
Qualifié quantitatif

Gilles Raïche

Collège de l'Outaouais

Introduction

Les chercheurs se glorifient fréquemment d'obtenir l'objectivité scientifique par la pratique de l'analyse de données quantitatives. Ils évitent, disent-ils, toute forme d'analyse qualitative. L'objet et la pratique de la recherche scientifique, selon eux, doit permettre la reproductibilité des résultats. C'est pourquoi ils ont recours à des techniques d'échantillonnage sophistiquées. C'est pourquoi ils choisissent des méthodes d'analyse de données quantitatives bien établies dans la communauté scientifique.

Dans les faits l'analyse de données quantitatives est-elle tellement quantitative ? N'y-a-t-il pas des zones où il est nécessaire de voir l'aspect qualitatif en analyse quantitative ? Par exemple, que se passe-t-il effectivement lorsqu'un chercheur détermine la nature et la taille d'un échantillon ? Quelles décisions prend ce chercheur lorsque ses données ne satisfont pas aux critères de la sacro-sainte loi normale ? Pourquoi appuie-t-il ses décisions en fonction de seuil de décision de .05 ou de .01 ? Pourquoi ne pas utiliser un seuil de .25 ou .40 ? Quel est l'impact du choix de la méthode d'analyse de données sur ses conclusions ?

Quelle est la part de l'analyse qualitative en analyse quantitative ? Il existe quantité de situations où l'analyse qualitative intervient en analyse quantitative. Dans le but de montrer la présence de l'analyse qualitative en analyse quantitative un exemple d'analyse quantitative sera utilisé. A chacune des étapes l'aspect qualitatif sera mis en évidence.

Notre exemple est tiré d'une analyse effectuée pour le compte du mensuel *l'Actualité* qui a suscité une forte controverse au Québec. Il s'agit du palmarès des collèges québécois (Demange et al., 1991). Les auteurs ont présenté une échelle d'excellence des collèges québécois. Cependant les données disponibles permettaient une analyse plus poussée en fournissant une image plus instructive sur le positionnement des collèges les uns par rapport aux autres. **Le présent texte se propose d'utiliser comme prétexte cette analyse plus détaillée pour mettre en évidence les aspects qualitatifs de l'analyse quantitative.** L'analyse quantitative utilisée sera une technique de positionnement multidimensionnel.

Chaque étape de cette enquête sera commentée pour mettre en relief les aspects qualitatifs. Ainsi les informations disponibles à propos de la méthodologie de l'enquête telle qu'effectuée par l'équipe de *l'Actualité*

seront commentées. Ensuite chaque étapes de l'analyse quantitative plus poussée feront l'objet de commentaires quand à leur "qualitativité".

L'enquête

Février 1991. Le mensuel *l'Actualité* publiait les résultats d'une enquête sur le rendement des collèges québécois (Demange, 1991). Le but avoué de cette enquête était de fournir une cote d'excellence de 54 collèges de langue française du Québec. En effet *l'Actualité* jugeait que les cotes en catimini de performance effectuées par l'Université de Montréal étaient insuffisantes. L'Université de Montréal admet ses étudiants sur cette base. *l'Actualité* a distribué un questionnaire au directeur des services pédagogiques de 54 collèges français publics ou privés du Québec. Trois collèges n'ont pas participé au projet : le collège de Shawinigan a refusé, le collège Français s'est retiré du projet en cours de route et l'Académie Ste-Thérèse a été écartée à cause du faible nombre d'étudiants au collégial (13). Ainsi 51 collèges sur 54 ont participé à l'enquête. Il est bon de noter que le choix de *l'Actualité* de considérer ces 51 collèges comme représentatif des 54 est entièrement d'ordre qualitatif : aucune appréciation quantitative de l'impact de la non-participation des 3 collèges. Il est fort peu probable, d'ailleurs, que cet impact sur les résultats soit important et affecte leur représentativité. La plupart des recherches ne se préoccupent pas de l'impact des données manquantes.

Le questionnaire distribué est composé de 17 items qui ont eux-même été regroupés en 4 catégories : la qualité de l'équipement (pondération de 10%), la motivation des élèves (15%), la qualité du corps enseignant (25%) et la qualité de l'encadrement pédagogique (50%). Un score global est calculé à partir des diverses pondérations. Items, catégories et pondération des catégories ont été élaborés en collaboration avec un comité de 4 directeurs pédagogiques de collège. Le tableau i. renseigne sur le contenu du questionnaire. Le questionnaire est donc élaboré de manière qualitative autant dans le choix des items que dans la catégorisation de ceux-ci. La pondération aussi tient d'une décision subjective. Ce type de choix de la part des enquêteurs est légitime et fréquent. Cependant il est facilement contestable de la part des pairs. Ainsi qu'en est-il de la fiabilité des items comme instruments de mesure ? Un pair pourrait se questionner soit sur le sérieux de la ré-

ponse des directeurs pédagogiques ou encore sur la qualité de l'information qui leur est disponible pour répondre. Comme dans la plupart des recherches l'enquêteur suppose les réponses comme suffisamment valides. Ce "suffisamment" est bien sûr une appréciation qualitative. Un pair pourrait aussi se questionner sur l'adéquation de la pondération des catégories et sur la création même de ces catégories. Ici encore cette pratique qualitative est généralement acceptée.

