



الخصائص السيكومترية لرائز القدرة غير اللفظية NNAT (الشكل G)

في طور التعليم الثانوي لمدينة سيدي بلعباس

Psychometric properties of the non-verbal ability test (NNAT Figure G) in the secondary education stage of the city of Sidi Bel Abbas

عبد الرحمان كشكاش (*)

جامعة وهران 2 ، الجزائر

kechkeche abderrahmane.

abder7dz@gmail.com

تاريخ النشر: 2022/09/30

تاريخ القبول: 2022/08/02

تاريخ الإيداع: 2022/06/30

الملخص:

يهدف هذا البحث إلى دراسة الخصائص السيكومترية لرائز القدرة غير اللفظية (NNAT الشكل G) الذي يعتبر اختباراً للعامل G و الذكاء السائل يعمل على تقييم القدرات الفكرية غير اللفظية بعد تطبيقه على عينة من تلاميذ الطور الثانوي لمدينة سيدي بلعباس و تكونت العينة من "243" تلميذ يتوزعون على "6" ستة شعب تمثل غالبية شعب النظام التربوي الجزائري. و للكشف عن الخصائص السيكومترية تم الاعتماد على مراحل متتالية لإعادة التقنين الجزئي للاختبار حيث تم استخدام مجموعة من الأساليب الإحصائية المتنوعة بهدف إثبات: أحادية البعد المقاس، صدق الاختبار (التنبؤي، التلازمي و التكويني)، أما ثبات الاختبار فقد تم قياسه من خلال طريقتين هما: معامل ثبات كرونباخ و معامل التجزئة النصفية كما تم إثبات الاتساق الداخلي و قد أفرز اختبار فرضيات البحث تمتع رائز القدرة

(*) المؤلف المرسل: عبد الرحمان كشكاش: abder7dz@gmail.com



غير اللفظية (NNAT الشكل G) بخصائص سيكومترية عالية المستوى بعد تقنيه على عينة من تلاميذ الطور الثانوي لمدينة سيدي بلعباس.

الكلمات الدالة:

إعادة التقنين الجزئي، الخصائص السيكومترية، القدرة على الاستدلال.

Abstract:

This research aims to study the psychometric properties of the Nonverbal Ability Test (NNAT Form G), which is a test of the G factor and of fluid intelligence that evaluates nonverbal intellectual abilities after applying it to a sample of secondary school pupils in the city of Sidi Bel Abbas. The sample consisted of "243" pupils divided into "6" six educational branches representing the majority of the branches of the Algerian educational system. In order to reveal the psychometric properties, successive stages were applied for partial restandardization of the test and where a set of various statistical methods were used. The research hypotheses test resulted that the test has high-level psychometric properties after it was restandardized on a sample of secondary school pupils in the city of Sidi Bel Abbas.

Key Words:

Restandardization; psychometric properties; inference ability.

1. مقدمة:

إن نشاط حركة قياس الذكاء وإنتاج أعداد كبيرة من اختبارات الذكاء على مستوى العالم الغربي تقابلته قلة وندرة في استخدام وتكييف أو تقنين هذه الأدوات في عدة بلدان منها الجزائر رغم ما يكتسبه هذا المجال من أهمية بالغة في تصميم السياسات التربوية والمهنية. والملاحظ لواقع السياسات التربوية والتشغيلية في الجزائر منذ استقلالها وخاصة في العقود الأخيرة أنها لم تعطي الاهتمام الواجب لقياس القدرات العقلية، كما أن العاملين في مجال التوجيه والإرشاد المدرسي والمهني يفتقرون إلى الوسائل والأدوات العملية المقتنة في الوسط المدرسي التي تمكنهم من اتخاذ القرار السليم في هذا الميدان الهام لاسيما اختبارات الذكاء العام أو الروائز النفس- تقنية المحايدة ثقافياً التي تمكنهم من تقييم القدرات العقلية بهدف تحديد فئة التلاميذ ذوي المؤهلات الجيدة و من يعانون من صعوبات التعلم بهدف التحديد



الموضوعي للملمح المناسب لكل فئة و من تم المرافقة الفعالة للتلاميذ في بناء مشروع مدرسي و مهني ناجح.

و تُعد الخصائص السيكومترية أهم الجوانب المُساهمة في عملية تكييف الاختبارات أو إعادة تقنينها لأنها تُعتبر المرجعية الأساسية لصلاحية هذه الاختبارات و قابلية اعتمادها في البيئة المحلية. و بناءً على ما تقدم فقد جاءت فكرة هذا البحث كمحاولة جديدة للمساهمة في هذا المجال من خلال دراسة الخصائص السيكومترية لرائز القدرة غير اللفظية NNAT (الشكل G) لصاحبه جاك ناجلييري Jack Naglieri على عينة من تلاميذ الطور الثانوي لمدينة سيدي بلعباس و جاءت تساؤلات البحث على الشكل التالي :

1- هل يحافظ رايز القدرة غير اللفظية NNAT (الشكل G) في الوسط المدرسي الثانوي الجزائري على نفس الخصائص السيكومترية للاختبار الأصلي؟

2- ما هي أبعاد الذكاء العام المعبر عنه بالقدرة غير اللفظية التي انبثقت عن الدراسة السيكومترية ؟

3- هل اختلاف بعض المتغيرات الفردية للعينة (الجنس، الشعبة) يرافقه اختلاف دال في مستوى الذكاء العام ؟

و على أساس هذه التساؤلات جاءت فرضيات البحث على الشكل التالي :

1- يحافظ رايز القدرة غير اللفظية NNAT (الشكل G) في الوسط المدرسي الثانوي الجزائري على نفس الخصائص السيكومترية للاختبار الأصلي.

