

PM47: ANALYSE DES RESULTATS DE 768 ENFANTS QUEBECOIS DE 6 A 11 ANS

Serban Ionescu, Colette Jourdan-Ionescu, Michel Alain, Jacques Rousseau et Julio Inostroza

Les Matrices Progressives Colorées de Raven (PM47 ou CPM) ont fait l'objet de nombreuses recherches au cours des 25 dernières années. Après avoir passé en revue les différents aspects étudiés dans ces recherches, cet article présente les données d'une recherche effectuée au Québec avec le PM47. Les résultats de 768 garçons et filles de 6 à 11 ans démontrent la sensibilité génétique du test et confirment sa fidélité et sa validité. L'utilisation du PM47 comme instrument de dépistage au Québec est recommandée, ainsi qu'une confirmation des résultats avec un autre instrument d'évaluation intellectuelle.

Les Matrices Progressives Colorées, test connu sous le nom abrégé de PM47 et dont le code international est CPM, a été créé par Raven, en 1947, pour l'évaluation des enfants de 3 à 10 ans et, notamment, pour la sélection des enfants, qui, pour une raison ou une autre, ont un niveau mental inférieur à la moyenne (Raven, 1977).

Dans un contexte caractérisé par des réactions de prudence ou d'hostilité à l'égard des tests d'intelligence, le PM47 a non seulement été fréquemment utilisé à des fins cliniques - notamment dans le champ de la déficience intellectuelle - mais a fait aussi l'objet de nombreuses recherches dont la présentation sera faite, dans les paragraphes sui-

vants, en fonction des aspects abordés au cours des vingt-cinq dernières années.

1. Etudes qui montrent que le PM47 est un bon instrument pour le dépistage et l'évaluation des personnes présentant une déficience mentale (Schmidt, 1970; Miller, 1979; Gonzales-Pinto et al., 1981).
2. Recherches consacrées à la comparaison des résultats de personnes déficientes mentales au CPM avec ceux obtenus, par ces mêmes personnes, à d'autres instruments d'évaluation: Stanford-Binet (Moran, 1972), Stanford-Binet et Goodenough (Monedero et Sanz, 1974).
3. Une recherche où l'administration conjointe, à des enfants éduqués présentant une déficience mentale et à des enfants sans déficience (les deux groupes étant appariés comme âge mental) du test de la baguette et du cadre, du test des figures enchâssées et du CPM montre que la performance des enfants déficients témoigne d'un style plus dépendant du champ (Nesbit et Chambers, 1976).
4. L'administration du CPM à des enfants culturel-

Serban Ionescu, Professeur de Psychologie clinique et pathologique, Université de Paris VIII (France) et Co-directeur du Centre Universitaire de Consultation en Psychologie de l'Université du Québec à Trois-Rivières, C.P. 500, Trois-Rivières (Québec), Canada, G9A 5H7; Colette Jourdan-Ionescu, Professeur au Département de Psychologie, Université du Québec à Trois-Rivières, Canada; Michel Alain, Professeur au Département de Psychologie, Université du Québec à Trois-Rivières, Canada; Jacques Rousseau, Professeur au Département de Psychologie, Université du Québec à Trois-Rivières, Canada; Julio Inostroza, Professeur au Département de Sciences de l'Éducation, Université du Québec à Hull, Canada.

lement désavantagés (Basu, 1982) montre que ce test est valide et convenable du point de vue culturel ("culture fair").