Les résultats de l'enquête sont présentés au tableau ii. Ils indiquent que les collèges Brébeuf, l'Assomption et Grasset se situent en tête de file du classement général.

Les collèges du Vieux-Montréal, de Lévis-Lauzon et d'André-Laurendeau se classent, pour leur part, bons derniers. Une fois de plus ces résultats sous-tendent des choix d'ordre qualitatif. Ainsi ces 51 collèges sont placés sur un continuum d'excellence et, par choix, seul ce critère unidimensionnel est retenu pour analyse. Un autre choix aurait pu être fait : étudier ces mêmes résultats de façon multidimensionnelle. C'est l'option qui est adoptée ici dans le but de créer une carte perceptuelle où les ressemblances et les oppositions entre les collèges seront étudiées.

Tableau i.
Items, catégories et pondérations
du questionnaire distribué par l'Actualité

CATÉGORIES	ITEMS
Équipement (10%)	Bibliothèque (30%)
	Salles de travail (20%)
	Ordinateurs (20%)
	Installations culturelles (10%)
	Installations sportives (20%)
Élèves (15%)	Élèves à temps partiel (27%)
	Élèves avec un emploi (27%)
	DEC en 4 sessions (46%)
Enseignants (25%)	Doctorat ou maîtrise (20%)
	Sélection des enseignants (20%)
	Évaluation des enseignants (40%)
	Disponibilité des enseignants (20%)
Encadrement pédagogique (50%)	Groupes stables (10%)
	Importance du français (26%)
	Examens officiels (14%)
	Aides aux élèves faibles (20%)
	Taux de diplomation (30%)

Tableau ii.
Classement général des collèges.

1	Brébeuf	27	St-Laurent
2	L'Assomption	28	Lionel-Groulx
3	Grasset	29	Gaspésie
4	Collège de Lévis	30	St-Jean-sur-le-Richelieu
5	Séminaire de Québec	31	Ahuntsic
6	Lafèche	32	Chicoutimi
7	Bois-de-Boulogne	33	Abitibi
8	Séminaire de Sherbrooke	34	François-Xavier-Garneau
9	Jonquière	35	Valleyfield
10	Rimouski	36	Limoilou
11	Baie-Comeau	37	Rivière du Loup
12	Édouard-Montpetit	38	Rosemont
13	St-Augustin	39	Sorel-Tracy
14	Ste-Foy	40	Granby
15	Trois-Rivières	41	Joliette
16	Notre-Dame-de-Foy	42	Marie-Victorin
17	Méridi	43	Ste-Hyacinthe
18	Beauce-Appalaches	44	Victoriaville
19	Collège de Sherbrooke	45	Montmorency
20	Alma	46	St-Jérôme
21	La Pocatière	47	Drummondville
22	St-Félicien	48	Sept-Iles
23	Matane	49	André-Laurendeau
24	Outaouais	50	Lévis-Lauzon
25	Maisonneuve	51	Vieux-Montréal
26	Amiante		

Choisir son collège

La statistique offre plusieurs alternatives facilitant l'analyse de données quantitatives multidimensionnelles. Chacune permet d'analyser des données en les abordant sous des angles différents. Ces angles différents peuvent être déjà perçus comme participant à l'aspect qualitatif de la recherche quantitative. Si le chercheur désire comparer la moyenne de plusieurs groupes il utilisera l'analyse de variance multivariée ou l'analyse de covariance multivariée. Il pourrait ainsi s'intéresser à comparer les collèges de la région de Montréal avec ceux qui sont hors de la région de Montréal. Si l'analyse de variance ou de covariance est statistiquement significative cela signifie que les collèges des régions comparées présentent des profils différents. Il faut ensuite étudier en quoi ces profils diffèrent et une multitude de choix analytiques s'offrent encore au chercheur. S'il cherche un modèle pour prédire, supposons, l'impact de la présence d'ordinateurs, de salles de travail et d'installations sportives sur la réussite du DEC en 4 sessions, le chercheur utilisera un modèle de régression multiple. Selon le type de relation existant entre les variables il aura à

décider entre un modèle linéaire ou non-linéaire (régression logistique, par exemple). Son choix entre un modèle linéaire ou non-linéaire sera basé sur son expérience antérieure avec des données similaires et sur l'appréciation qualitative de la relation entre ces variables. S'il s'intéresse au regroupement d'observations ou de variables il utilisera soit des techniques d'agrégation numérique (cluster analysis), l'analyse factorielle ou le positionnement multidimensionnel (multidimensional scaling). S'il est biologiste il est plus probable qu'il utilise l'agrégation numérique. S'il est chercheur en psychologie il préférera l'analyse factorielle ou le positionnement multidimensionnel. A but égal même la discipline oriente le choix des méthodes d'analyse. L'option choisie ici s'intéresse simultanément au regroupement des observations (collèges) et des variables (items du questionnaire). Puisque la formation de l'analyste provient de la psychologie, des choix seront faits en fonction de l'analyse factorielle et du positionnement multidimensionnel. Le but final de cette analyse est de représenter graphiquement les ressemblances et les oppositions entre les collèges et les items. La représentation graphique aura l'allure d'une carte routière sur laquelle sont représentées les villes (ici les collèges) et les directions (ici les items). C'est ce que l'on nomme une carte perceptuelle.