2- أبعاد الذكاء العام المعبر عنه بالقدرة غير اللفظية التي انبثقت عن الدراسة السيكومترية هي نفس أبعاد الرايز الأصلي.

3- إن اختلاف بعض المتغيرات الفردية للعينة (الجنس، الشعبة) لا يرافقه اختلاف دال في مستوى الذكاء العام.

2. دوافع اختيار البحث وأهميته وأهدافه :

1.2 . دوافع اختيار البحث :

لقد تم اختيار هذا الموضوع نظراً للاعتبارات التالية :

- الحاجة المُحّة إلى توفير أدوات قياس مكيفة على المجتمع الجزائري بهدف التوصل إلى نتائج موضوعية يمكن على أساسها اتخاذ القرارات السليمة.



- قلة الدراسات الأكاديمية المتخصصة التي تُعنى بدراسة القدرات العقلية وقياسها في الجزائر لاسيما في مجال التوجيه والإرشاد المدرسي والمهني.
- الحاجة الماسة لترشيد السياسات التربوية والجامعية، خاصة في جوانب التوجيه المدرسي والجامعي.

- المساهمة في تنوع بحوث تقنين اختبارات القدرات العقلية من خلال تبني مقاربة إحصائية متماشية مع الأطر النظرية الأكثر حداثةً.

2.2 أهمية البحث وأهدافه :

تتمثل أهمية هذا البحث فيما يلي:

1- كونه الأول محلياً -على حد علم الباحث- الذي تناول دراسة الخصائص السيكومترية لرائز القدرة غير اللفظية (الشكل G) على عينة من تلاميذ الطور الثانوي الجزائريين.
2- تنوع وسائل قياس الذكاء المقننة على المجتمع الجزائري لمساعدة مسيري الموارد البشرية والقائمين على توجيه التلاميذ الجزائريين في عملية اتخاذ القرار، إذ أصبح من الضروري في المجال التربوي التعرف على التلاميذ الذين يتميزون بأعلى القدرات العقلية وتشخيص أولئك الذين يعانون من صعوبات في التعلم، كما قد تمكن مثل هذه الأداة التلاميذ من التنبؤ بمدى نجاحهم في تخصصات جامعية معينة. ويمكن حصر أهداف البحث في :

1- التعرف على مستويات الخصائص السيكومترية التي تميز رايئز القدرة غير اللفظية NNAT (الشكل G) المعاد تقنيه في المجتمع الجزائري.

2- معرفة أبعاد الرايئز NNAT (الشكل G) المُعاد تقنيه على المجتمع الجزائري التي انبثقت عن الدراسة السيكومترية.

3- تحديد علاقة بعض المتغيرات الفردية للعينة بمستوى الذكاء العام.

3 . نبذة تاريخية عن الرايئز وبنوده الفرعية :

يعتبر رايئز القدرة غير اللفظية لمانجلييري موضوع البحث اختباراً للعامل G و للذكاء السائل يهدف إلى تقييم القدرات الفكرية غير اللفظية.

تم تطوير اختبار NNAT (*Naglieri Non verbal Aptitude Test*) في ثمانينات القرن العشرين و هو عبارة عن تعديل وإضافة لاختبار المصفوفات المتماثلة (MAT) لمانجلييري 1985 الذي نُشر في الولايات المتحدة الأمريكية لكنه لم يتم تكييفه في فرنسا و يعتبر اختباراً للاستدلال غير اللفظي شبيه بمصفوفات رافن لكنه مُعد للأطفال من سن 5 سنوات إلى سن 17 سنة.



(manuel NNAT,p.12)

تم نشر اختبار NNAT في الولايات المتحدة الأمريكية في عام 1996 و تكييفه في فرنسا في عام 1998 حيث تم الإبقاء على نفس البنود و حافظ الاختبار على شكله الأصلي. إن ما يميز هذا الاختبار أنه بالإضافة إلى حساب الدرجة الكلية يتيح إمكانية حساب درجات فرعية على أساس فئات البنود و التي تنقسم إلى مجموعات هي:

- ° بنود تنتم النمط (PC) حيث يعمل المجيب على إيجاد الجزء المفقود من الصورة العامة للبنود و يشمل هذا الاختبار الفرعي كل أشكال الاختبار ما عدا الشكل G.
- ° بنود الاستدلال التماثلي (RA) حيث يعمل المجيب على اكتشاف العلاقات المنطقية بين مختلف الأشكال الهندسية و يشمل هذا الاختبار الفرعي كل أشكال الاختبار.
- ° بنود الاستدلال التسلسلي (SR) حيث يعمل المجيب على فهم المنطق الذي تقوم عليه المتتالية و يشمل هذا الاختبار الفرعي كل أشكال الاختبار ما عدا الشكل A.
- ° بنود التمثيل المكاني (SV) و التي تستوجب الجمع بين رسمين و يشمل هذا الاختبار الفرعي كل أشكال الاختبار ما عدا الشكلين A و B.

إن مهمة الاختبار تتمثل في التوصل من بين عدة اقتراحات إلى الجزء الذي يُتم السلسلة المقترحة و هو اختبار بتوقيت محدد يتكون من 07 أشكال بـ 38 بنداً حسب المستوى الدراسي.

