

TEST DE RÉTENTION VISUELLE DE BENTON : ÉTALONNAGE FRANÇAIS AUPRÈS D'ENFANTS ÂGÉS DE 8 À 11 ANS

Emmanelle Vallas, Jacques Bénesteau, Jean-Michel Albaret

De Boeck Supérieur | « [Développements](#) »

2009/3 n° 3 | pages 27 à 33

ISSN 2103-2874

Article disponible en ligne à l'adresse :

<https://www.cairn.info/revue-developpements-2009-3-page-27.htm>

Pour citer cet article :

Emmanelle Vallas *et al.*, « Test de rétention visuelle de Benton : étalonnage français auprès d'enfants âgés de 8 à 11 ans », *Développements* 2009/3 (n° 3), p. 27-33.
DOI 10.3917/devel.003.0027

Distribution électronique Cairn.info pour De Boeck Supérieur.
© De Boeck Supérieur. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

Test de rétention visuelle de Benton : étalonnage français auprès d'enfants âgés de 8 à 11 ans

Résumé

Le Test de Rétention Visuelle de Benton (BVRT) a été conçu pour évaluer les fonctions visuospatiales et la mémoire visuelle. Il comprend deux séries de procédures : reproduction graphique de figures géométriques et reconnaissance avec choix multiple. L'étalonnage présenté porte sur 281 enfants (152 filles et 129 garçons) âgés de 8 à 11 ans 11 mois et concerne les administrations A (exposition 10 secondes, puis reproduction immédiate de mémoire) et M (exposition 10 secondes, puis choix de mémoire parmi quatre possibilités). Aucune différence entre les sexes n'est retrouvée. Il y a par contre un effet de l'âge sur le nombre de dessins et le nombre de choix corrects qui augmentent et le nombre d'erreurs en administration A qui diminue. La fidélité test-retest est faible pour l'administration A, ce qui interdit toute utilisation trop rapprochée. Des études de validation pathologique restent à faire.

Mots-clés

- Neuropsychologie développementale
- Evaluation
- Mémoire visuelle
- Fonctions visuospatiales

Emmanelle Vallas¹

Psychomotricienne

Jacques Bénesteau²

Psychologue

Jean-Michel Albaret³

Maître de conférences, HDR

1. Institut de Formation en Psychomotricité, Université de Toulouse

2. Unité de Neurologie Pédiatrique
Centre de Référence des Troubles du Langage et des Apprentissages.
Hôpital des Enfants, CHU Toulouse, France

3. Université de Toulouse, UPS, LAPMA - EA 3691, 118 route de Narbonne, F-31062 Toulouse Cedex 9, France

Summary

The Benton Visual Retention Test (BVRT) was devised to assess visuospatial function and visual memory. It consists of two administration procedures : drawing geometric figures and multiple choice recognition. The norms presented involve 281 children (152 girls and 129 boys aged 8 to 11;11 for administration A (10 sec. exposure with immediate recall by drawing) and M (10 sec. exposure with immediate multiple-choice). No difference between sexes was found. The number of correct drawings and correct choices increases with age while the number of errors for administration A decreases. The test-retest reliability for administration A was low which requires prudence for reassessment. Studies must still be done on a pathological population.

Keywords

- Developmental neuropsychology
- Assessment
- Visual memory
- Visuospatial function

Introduction

Le Test de Rétention Visuelle de Benton (BVRT) évalue les fonctions visuospatiales dans leurs différents aspects (visuomoteur, visuospatial et visuoconstructif) ainsi que la mémoire visuelle. Il a été créé par Arthur L. Benton dans l'Etat de l'Iowa (Etats-Unis) en 1953, et sa forme révisée a été publiée en France en 1965. Il est constitué de deux carnets de passation comportant une ou plusieurs figures géométriques simples que le sujet doit dessiner ou retrouver parmi un choix de quatre propositions. Ce test présente de nombreux avantages parmi lesquels la rapidité de passation, la diversité des épreuves permettant une adaptation en fonction de ce que l'on cherche à évaluer et de la population, et la possibilité de l'appliquer aux enfants comme aux adultes.