Jusqu'à présent seulement des décisions d'ordre qualitatif sont en jeu : choix d'étudier les items de façon multidimensionnelle et choix de la méthode d'analyse quantitative.

L'analyse de type quantitatif adoptée comporte plusieurs étapes à l'intérieur desquelles des décisions doivent continuellement être prises selon des critères qui relèvent de certaines conventions, quelque fois plus ou moins arbitraires. Certaines décisions sont plutôt basées sur un jugement qualitatif des données : forme d'une courbe mathématique, degré de précision suffisante, etc. Voici les étapes selon laquelle l'analyse se déroulera. Leur description en détail et leur aspect qualitatif seront discutés ensuite. En premier lieu la distribution des variables sera étudiée : distribution de fréquence et normalité. Ensuite une analyse factorielle sera effectuée dans le but de déterminer le nombre minimal de dimensions permettant de décrire les données. Enfin un positionnement multidimensionnel permettra d'approximer la meilleure représentation graphique possible des données.

Distribution des variables

La distribution des 17 items composant le questionnaire est présentée au tableau iii. Un bref coup d'oeil nous permet de se poser de sérieuses questions sur la normalité de la distributions des items. La moyenne et l'écart-type ne sont des mesures valides que lorsque la distribution d'où elles sont tirées est normale. Une distribution normale a la forme d'une cloche avec les valeurs les plus fréquentes au centre de sa distribution et

les valeurs les moins fréquentes aux extrémités inférieure et supérieure. L'item v2 (bibliothèque), par exemple, présente une distribution où les valeurs supérieures sont sur-représentées puisque la valeur 0 correspond à 2% des observations tandis que la valeur 100 correspond à 23.5% des observations. La plupart des items ne semblent pas se distribuer normalement. Les items v15 (importance du français), v16 (examens), v17 (aide aux élèves) et v18 (taux de diplomation), selon une estimation visuelle, pourraient se conformer aux critères de normalité. Il est à remarquer que ces items offrent la plus grande diversité de réponses. Ceci est compatible avec le fait qu'une distribution normale s'applique à la distribution d'une variable continue. Plus le nombre de catégories ordonnées de réponses est grand plus l'item prend l'allure d'une variable continue. Cette évaluation de la normalité ou non des distributions repose sur des critères encore très subjectifs. C'est cependant l'étape la plus importante car elle permet de garder un contact "privilegié" avec les données brutes. Il est fréquent que cette étape permette d'expliquer plus tard des résultats étranges.

Une autre façon d'étudier la distribution des items consiste à calculer des indices statistiques. Le tableau iii. présente différents indices statistiques : moyenne, écart-type, asymétrie, kurtose, minimum, maximum et W de Shapiro-Wilks. L'étude de la normalité repose surtout sur les valeurs que prennent l'asymétrie, la kurtose et le W de Shapiro-Wilks. Ainsi un item est considéré comme se distribuant normalement si l'indice d'asymétrie associé se situe entre -.5 et .5 (Bastin, 1992 ; Roberts et Ling, 1982). Neuf items satisfont à ce critère. Lorsque le signe de l'asymétrie est positif l'asymétrie est à droite. Lorsque le signe est négatif l'asymétrie est à gauche. L'item v4 (ordinateurs) est celui qui présente la plus grande asymétrie. L'examen de sa distribution à l'appendice A permet d'observer pourquoi cet indice prend une valeur si élevée. Le second indice utilisé comme critère de normalité est la kurtose. C'est une mesure de l'aplatissement de la distribution. Sa valeur doit être comprise entre -1 et 1 (Bastin, 1992 ; Roberts et Ling, 1982). Une valeur positive est associée à une distribution très élevée en son centre. Une valeur négative se retrouve dans une distribution très aplatie. Neuf items satisfont à ce critère. De ces neuf, quatre satisfont aussi au critère d'asymétrie. L'item présentant la kurtose la plus prononcée est, une fois de plus, l'item v4 (ordinateurs). Bien que numériquement utiles les critères de normalité basés sur l'asymétrie et la kurtose sont rarement employés. De plus il n'existe pas réellement de base théorique sur laquelle s'appuyer pour décider à quel moment ils présentent une valeur numérique trop faible ou trop forte. Les valeurs de -.5 à .5, dans le cas de l'asymétrie, et de -1 à 1, dans le cas de la kurtose, sont quelque peu arbi-

traires. Elles ont été suggérées par des auteurs et sont utilisées sans trop se questionner.