4 . البيانات المستخدمة :

عينة البحث عشوائية بسيطة تمثلت في 243 تلميذ و تلميذة يزاولون دراستهم الثانوية في مدينة سيدي بلعباس و موزعين على ثانويتي مفتاحي محمد و ميلوى معاشو كما هو مبين في الجدول 1

الجدول 1: توزيع عينة الدراسة حسب الثانوية

النسبة	عدد التلاميذ	الثانوية
76.95%	187	مفتاحي محمد
23.05%	56	ميلوى معاشو
100%	243	المجموع



يتوزع أفراد العينة حسب متغير الجنس كما هو مبين في الجدول رقم (2)

الجدول 2: توزيع عينة الدراسة حسب متغير الجنس

النسبة	التكرارات	الجنس
%44.03	107	الذكور
%55.96	136	الإناث
%100	243	المجموع

كما يتوزع أفراد العينة حسب متغير الشعبة كما هو مبين في الجدول رقم (3)

الجدول 3: توزيع عينة الدراسة حسب متغير الشعبة

النسبة	التكرارات	الشعبة
%23.86	58	علوم تجريبية
%16.04	39	رياضيات وتقني رياضي
%17.69	43	آداب وفلسفة
%13.16	32	لغات أجنبية
%16.87	41	جذع مشترك علوم وتكنولوجيا
%12.34	30	جذع مشترك آداب
%100	243	المجموع

. المنهجية المتبعة :

تتمثل المنهجية المتبعة لإعداد هذا البحث في تجسيد بعض مراحل إعادة تقنين جزئي للرائز المستهدف حيث يمكن تلخيصها فيما يلي:

* المرحلة الأولى و تتمثل في ملاحظة أن فقرات الاختبار محايدة ثقافياً حيث تتكون هذه الفقرات من مصفوفات يجب إتمامها بالمصفوفة المناسبة من بين عدة اقتراحات وفق قاعدة منطقية معينة تتطلب مجهوداً استدلالياً منطقياً يتدرج في الصعوبة.

* بعد ذلك كان لابد من التأكد من أحادية البعد المقاس إذ أنه حسب hambleton et al (1991) لابد من التأكد من صحة افتراض أحادية البعد المقاس قبل تقدير معاملات



المطابقة لنماذج السمات الكامنة، وقد تم ذلك عن طريق القيام بالتحجيم متعدد الأبعاد عن طريق المبرمج SPSS22 وباستعمال برنامج ALSCAL.

* بعد التأكد من أحادية البعد المقاس تم المرور إلى عملية تقدير معاملات المطابقة مع إحدى نماذج السمات الكامنة التي تم حصرها في النموذج ثلاثي المَعْلَمَة إذ كما أشار hambleton et al (1991) فإن هذا النموذج يُفيد في حالة الفقرات متعددة الاختيار وهو ما ينطبق على اختبار ناجلييري موضوع البحث.

* في هذه المرحلة تم رسم المنحنيات المميزة ومنحنيات المعلومة لفقرات الاختبار و حساب قيم مَعْلَمَات نموذج السمة الكامنة (الصعوبة والتمييز والتخمين) ومدى تفسيرهم لطبيعة استجابات الأفراد.

* تم في هذه المرحلة التأكد من ثبات الاختبار واتساقه الداخلي.

* تم في هذه المرحلة دراسة الارتباطات بين المجموعات الفرعية لعينة التقنين حسب مختلف متغيرات فرضيات البحث (الجنس والشعبة).

* تم في هذه المرحلة التأكد من صدق الاختبار عن طريق حساب مختلف المؤشرات ذات الصلة وإعطاها التفسير الإحصائي المناسب لها وقد تم اعتماد طرق الصدق التنبؤي والتلازمي والتكويني حيث تم استعمال في هذا الأخير المبرمج الحر noharm في صيغته الرابعة.

أ- لقد تم تحقيق التحجيم متعدد الأبعاد لفقرات الرائز NNAT (الشكل G) باستعمال برنامج ALSCAL المدمج في حزمة SPSS22 وينبني هذا التحجيم على مصفوفة التباينات التي تحتوي على ارتباطات بيرسون لما بين الفقرات.

ويظهر من الجدول رقم (4) أن مؤشرات عدم المطابقة حسب عدد الأبعاد لا تُحسن إلا بشكل طفيف تمثيل التقارب بين الفقرات في منظور أكثر من بعدين وهو ما يؤكد تفضيل التحجيم ثنائي البعد. (Tournois et Dickes, 1993).

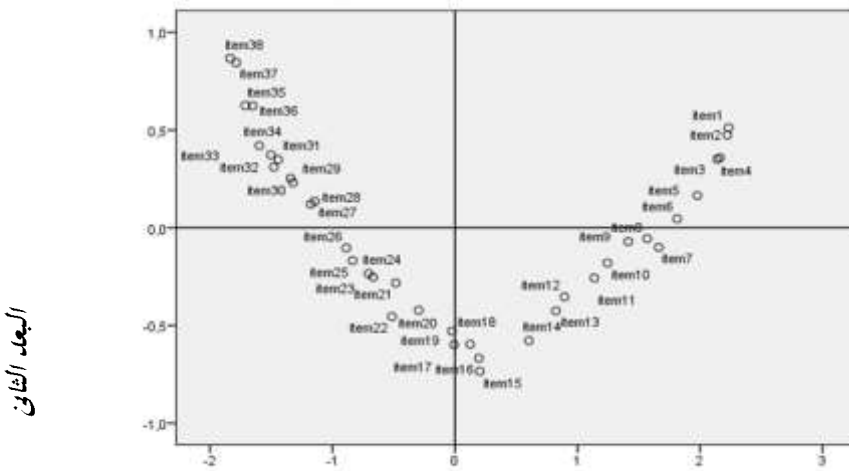
الجدول 4 : مؤشرات المطابقة لتموضع الفقرات

عدد الأبعاد	stress	RSQ
1	08558.	.97791
2	08712.	.97459
3	06311.	.98497
4	05231.	.98861
5	04333.	.99149