Le BVRT comprend deux séries de procédures, les unes avec reproduction graphique de figures géométriques et les autres par choix multiple. Pour chaque série, on distingue plusieurs modes d'administration faisant varier différents paramètres, à savoir le temps d'exposition du modèle (5 ou 10 secondes) et les conditions de reproduction (immédiate ou différée de 15 secondes; de mémoire ou en copie). Ainsi on compte 4 administrations (A, B, C et D) pour les épreuves avec dessin, et 5 administrations (M, N, O, CR et P) pour les épreuves avec choix multiple, l'administration P étant un test de discrimination de formes avec présentation simultanée du dessin-stimulus et de la carte à choix multiple correspondante. Pour toutes les administrations, la passation est individuelle.

Les carnets du test contiennent les dessins « modèles » constitués d'une ou plusieurs figures géométriques simples, chaque modèle est suivi d'une page présentant quatre figures différentes dont l'une est identique au modèle, qui sont utilisées dans les épreuves à choix multiple. L'ensemble des modèles est regroupé par série de 10, pour les 3 formes avec dessin (*C*, *D* et *E*), ou par série de 15, pour les formes à choix multiple (*F* et *G*). La performance au BVRT est principalement associée à différentes fonctions visuospatiales, mais sollicite également l'attention, la mémoire visuelle (calepin visuospatial dans la modélisation de Baddeley) ainsi que, dans une moindre mesure, des capacités de planification et de conceptualisation (Lezak, 1995; Mitrushina, Boone, Razani & D'Elia, 2005). Ce test est généralement mis en relation avec le QI (Benton, 1965; Sivan, 1992).

Utilisation

Le BVRT est largement utilisé chez l'adulte et le sujet âgé, notamment lors de lésions cérébrales

(Lezak, 1995; Mitrushina *et al.*, 2005) ou dans le cadre du vieillissement cognitif pathologique (Amieva, Jacqmin-Gadda, Orgogozo *et al.*, 2005). Une diminution des scores au BVRT est retrouvée en présence de différentes maladies: syndrome de Turner, sclérose en plaques, infection par le VIH, schizophrénie, dépression, syndrome de stress post-traumatique par exemple. Les erreurs (type et nombre) lors de la reproduction de dessins sont corrélées à l'étendue de la lésion cérébrale ainsi qu'à sa localisation (Kasahara, Yamada, Tanno *et al.*, 1995). L'évolution des différents scores est un indicateur dans le suivi de diverses pathologies comme l'épilepsie ou la schizophrénie.

Chez l'enfant, le BVRT a été utilisé pour différencier les enfants porteurs d'une atteinte cérébrale de ceux qui présentaient des désordres de nature émotionnelle (Rowley & Baer, 1961), indiquant notamment qu'un écart de 3 points par rapport à la note attendue compte tenu de l'âge permettait de suspecter une lésion cérébrale. Ces données sont également retrouvées chez l'adulte dans la différenciation entre sujets avec lésion cérébrale et sujets avec troubles psychiatriques (Heaton, Smith, Lehman & Vogt, 1978).

L'étude de Garcia-Sanchez, Estevez-Gonzales, Suarez-Romero et Junque (1997) porte sur les différences entre les sous-types d'enfants présentant un Trouble Déficit de l'Attention/Hyperactivité, à l'aide de tests sensibles aux dysfonctionnements du lobe pariétal droit. Les résultats indiquent que les deux sous-groupes de sujets TDA/H ont des performances moindres que les sujets contrôles au BVRT.