Le W de Shapiro-Wilks est sûrement l'indice statistique le plus utilisé pour évaluer la normalité d'une distribution. Sa valeur est comprise entre 0 et 1 et peut être interprétée en tant qu'un pourcentage de variance expliquée de la distribution de l'item par une loi normale. Le W de Shapiro-Wilks indiquant qu'une distribution est normale dépend du nombre d'observations utilisées dans son calcul. Dans le cas présent, puisque le nombre de collègues est égal à 51, un W de Shapiro-Wilks de .98 situe la probabilité de se tromper en rejetant l'hypothèse de non-normalité de la distribution à 5% (Pfafenberger et Patterson, 1987). C'est ce que l'on appelle le seuil de signification statistique ($p \leq .05$). Selon ce critère aucun des items ne peut être considéré comme se distribuant selon une loi normale. Mais pourquoi ce critère plus que sacro-saint de .05, et quelque fois de .01 ? Tout simplement parce que qu'un monsieur Fisher (voir Lieberman, 1959) l'a dit et, surtout, l'a écrit. Il a pourtant bien écrit que ces seuils de .05 et de .01 sont arbitraires. Il a pourtant indiqué que le jugement du chercheur dans l'utilisation d'un seuil de signification est important. Ce seuil aurait pu être de .15 ou de .0001. Est-ce que la communauté scientifique utiliserait ces seuils alors si Fisher l'avait écrit ? Quel est la part du qualitatif et du quantitatif dans cette décision ? Selon les résultats combinés de l'observation des données à l'appendice A, des indices d'asymétrie et de kurtose et du W de Shapiro-Wilks il semble dangereux de supposer la normalité de la distribution des items du questionnaire. La moyenne et l'écart-type de ces items sont alors à utiliser avec précaution. De plus, toutes les analyses qui reposent sur le critère de normalité peuvent être non valides.

Tableau iii.
Indices statistiques

N = 51

VARIABLE	Moyenne	Écart-type	Asymétrie (-.5 à .5)	Kurtose (-1 à 1)	Minimum	Maximum	W de Shapiro (significatif si < .98)
V2. Bibliothèque	60.12	27.66	0.15	-1.10	0	100	0.82
V3. Salles de tra- vail	77.45	30.52	-1.02	0.08	0	100	0.68
V4. Ordinateurs	96.08	19.60	-4.89	22.83	0	100	0.21
V5. Institutions culturelles	62.75	29.74	-0.14	-0.43	0	100	0.74
V6. Institutions sportives	75.00	22.36	-0.87	1.18	0	100	0.84
V7. Temps partiel	60.78	26.58	0.19	-0.74	0	100	0.85
V8. Emploi	25.00	30.41	0.90	-0.33	0	100	0.78
V9. DEC en 4 Ses- sions	37.75	34.98	0.36	-1.31	0	100	0.85
V10. Doctorat ou maîtrise	50.98	32.57	0.17	-1.01	0	100	0.89
V11. Sélection	65.49	12.70	2.14	3.15	60	100	0.47
V12. Évaluation	29.22	36.10	1.04	-0.35	0	100	0.75
V13. Disponibilité	72.16	33.25	-0.94	-0.24	0	100	0.78
V14. Groupe stable	39.80	39.01	0.34	-1.37	0	100	0.79
V15. Importance du français	60.61	22.79	-0.74	-0.01	1	92	0.91
V16. Examens	42.00	26.15	0.48	-0.44	0	100	0.91
V17. Aide aux élève	54.12	21.74	0.23	0.19	0	100	0.96
V18. Taux de diplômation	48.94	30.20	0.06	-1.24	0	100	0.91

Analyse factorielle

L'analyse factorielle (Mulaik, 1972) est une méthode d'analyse multivariée qui permet de faire ressortir la structure des données de façon globale. Il est très difficile d'analyser visuellement 51 observations effectuées sur 17 variables et de tirer des conclusions à la fois sur les relations entre les variables et sur le profil des observations. L'analyse factorielle repose sur l'hypothèse que les 17 items utilisés mesurent quelque chose de commun, des facteurs, et que ce qui reste est une mesure d'erreur, du bruit. En fait la tâche de l'analyse factorielle est de créer mathématiquement des catégories d'items (facteurs). L'équipe de l'Actualité avait fait appel à des directeurs de service pédagogique pour créer subjectivement ces catégories. De plus l'analyse factorielle permet de pondérer mathématiquement items et catégories (facteurs) ainsi que de déterminer le nombre de catégories nécessaires. Ce qui avait été fait de façon subjective, encore, par l'équipe de l'Actualité.

L'analyse factorielle repose cependant sur l'hypothèse de normalité et sur la linéarité des relations entre les variables. L'hypothèse de normalité, selon ce qui précède, n'est pas retenue. L'hypothèse de linéarité est fort peu probable et difficile à tester statistiquement à cause de la non normalité des distributions. Il existe un moyen de contourner le non respect de ces deux hypothèses. C'est par l'utilisation d'une analyse factorielle non-paramétrique : le positionnement multidimensionnel (*multidimensional scaling*).

Malgré son inadéquation à analyser des données non-normales et non-linéaires l'analyse factorielle classique peut être utilisée dans le but de déterminer le nombre de catégories (facteurs) minimales à retenir dans l'analyse factorielle non-paramétrique. Il existe trois méthodes pour déterminer le nombre de facteurs à retenir (Cliff, 1988 ; Zwick et Velicer, 1986). La première consiste à retenir uniquement les facteurs dont la valeur propre est supérieure à 1. C'est le critère de Kaiser. Il y a autant de valeurs propres qu'il y a d'items dans l'analyse. La valeur propre divisée par le nombre d'items inclus dans l'analyse indique la proportion de variance expliquée par ce facteur. Si la valeur propre du facteur est inférieure à 1 il est inutile de le retenir car la variance expliquée par lui est inférieure à celle d'un item pris individuellement. Le tableau iv. présente les valeurs propres tirées de l'analyse factorielle du questionnaire. Les 11 premiers facteurs affichent des valeurs propres supérieures à l'unité. Plusieurs estiment que le nombre de facteurs retenus par la méthode de Kaiser est une surestimation. Dans le cas actuel il est évident que de réduire l'univers des 17 items à un univers de 11 facteurs ne nous est pas d'une grande utilité.