.99253	03873.	6
--------	--------	---

إن بنية الفقرات تأخذ بوضوح شكل حدوة حصان (الشكل 1)، إن هذه الصورة في شكل حرف U تدل حسب تورنوا و ديكس (Tournois et Dickes,1993) على منحى استمراري و يُمثل تقوُّسُهُ الدائري بُنيته ثنائية البعد حيث أحترمت جميع مُقَدِّدات التباين و على خلفية ذلك يُمكننا ملاحظة أن الفقرات تتدرج وفق صعوبتها. إن هذا يعني أن إعطاء إجابة صحيحة من الفرد المفحوص عن فقرة ما يُوفر إمكانية التنبؤ بصحة إجابته عن الفقرة التي تليها مباشرة. إن الحالة سابقة الذكر تُعتبر حالة خاصة حيث يأخذ التحجيم صورة U في فضاء ذي بعدين و هو ما يفرض تحديد بُعديَّة الفضاء ببعدين واحد. (Paré,2007,p78).

الشكل 1 : شكل الفقرات في فضاء ثنائي البعد في عينة الدراسة



ب- تم الاعتماد على معياري المعلومات (AIC)akaike و (BIC)bayes التي تستعمل طريقة أقصى احتمال (*maximum de vraisemblance*) لتقدير معاملات المطابقة مع النموذج ثلاثي المَعْلَمَة كما هو مُدَوَّن في الجدول رقم (5).

الجدول 5 : نتائج مطابقتي البعد الأول تجابه للفقرة ثلاثي المَعْلَمَة

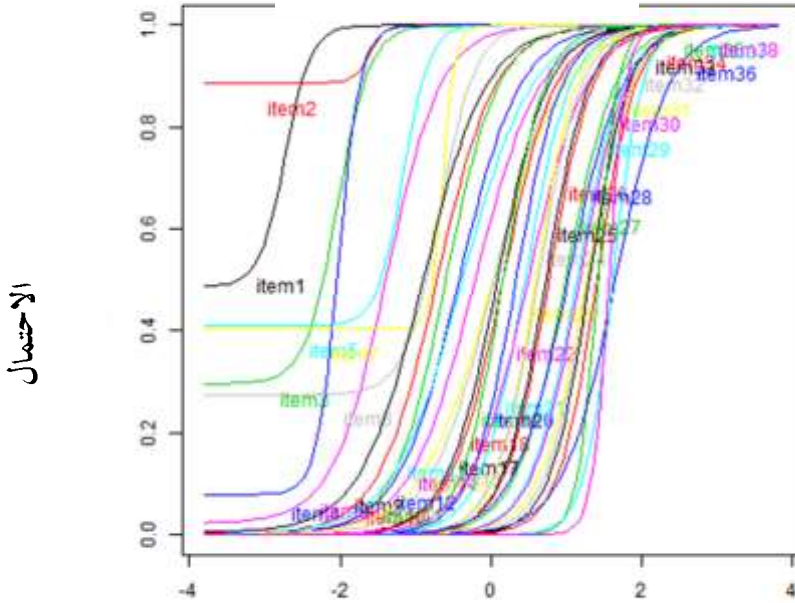
القيمة	معياري المعلومات
5519,790	AIC

5917,999

BIC

الشكل 2 : المنحنيات المميزة للفقرات في عينة الدراسة

المنحنيات المميزة للفقرات



ج- يُوضّح الشكل أن كل فقرة من فقرات رايان القدرة غير اللفظية NNAT (الشكل G) قادرة على التمييز بين أفراد العينة بما يتناسب مع الهدف من الاختبار، بالفعل تتميز المنحنيات المميزة للفقرات بانحدار شديد وهو ما يُعطيها قدرة تمييزية عالية، نلاحظ مثلاً أن الفقرات السهلة تتميز بقيم θ سالبة (تتجه نحو -4) و الفقرات المتوسطة الصعوبة تقترب قيم θ لديها من الصفر و تتميز الفقرات الصعبة **القدرة** بـ قيم θ موجبة (تتجه نحو +4) كما تم تدوين قيم الصعوبة والقدرة التمييزية والتخمين رقم(6).

تم رسم هذه المنحنيات باستعمال نظام الحزمة البرمجية SPSS22 التي أُدمجت فيها الحزمة Irm للمبرمج الحر R في صيغته 2.15.2 وتستعمل هذه الحزمة طريقة التقدير الهامشي



لأقصى احتمال (Marginal Maximum Likelihood Estimation) التي تناسب العينات العشوائية ذات التوزيع الاعتمادي المعياري.

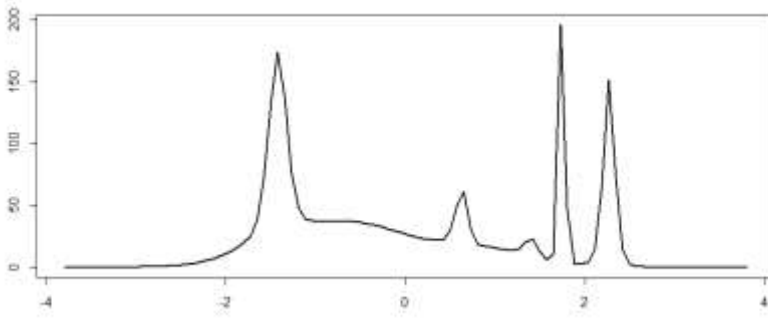
الجدول 6 : معاملات الصعوبة و القدرة التمييزية و التخمين لفقرات عينة الدراسة