5. Les recherches consacrées à l'utilisation du CPM dans le cadre d'une évaluation dynamique. Plusieurs auteurs montrent que les procédés caractéristiques à une telle évaluation améliorent la performance au CPM (Bethge et al., 1982; Dash et Rath, 1984). Une variante modifiée du CPM a été utilisée, avec succès, pour évaluer le potentiel d'apprentissage d'enfants déficients mentaux éducatibles d'origine mexicaine (Hausman, 1973) et d'adultes présentant un handicap mental léger ou modéré (Friedle, 1986). L'étude comparative de deux groupes d'élèves avec ou sans déficience mentale, appariés quant à leur âge mental et à leur performance lors de l'apprentissage de trois règles de résolution de problèmes adaptés des Matrices de Raven met en évidence des différences lorsqu'on leur demandait de transférer et d'utiliser ces règles à de nouvelles situations.
6. Recherches dont l'objectif est l'obtention de données normatives (1). Prunetti (1985) étudie dans cette perspective 476 élèves d'écoles publiques italiennes, âgés de 6 ans et demi à 11 ans et demi. Constatant l'absence, aux Etats-Unis, de scores bruts nationaux, Sigmon (1983) analyse les moyennes combinées des scores obtenus dans quatre études majeures, réalisées antérieurement à Rochester (1955), St-Louis (1958), New York (1967) et Riverside (1974) sur un total de 4841 enfants âgés de 6 à 12 ans. L'examen des résultats obtenus amène Sigmon à conclure que pour des populations spécifiques, les normes locales seraient supérieures.
7. Etudes qui ont confirmé la fidélité et la validité du CPM lorsqu'il est administré à des groupes d'enfants d'origines ethniques différentes. C'est le cas des recherches de Carlson et Jensen (1981) incluant des groupes d'enfants noirs et d'origine latino-américaine, de Valencia (1984) qui étudie des enfants d'origine mexicaine et de la thèse de doctorat de Gearhart (1984), réalisée avec des enfants amérindiens Navajo.
8. Depuis que Raven (1965) a décrit le CPM comme un test "d'observation et de jugement clair", plusieurs chercheurs ont étudié, avec des résultats assez contradictoires, sa structure factorielle (Corman et Budoff, 1974; Wiedi et Carlson, 1976; Carlson et Jensen, 1980; Schmidtke et Schaller, 1980; Desai, 1980; Rost et Gebert, 1980).
9. L'étude (Kirby et Das, 1978) des habiletés et des processus impliqués dans la résolution du CPM et, notamment, des sous-échelles qui le composent, révèle une relation entre la sous-échelle "raisonnement par analogie" et l'habileté spatiale.
10. Des recherches qui démontrent la possibilité d'utiliser efficacement de nouveaux modes d'administration du CPM: la passation automatisée (Knights et al., 1973), impliquant un terminal ayant l'aspect d'un poste de télévision ou l'administration d'une variante informatisée du CPM (Rock et Nolen, 1982).

Cette brève présentation démontre l'intérêt porté, par de nombreux chercheurs, au PM47 ainsi que la diversité des aspects étudiés. Dans les années quatre-vingt, une équipe de recherche animée par Ionescu a effectué une série de recherches sur l'évaluation du potentiel d'apprentissage à l'aide d'une épreuve de constructions avec cubes (Ionescu et al., 1986; Ionescu et al., 1986-1987). Un des objectifs visés était l'étude des aspects développementaux du potentiel d'apprentissage. Dans ces recherches, le développement intellectuel de tous les enfants a été évalué avec le PM47. Le

1. Récemment, Zhang et Wang (1989) ont publié les résultats d'une impressionnante étude de standardisation des Matrices Progressives Standard (PM38-SPM), menée en Chine sur 5108 personnes âgées de 5 à 70 ans.

présent article est consacré à la présentation des données obtenues à cette occasion et restées, jusqu'à présent, inédites. Leur publication dans la *Revue francophone de la déficience intellectuelle* se justifie par l'importance du fonctionnement intellectuel significativement inférieur à la moyenne en tant que critère diagnostic de la déficience mentale (Ionescu, 1987).

Notons de plus que, jusqu'à présent, on disposait seulement de résultats québécois pour le PM38, étudié par Voyer (1970, 1971) sur plus de 2000 enfants de 9 à 13 ans.

METHODOLOGIE

Population

Les données ont été recueillies sur 768 garçons et filles (les deux sexes étant également représentés) de 6 à 11 ans au Québec. Pour composer chacun des six groupes d'âge (comprenant 128 enfants) on a choisi dans les écoles, les enfants en fonction de leur date d'anniversaire (tableau 1). La situation scolaire de tous ces enfants est normale (les enfants redoublant ou ayant des problèmes ont été éliminés).