Une seconde méthode est basée sur un test de signification statistique. C'est le test de Bartlett. Cette méthode teste une première hypothèse nulle qui dit qu'il n'existe aucun facteur commun. Si le χ^2 calculé est plus grand que la valeur critère, l'hypothèse nulle est rejetée et un second test est effectué dans le but de tester l'hypothèse nulle qui dit qu'un facteur est suffisant. Et ainsi de suite. La procédure s'arrête lorsqu'un test est non-significatif au seuil prédéterminé (généralement un seuil sacro-saint de .05). Le tableau v. en résume les résultats. Le premier test indique qu'au moins un facteur est à retenir ($\chi^2 = 169.8$, $dl = 136$, $p \leq .05$). Le second test indique qu'un facteur est suffisant ($\chi^2 = 116.6$, $dl = 103$, $p > .05$). La méthode de Kaiser suggérait de retenir 11 facteurs tandis que celle de Bartlett n'en retient qu'un. Bien sûr la normalité des résultats étant douteuse les décisions relatives au test de Bartlett sont, elles aussi, douteuses.

Une troisième méthode consiste à projeter graphiquement les valeurs propres et de cesser de retenir des facteurs lorsque la pente du graphique des valeurs propres change brusquement. La figure 1. montre que ce changement brusque de pente se produit à la deuxième valeur propre. Deux facteurs sont alors retenus. Cette méthode tend à devenir de plus en plus répandue. Elle a l'avantage de retenir généralement un nombre raisonnable de facteurs et son caractère graphique la rend plus intuitive.

Malgré leur caractère quantitatif les méthodes pour évaluer le nombre de facteurs à retenir reposent beaucoup plus sur le jugement du chercheur que sur leur aspect numérique. Deux facteurs sont donc jugés suffisants.

L'analyse factorielle classique apporte de plus deux autres informations d'intérêt : l'estimation préliminaire des communautés (tableau vi.) et une structure factorielle (tableau vii.). L'estimation préliminaire des communautés permet de rejeter des items qui ne partagent pas assez de leur variance avec les autres items. Il est généralement admis qu'une communauté inférieure à .5, ou au pire à .4, indique qu'il faut rejeter l'item correspondant du modèle. Le tableau vi. indique que tous les items ont une communauté suffisante pour être inclus. La structure factorielle du tableau vii. donne un premier aperçu des ressemblances et oppositions des items. Par convention les valeurs supérieures (saturations) à .5 sont retenues. Ainsi il semble, selon le facteur 2, que les items v9 (DEC en 4 sessions), v12 (évaluation), v16 (examens) et v18 (taux de diplômation) mesurent quelque chose de similaire. Les oppositions (saturations négatives) ne ressortent pas clairement.

Tableau iv.
Valeurs propres

1	2	3	4	5	6
<u>19.018446</u>	<u>9.705141</u>	<u>8.677591</u>	<u>7.867297</u>	<u>6.965862</u>	<u>4.626329</u>
7	8	9	10	11	12
<u>3.682612</u>	<u>2.662684</u>	<u>2.409926</u>	<u>1.531455</u>	<u>1.150452</u>	0.913587
13	14	15	16	17	
0.146561	-0.241574	-0.493842	-0.599956	-0.866820	

Tableau v.
Test de Bartlett.

Tests de signification basés sur 25 observations

Test de H_0 : Aucun facteur commun.
 Contre H_A : Au moins un facteur commun.
 Chi-deux = 169.806 dl = 136 Prob>chi-deux = 0.0261

Test de H_0 : 2 facteurs sont suffisants.
 Contre H_A : Plus de facteurs sont nécessaires.

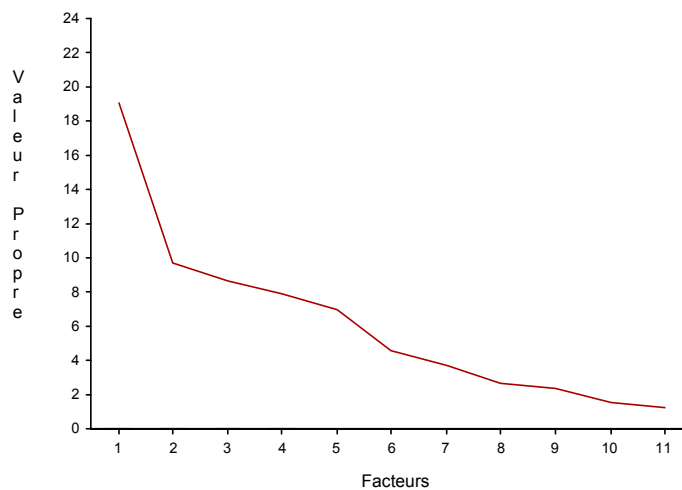


Figure 1 - Test de Cattel. Le nombre de facteurs retenus est jugé en fonction de la modification de la pente de la courbe.

