

# Résumé

La question de la dimensionnalité du test des Matrices de Raven revêt un intérêt particulier dans l'état actuel de la recherche. Plusieurs travaux récents soulignent en effet le rôle potentiel de facteurs multiples, situation incompatible avec l'interprétation classique des Matrices comme test unidimensionnel du facteur  $g$  et avec le calcul traditionnel d'un score total.


Dans la présente étude, les données de performance aux Matrices de Raven (version « avancées ») ont été recueillies auprès de 506 étudiants universitaires. Ces données, analysées à l'aide du modèle de Rasch, permettent de montrer que l'unidimensionnalité de l'échelle semble ne pouvoir être acceptée.

# Introduction




La question de la dimensionnalité du test des Matrices de Raven revêt un intérêt particulier dans l'état actuel de la recherche où l'on tente, dans une perspective plus cognitive que psychométrique, d'expliquer la performance au test : cette approche, sinon par des études isolées du moins globalement, souligne en effet le rôle potentiel de facteurs multiples (Carpenter, Just et Shell, 1990 ; DeShon, Chan et Weissbein, 1995 ; Verguts, De Boeck et Maris, 2000). Une telle multiplicité des processus cadre cependant mal avec l'interprétation classique de la performance aux Matrices conçue comme étant gouvernée par  $g$ , le facteur général d'intelligence. Elle est également incompatible avec le calcul traditionnel d'un score total.

A la suite de Van der Ven et Ellis (2000), nous avons voulu explorer la dimensionnalité des Matrices de Raven à l'aide du modèle de Rasch tel qu'implémenté par le programme RSP (Glas et Ellis, 1993). Ce modèle et ce programme présentent, entre autres avantages, celui d'offrir des tests statistiques de l'adéquation du modèle permettant de distinguer deux aspects de l'unidimensionnalité :

- ◆ Unidimensionnalité de la difficulté des items
  - ✓ Les items présentent le même degré de difficulté pour tous les sujets
  - ✓ Les fonctions de réponses d'items sont parallèles : des croisements des courbes caractéristiques d'items indiqueraient un ordre de difficulté différent pour des niveaux de compétence différents
  - ✓ Vérifié à l'aide de la statistique Q1 (Van den Wollenberg, 1982; équivaut au rapport de vraisemblance d'Andersen, 1973)

- ◆ Unidimensionnalité de la compétence des sujets
    - ✓ Les sujets font montre du même niveau de compétence à chaque item du test, il utilise la même compétence
    - ✓ C'est le cas de l'indépendance locale : la compétence est la seule cause de covariation des items
    - ✓ Vérifiée à l'aide de la statistique Q2(Van den Wollenberg, 1982)
- 

# Méthode

-  Cinq cent six étudiants universitaires (326 femmes et 180 hommes, âge moyen de 20 ans) ont pris part à l'étude
-  Les sujets ont complété les Matrices de Raven, version avancée, en classe
-  Les instructions du manuel du test ont été suivies, et les limites de temps de 5 minutes pour la série I et 40 minutes pour la série II ont été respectées (seules les données de la série II sont analysées ici)

# Discussion

## **EN RÉSUMÉ, DANS LA PRÉSENTE ÉTUDE :**

- ◆ le modèle de Rasch s'ajuste mal aux données des Matrices avancées, et ce pour les deux versions examinées
- ◆ il est difficile d'identifier des sous-ensembles stables d'items qui respectent les postulats de l'unidimensionnalité hiérarchique :
  - ✓ unidimensionnalité de la difficultéet surtout :
  - ✓ unidimensionnalité de la compétence

## IMPLICATIONS :

- ◆ Le modèle de Rasch ne s'ajustant pas aux données, la pratique habituelle qui consiste à faire la somme des bonnes réponses pour obtenir le score au test peut être mise en question. En effet, il semble qu'on ne se trouve pas ici dans une situation où le score total soit une **statistique suffisante** : elle ne contiendrait pas toute l'information nécessaire mesurée par les items.
- ◆ Comme le score total au test demeure le plus souvent la variable d'intérêt, on peut s'interroger également sur la pertinence d'une recherche visant à identifier des processus essentiels communs aux items pour expliquer le score total (cf. par exemple Carpenter, Just et Shell, 1990). Une approche plus heuristique, ou à tout le moins complémentaire, pourrait se pencher sur des facteurs qui gouvernent ce qui se passe « entre les items » (voir Verguts et De Boeck, 2002, pour un exemple). Dans ce sens, le score total, tout

en n'étant pas suffisant, mesurerait aussi des choses « en plus » de ce qui est mesuré par les items.