Concernant les troubles des apprentissages, Snow (1998), dans une étude portant sur 130 enfants âgés de 8 à 13 ans répartis en trois groupes selon leur niveau de difficulté en lecture (L) et/ou en arithmétique (A), ne trouve pas de différence significative entre les trois sous-groupes ($L = A$; $L < A$; $A < L$) alors même que l'auteur attendait un déficit plus marqué chez les sujets présentant des troubles en arithmétique en accord avec les suggestions de Rourke (1989) sur les incapacités d'apprentissage non verbal.

Par ailleurs, aucune différence n'est retrouvée entre enfants présentant une dyslexie et enfants contrôles (Symmes & Rapoport, 1972; Vellutino, Smith, Steger & Kaman, 1975).

Dans une étude comparant des enfants présentant un mutisme sélectif à un groupe contrôle, Kristensen et Oerbeck (2006) trouvent que la note concernant les fonctions motrices est la plus prédictive des résultats au BVRT (administration A et formes C), devant celles des fonctions langagières et des fonctions intellectuelles.

Étalonnage

Matériel

Le matériel (Benton, 1965) se compose de deux carnets de passation, du manuel, d'une grille de correction, de 10 feuilles blanches au format A5, d'un crayon et d'une gomme pour les épreuves avec dessin, ainsi que d'un chronomètre pour mesurer le temps d'exposition des modèles.

Dans le cadre de cet étalonnage, deux épreuves ont été retenues : l'administration A sur les formes C et l'administration M sur les formes G.

L'administration A consiste en une exposition de la figure à reproduire pendant 10 secondes, suivie de la reproduction immédiate de mémoire sur une feuille au format A5. Deux notes sont obtenues : une note correspondant au nombre de dessins corrects et un note d'erreur. Chaque réponse est créditée d'1 point si elle est réussie en tenant compte des critères indiqués dans le manuel de passation, la note maximum pour le nombre de dessins corrects est donc de 10 pts pour l'administration A. Six catégories d'erreurs sont distinguées et forment la note d'erreur : omission ; déformation ; persévération ; rotation ; déplacement ; dimension. Elles permettent, en outre, de réaliser une analyse qualitative.

L'administration M comporte une exposition de chaque modèle pendant 10 secondes suivie immédiatement du choix de mémoire par le sujet parmi quatre possibilités. La note maximum pour le nombre de choix corrects est de 15 pour l'administration M.

Ces deux épreuves ont le même profil, à savoir un même temps d'exposition et une réponse immédiate. Il est donc possible de comparer les résultats entre eux et ainsi d'analyser plus finement ce qui relève de la visuoconstruction (administration A) de ce qui touche à la mémoire visuospatiale (administration M).

Population

L'étalonnage s'est limité aux enfants de CE2, CM1 et CM2 (8 ans à 11 ans 11 mois), période au cours

de laquelle les difficultés scolaires commencent à se manifester, avec l'apprentissage de la lecture, de l'écriture, de l'arithmétique, de la géométrie, le perfectionnement du dessin... 281 enfants (152 filles et 129 garçons), provenant des régions Midi-Pyrénées et Rhône-Alpes, ont participé à cet étalonnage (cf. tableau 1). Les enfants retenus pour l'étalonnage ne présentent pas de pathologie définie nécessitant un suivi particulier et n'ont pas redoublé de classe. Il n'a pas été possible de procéder à un test de QI.

L'effectif des enfants de 11 ans étant faible (tableau 1) et les deux variables principales de l'administration A (nombre de dessins corrects et nombre d'erreurs) ne suivant pas une loi normale, les résultats doivent être exploités avec réserve.

	8 ans	9 ans	10 ans	11 ans	Total
Filles	41	47	52	12	152
Garçons	25	45	50	9	129
Total	66	92	102	21	281

Tableau 1 : Répartition de la population.

Parmi les 281 enfants, 27 dessinent de la main gauche (soit 9,6 % de l'échantillon total). Ce pourcentage est conforme à celui de la population générale qui se situe entre 8 et 10 %.