رقم الفقرة	قيمة الصعوبة	القدرة التمييزية	التخمين	رقم الفقرة	قيمة الصعوبة	القدرة التمييزية	التخمين
01	-2.733	5.832	.487	20	.331	3.325	.000
02	-1.616	10.137	.887	21	.449	3.331	.000
03	-2.036	4.729	.296	22	.492	2.613	.000
04	-2.021	7.025	.079	23	.594	3.718	.000
05	-1.170	5.820	.410	24	.622	3.497	.000
06	-1.381	2.809	.023	25	.723	3.519	.000
07	-.641	11.909	.404	26	.763	3.428	.000
08	-.676	4.247	.275	27	.983	3.048	.000
09	-.900	2.393	.005	28	1.018	2.767	.000
10	-.717	2.582	.003	29	1.136	3.240	.000
11	-.599	2.879	.001	30	1.170	3.202	.000
12	-.424	2.484	.001	31	1.262	3.252	.000
13	-.382	2.167	.001	32	1.286	3.501	.000
14	-.213	2.324	.001	33	1.302	3.835	.000
15	-.026	2.133	.001	34	1.400	3.890	.000
16	-.033	2.427	.001	35	1.411	7.491	.000
17	-.084	2.986	.000	36	1.650	2.844	.000
18	-.157	2.884	.000	37	1.614	5.198	.000
19	-.157	3.609	.000	38	1.563	8.831	.000

و لمعرفة في أي جزء من سلم القدرة يكون رايز القدرة غير اللفظية NNAT (الشكل G) أكثر إعلماً تم رسم منحنى دالة المعلومة للاختبار كما هو مبين في الشكل رقم (2).

الشكل 2 : منحنى دالة المعلومة في عينة الدراسة

المعلومة



نلاحظ من الشكل أن القوة ا القدرة ب مستويات القدرة مع ملاحظة أن المجال [2,5+, 2-] تتعاضم فيه هذه القوة الإعلامية و تصل ذروتها في المجالين [2-، 1-]، [2,5+, 1+]، و تتأكد هذه الملاحظات بالنظر أيضاً إلى قيم الخطأ المعياري لفقرات الاختبار حيث تتغير هذه القيم من فقرة لأخرى حسب سلم القدرة خلافاً للنظرية الكلاسيكية للقياس حيث يكون الخطأ المعياري موحداً.

د- ثبات الاختبار و اتساقه الداخلي

كما تمت الإشارة إليه عند التطرق إلى التحجيم متعدد الأبعاد فإن تَمَوُّع الفقرات مرتبط بصعوبتها (P) وهذه الأخيرة تُؤثر في قيمة التباين (σ^2) و علماً أن نطاق التباين يُؤثر في الارتباط بين متغيرين لابد أن ثمة صلة بين الارتباطات "فقرة-اختبار" (r_{ii}) و التباينات و كذا المتوسطات (μ). إن كل هذه القيم تم جمعها في الجدول رقم (7) و أُضيفت لها قيم α كرونباخ بحذف الفقرة والتشعب بالعامل الأساسي ونسب الإجابات الصحيحة (P).

الجدول 7 : قيم نسبة الصعوبة، المتوسط، التباين، الارتباط فقرة-اختبار، الثبات و

التشعب بالعامل الأساسي في عينة الدراسة

الفقرة	P	μ	σ^2	r_{ii}	α بحذف الفقرة	التشعب بالعامل الأساسي	الفقرة	P	μ	σ^2	r_{ii}	α بحذف الفقرة	التشعب بالعامل الأساسي
1	99.6	1.00	.004	.11	.95	.11	20	46.1	.46	.249	.78	.95	.80
2	99.2	.99	.008	.13	.95	.14	21	42.8	.43	.246	.78	.95	.80



.76	.95	.74	.244	.42	41.6	22	.28	.95	.26	.028	.97	97.1	3
.79	.95	.77	.238	.39	38.7	23	.31	.95	.30	.036	.96	96.3	4
.78	.95	.76	.236	.38	37.9	24	.42	.95	.40	.076	.92	91.8	5
.77	.95	.75	.228	.35	35.0	25	.49	.95	.47	.109	.88	87.7	6
.77	.95	.74	.225	.34	33.7	26	.54	.95	.52	.135	.84	84.0	7
.68	.95	.65	.201	.28	27.6	27	.57	.95	.54	.152	.81	81.5	8
.69	.95	.66	.197	.27	26.7	28	.60	.95	.57	.174	.78	77.8	9
.66	.95	.63	.178	.23	23.0	29	.64	.95	.61	.193	.74	74.1	10
.64	.95	.61	.174	.22	22.2	30	.67	.95	.64	.204	.72	71.6	11
.60	.95	.57	.157	.19	19.3	31	.68	.95	.65	.223	.67	66.7	12
.61	.95	.58	.152	.19	18.5	32	.67	.95	.65	.228	.65	65.0	13
.59	.95	.56	.146	.18	17.7	33	.69	.95	.67	.239	.61	60.9	14
.56	.95	.53	.127	.15	14.8	34	.69	.95	.66	.249	.54	54.3	15
.51	.95	.48	.109	.12	12.3	35	.73	.95	.70	.249	.54	54.3	16
.48	.95	.45	.096	.11	10.7	36	.77	.95	.75	.250	.53	46.9	17
.41	.95	.39	.069	.07	7.4	37	.75	.95	.73	.251	.51	49.0	18
.38	.95	.35	.055	.06	5.8	38	.80	.95	.78	.251	.51	49.0	19

بالإضافة إلى ذلك كله فإن قيمة معامل α كرونباخ لاختبار القدرة غير اللفظية NNAT (الشكل G) = .95. وهي قيمة جد مُرضية إذ أنه حسب نونالي (1978) يجب أن تكون هذه القيمة تساوي على الأقل 0.70. كما أن قيمة معامل Split-Half (التجزئة النصفية) المُصحح بقانون سبيرمان بارون = .855. وهي قيمة مُرضية أيضاً. وهو ما يدفعنا إلى تأكيد ثبات الاختبار.

