

UN TEST DE RECONNAISSANCE VISUELLE RESULTATS PRELIMINAIRES SUR UN ECHANTILLON TUNISIEN D'ADULTES NORMAUX

T. Bellaj *, **S. Ben Jemaa ***,
Z. Bouaziz * & **M. Bouaziz ****

RESUME

Un test de reconnaissance de tracés dénués de signification est construit et administré à un échantillon réduit d'adultes tunisiens en bonne santé. Les résultats obtenus évaluent la fidélité de l'outil, sa sensibilité et sa validité et permettent de guider sa restructuration avant de procéder à son étalonnage.

MOTS CLES: MEMOIRE VISUO-SPATIALE - EPREUVES
NEUROPSYCHOLOGIQUES - ADAPTATION DES TESTS -

INTRODUCTION

L'altération de la mémoire visuospatiale est communément décrite dans les atteintes cérébrales unilatérales de l'hémisphère droit (Milner, 1970; Signoret, 1983), ainsi que dans les atteintes sous-corticales (Boller et al., 1984) ou cérébrales diffuses (Hart & Semple, 1990).

Les outils les plus connus pour l'exploration de ce type de mémoire sont la Figure Complexe de Rey (Rey, 1959) et le Test de Rétention Visuelle de Benton (Benton, 1965).

* Faculté des Sciences Humaines et Sociales de Tunis.

** Faculté des Sciences de Tunis.

Il s'est avéré, à travers de nombreuses études, que certains items, appartenant à l'un ou à l'autre de ces tests, peuvent être facilement verbalisés (Arenberg, 1978). Ceci est de nature à limiter la validité de ces outils en tant que test de la mémoire visuelle au sens strict du terme. De plus, l'administration de ces dernières épreuves avec un paradigme de reproduction s'est avérée tester aussi bien les capacités mnésiques que les capacités visuo-constructives (Spreen & Strauss, 1991).

L'objectif du présent travail est de décrire un nouvel instrument d'évaluation de la mémoire visuospatiale qui tente d'éviter de tels inconvénients et d'apprécier ensuite ses qualités métrologiques.

La conception d'un test de mémoire visuospatiale doit également tenir compte du fait que cette modalité mnésique est moins pure et moins latéralisée que la mémoire verbale (Lieury & Le Nouveau, 1987; Minschkin & Apponzeller, 1987).

Pour répondre aux objectifs précédemment mentionnés, nous avons confectionné un test répondant à un double souci:

- éviter d'abord, autant que faire se peut, toute interférence avec les structures nerveuses responsables du langage. Ceci nous a amené à construire les items à partir de figures non géométriques, dénuées de sens, dans le but d'éviter le double codage et de minimiser tout support linguistique dans la tâche de mémorisation (Kimura, 1963);

- éviter ensuite la confusion entre mémoire visuelle et habileté constructive (De Renzi & Spinnler, 1967). Pour cela, nous avons eu recours, s'agissant de la technique d'administration, à un paradigme de reconnaissance.

Ce dernier choix offre plusieurs avantages. En premier lieu, les résultats obtenus avec un tel outil peuvent être comparés à ceux obtenus avec des test de rappel, ce qui permet de faire des inférences sur l'intégrité relative des processus d'encodage, de stockage et de récupération, autorisant par la même occasion l'évaluation de différentes hypothèses diagnostiques.

En second lieu, étant donné que les tests de reconnaissance sont moins sensibles aux effets de l'anxiété et de la dépression (Coughlan & Hollows, 1984), on limite ainsi l'influence des facteurs conatifs sur les performances réalisées.

Le troisième avantage est que les tests de reconnaissance sont plus appropriés pour l'évaluation des patients ayant soit des troubles du langage soit une atteinte motrice de la main dominante. Ils permettent également de ne pas défavoriser, au niveau de la procédure d'administration, les sujets analphabètes puisqu'ils ne sollicitent pas des habiletés grapho-manuelles mieux développées par une solidarité prolongée.

MATERIEL ET METHODES

1) Description du matériel confectionné.