Concernant les catégories socioprofessionnelles des parents (tableau 2), la catégorie des cadres et professions intellectuelles supérieures est légèrement sur-représentée dans l'échantillon de l'étalonnage alors que celle des ouvriers et des chômeurs est sous-représentée (comparaison avec les normes issues de l'enquête sur l'emploi de mars 2001 de l'Institut National des Statistiques et des Etudes Economiques).

Afin d'étudier la fidélité test-retest, 22 enfants ont réalisé une deuxième passation (administrations A et M) un mois après la première, soit 7,8 % de la population d'origine.

Catégories professionnelles	Population française INSEE 2001	Echantillon
Agriculteurs, exploitants	2,37 %	2,70 %
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	5,76 %	4,12 %
Cadres, prof. intellectuelles supérieures	13,40 %	16,50 %
Professions intermédiaires	20,32 %	18,80 %
Employés	29,70 %	25,80 %
Ouvriers	27,40 %	8,42 %
Chômeurs	9,2 %	2,70 %

Tableau 2 : Répartition de la catégorie socioprofessionnelle des parents de la population d'étalonnage.

Conditions de passation

Les conditions de passation ont été identiques pour tous les sujets : passation individuelle, pièce calme, éclairage suffisant, position en vis-à-vis de l'examineur et de l'enfant. Lorsque ces conditions n'ont pas été réunies (arrêt précipité, intrusion d'individus dans la salle) les protocoles n'ont pas été pris en compte pour le traitement statistique.

Consignes

La consigne est d'abord donnée pour l'administration A : « *Je sais que ce dessin est facile, mais les autres sont plus difficiles, et je désire que tu prennes l'habitude de regarder la carte pendant toute la durée des 10 secondes.* » A la présentation de la carte 3, ajouter « *n'oublie pas de dessiner tout ce que tu verras* ».

Une fois l'administration A terminée, la consigne de l'administration M est donnée comme suit : « *Je vais te montrer une carte sur laquelle il y a une ou plusieurs figures et tu devras l'examiner pendant 10 secondes. Quand la carte sera retirée, je te montrerai une carte avec 4 dessins dont l'un est le dessin qui t'a été montré d'abord. Tu devras l'indiquer soit en le montrant du doigt, soit en le désignant par sa lettre.* »

Résultats

Une première analyse de variance (SPSS) selon un plan 2 X 4 (Sexe X Age) a été réalisée sur chacune des variables (notes, catégories d'erreurs et temps de réalisation) et n'indique aucun effet du facteur Sexe, ce qui autorise le regroupement des données et nous a conduit à faire des analyses de variance avec le seul facteur Age. Cette absence de différence entre les sexes était déjà mentionnée par Benton (1965). Concernant l'emplacement des erreurs (côté droit ou gauche), le facteur Sexe n'a pas non plus d'effet significatif, ce qui a conduit à une analyse 4 x 2 (Age x Côté) avec mesure répétée sur le deuxième facteur.

Pour le nombre de dessins corrects (administration A), le test de Lilliefors appliqué dans le cadre du test Kolgoromov-Smirnov indique que la probabilité pour que la population étudiée ne suive pas une loi normale est de $p < 0,01$ pour les enfants de 8, 9 et 10 ans. Pour le nombre de dessins corrects (administration A), cette probabilité est de $p < 0,05$. Pour le nombre de choix corrects (administration M), elle est de $p < 0,0001$.

Nombre de dessins corrects (administration A)

Le facteur Age a un effet significatif [$F(3,277) = 3.93$; $p < .01$]. Le test *a posteriori* de Tukey retrouve une différence significative entre la moyenne des enfants de 8 ans d'une part et celles des 10 et 11 ans d'autre part (cf. tableau 3).

Age	Effectif	Moyenne	Ecart type	SEm ¹
8 ans	66	5,3	1,8	0,2
9 ans	92	5,7	1,7	0,2
10 ans	102	6,1	1,6	0,2
11 ans	21	6,2	1,6	0,4

Tableau 3 : Nombre de dessins corrects (administration A).