يحتوي الجدول رقم (8) على الارتباطات بين الارتباطات "فقرة-اختبار" و تباينات الفقرات و المتوسطات ويُفسر الارتباط القوي بين الارتباطات "فقرة-اختبار" و تباينات التغيرات في الارتباطات "فقرة-اختبار" وهو ما يدل على أنه كلما زاد تباين الفقرة زادت قوة ارتباطها بالدرجة الخام للاختبار وعبارة أخرى ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية للاختبار يعتمد على مدى تباين الفقرة ذاتها بخلاف متوسط الفقرة الذي يبدو أثره ضعيف على الارتباطات "فقرة-اختبار".

الجدول 8 :ارتباطات بيرسون بين الارتباط فقرة-اختبار،التباين،المتوسط،

التشبعات بالعامل الأساسي في عينة الدراسة



التشبعات بالعامل الأساسي	μ	σ^2	r_{it}	ارتباط بيرسون
			1.00	r_{it}
		1.00	.96	σ^2
	1.00	.04	-.02	μ
1.00	-.04	.96	.99	التشبعات بالعامل الأساسي

و يظهر من الجدول رقم (8) أيضاً أن تباين الفقرات جد مهم لتفسير التشبعات بالعامل الأساسي بسبب قيمة الارتباط القوي 96. و لا يمكن قول نفس الشيء بالنسبة للمتوسطات بسبب القيمة الضعيفة للارتباط. و نستنتج مما سبق أن الاختبار يتمتع باتساق داخلي جيد في عينة الدراسة.

هـ- الارتباطات بين المجموعات الفرعية

*حسب متغير الجنس : يظهر من الجدول رقم (9) أنه لا توجد أي فقرة متأثرة بمتغير الجنس حيث بلغت قيمة ارتباط بيرسون لمؤشرات دالتا (δ) 91. و هي قيمة دالة إحصائياً عند مستوى 0.01.

الجدول 9 : ارتباطات بيرسون لمؤشرات دالتا بين الذكور والإناث

الإناث	الذكور	ارتباط بيرسون
**91	1	الذكور
1	**91	الإناث

ملاحظة: تم حساب مؤشرات دالتا وفق المعادلة التالية: $\delta = 13 + (4 \times Z)$

حيث تمثل Z الدرجة المعيارية لنسبة الإجابة الصحيحة.

* الارتباطات حسب متغير الشعبة :

الجدول 10: ارتباطات بيرسون لمؤشرات دالتا بين الشعب

جذع مشترك آداب	جذع مشترك علوم وتكنولوجيا	لغات أجنبية	آداب وفلسفة	رياضيات و تقني رياضي	علوم تجريبية	ارتباط بيرسون
					1	علوم تجريبية

				1	98.**	رياضيات وتقني رياضي
		1		88.**	.89**	آداب وفلسفة
	1		98.**	.90**	.89**	لغات أجنبية
	1	88.**	.89**	.95**	.95**	جذع مشترك علوم
1	92.**	.98**	.97**	.87**	.87**	جذع مشترك آداب

يوضح الجدول رقم (10) مجموع ارتباطات بيرسون لمؤشرات دالتا (δ) بين مختلف الشعب لأفراد العينة و جاءت هذه الارتباطات كلها دالة إحصائياً عند مستوى 0.01 كما أن متوسط الارتباطات بلغ 92. وهو أيضاً دال إحصائياً عند مستوى 0.01. ونستخلص مما سبق أن فقرات الاختبار غير متأثرة بعامل الشعبة. و- صدق الاختبار:

يُعتبر الصدق الميزة الأساسية الواجب مراعاتها عند تصميم أي اختبار (Angoff, 1988) و يترتب على صدق الاختبار التفسير الذي تُعطيه لدرجات الاختبار و مصداقية الاستنتاجات و التشخيصات و كذا القرارات التي قد تُبنى على هذه الدرجات (Messik, 1995). سيتم في هذه الفقرة دراسة صدق الرائز NNAT (الشكل G) بثلاث طرق مختلفة و هي : الصدق التنبؤي، الصدق التلازمي و الصدق التكويني.

* الصدق التنبؤي:

من أهداف تصميم الرائز NNAT توفير أداة جيدة للتنبؤ بالنجاح في الدراسات العليا و على هذا الأساس كان من المفيد معرفة مدى ارتباط الدرجات الخام لهذا الاختبار مع درجات الاختبارات التحصيلية لبعض أفراد العينة.

وقد تمكن الباحث من الحصول على معدلات التلاميذ السنوية في مادة الرياضيات لـ 69 تلميذ من أفراد العينة تم بعد ذلك حساب ارتباطات بيرسون بين الدرجات الخام للرئز NNAT (الشكل G) و معدلات مادة الرياضيات و جاءت نتائج هذه الارتباطات كما هو مبين في الجدول التالي :

الجدول 11 : ارتباطات بيرسون بين الدرجات الخام و المعدلات التحصيلية (ن=69)

ارتباطات بيرسون	الدرجات	م.س مادة الرياضيات
-----------------	---------	--------------------



	الخام	
.78**	1	الدرجات الخام (ن=69) المتوسط = 18.05 الانحراف المعياري = 9.12
1	78.**	م.س مادة الرياضيات (ن=69) المتوسط = 11.67 الانحراف المعياري = 2.71