La recherche s'est déroulée dans deux régions du Québec, l'Outaouais et la Mauricie (2).

On a utilisé la forme cahier des Matrices Progressives Colorées de Raven. Le test est composé d'un cahier qui comprend 36 items répartis en trois sets de 12, nommés set A, set AB et set B. Chaque page représente un dessin qui a une partie manquante, le sujet devant choisir parmi les six morceaux qui sont en bas de la page celui qui complète le dessin.

La passation individuelle s'est faite en temps libre, mais chronométrée. Les consignes utilisées sont celles du Manuel PM47-C (1977). Les cinq premiers items (A1 à A5) font l'objet d'un entraînement si nécessaire jusqu'à ce qu'ils soient réussis. De plus, la nature non verbale des consignes étant importante, les expérimentateurs ont

Tableau 1

Dispersion d'âge admise comme critère de choix des enfants

GRUPE D'AGE	DISPERSION ADMISE *
6 ans	5 ans 11 mois - 6 ans 1 mois
7 ans	6 ans 11 mois - 7 ans 1 mois
8 ans	7 ans 10 mois - 8 ans 2 mois
9 ans	8 ans 10 mois - 9 ans 2 mois
10 ans	9 ans 10 mois - 10 ans 2 mois
11 ans	10 ans 10 mois - 11 ans 2 mois

* L'écart admis a été fixé en fonction de la vitesse du développement de l'enfant (1 mois à 6 et 7 ans; 2 mois de 8 à 11 ans).

tous été formés pour faire les mêmes gestes.

RESULTATS

Les moyennes d'âge des enfants sont données dans le tableau 2 et l'analyse de variance (selon le groupe d'âge et le sexe) montre qu'il n'y a pas de différence entre les âges des filles et les âges des garçons ($F=0,020$; n.s.).

2. Nous tenons à remercier pour leur accueil et leur collaboration les écoles participantes: Euclide Lanthier, Limoge, Notre-Dame, St-Médard, St-Paul, et Vieux verger (Aylmer-Outaouais); Bois-Joli, Cardinal Roy, Curé Chamberland, Jacques-Buteux, Petits Chanteurs, Ste-Catherine, St-Dominique, St-François d'Assise, St-Paul, St-Pie X, Ste-Thérèse, Beau Soleil, Notre-Dame, St-Etienne-des-Grès, St-Michel-des-Forges, St-Thomas-de-Caxton (Trois-Rivières et les environs).

Tableau 2

Moyenne d'âge des groupes

GROUPE D'AGE	MOYENNE (Age en mois)	ECART TYPE
6 ans	71,50	0,05
7 ans	83,43	0,05
8 ans	95,52	0,10
9 ans	107,50	0,10
10 ans	119,53	0,12
11 ans	131,48	0,10

Tableau 3

Table des centiles calculés d'après les scores totaux des 768 enfants

AGES REELS CENTILES	6 ANS	7 ANS	8 ANS	9 ANS	10 ANS	11 ANS
95	23	30	30	33	34	35
90	22	27	29	32	33	34
75	20	23	27	29	31	32
50	17	20	24	26	29	30
25	15	17	21	23	26	27
10	13	15	18	20	23	25
5	12	13	17	19	21	23

Tableau 4**Composition du score normal**

SCORE TOTAL	SET A	SET AB	SET B
10	7	2	1
11	6	3	2
12	7	3	2
13	7	3	3
14	7	4	3
15	8	4	3
16	8	5	3
17	8	5	4
18	9	5	4
19	8	6	5
20	8	7	5
21	9	7	5
22	9	7	6
23	9	8	6
24	10	8	6
25	10	8	7
26	10	9	7
27	10	9	8
28	10	10	8
29	10	10	9
30	11	10	9
31	10	11	10

SCORE TOTAL	SET A	SET AB	SET B
32	11	11	10
33	11	11	11
34	11	12	11
35	12	12	11

Le tableau 3 donne les résultats des 768 enfants par âge en centiles calculés d'après les scores totaux obtenus. La composition du score normal est présentée dans le tableau 4.

