergonomie cognitive des dictionnaires électroniques », in *Document numérique*, déc. 2004, n° 3/2004, Vol.8, p.157-181

Pierre Lafon, *Dépouillements et statistiques en lexicométrie*, Slatkine-Champion, Genève-Paris, 1984