و الملاحظ من الجدول أن ارتباط بيرسون بين الدرجات الخام و المعدل السنوي مادة الرياضيات يساوي 0.78. و هو دال إحصائياً عند مستوى 0.01. و هو ما يساعدنا على استخلاص أن الرائز NNAT (الشكل G) يُعد أداة جيدة للتنبؤ بالنجاح في الدراسات العليا.
* الصدق التلازمي:

لما كان الهدف من تصميم الرائز NNAT (الشكل G) هو إنتاج أداة تُقيّم الذكاء السائل عن طريق قياس القدرة على الاستدلال المنطقي كان لابد من التفكير في مدى ارتباط هذه الأداة بأدوات أخرى تقيس الذكاء السائل أو الذكاء العام إذ حسب Gustafsson (1984) فإن عامل الذكاء السائل و العامل العام للذكاء g يكادان يتماثلان تماماً. و سيتم في هذه المرحلة معرفة مدى ارتباط الرائز NNAT (الشكل G) بالرئز D2000 الذي يقيس الذكاء العام. لقد تم تطبيق رائز D2000 على نفس عينة الطلاب المتكونة من 69 فرداً و تم حساب ارتباطات بيرسون بين الدرجات الخام المُحصَل عليها في كل من الرائز NNAT (الشكل G) و الرائز D2000 و جاءت النتائج كما هو موضح في الجدول الموالي:

الدرجات الخام D2000	الدرجات الخام NNAT (الشكل G)	ارتباطات بيرسون
.85**	1	الدرجات الخام NNAT (الشكل G) (ن=69) المتوسط = 18.05 الانحراف المعياري = 9.12



1	85.**	الدرجات الخام D2000 (ن=69) المتوسط = 21.42 الانحراف المعياري = 7.68
---	-------	--

الجدول 12 : ارتباطات بيرسون بين الدرجات الخام للرائزين NNAT (الشكل G) و D2000 يتبين من الجدول رقم (12) أن معاملات الارتباط بين الرائز NNAT (الشكل G) و الرائز D2000 دالة إحصائياً عند مستوى 0.01 مما يُشير إلى صدق الرائز NNAT (الشكل G).
* الصدق التكويني:

لقد تم حساب صدق الاختبار باستخدام التحليل العاملي اللاخطي و باستعمال برنامج noharm في صيغته الرابعة و هو البرنامج الذي يقوم بالتحليل العاملي الاستكشافي و التوكيدي وكان الهدف من هذه الخطوة التأكد مرةً أخرى من أحادية البعد المقاس.
إن اختيار التحليل العاملي اللاخطي يعود إلى كونه الأكثر مناسبةً للمعطيات ذات الإجابة الثنائية. (الإجابة المُعَبَّر عنها بالقيم 1 أو 0).

* تقديم لنماذج التحليل العاملي اللاخطي:

إن نماذج التحليل العاملي اللاخطي للمتغيرات الثنائية تفترض عملية استجابة غير مُلاحظة مباشرةً و إذا ما رمزنا لها بـ Y_{ij} فهي تتعلق بالفرد i و الفقرة j و هي مُعرَّفة في شكل تركيبة خطية متكونة من مجموعة متغيرات كامنة (عددها m) و يُرمز لها بـ θ_{ki} ذات توزيع طبيعي و موزونة بالتشبعات λ_{jk} وفق المعادلة التالية :

$$Y_{ij} = \lambda_{j1}\theta_{1i} + \lambda_{j2}\theta_{2i} + \dots + \lambda_{jm}\theta_{mi} + \delta_i$$

إن نماذج التحليل اللاخطي هذه تفترض وجود متغير مستمر Y_{ij} غير قابل للملاحظة و ثنائي القيمة حيث تأخذ هذه الأخيرة إحدى الدرجتين الملاحظتين 1 أو 0 وفق ما إذا كان مستوى كفاءة الفرد المفحوص أقل أو أعظم من عتبة معينة γ_j للفقرة j كما يلي :

$$x_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{ij} \geq \gamma_j \\ 0 & \text{si } Y_{ij} < \gamma_j \end{cases}$$

إن هذا النموذج ذو الحنيرة الطبيعية (l'ogive normale) التي تم اقتراحه من طرف McDonald (1967، 1982، 1997) يَنبني على دالة التكرارات المتجمعة $N(\cdot)$ و على مبدأ



استقلالية الموضوع الضعيفة و تمثل المعلومات المحللة من خلال هذا النموذج تلك التي
يحتويها ناتج ضرب مصفوفة المعطيات الثنائية للعينه في معكوسها.
و يحدد هذا النموذج احتمال إعطاء إجابة صحيحة من الفرد i على الفقرة j بالمعادلة
التالية:

$$P(x_{ij} = 1|\theta_i) = N(\beta_{j0} + \beta_{j1}\theta_{1i} + \dots + \beta_{jk}\theta_{ki})$$

حيث β_{jk} هو عنصر المصفوفة ذات البنية $B = [\beta_{jk}]$ ذات k عوامل معيارية θ_{ki} .
و يمكن تمثيل هذا النموذج في شكل انحدار كثير حدود لا متناهي للمعطيات على العوامل
يقترَب من طريقة المربعات الصغرى (*méthode des moindres carrées*).
لقد أثبت ماكدونالد أنه بالإمكان استنتاج مَعْلَمَات العتبة γ_j (المُعَبَّر عنها بالصعوبة) وتشبعات
الفقرات λ_{jk} انطلاقاً من تقدير المَعْلَمَات β_{jk} والتباينات المشتركة بين العوامل.
إن كل هذه المَعْلَمَات يمكن تقديرها باستعمال المبرمج *noharm* المصمم من طرف *Fraser et*
McDonald (1988) والقائم على الطريقة التقديرية للمربعات الصغرى غير الموزونة (*ULS*).
إن هذه الطريقة تتميز بالقوة وكونها غير حساسة لعدم احترام فرضية اعتدال محور السمة
الكامنة. كما أن تحديد بُعديّة المعطيات من خلال هذه الطريقة يركز على الاستعراض المُقارن
لبواقى التباينات المشتركة بين الفقرات.