Tableau vi.
Estimation préliminaire
des communautés.

V2	V3	V4V	V5	V6	V7
0.837482	0.852998	0.722764	0.696426	0.625140	0.871498
V8	V9	V10	V11	V12	V13
0.718343	0.838964	0.602490	0.817190	0.877394	0.811762
V14	V15	V16	V17	V18	
0.861620	0.795714	0.656408	0.665686	0.783100	

n.b. seulement les communautés supérieures ou égales à .5 sont retenues.

Tableau vii.
Structure factorielle.

	<u>FACTEUR1</u>	<u>FACTEUR2</u>
V2	0.09584	-0.26892
V3	1.00000	0.00000
V4	-0.24655	-0.16055
V5	0.03774	-0.34986
V6	0.20154	-0.20557
V7	0.28967	0.34401
V8	0.30681	0.27871
V9	0.02030	0.66481
V10	-0.18859	0.19021
V11	-0.09057	0.38906
V12	-0.11603	0.75755
V13	0.00810	0.43214
V14	-0.27216	0.46459
V15	-0.09129	-0.11739
V16	-0.27077	0.52760
V17	-0.36063	-0.19855
V18	-0.15555	0.60113

n.b. seulement les saturations supérieures ou égales à .5 en valeur absolue sont retenues.

Positionnement multidimensionnel

L'analyse factorielle classique a permis de retenir deux facteurs. En analyse factorielle non-paramétrique (positionnement multidimensionnel) ces facteurs sont désignés sous le terme de dimension. Le positionnement multidimensionnel permet de créer des scores similaires aux saturations de la structure factorielle. Ces scores permettent de projeter sur un graphique à deux dimensions les items. Contrairement au cas de l'analyse factorielle classique il n'y a pas de critère (saturation supérieure à .5) quand à l'importance de la valeur du score. Les scores deviennent les coordonnées cartésiennes sur chacune des deux dimensions respectives. Le tableau viii. présente les scores obtenus pour chacun des collèges et chacun des items. Cependant l'analyse

se fera sur la projection graphique de ces scores à la figure 2. Cette projection graphique prend la dénomination de carte perceptuelle. Pour éviter la superposition graphique des items et des collèges les scores des items sont multipliés par un facteur de 5.

Avant d'interpréter la carte perceptuelle de la figure 2 il est nécessaire d'établir les normes d'interprétation. Ainsi la projection des items est interprétée comme une direction. C'est pourquoi une ligne relie le point d'origine (0,0) et le score correspondant de l'item. Lorsque les items ont des directions similaires ils sont semblables. Il est alors tenté de créer et de nommer une catégorie caractérisant ces items. Si leur direction est opposée une interprétation en fonction de cette opposition peut être amenée. La position des collèges sur le graphique est elle aussi interprétée en terme de ressemblances et d'oppositions. Cependant c'est leur position qui sert à l'interprétation et non plus la direction. La position des collèges en fonction de la direction des items sert aussi d'élément d'analyse.

Les données recueillies par l'Actualité permettent de tirer un profil de ces 51 collèges. Un profil où quatre aspects sont présentés par une carte perceptuelle.

Un aspect de **performance** est composé par l'évaluation des enseignants, une politique d'examen officiels, un haut taux de diplomation, des élèves qui travaillent à plein temps ou à temps partiel, l'obtention d'un diplôme en quatre sessions et par l'évaluation des enseignants. Ces items sont les plus près en terme de direction. Pour aider l'observation les items concernés sont encadrés par une zone grisée. Les collèges de Brébeuf et Grasset ainsi que le Séminaire de Québec sont des représentants types de la performance.

Un aspect **culturel** est formé par les installations culturelles, les installations sportives, la présence de bibliothèque et de l'aide aux étudiants. Les collèges de Montmorency, de Lionel-Groulx et d'Édouard-Montpetit sont des collèges de type culturel.

Les groupes stables, la disponibilité des enseignants et la présence d'ordinateurs pour usage personnel composent l'aspect d'**encadrement pédagogique**. Le collège Marie-Victorin y est typiquement représenté.

Enfin l'**aspect académique** est composé de la présence de salle de travail en équipe, de l'importance du français et de la scolarité des enseignants (doctorat ou maîtrise). Des collèges comme ceux de l'Outaouais, Lévis-Lauzon et Bois-de-Boulogne tendent vers cette orientation.

L'étude d'un tel profil permet à un futur utilisateur de collège, enseignant ou étudiant, de choisir son collège. Ceci en fonction de l'aspect ou des aspects qui sont les plus importants pour lui. Ainsi les collèges axés surtout sur la performance (tel Brébeuf) seront à éviter pour celui qui recherche une orientation culturelle. Il pourra choisir Montmorency.

Il est évident que l'analyse d'une carte perceptuelle créée par une analyse factorielle non-paramétrique repose beaucoup sur des éléments interprétatifs et subjectifs. En fait l'aspect qualitatif de l'analyse prend rapidement les devants sur l'aspect quantitatif. Un autre analyste aurait pu nommer les catégories d'items de façon différente. Il aurait pu être guidé par des informations à priori à propos de certains collègues ou par une commande précise de la part d'un organisme subventionnaire. L'information tirée de cette analyse multivariée est tout de même beaucoup plus riche et utile que celle obtenue au départ par l'Actualité en analyse univariée.