Nombre d'erreurs (administration A)

Le facteur Age a un effet significatif [$F(3,277) = 5.77$; $p < .001$]. Le test *a posteriori* de Tukey retrouve une différence significative entre la moyenne des enfants de 8 ans d'une part et celles des trois autres groupes d'âge (cf. tableau 4).

Age	Effectif	Moyenne	Ecart type	SEm
8 ans	66	7,8	3,4	0,4
9 ans	92	6,5	2,7	0,3
10 ans	102	6,0	3,0	0,3
11 ans	21	5,8	2,9	0,7

Tableau 4 : Nombre d'erreurs (administration A).

Catégories d'erreurs (administration A)

Aucun effet du facteur Age n'est retrouvé pour chacune des catégories d'erreurs. Les erreurs les plus nombreuses sont celles par déformation (reproduction inexacte des figures principales et/ou périphériques) et les moins fréquentes celles concernant les dimensions (déformation de la taille relative des figures principales ou périphériques). Dans toutes les catégories, la variabilité inter-sujets est importante (cf. écarts types figure 1).

Temps de réalisation (administration A)

Aucun effet du facteur Age n'est retrouvé pour le temps de réalisation (cf. tableau 5). La moyenne est d'environ 7 minutes pour l'ensemble des enfants.

Age	Effectif	Moyenne	Ecart type	SEm
8 ans	66	7,3	1,8	0,2
9 ans	92	7,1	1,4	0,2
10 ans	102	6,8	1,6	0,2
11 ans	21	6,8	1,1	0,3

Tableau 5 : Temps de réalisation de la copie de l'ensemble des figures, en min (administration A).

Emplacement des erreurs (administration A)

En plus de l'effet du facteur Age déjà mentionné (nombre d'erreurs total), le facteur Emplacement