Bien sûr, d'autres modèles – en particulier des modèles tenant compte d'une certaine **dépendance locale** – pourraient s'ajuster mieux aux données des Matrices. Cependant, en abandonnant la caractéristique d'objectivité spécifique, on risque de se priver des moyens d'exploration mêmes qui faisaient l'intérêt du modèle choisi.



# Une exploration de la Matrices de Raven modèle de Rasch

François Vigneau

Douglas



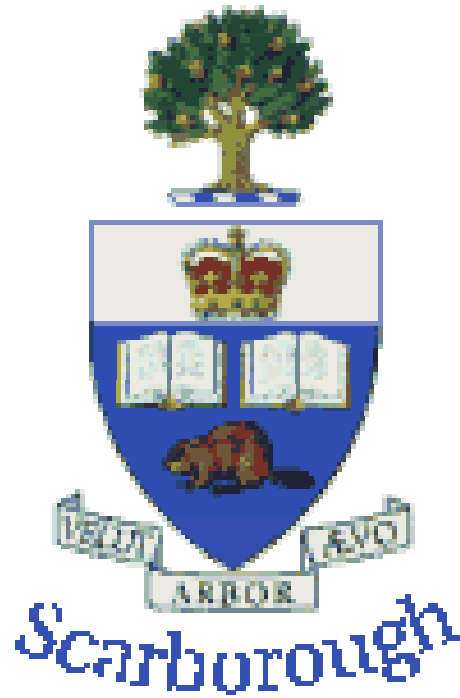
UNIVERSITÉ  
DE MONCTON

# dimensionnalité des à l'aide du

A. Bors

Gilles Raîche





UNIVERSITY OF  
**TORONTO**  
AT SCARBOROUGH

# Statistiques d'items

Item	skew	p	$r_{it}$	$\beta$	$U_i$	Q norm.	$\chi^2$
1	-3.29	.93	.30	-2.22	-.49	.75	7.30
2	-4.08	.95	.22	-2.61	.21	-1.59	4.40
3	-3.29	.92	.37	-2.19	-.36	1.91	<b>16.80</b>
4	-2.15	.87	.32	-1.48	-.19	.09	3.60
5	-2.37	.88	.23	-1.64	1.06	1.23	8.20
6	-3.53	.93	.21	-2.35	-.02	<b>-2.29</b>	1.70
7	-2.81	.91	.24	-1.94	.36	.03	8.50
8	-2.28	.88	.30	-1.58	.11	-.40	7.20
9	-2.66	.90	.32	-1.84	-.67	.35	<b>16.70</b>
10	-2.05	.86	.44	-1.40	-1.26	<b>2.14</b>	<b>21.30</b>
11	-2.66	.90	.32	-1.84	-.31	-.38	8.60
12	-1.94	.85	.41	-1.31	-1.23	1.43	8.70
13	-.88	.70	.31	-.29	.85	1.12	7.40
14	-1.84	.84	.30	-1.22	.73	1.92	4.60
15	-1.42	.79	.37	-.84	-.01	-.42	3.60
16	-1.29	.77	.40	-.72	-.31	-1.21	8.00
17	-1.10	.74	.29	-.53	.45	1.11	8.90
18	-.74	.67	.40	-.12	-.59	-.58	11.40
19	-1.06	.73	.33	-.48	.85	1.92	10.40
20	-.67	.66	.26	-.05	1.76	<b>2.60</b>	10.50
21	-.74	.67	.52	-.13	-1.61	<b>2.08</b>	<b>30.80</b>
22	-.02	.50	.42	.73	-.47	-.54	16.50
23	-.42	.60	.34	.24	.30	1.67	<b>22.10</b>
24	.40	.40	.36	1.23	.11	1.35	6.90
25	.01	.50	.32	.76	.88	<b>2.18</b>	13.90
26	.22	.44	.29	1.02	1.35	.60	5.50
27	.57	.36	.38	1.43	-.19	-1.52	12.70
28	.79	.32	.34	1.69	.11	-1.00	15.00
29	1.39	.22	.32	2.30	-.22	.36	13.20
30	.64	.35	.42	1.52	-.80	<b>2.05</b>	<b>26.50</b>
31	.83	.31	.38	1.73	-.15	.91	11.90
32	1.40	.21	.25	2.31	1.04	.79	9.00
33	1.45	.21	.26	2.36	1.11	1.44	5.70
34	1.66	.18	.36	2.55	-.01	<b>3.48</b>	<b>29.30</b>
35	1.67	.18	.26	2.56	.45	-.41	2.60
36	4.61	.04	.07	4.34	1.87	<b>4.05</b>	7.50

$\beta$  : Paramètre de difficulté de l'item (estimation CML par RSP)

$U_i$  : Statistique U de Molenaar, sensible aux divergences de pentes des fonctions de réponses aux items

Q normalisé :