L'outil est composé de 15 items. Chaque item est constitué par un stimulus «cible» et par une carte à choix multiple. Cette dernière comporte le stimulus «cible» mêlé à trois autres stimuli distracteurs.

Le stimulus est, soit une ligne courbe soit une ligne brisée. Les stimuli «cibles» et «distracteurs» relatifs à ce test sont conçus de façon à ce que chaque figure n'ait, a priori, aucune signification collectivement admise, afin de minimiser le double encodage verbal/non-verbal (figure 1).

Le paradigme expérimental provisoirement adopté est inspiré du test de Rétention Visuelle de Benton, formes F et G (Benton, 1965) quant au nombre des items (15 dessins stimuli et 15 cartes à choix multiples), au nombre des distracteurs (3), au temps d'exposition (10 secondes, mode d'administration M), et à la règle de notation (0/1).

Dans chaque carte à choix multiple, le choix des stimuli distracteurs est fait de telle sorte que l'un soit proche du stimulus à mémoriser, un autre assez proche et le dernier moins proche. La position du stimulus cible et des stimuli distracteurs dans la carte à choix multiple répond à une distribution au hasard.

Pour chaque item, le niveau de difficulté de la tâche dépend du degré de similitude des quatre dessins à discriminer. Les items sont classés, a priori, par ordre de difficultés croissante. Des items de difficulté moyenne ont été insérés parmi les items difficiles afin d'entretenir la motivation du sujet.

2) Technique d'administration

Pour chaque item, on montre une carte sur laquelle figure un stimulus que le sujet est invité à examiner pendant dix secondes. Puis cette carte est retirée et on lui présente la carte à choix multiple correspondante. La tâche consiste pour lui à indiquer, immédiatement après, le stimulus cible parmi les quatre stimuli de la carte à choix multiple.

3) Notation

Chaque carte à choix multiple est divisée en cases par les lettres A, B, C et D. Ces lettres servent à enregistrer les réponses du sujet.

Chaque réponse est notée 1 ou 0 selon qu'elle est pertinente ou pas. Au total, la marge possible des notes pour chaque administration varie entre zéro et quinze points.

4) Echantillon expérimental

Les caractéristiques de notre population d'étude sont présentées dans le tableau 1. La population expérimentale est composée de 90 sujets volontaires, d'acuité visuelle normale ou corrigée répondant aux critères suivants: 1. absence de signes d'affections neurologiques ou psychiatriques ayant nécessité une hospitalisation ou un congé de longue durée, 2. absence de sérieuses maladies somatiques; 3. absence de traitement médicamenteux.

Trois classes d'âge ont été examinées: «20-30» ans ($M=26$; $SD=2,97$), «31-50» ans ($M=38,86$; $SD=5,61$) et «51 ans et plus» ($M=54,83$; $SD=4,07$). Chaque classe compte 30 sujets. Nos trois classes d'âge sont homogènes quant au sex-ratio (15 sujets de

chaque sexe par tranche d'âge) et au niveau d'instruction (10 sujets pour chaque niveau d'instruction par tranche d'âge; cf. tableau 1).

5) Procédures d'évaluation métrologique de l'outil

Nous avons apprécié la sensibilité de l'outil par l'étude des variations des performances de notre population selon les variables âge, sexe et niveau d'instruction. Pour les variables âge et niveau d'instruction, nous avons procédé à des analyses de variance et à l'épreuve statistique NEWMAN-KEULS en tant que test *a posteriori*. Pour la variable sexe nous avons utilisé le « t » de Student.

Pour l'appréciation de la fidélité, nous avons utilisé deux techniques: la méthode « Split half » et la mesure de l'équivalence.

S'agissant de la méthode « Split half », nous avons calculé une corrélation entre les scores obtenus aux items pairs et impairs. Cette corrélation est corrigée selon la formule SPEARMAN-BROWN: $r_{tt} = 2r_{hh} / 1 + r_{hh}$ où r_{tt} est le coefficient estimé et r_{hh} correspond à la corrélation entre les scores réalisés aux deux lots d'items à partir du coefficient « r » de PEARSON (ANASTASI, 1988).