1. Erreur Standard de la moyenne.

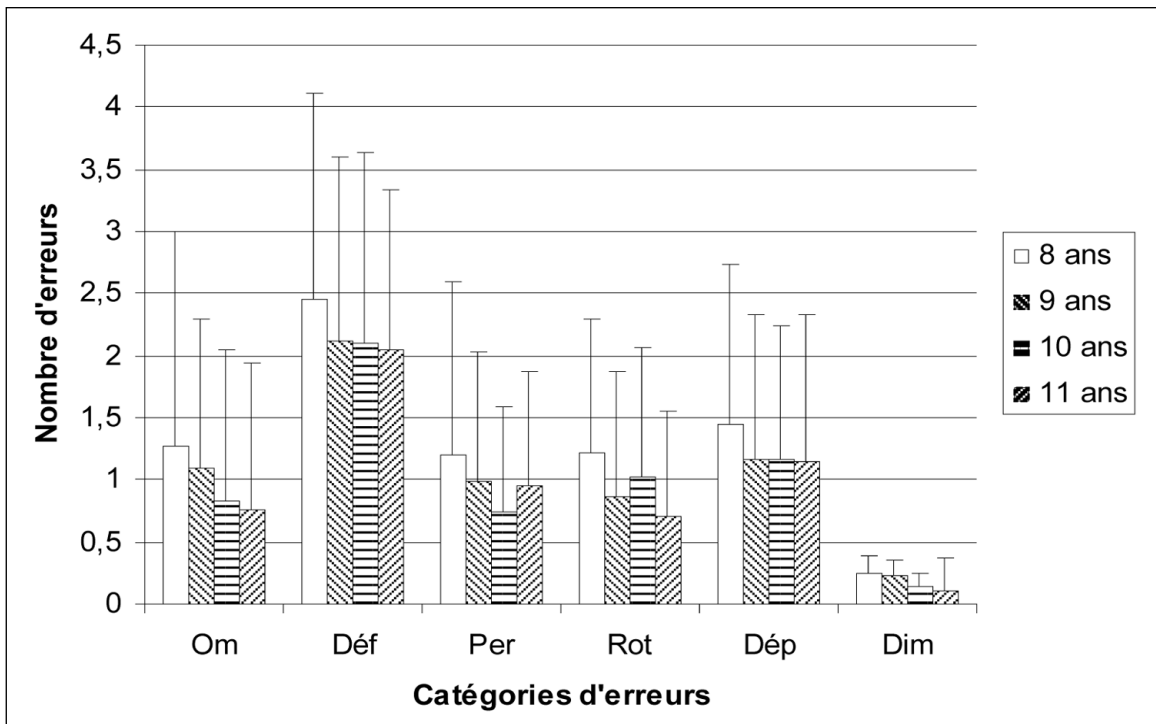


Figure 1 : Répartition des catégories d'erreurs en fonction de l'âge (Om = omissions ; Déf = déformations ; Per = persévération ; Rot = rotation ; Dép = déplacements ; Dim = erreurs de dimensions).

a un effet significatif, les erreurs étant plus souvent réalisées du côté droit (3,4 en moyenne) que du côté gauche (2,6 en moyenne) [F(1,277) = 22,51 ; $p < .0001$]. Il y a également une interaction significative entre les deux facteurs, indiquant qu'avec l'avancée en âge, le nombre d'erreurs diminue du côté droit alors qu'il reste stable du côté gauche (cf. figure 2) [F(3,277) = 2,82 ; $p < .05$].

Nombre de choix corrects (administration M)

Le facteur Age a un effet significatif [F(3,277) = 4.04 ; $p < .01$]. Le test *a posteriori* de Tukey

retrouve une différence significative entre la moyenne des enfants de 8 ans d'une part et celles des 10 et 11 ans d'autre part (cf. tableau 6).

Age	Effectif	Moyenne	Ecart type	SEm
8 ans	66	12,7	2,3	0,2
9 ans	92	13,3	1,8	0,2
10 ans	102	13,6	1,2	0,2
11 ans	21	13,8	1,3	0,4

Tableau 6 : Nombre de choix corrects (administration M).