Pour connaître la distribution du score total au CPM selon l'âge, on peut consulter le tableau 5 qui permet de savoir quel est le nombre d'enfants de 6 à 11 ans ayant obtenu chacun des scores totaux.

Le tableau 6 donne le nombre de réussites pour chaque item (le nombre maximum de réussites possibles par item étant de 768, soit le nombre total de garçons et de filles). L'ordre de difficulté des items est présenté dans le tableau 7. Cet ordre a été calculé d'après le nombre de réussites par item.

Les scores moyens (ainsi que les écarts types et les dispersions des scores totaux) par âge sont présentés dans le tableau 8. L'analyse de variance one-way par âge montre que chaque groupe d'âge se différencie de manière significative des autres groupes d'âges ($F=175,73$; $p < ,0001$).

Le temps n'était pas limité mais a été enregistré et, comme on peut le voir dans le tableau 9, les temps totaux par âge ne mettent pas en évidence de grand écarts. En effet, la moyenne des temps varie de 7 minutes et 7,48 secondes à 11 ans à 9 minutes et 7,76 secondes à 7 ans. Il n'y a pas de différence entre les groupes 6, 7, 8 et 9 ans. Par contre, les groupes 10 et 11 ans sont différents, les enfants

Tableau 5**Distribution du score total en
fonction de l'âge des sujets**

SCORE TOTAL	6 ANS	7 ANS	8 ANS	9 ANS	10 ANS	11 ANS
10		1				
11	2	1				
12	2					
13	7	2	1			
14	14	5	1			
15	14	6				
16	12	9	1			
17	15	11	2			
18	9	6	6	3	3	1
19	11	9	7	3		
20	17	14	4	4		
21	9	9	12	6	3	2
22	5	11	12	5		1
23	4	9	11	10	5	3
24	2	7	11	18	9	3
25	1	6	7	7	7	5
26	2	4	17	11	6	6
27		7	7	10	10	9
28	1	3	6	6	12	10
29	1	1	11	10	14	12
30		1	5	13	17	8

SCORE TOTAL	6 ANS	7 ANS	8 ANS	9 ANS	10 ANS	11 ANS
31		4	3	8	12	14
32		1	2	1	5	21
33		1	2	5	10	13
34				5	12	12
35				3	2	5
36					1	3

Tableau 6
Nombre de réussites à chaque item

SET A		SET AB		SET B	
Item	Nombre de réussites	Item	Nombre de réussites	Item	Nombre de réussites
1	768 *	1	751	1	764
2	768 *	2	722	2	722
3	768 *	3	725	3	674
4	768 *	4	604	4	640
5	768 *	5	582	5	531
6	748	6	542	6	474
7	605	7	573	7	271
8	572	8	395	8	258
9	563	9	440	9	293
10	548	10	445	10	362
11	219	11	395	11	258
12	159	12	174	12	102

* Les items A1 à A5 ont tous été, en cas d'échec, l'objet d'un entraînement, ceci en application des consignes du Manuel des Standard Progressives Matrices (1977). Les enfants ont donc tous réussi finalement ces 5 items.

Tableau 7

Ordre de difficulté des items

RANG	ITEM	RANG	ITEM	RANG	ITEM
1	A1, A2, A3, A4, A5	13	B4	25	AB9
2		14	A7	26	AB8 AB11
3		15	AB4	27	
4		16	AB5	28	B10
5		17	AB7	29	B9
6	B1	18	A8	30	B7
7	AB1	19	A9	31	B8, B11
8	A6	20	A10	32	
9	AB3	21	AB6	33	A11
10	B2, AB2	22	B5	34	AB12
11		23	B6	35	A12
12	B3	24	AB10	36	B12

Tableau 8

Scores moyens par âge

AGES	6 ANS	7 ANS	8 ANS	9 ANS	10 ANS	11 ANS
MOYENNE	17,77	20,92	24,2	26,47	28,73	30,01
ECART TYPE	3,51	4,72	4,09	4,19	3,83	3,57
DISPERSION	11-29	10-33	13-33	18-35	18-36	18-36

Tableau 9

Temps moyen par âge *

AGES	MOYENNE	ECART TYPE	DISPERSION
6 ans	541,38	15,33	303-1269
7 ans	547,76	16,62	305-1324
8 ans	521,48	12,75	302-1115
9 ans	510,28	11,69	327-971
10 ans	472,71	8,88	288-825
11 ans	427,48	8,64	276-755

* En secondes

Tableau 10

Corrélations entre les scores et le temps total au Raven

	TEMPS TOTAL
Score Set A	- ,19
Score Set AB	- ,17
Score Set B	- ,15
Score total	- ,19

étant significativement plus rapides.