S'agissant de l'équivalence, nous avons effectué une corrélation entre l'outil (dit forme « A ») et une forme parallèle (forme « B ») que nous avons également construite.

Quant à la validité, dans la mesure où l'outil est encore dans sa phase d'expérimentation préliminaire, nous avons opté pour l'appréciation de la validité de construction (construct-related validation) ou validité externe qui implique l'établissement d'une corrélation entre les performances des sujets à l'épreuve étudiée et celles obtenues à un test dont les qualités métrologiques sont déjà établies. L'appréciation de cet aspect de la validité de notre épreuve a été fait à travers l'utilisation de la forme « F » du B.V.R.T - administration - « M ». En ce qui concerne la vérification de la validité, nous avons évalué l'intensité et la direction des liaisons

entre les épreuves (Forme «A», Forme «B» et B.V.R.T) par le calcul du coefficient de corrélation «r» de PEARSON.

PRESENTATION ET ANALYSE DES RESULTATS

1. Analyse descriptive globale

L'histogramme de la figure 2 montre que le taux de réussite est variable d'un item à l'autre. Le taux de réussite le plus important (97 %) est obtenu à l'item numéro 7. Le taux de réussite le plus bas (59%) est obtenu à l'item numéro 9.

La prise en considération des résultats de la distribution des scores, permet de reclasser les items selon leur degré de difficulté.

La figure 3 montre que les scores vont de 7 (note obtenue par 3,33% des sujets) à 15 (note obtenue par 11,1% des sujets); ce dernier score correspond à la note maximale que peut avoir un sujet (Etendue = 8, Mode =14). La valeur médiane de cette distribution est de 13 est la moyenne globale des scores est de 12,53 (DS 1,85).

On aperçoit sur la figure que la distribution est «négativement penchée à droite» ce qui indique la prévalence des scores vers les valeurs supérieures. En effet, les notes inférieures à 12 (valeur du 25ème centile) sont obtenues par 22,22% de la population (20 sujets).

Les scores qui séparent, la valeur du 25ème centile de celle du 50ème centile apparaissent le plus fréquemment. Ces notes varient entre: 12 (valeur du 25ème centile) apparue chez 16 sujets, soit 17,78% de l'échantillon; et 13 (valeur du 50ème percentile), obtenue par 20 sujets soit 22,22% du groupe expérimental.

D'autre part, on peut remarquer que les scores supérieurs ou égaux à la valeur du 75ème centile sont les plus fréquents (obtenus par 34 sujets soit 37,77% du groupe expérimental). L'histogramme de la figure 3 révèle par ailleurs que seuls 10 sujets (11,1% de l'effectif) ont réussi à avoir la note maximale 15.

Il révèle aussi que les scores peu élevés ont une basse fréquence: 3 sujets seulement (3,33% de l'échantillon) ont obtenu la note maximale 7. Les fréquences les plus élevées sont observées pour les scores 12, 13 et 14.

2. Appréciation de la sensibilité (tableau N°2)

L'examen de la moyenne des scores en fonction de l'âge montre que la première classe d'âge a une moyenne de 12,23 (DS = 1,61); la seconde classe d'âge une moyenne de 13,1 (DS = 1,77); et la troisième classe d'âge une moyenne de 12,27 (DS = 1,56).

N'ayant trouvé aucun résidu suspect, la normalité et l'homogénéité des variances étant vérifiées, nous avons pu procéder à des analyses de variance. L'analyse de variance (ANOVA) à un facteur : l'âge (à trois niveaux avec 30 répétitions) n'a pas révélé d'effet significatif de la variable âge: $F(2,87) = 2,2$, $p \leq .116$. Ainsi, la variable âge ne semble pas avoir d'influence significative sur les performances des sujets.

En revanche, l'examen des résultats relatifs à la variable niveau d'instruction montre que les performances moyennes des sujets peu ou pas scolarisés (niveau 1) sont faibles en comparaison à celles des sujets moyennement (niveau 2) et hautement instruits (niveau 3).