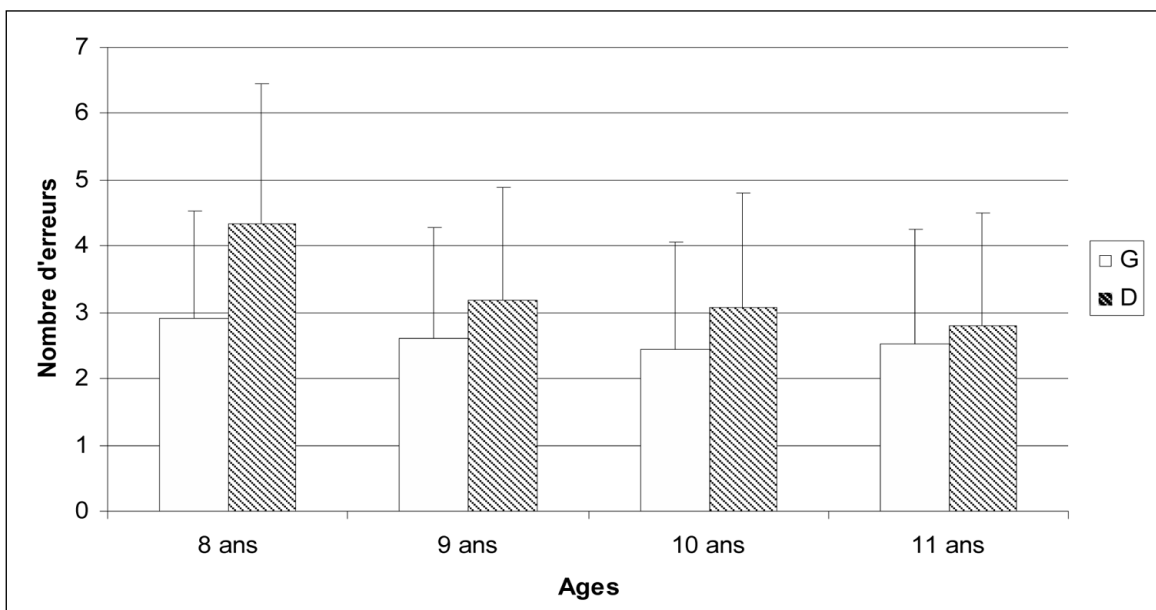


Figure 2 : Emplacement des erreurs en fonction de l'âge.

Fidélité test-retest

Une différence significative est retrouvée pour les deux notes principales de l'administration A (dessins corrects et erreurs). Le nombre de dessins corrects passe en moyenne de 5,8 à 6,6 lors du retest [$F(1, 21) = 7,09$; $p < 0,05$] et, de façon symétrique, le nombre d'erreurs passe de 6,6 à 5,2 lors du retest [$F(1, 21) = 6,36$; $p < 0,05$]. Si l'on utilise un coefficient de corrélation entre les deux passations, il est de $r = .34$ (ns) pour le nombre de dessins corrects et de $r = .52$ ($p < 0,05$) pour le nombre d'erreurs.

Pour le nombre de choix corrects de l'administration M, il n'y a pas de différence significative entre les deux passations.

Conclusion

Les résultats obtenus lors de cet étalonnage sont sensiblement différents de ceux proposés par Benton (1965). Le manuel français ne fournit pas d'indication précise sur le recueil des données, ce qui rend toute comparaison difficile, d'autant que les progressions linéaires des normes présentées en fonction de l'âge et du niveau d'intelligence pour l'administration A sont pour le moins étonnantes.

Le nombre de dessins corrects, lors de l'administration A, se modifie entre 8 et 10-11 ans mais dans des proportions bien moindres que dans les données de Benton (1965). Il faut noter que les données de Benton (1965) sont exactement superposables à celles de Sivan (1992 in Baron, 2004) recueillies sur une population de 236 enfants de 6 ans 6 mois à 13 ans 5 mois. L'impossibilité de réaliser une mesure du QI en même temps que la passation du BVRT explique peut-être cela. Sur l'ensemble de sa population d'étude, Snow (1998) trouvait un nombre de dessins corrects de 4,15 en moyenne, soit un à deux dessins en dessous de nos résultats avec une dispersion (écart type) similaire.

L'analyse du score d'erreurs montre une diminution nette entre 8 ans et 9 ans, suivie d'une stabilisation au-delà tout au moins pour notre échantillon, mais il faut noter que la dispersion est élevée à tous

les âges. Ces résultats sont également sensiblement différents de ceux de Benton (1965) et de Sivan (1992) qui indiquaient une même diminution régulière de 8 à 14 ans allant pour les sujets de niveau général d'intelligence moyen de 10-11 erreurs à 8 ans jusqu'à 6 à 11 ans.

Parmi les erreurs constatées, les déformations sont les plus nombreuses indépendamment de l'âge.

Les résultats concernant l'emplacement des erreurs et indiquant un nombre plus important de celles-ci du côté droit sont à mettre en relation avec ceux de l'étude de Snow (1998) qui retrouvait cette même répartition chez les enfants présentant des troubles des apprentissages avec toutefois une accentuation de cette différence (5,7 erreurs en moyenne du côté droit contre 3,7 du côté gauche). L'épreuve avec choix multiple (administration M) ne présente pas de grande difficulté dès l'âge de 8 ans avec un niveau de réussite déjà élevé (12.75 sur 15).

La fidélité test-retest de l'administration A trouvée par Benton est de .85 (corrélation sur formes équivalentes), mais les résultats fournis par d'autres auteurs sont plus faibles et proches de ce que nous trouvons dans notre étude, comme ceux de Youngjohn, Larrabee et Crook (1992) qui trouvent des coefficients de .57 pour le nombre de dessins corrects et de .53 pour le nombre d'erreurs. Il est donc nécessaire d'être attentif à ce phénomène et d'éviter des passations trop rapprochées.