Tableau viii.
SCORES AU POSITIONNEMENT
MULTIDIMENSIONNEL
(44% de la variance est expliquée)

OBS	NOM	PRIN1	PRIN2
1	Abitibi	-0.68378	0.30160
2	Ahunsic	0.10705	1.56981
3	Alma	-0.13189	0.63401
4	Amiante	0.35987	-0.49323
5	André-Laurendeau	-0.75260	-0.52988
6	Baie-Comeau	0.34759	-1.26201
7	Beauce-Appalaches	0.26552	-0.18914
8	Bois-de-Boulogne	0.47406	-0.86616
9	Brébeuf	2.53612	-0.38941
10	Chicoutimi	-0.61212	-0.17067
11	Collège de Lévis	1.41025	-0.92025
12	Drummondville	-0.36153	-0.83283
13	Édouard-Montpetit	-0.05122	1.61407
14	F.-X. Garneau	-1.02244	0.56612
15	Gaspésie	-0.04398	-0.09170
16	Granby	-0.43332	0.38015
17	Grasset	2.37494	-1.52382
18	Joliette	-0.70003	-0.54025
19	Jonquière	0.65688	0.54868
20	L'Assomption	1.64416	-0.85698
21	La Pocatière	-0.56659	-0.31157
22	Lafèche	1.01511	-0.10170
23	Lévis-Lauzon	-0.69779	-1.24581
24	Limoilou	-0.96126	1.02172
25	Lionel-Groulx	-0.52588	1.30389

OBS	NOM	PRIN1	PRIN2
26	Maisonneuve	-0.64492	-0.16081
27	Marie-Victorin	1.04320	3.50526
28	Matane	-0.40505	0.37552
29	Méridien	0.84599	-0.22716
30	Montmorency	-0.82878	0.10467
31	Notre-Dame-De-Foy	1.30542	-1.04023
32	Outaouais	-0.59909	0.50292
33	Rimouski	0.85286	1.25058
34	Rivière-du-Loup	-1.41324	-0.54196
35	Rosemont	-0.77252	0.66188
36	Sém. Québec	1.99904	0.02096
37	Sém. Sherbrooke	2.10314	1.80504
38	Sept-Iles	-0.06542	-2.09646
39	Sherbrooke	-0.43998	-0.08711
40	Sorel-Tracy	-0.83232	-0.84253
41	St-Augustin	1.42490	-0.04972
42	St-Félicien	0.06493	-0.02606
43	St-Hyacinthe	-0.84395	-0.24619
44	St-Jean-sur-R.	-0.42469	-0.32468
45	St-Jérôme	-0.85547	-1.38318
46	St-Laurent	-0.85920	1.25356
47	Ste-Foy	-0.77333	1.12217
48	Trois-Rivières	-0.76338	0.64938
49	Valleyfield	-0.95630	-0.71583
50	Victoriaville	-1.02653	-0.94275
51	Vieux-Montréal	-0.78245	-0.18192
52	V2	0.14284	0.49638
53	V3	-0.28639	-0.46396
54	V4	0.02305	0.14348
55	V5	-0.14478	0.53002
56	V6	-0.35171	0.12728
57	V7	0.83883	0.00153
58	V8	0.76103	-0.29980
59	V9	0.83854	-0.02877
60	V10	0.37823	0.58770
61	V11	0.40825	-0.38209
62	V12	0.78218	-0.11888
63	V13	0.13868	0.57876
64	V14	0.40668	0.45114
65	V15	-0.27239	-0.62128
66	V16	0.76772	0.13413
67	V17	-0.41348	0.51590
68	V18	0.77831	-0.16770