Pour analyser ces différences nous avons réalisé une ANOVA à un facteur: le niveau d'instruction. L'examen des résultats indique l'existence d'une différence importante entre les trois niveaux considérés ($F(2,87) = 9,72$; $P < .001$).

Les comparaisons a posteriori au moyen du test de NEWMAN-KEULS pour la comparaison des paires de moyennes a montré que les sujets appartenant aux niveaux d'instruction 2 et 3 constituent un groupe homogène qui se distingue de ceux appartenant au niveau 1: PPAS au risque 5% (0.93 pour le groupe 2; 1.12 pour le groupe 3).

Nous avons par ailleurs examiné l'interaction entre les variables âge et niveau d'instruction. Cet examen montre l'indépendance

de la variable niveau d'instruction par rapport à la variable âge comme cela est révélé par l'analyse de variance qui n'a pas permis de mettre en évidence d'interaction significative entre la variance âge et la variable niveau d'instruction: $F(2,2,4) = 0.54$; $P \leq .712$.

S'agissant de la variable sexe, la comparaison des moyennes des performances des hommes et des femmes à l'aide du «t» de Student n'a pas montré de différence significative entre les deux groupes de sujets au seuil .05 ($t = 1.02$ $P \leq .310$).

L'analyse de variance à deux facteurs: sexe et tranche d'âge n'a pas montré de différences significatives ($F(1,2,2) = 1.06$; $P \leq .354$), ce qui suggère que la variable sexe n'interagit pas avec l'âge des sujets pour influencer leurs performances.

D'un autre côté, l'interaction entre le sexe et le niveau d'instruction telle que résumée à partir d'une ANOVA à deux facteurs: niveau instruction (3 groupes) et sexe (2 groupes) n'a pas montré de résultats significatif: $F(1,2,2) = .55$; $P \leq .58$.

Il n'y a donc pas d'avantage en faveur de l'un ou l'autre des sexes quel que soit leur groupe d'âge ou leur niveau d'instruction. En effet, ces deux variables semblent agir de la même manière sur les hommes et les femmes.

L'ANOVA à 3 facteurs (Age / Niveau d'instruction / Sexe) n'a révélé aucune différence entre les groupes: $F(3, 4, 85) = 0.71$; $P \leq .591$.

3. Appréciation de la fidélité

L'existence d'une corrélation positive et significative avec la méthode «Split half» entre la première et la seconde moitié d'une tâche ou entre ses items pairs et impairs (AIKEN, 1970,; ANASTASIE, 1988) refléterait l'homogénéité interne de cette tâche. L'application de ces deux techniques a permis d'obtenir les indices de consistance interne suivants: pour la corrélation entre les deux moitiés de l'épreuve, $r = 0.31$ et pour la corrélation entre items pairs et items impairs $r = 0.4$; ces résultats sont significatifs au seuil .05.

Pour mieux apprécier la fidélité, nous avons construit une forme parallèle à la forme originale de notre épreuve. La forme originale étant nommée «forme A» et la forme parallèle «forme B». Ceci nous a permis d'appliquer la méthode dite des formes parallèles (ANASTASI, 1988) qui permet d'indiquer jusqu'à quel point le choix des items dans chacune des deux formes a été affecté par les effets du hasard. Le coefficient de fiabilité ainsi établi est de $r = .56$.

Bien que ce coefficient soit significatif, il ne témoigne que d'une certaine constance des réponses entre la forme «A» et la forme «B» de l'épreuve.

4. Appréciation de la validité

L'administration de la forme «F» du B.V.R.T a montré que la distribution des scores va de 5 (note obtenue par 2 sujets, soit 2,22% des sujets $N = 90$) à 15 (score obtenu par 5 sujets, soit 5,56% des sujets), Etendue = 10. La valeur médiane de cette distribution est de 12.

Le coefficient de corrélation obtenu entre les scores des sujets relevés au niveau de la forme «A» et ceux obtenus à travers l'utilisation de B.V.R.T est significatif au seuil .05, $r = .59$. Un coefficient de corrélation analogue a été calculé pour les scores de la forme «B» et ceux du B.V.R.T où il est apparu que cette forme est corrélée à $r = .64$ au seuil cité.