Le test discrimine peu les enfants de la population générale mais présente un intérêt évident pour distinguer les populations pathologiques, notamment lors d'une suspicion d'atteinte cérébrale. Les différences entre les administrations A et M sont à prendre en compte pour déterminer l'impact de la composante visuomotrice. Des études de validation pathologique sont également nécessaires afin de déterminer plus avant les caractéristiques spécifiques à différents troubles développementaux. La prise en compte des catégories d'erreurs apparaît comme une piste intéressante pour augmenter l'intérêt du BVRT à des fins diagnostiques.

Références

- Amieva, H., Jacqmin-Gadda, H., Orgogozo, J.M., Le Carret, N., Helmer, C., Letenneur, L., Barberger-Gateau, P., Fabrigoule, C., & Dartigues, J.F. (2005). The 9 year cognitive decline before dementia of the Alzheimer type : a prospective population-based study. *Brain*, 128, 1093-1101.
- Baron, I.S. (2004). *Neuropsychological evaluation of the child*. New York : Oxford University Press.
- Benton, A.L. (1965). *Test de rétention visuelle* (2^e éd.). Paris : les Editions du Centre de Psychologie Appliquée.
- Garcia-Sanchez, C., Estevez-Gonzales, A., Suarez-Romero, E., & Junque, C. (1997). Right hemisphere dysfunction in subjects with attention-deficit disorder with and without hyperactivity. *Journal of Child Neurology*, 12, 107-114.

- Heaton, R.K., Smith, H.H. Jr., Lehman, R.A.W., & Vogt, A.T. (1978). Prospects for faking believable deficits on neuropsychological testing. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 46*, 892-900.
- Kasahara, H., Yamada, H., Tanno, M., Kobayashi, M., Karasawa, A., Endo, K., & Ushijima, S. (1995). Magnetic resonance imaging study of the brain in aged volunteers: T2 high intensity lesions and higher order cortical function. *Psychiatry and Clinical Neurosciences, 49*(5-6), 273-279.
- Kristensen, H., & Oerbeck, B. (2006). Is selective mutism associated with deficits in memory span and visual memory? : an exploratory case-control study. *Depression and Anxiety, 23*(2), 71-76.
- Lezak, M.D. (1995). *Neuropsychological assessment* (3rd ed.). New York : Oxford University Press.
- Mitrushina, M., Boone, K.B., Razani, J., & D'Elia, L.F. (2005). *Handbook of normative data for neuropsychological assessment* (2nd ed.). New York : Oxford University Press.
- Rourke, B.P. (1989). *Nonverbal learning disabilities*. New York : Guilford.
- Rowley, V.N., & Baer, P.E. (1961). Visual Retention Test performance in emotionally disturbed and brain-damaged children. *American Journal of Orthopsychiatry, 31*, 579-583.
- Sivan, A.B. (1992). *Benton Visual Retention Test : Fifth Edition*. San Antonio, TX : Psychological Corporation.
- Snow, J.H. (1998). Clinical use of the Benton Visual Retention Test for children and adolescents with learning disabilities. *Archives of Clinical Neuropsychology, 13*, 629-636.
- Symmes, J.S., & Rapoport, J.L. (1972). Unexpected reading failure. *American Journal of Orthopsychiatry, 42*, 82-91.
- Vellutino, F.R., Smith, H., Steger, J.A., & Kaman, M. (1975). Reading disability : Age differences and the perceptual-deficit hypothesis. *Child Development, 46*, 487-493.
- Youngjohn, J.R., Larrabee, G.J., & Crook, T.H. (1992). Test-retest reliability of computerized, everyday memory measures and traditional memory tests. *The Clinical Neuropsychologist, 6*, 276-286.