Les dispersions mettent en évidence le fait qu'il existe des enfants rapides dès l'âge de 6 ans (303 secondes par rapport à 276 à 11 ans) et qu'avec l'âge la dispersion des temps devient moins grande.

Les corrélations entre, d'une part, les scores aux trois sets d'items et le score total et, d'autre part, le temps total mis au PM47 (tableau 10) sont toutes négatives et significatives à $p < ,001$. Ceci met en évidence le fait que les meilleurs scores sont associés à des temps courts.

Fidélité du test

Les indices de fidélité des trois sets du test, ainsi que pour l'ensemble des items (items 1 à 5 exclus) ont été calculés par le coefficient de fidélité alpha de Cronbach, équivalent du coefficient de fidélité de Kuder-Richardson (voir tableau 11).

Cet indice de fidélité est comparable à celui obtenu par Elley et MacArthur (1962) sur 271 enfants de 7e année (par le coefficient de Kuder-Richardson).

Tableau 11

Coefficients de fidélité

SET A	,56
SET AB	,75
SET B	,77
ENSEMBLE	,87

Analyse factorielle

L'analyse factorielle, après rotation avec la

normalisation de Kaiser, nous a donné sept facteurs principaux. Pour rendre comparable notre analyse factorielle à celle effectuée par Corman et Budoff (1974), nous avons cherché quelle était la répartition des items sur trois facteurs. Corman et Budoff ont obtenu quatre facteurs, mais le quatrième facteur regroupait les items A1 à A6. Rappelons que les consignes que nous avons appliquées (Manuel PM47-C, 1977) rendent les cinq premiers items sans variance puisque tous réussis, spontanément ou après entraînement. Donc, ce quatrième facteur a été éliminé de notre analyse factorielle. Dans le tableau 12, nous avons entouré les items communs aux facteurs distingués par Corman et Budoff et aux trois principaux facteurs que nous avons obtenus. Cette analyse montre que nous avons retrouvé des facteurs comparables à ceux obtenus par Corman et Budoff, facteurs qu'ils avaient nommés "continuité et reconstruction de structures simples et complexes" (facteur 1), "raisonnement par analogie" (correspondant au deuxième facteur que nous avons mis en évidence) et "Pattern d'achèvement discontinu" (troisième facteur). Ceci montre que la composition factorielle mise en évidence par Corman et Budoff est confirmée par notre étude et qu'elle est invariante des conditions de passation du PM47 (conditions de groupe pour Corman et Budoff; passation individuelle dans le cas de la présente recherche).

Validité

Les moyennes des notes scolaires des enfants en français et en mathématiques ont été relevées ainsi que la moyenne de la classe pour chacune de ces deux matières. Exception faite toutefois des enfants de six ans (alors en maternelle) pour lesquels nous n'avons pas pu relever les notes scolaires puisqu'il n'y en a pas en maternelle.

Les chi-carrés effectués entre les notes scolaires et les résultats au Raven montrent que les enfants ayant un bon résultat au Raven ont aussi de bonnes notes scolaires et inversement (avec la note en français

Tableau 12

Résultats de l'analyse factorielle

$x^2=73,68$ à 5 degrés de liberté, $p < ,0001$ et avec la note en mathématiques $x^2=64,92$ à 5 degrés de liberté, $p < ,0001$).

CONCLUSION

Les résultats obtenus dans le présent article démontrent la sensibilité génétique du PM47, sa bonne fidélité et validité. Ils confirment les données de Corman et Budoff (1974) sur la structure factorielle du PM47. Comme les données normatives n'ont pas été obtenues à partir d'un échantillon représentatif de la population québécoise, leur utilisation doit être prudente. Toutefois, comme Sigmon (1983) le souligne, les données locales sont préférables à des normes provenant d'un pays étranger.