DISCUSSION

L'objet du présent article étant la description d'un nouvel outil d'appréciation de la mémoire visuo-spatiale ainsi que la présentation des résultats préliminaires obtenus avec le prototype sur un échantillon tunisien d'adultes normaux, trois aspects fondamentaux de la tâche doivent être discutés en premier lieu à savoir: la sensibilité, la fidélité et la validité.

Nous pourrions ainsi dégager un certain nombre de recommandations visant à l'amélioration du prototype.

La Sensibilité

Pour être sensible, une épreuve doit comporter des items de difficulté variable (Oléron, 1967; 1969). Dans notre cas, le taux de réussite, variant d'un item à un autre, traduit l'existence de différents niveaux de difficulté tout au long de la tâche. Ceci constitue un indice primordial en faveur de la sensibilité de l'instrument.

La distribution des scores, négativement penchée à droite, indique une fréquence plus importante du côté des scores élevés. Ceci montre que cette épreuve, bien que comportant des items difficiles, n'est pas particulièrement difficile dans son ensemble.

S'agissant de la variable «âge», aucune différence statistiquement significative n'a été révélée par les analyses de variance effectuées. Ces résultats s'accordent avec ceux de Van Der Linden (1992). Ils cadrent également avec ceux de Montgomery & Costa (1983) qui, appliquant le B.V.R.T dans ses formes à choix multiple n'ont pas constaté de détérioration significative due à l'avancement en âge.

En ce qui concerne l'incidence du facteur «sexe», nous n'avons décelé aucune différence entre les performances des hommes et des femmes.

En revanche, il est apparu que l'épreuve est sensible au facteur «niveau d'instruction». Cependant, il y a lieu de préciser, que les sujets moyennement et hautement instruits se sont révélés aussi performants les uns que les autres. Seul le groupe de sujets illettrés ou peu scolarisés s'est avéré moins performant. Ces résultats sont en accord avec ceux obtenus par Ardila, Rosselli & Rosas (1989) dans des épreuves de reconnaissance où seuls les deux niveaux d'instruction extrêmes ont pu être distingués. Ils sont également en accord avec ceux obtenus par Spreen & Strauss (1991) à travers la passation de la forme révisée du W.M.S.

Ainsi les données concernant la variabilité du niveau de difficulté des items et l'influence du facteur «niveau d'instruction»

sur le taux de réussite plaident en faveur d'une sensibilité relativement acceptable de l'épreuve.

La Fidélité

Les deux formes de notre épreuve répondent aux exigences requises pour les considérer a priori comme parallèles. L'appréciation de la fiabilité par la méthode des formes a donné lieu à un coefficient de fiabilité témoignant d'une certaine identité et d'une constance des réponses entre la Forme «A» et la Forme «B».

Cependant, l'estimation de la fiabilité de la tâche par la «split-half method» n'a pas abouti à un coefficient de corrélation élevé entre les scores correspondant aux items pairs et impairs qui représentent respectivement les formes composées de lignes brisées et celles composées de lignes courbes. Ce résultat pourrait être dû à la différence de configuration entre ces items. Dans ces conditions, il y aurait lieu de penser que deux mécanismes distincts de traitement de l'information régissent d'un côté les items de conception irrégulière et de l'autre côté ceux formés de lignes brisées. Ces considérations nous incitent à recomposer les items disponibles en deux formes; l'une constituée uniquement de lignes brisées et l'autre composée exclusivement de lignes courbes.

La Validité

Disposant de deux formes d'une même épreuve, nous avons établi une corrélation entre chacune d'elles et le B.V.R.T. (forme «F» administration «M»). Les coefficients obtenus témoignent de l'existence d'une corrélation significative entre chacune de ces formes et le B.V.R.T. Cela indique que dans une certaine mesure ces deux formes mesurent le même type de mémoire que celui évalué généralement à travers le B.V.R.T. D'un côté, ces coefficients n'étant pas élevés (.59 pour la forme A et .64 pour la forme B), bien que significatifs au seuil .05, indiquent que nos épreuves se distinguent d'une certaine façon du B.V.R.T.