Le profil des collèges québécois

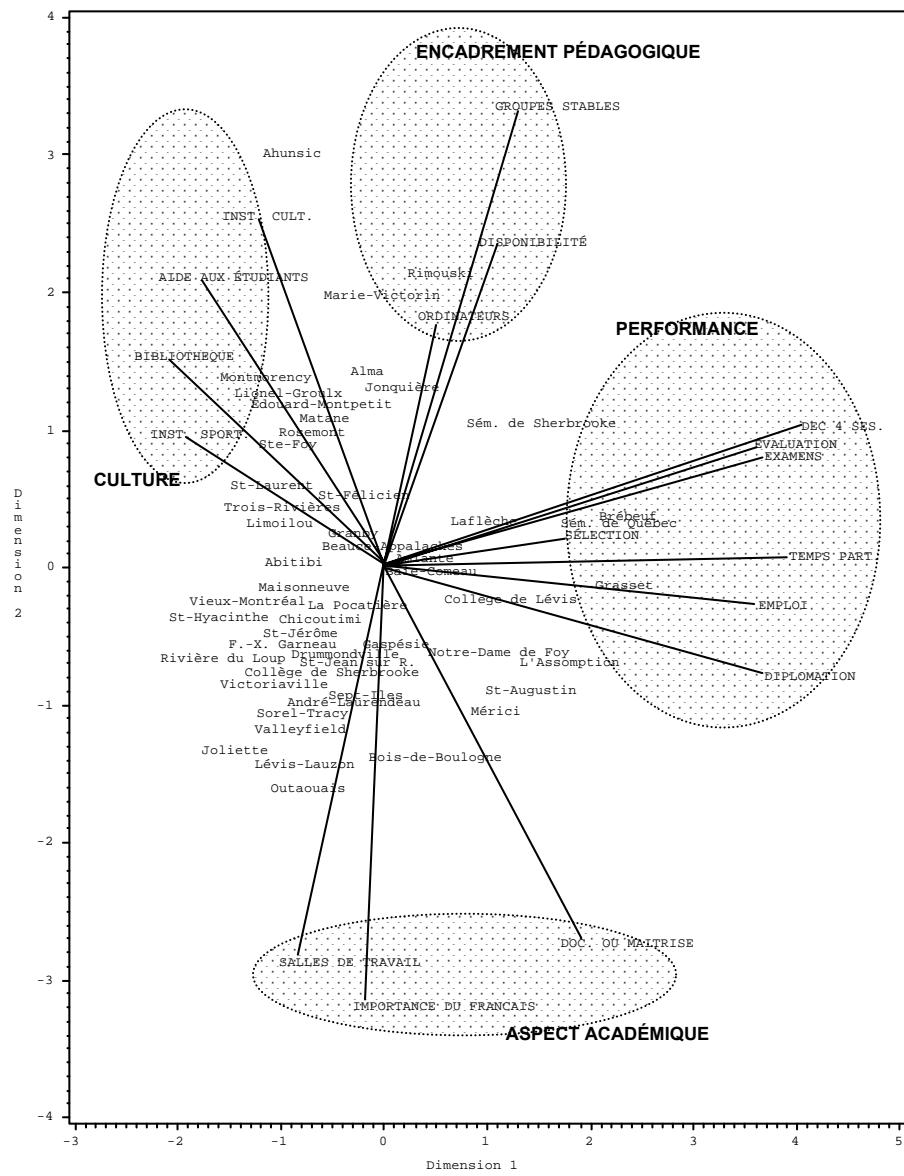


Figure 2 - Carte perceptuelle des collèges français québécois et des items du questionnaire administré par l'équipe du mensuel l'Actualité.

Conclusions

Ce texte se proposait d'utiliser comme prétexte l'enquête effectuée par l'Actualité sur les collègues français québécois pour mettre en évidence les aspects qualitatifs de l'analyse quantitative. Il a été noté plusieurs facettes de l'analyse de données quantitative qui sont beaucoup plus qualitatives qu'il n'est généralement admis. En fait presque toutes les décisions basées sur des tests de signification ou des indices statistiques (asymétrie, kurtose, communautés, saturations, etc.) reposent sur l'application de coutumes jugées subjectivement valables. Ces coutumes sont rarement remises en causes. Ces indices sont souvent plus numérologique que numérique. Ce sont des chiffres magiques. Et les tests de significations statistiques sont fréquemment insignifiants. De plus l'analyse des données ne peut se passer d'éléments d'analyse qualitative lorsqu'il est nécessaire de créer des catégories comme c'est le cas dans les analyses factorielles classiques ou non-paramétriques. Nommer une catégorie dépasse tout de même ce que peut faire une analyse quantitative. En guise de conclusion il est important de reconnaître la part du qualitatif dans l'analyse quantitative. Il est important de refuser de monter sur le podium de la communauté scientifique lorsqu'il est question de se doper aux hormones quantitatives.

n.b. Une version complète de ce texte (Raïche, 1995), incluant les données brutes et le programme source SAS 6.07, est disponible, comme d'autres publications, sur Internet (<http://www.cyberus.ca/~arc/pub.html>).

Références

- Bastin, É. (1992). Statistiques appliquées à la gestion. Recueil de notes de cours. Sherbrooke : Université de Sherbrooke.
- Cliff, N. (1988). The eigenvalues-Greater-Than-One rule and the reliability of components. *Psychological Bulletin*, 103-2, 276-279.
- Demange, M. (1991). Le palmarès des collègues. *L'Actualité*, 16-2, 21-27.
- Guilford, J.P. ; Fruchter, B. (1978). *Fundamental statistics in psychology and education*. New York : McGraw-Hill.
- Lebart, L. ; Morineau, A. ; Fénélon, J.P. (1982). *Traitement des données statistiques : méthodes et programmes*. Paris : Dunod.
- Lieberman, B. (1959). *Contemporary problems in statistics*. New York : Oxford University Press.
- Mulaik, S.A. (1972). *The foundations of factor analysis*. New York : McGraw-Hill.
- Pfaffenberger, R.C. ; Patterson, J.H. (1987). *Statistical methods for business and economics*. Homewood : Irwin.
- Raïche, G. (1995). *Choisir son collège : qualifié quantitatif*. Rapport RR95-01. Montréal : Association pour la recherche au collégial.
- Roberts, H.V. ; Ling, R.F. (1982). *Conversational statistics with IDA : an introduction to data analysis and regression*. Chicago : SPSS Inc.
- Zwick, W.R., Velicer, W.F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin*, 99-3, 432-442.