Une évaluation orientative de type "screening", très facile en raison des caractéristiques du PM47 et de son mode d'administration, devra être confirmée en utilisant d'autres instruments d'évaluation du développement intellectuel.

ITEM	FACTEUR 1	FACTEUR 2	FACTEUR 3
A6			X
A7	⊗		X
A8	⊗		
A9	⊗		
A10	⊗		
A11	⊗		
A12			
AB1			⊗
AB2			⊗
AB3			⊗
AB4	⊗		
AB5	⊗		
AB6	⊗		
AB7	⊗		
AB8	⊗		
AB9	⊗	X	
AB10	⊗		
AB11	⊗		
AB12		⊗	
B1			⊗
B2			⊗
B3	⊗		X
B4	⊗		
B5	⊗		
B6	⊗	X	
B7	⊗		
B8		⊗	
B9		⊗	
B10		⊗	
B11		⊗	
B12		⊗	
Facteurs de Corman et de Budoff	Facteur 1	Facteur 3	Facteur 2

BIBLIOGRAPHIE

- BASU, A. K. (1982) Comparison of four intelligence tests with culturally disadvantaged children. *International Newsletter Educational Evaluation and Research*, 21, 18-19.
- BETHGE, H.-J., CARLSON, J. S. et WIEDL, K. H. (1982) The effects of dynamic assessment procedures on Raven Matrices performance, visual search behavior, test anxiety and test orientation. *Intelligence*, 6, 89-97.
- CARLSON, J. S. et JENSEN, C. M. (1980) The factorial structure of the Raven Coloured Progressive Matrices test: A reanalysis. *Educational and Psychological Measurement*, 40, 1111-1116.
- CARLSON, J. S. et JENSEN, C. M. (1981) Reliability of the Raven Colored Progressive Matrices Test: Age and ethnic group comparisons. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 49, 320-322.
- CORMAN, L. et BUDOFF, M. (1974) Factor structures of retarded and nonretarded children on Raven's Progressive Matrices. *Education and Psychological Measurement*, 34, 407-412.
- DASH, A. S. et RATH, S. (1984) Dynamic testing approaches to the study of cognitive development: Effects on progressive matrices scores. *Psycho-Lingua*, 14, 35-46.
- DESAI, K. G. (1980) Comparative factorial structure of Raven's Standard Progressive Matrices, Cattell's Culture Fair Scale trois ans Desai-Bhatt Group Tests of Intelligence on samples of various sub-cultures of Gujurat. *Journal of Psychological Researches*, 24, 8-15.
- ELLEY, W. B. et MACARTHUR, R. S. (1962) The Standard Progressive Matrices as a culture-reduced measure of general intellectual ability. *Alberta Journal of Educational Research*, 8, 54-65.
- FRIEDLE, R. E. (1986) Assessment of learning potential using a modified version of the Coloured Progressive Matrices. *Dissertation Abstracts International*, 47(6-B), 2667.
- GEARHART, K. J. (1984) An analysis of the performance of Navajo children on Raven's Coloured Progressive Matrices. *Dissertation Abstracts International*, 45(4-A), 1073.
- GONZALEZ-PINTO, A. S., CELA, E. C. et OTALKORA, G. I. (1981) Une investigación sobre aspectos intelectuales en una población de deficientes de un grupo marginal. *Psiquis: Revista de Psiquiatria, Psicología y Psicopatología*, 2, 12-22.
- HAUSMAN, R. M. (1973) Efficacy of three learning potential assessment procedures with Mexican-American educable mentally retarded children. *Dissertation Abstracts International*, 33(7-A), 3438.
- IONESCU, S. (1987) Introduction In: S. Ionescu (édit.), *L'intervention en déficience mentale*. Manuel de méthodes et de techniques. Volume 1: Problèmes généraux. Méthodes médicales et psychologiques. Bruxelles: Mardaga, 21-43.
- IONESCU, S., SAMURCAY, N., JOURDAN-IONESCU, C., ALAIN, M., PARENT, P. P., ROUSSEAU, J. et DERY, M. (1986) Milieux socio-économiques et potentiel d'apprentissage: étude au Québec et en Turquie. *Enfance*, 1, 91-108.