Comme il est admis que certaines figures du BVRT sont verbalisables (Arenberg, 1978), on peut supposer que le recours,

dans notre cas, à des figures dénuées de sens est à l'origine de la corrélation peu élevée précédemment rappelée.

En contre partie, si notre instrument présente des corrélations significatives avec le B.V.R.T, cela pourrait nous inciter à nous demander si les formes représentées dans nos items sont par ailleurs verbalisables dans une certaine mesure.

Afin de vérifier cette dernière hypothèse, il serait opportun de procéder à l'appréciation du degré de verbalisation des items de chacune des deux formes de l'épreuve auprès d'une population de sujets d'adultes, autres que ceux ayant servi dans l'échantillon expérimental. Une telle prospection permettra d'éliminer, dans la forme définitive de l'épreuve, les éventuels items qui se prêteraient facilement à une verbalisation.

Dans le même ordre d'idées, et dans le dessein de minimiser l'incidence de la verbalisation dans les processus d'encodage, la durée du temps de présentation du stimulus cible est à reconsidérer dans le sens de la baisse. En effet, un temps de présentation de 10 secondes, le même que pour le BVRT, constitue un facteur puissant susceptible de favoriser le double codage verbal / non verbal (Lieury & Calvez, 1986).

En conclusion, si les épreuves construites présentent, dans leur forme actuelle, des qualités métriques indéniables, l'expérimentation préliminaire nous a également permis de cerner la stratégie à adopter aux fins d'y apporter les modifications susceptibles d'en faire un outil qui répond mieux aux objectifs assignés.

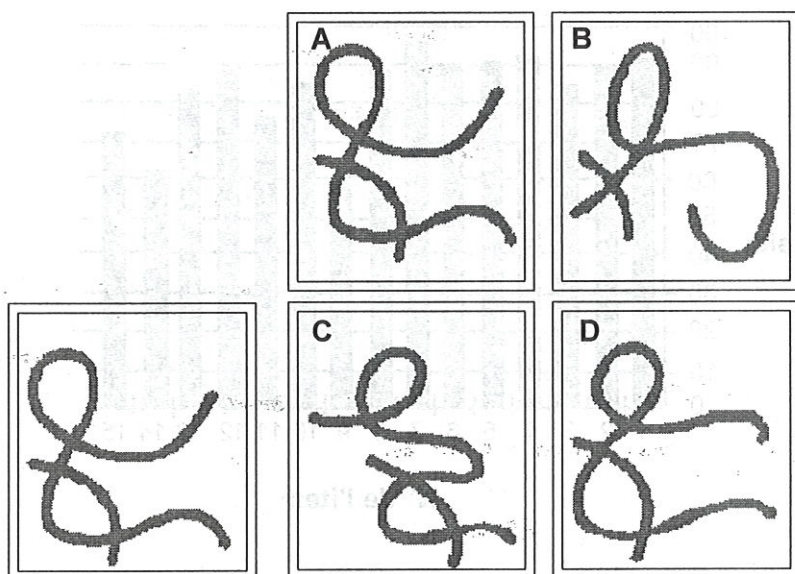


Figure 1: Item issu du test de reconnaissance de tracés.

A gauche: le stimulus « cible ».

A droite: la carte à choix multiple où le stimulus « cible » est mêlé à 3 stimuli « distracteurs ».

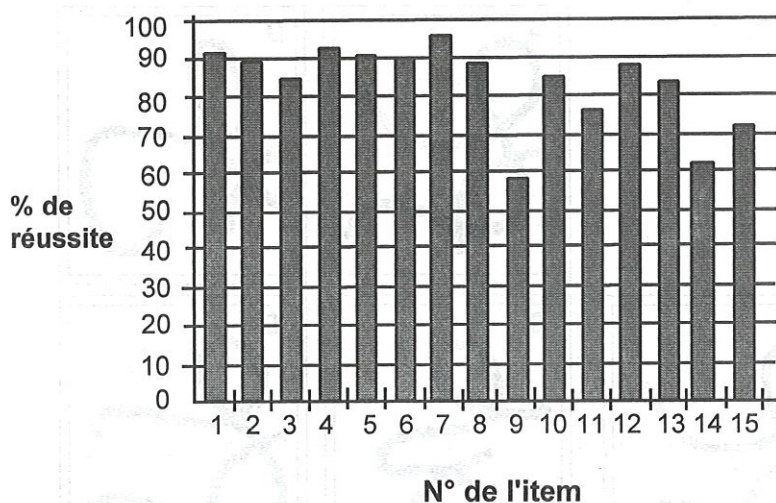


Figure 2 - Résultat global à l'épreuve de reconnaissance des tracés (N=90).

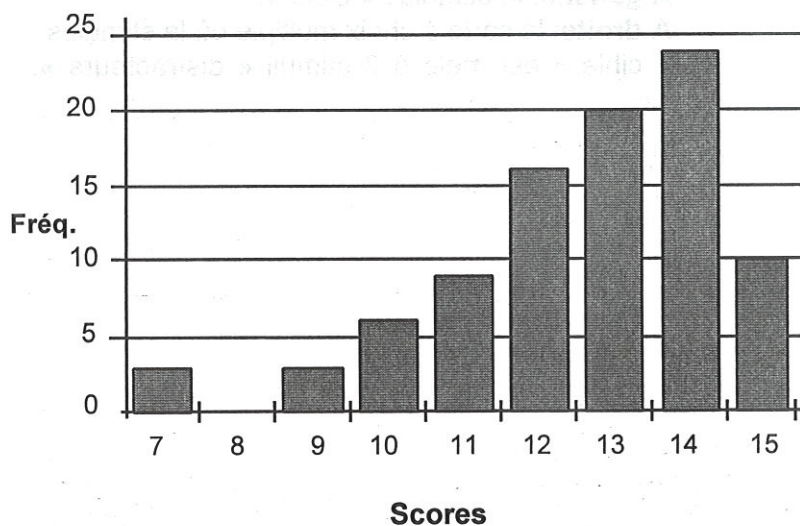


Figure 3 - Répartition des scores à l'épreuve de reconnaissance des tracés (N=90).

Tableau 1: Caractéristiques de la population d'étude.

	Groupes d'âge (en années)		
	20 -30	31- 50	51 et +
Age moyen	26	38,86	54,83
(SD)	2,97	5,61	4,07
Etendue	(20 - 30)	(31 -47)	(51 - 68)
Nv. instruction			
- Moins de 6 années d'études	10	10	10
Sex-ratio(H:F)	5 : 5	5 : 5	5 : 5
- Entre 6 et 13 années d'études	10	10	10
Sex-ratio(H:F)	5 : 5	5 : 5	5 : 5
- Plus que 13 années d'études	10	10	10
Sex-ratio(H:F)	5 : 5	5 : 5	5 : 5
N	30	30	30

Tous les groupes sont statistiquement équilibrés, comparables et homogènes dans les trois classes d'âge en ce qui concerne le sexe et le niveau d'instruction.

Tableau 2: Comparaison des performances dans les sous groupes à l'épreuve de reconnaissance de tracés.

Test de reconnaissance de tracés						
Variable	N	Range	M	SD	F	P
Tranche d'âge						
Group 1 20 - 30	30	(11-15)	12,23	1,61		
Group 2 31 - 50	30	(10-15)	13,1	1,77	2,2	.116
Group 3 51 et +	30	(06-14)	12,27	1,56		
Niveau d'instruction						
Group 1 < 6 années d'études	30	(06-14)	11,37	2,22		
Group 2 < 13 > 6 années d'études	30	(11-15)	12,9	1,34	9,72	.0002
Group 3 > 13 années d'études	30	(11-15)	13,33	1,20		
	N	Range	M	SD	t	P
Sexe						
Femmes	13	(08-15)	12,69	1,32	1,02	.310
Hommes	17	(06-15)	12,38	1,91		