- IONESCU, S., SAMURCAY, N., JOURDAN-IONESCU, C. et ALAIN, M. (1986-1987) L'évaluation du potentiel d'apprentissage. II. Une nouvelle méthode de quantification. *Bulletin de Psychologie*, 40(380), 481-487.
- KIRBY, J. R. et DAS, J. P. (1978) Skills underlying Coloured Progressive Matrices. *Alberta Journal of Educational Research*, 24, 94-99.
- KNIGHTS, R. M., RICHARDSON, D. H. et MCNARRY, L. R. (1973) Automated vs clinical administration of the Peabody Picture Vocabulary Test and the Coloured Progressive Matrices. *American Journal of Mental Deficiency*, 78, 223-225.
- MILLER, J. M. (1979) Differences on the Coloured Progressive Matrices among a population of mildly mentally handicapped school children: An examination of a psychological assessment instrument. *Dissertation Abstracts International*, 40(2-A), 762-763.
- MONEDERO, C. et SANZ, M. J. (1974) The utility of the Stanford-Binet, the Raven and the Goodenough in diagnosing child psychopathology. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 29, 1087-1100.
- MORAN, R. E. (1972) Progressive matrices and the educationally disadvantaged. *Mental Retardation*, 10, 9.
- NESBIT, W. C. et CHAMBERS, J. (1976) Performance of MA-matched nonretarded and retarded children measures of field-dependence. *American Journal of Mental Deficiency*, 80, 469-472.
- PRUNETTI, C. A. (1985) Dati normativi de Test P.M. 47 Coloured su un campione di bambini italiani. *Bolletino di Psicologia Applicata*, 176, 27-35.
- RAVEN, J. C. (1965) *Guide to using the Coloured Progressive Matrices*. London: H. K. Lewis.
- RAVEN, J. C. (1977) *Standard Progressive Matrices. Manuel PM47-C*. Issy-Les-Moulineaux: Editions Scientifiques et Psychologiques.
- ROCK, D. L. et NOLEN, P. A. (1982) Comparison of the Standard and computerized versions of the Raven Coloured Progressive Matrices test. *Perceptual and Motor Skills*, 54, 40-42.
- ROST, D. H. et GEBERT, S. (1980) Zum problem der factoreninterpretation bei Raven's Colored Progressive Matrices: Psychologische fakten oder methodische artefakte? *Zeitschrift für Differentielle and Diagnostische Psychologie*, 1, 255-273.
- SCHMIDT, B. H. (1970) Raven's progressive matrices as a screening-test. *Skolepsykologi*, 7, 281-287.
- SCHMIDTKE, A. et SCHALLER, S. (1980) Comparative study of factor structure of Raven's Coloured Progressive Matrices. *Perceptual and Motor Skills*, 51, 1244-1246.
- SIGMON, S. B. (1983) Performance of American schoolchildren on Raven's Colored Progressive Matrices Scale. *Perceptual and Motor Skills*, 56, 484-486.
- VALENCIA, R. R. (1984) Reliability of the Raven Coloured Progressive Matrices for Anglo and for Mexican-American children. *Psychology in the Schools*, 21, 49-52.
- VOYER, J.-P. (1970) Au sujet des Matrices progressives de J. C. Raven. *L'orientation professionnelle*, 6, 99-110.

- VOYER, J.-P. (1971) Au sujet des Matrices progressives de J. C. Raven (Suite). *L'orientation professionnelle*, 7, 37-47.
- WIEDL, K. H. et CARLSON, J. S. (1976) The factorial structure of the Raven Coloured Progressive Matrices tes. *Educational and Psychological Measurement*, 36, 409-413.
- ZHANG, H. et WANG, X. (1989) Standarization research on Raven's Standard Progressive Matrices in China. *Acta Psychologica Sinica*, 21, 113-121.