BIBLIOGRAPHIE

1. AIKEN, L.R. (1971) *Psychological testing and assessment*. Massachusetts: Allyn & Bacon.
2. ANASTASI, A. (1988). *Psychological testing*. New York: Macmillan Publishing Company.
3. ARDILA, A., ROSSELLI, M. & ROSAS, P. (1989). Neuropsychological assessment in illiterates: visuospatial and memory abilities. *Brain and cognition*, 11, 147-166.
4. ARENBERG (1978). Cité par : Spreen, O. & Strauss, E. (1991). *A compendium of neuropsychological tests*. New York: Oxford University Press. p.121.
5. BENTON, A. (1965). *Test de rétention visuelle de A.L.Benton - Manuel*. Paris: Editions du Centre de Psychologie Appliquée.
6. BOLLER, F., PASSAFIUME, D. & KEEFE, N.C. (1984). Visuospatial impairment in Parkinson's disease. *Archives of Neurology*, 41:485-490.
7. COUGHLAN, A.K. & HOLLOWS, S.E.(1984). The use of memory tests in differentiating organic disorders from depression. *British Journal of Psychology*, 145.
8. DE RENZI, E. & SPINLER, H. (1966). Visual recognition in patients with unilateral cerebral disease. *Journal of nervous and mental Disease*, 142; 515-525.
9. HART, S. & SEMPLE, J.M. (1990). *Neuropsychology and the dementias*. London: Tylor & Francis.
10. KIMURA, D. (1963). Right temporal lobe damage. *Archives of Neurology*, 8: 264-271.
11. LIEURY, A. & CALVEZ, F. (1986). Le double codage des dessins en fonction du temps de présentation et de l'ambiguïté. *L'Année Psychologique*, 86, 45-61.

12. **LIEURY, A. & Le NOUVEAU, N.** (1987). Spécialisation hémisphérique et double traitement des dessins en mémoire. *L'année Psychologique*, 87: 169-183.
13. **MILNER, B.** (1970). Pathologie de la mémoire, in *La mémoire*, Symposium de l'association de psychologie scientifique de langue française. Paris: P.U.F. pp: 185-211.
14. **MONTGOMERY, C. & COSTA, L.** (1983). Paper presented to the International Neuropsychological Society, Mexico City, Cité par: Spreen, O. & Strauss, E. (1991). *A compendium of neuropsychological tests*. New York: Oxford University Press.
15. **Mischkin, M. & Appenzeller, T.** (1987). The anatomy of memory. *Scientific American*, 256: 80-89.
16. **Oleron, P.** (1967). Les cours de la Sorbonne: *Eléments de méthodologie psychologique*. Fascicule I. Centre de Documentation Universitaire.
17. **Oleron, P.** (1969). Les cours de la Sorbonne: *Eléments de méthodologie psychologique*. Fascicule II. Centre de Documentation Universitaire.
18. **Rey, A.** (1959). *Test de copie d'une Figure complexe de A. Rey*. Paris: Editions du Centre de Psychologie Appliquée.
19. **Signoret, J.L.** (1983). Mémoire et spécialisation fonctionnelle hémisphérique. *Revue Neurologique*, 139: 35-38.
20. **Spreen, O. & Strauss, E.** (1991). *A compendium of neuropsychological test*. New York: Oxford University Press.
21. **Van Der Linden, M.** (1992). Questions à Martial Van Der Linden: La mémoire, comprendre, rééduquer. *Journal des psychologues*, 96, 13-18

إختبار التعرف البصري

ملخص

طبق إختبار التعرف على خطوط مجردة من المعنى على عينة مجردة من التونسيين دوى صحة جيدة.

نستعرض نتائج دراسة ثبات و صدق هذا الإختبار و التي تسمح لنا بتحديد كيفية إعادة بناءه قبل القيام بإجراءات التقنين.

الكلمات الأساسية: الذاكرة البصرية - القصائية - امتحان عصبي سيكولوجي - تكييف الاختبارات.