نتائج تطبيق المبرمج *noharm4* على معطيات عينة الدراسة:

مُدخلات المبرمج:

عدد الفقرات=38

عدد الأبعاد=1

عدد الأفراد=243

المصفوفة المُدخلة: القيم الثنائية (0 أو 1) لاستجابات الأفراد.

قيم التخمين تتراوح بين القيمة 0 و القيمة 0.5.

أهم مخرجات المبرمج:



أولاً: الجذر التربيعي لمتوسط الخطأ المربع (root mean square residual)=

0.0084713

وتُقارن هذه القيمة بالخطأ المعياري النموذجي للبواقي و الذي يُحسب بالصيغة التالية:

$$4 \times \frac{1}{\sqrt{n}}$$

حيث يمثل n حجم العينة.

وتُقدر هذه القيمة بالنسبة للعينة الاستطلاعية بـ 0.256

و نلاحظ أن قيمة الجذر التربيعي لمتوسط الخطأ المربع أصغر بكثير من قيمة الخطأ المعياري النموذجي للبواقي و هو ما يدل على عدم تلوث النموذج المقترح بأبعاد أخرى غير البعد المهمين الوحيد.

ثانياً: مؤشر تانكا لجودة المطابقة (Tanaka index of goodness of fit)

=0.9896868

وهي قيمة جيدة إذ يعتبر ماكدونالد (McDonald,1999,p84) أن المطابقة جيدة إذا

كانت قيمة GFI أكبر من 0.95 و مقبولة إذا كانت قيمة GFI أكبر من 0.90.

ثالثاً: فحص مصفوفة بواقي التباينات المشتركة بهدف التأكد من افتراض استقلالية

الموضع إذ حسب فرازر (Fraser,1988) فإن فحص هذه التباينات يُمكن من التعرف على

الفقرات التي لا تتطابق مع النموذج و بالتالي استنتاج وجود أبعاد أخرى غير البعد الوحيد

المهمين المفترض وجوده في النموذج. وعند الفحص الدقيق لهذه المصفوفة يتبين عدم وجود

بواقي تباينات مشتركة مرتفعة و هو ما يدل على أحادية بعد الرائز NNAT (الشكل G). بالإضافة

إلى ما سبق فإن معاملات التشيع الناتجة عن التحليل العاملي التوكيدي أفرزت القيم المبينة

في الجدول رقم (13).

الجدول 13 : تشيعات الفقرات بالعامل الأساسي في عينة الدراسة

الفقرة	التشيع بالعامل الأساسي	الفقرة	التشيع بالعامل الأساسي
1	1.000	20	0.954
2	1.000	21	0.947
3	1.000	22	0.909



0.949	23	1.000	4
0.942	24	1.000	5
0.939	25	1.000	6
0.943	26	1.000	7
0.864	27	1.000	8
0.878	28	0.871	9
0.872	29	0.884	10
0.855	30	0.891	11
0.827	31	0.863	12
0.854	32	0.841	13
0.831	33	0.849	14
0.831	34	0.826	15
0.799	35	0.874	16
0.787	36	0.924	17
0.764	37	0.897	18
0.757	38	0.961	19

كما يظهر من الجدول رقم(13) فإن المستوى العالي لتثبع الفقرات بالعامل الأساسي يدل على وجود بعد واحد مهمين.

6. تفسير ومناقشة نتائج اختبار فرضيات البحث

1.6. تفسير ومناقشة نتائج اختبار الفرضية الأولى

أسفرت النتائج على تحقق كلي لهذه الفرضية، حيث أثبتت نتائج الدراسة على تمتع الاختبار بخصائص سيكومترية جيدة بعد تطبيقه على تلاميذ الطور الثانوي لمدينة سيدي بلعباس. وتمتع الاختبار بمؤشرات جيدة تدل على الصدق بكل أنواعه، ففي الصدق التنبؤي بلغت قيمة معامل ارتباط بيرسون بين الدرجات الخام للطلبة ومعدلاتهم التحصيلية 0.78 و هو دال إحصائياً عند مستوى 0.01 (جدول رقم 11). أما في الصدق التلازمي فقد بلغ معامل



الارتباط بين الرائز NNAT (الشكل G) و الرائز D2000 الذي يقيس الذكاء العام 0.85 (دال إحصائياً عند مستوى 0.01، الجدول رقم 12). أما في الصدق التكويني فقد نتج عن التحليل العاملي اللاخطي الاستكشافي و التوكيدي بُعد واحد مهيمن حيث تراوحت تشبعات الفقرات عليه من 0.75 إلى 0.95. أما بالنسبة للثبات فقد تم قياسه بواسطة طريقتين و دلت النتائج على درجة عالية من الثبات، فباستخدام طريقة ألفا كرونباخ تم الحصول على القيمة 0.95 كما تم الحصول باستخدام طريقة splitt-half على القيمة 0.855.

كما تجدر الإشارة إلى أن منحى دالة المعلومة (الشكل رقم 2) يثبت بأن الاختبار يتمتع بقوة إعلامية عالية في جميع مستويات القدرة و هو ما يُعتبر في نظرية الاستجابة للفقرة دليل على ثبات الاختبار. و في جانب الاتساق الداخلي للاختبار يظهر من الجدول رقم (7) أن جميع الارتباطات فقرة-اختبار فاقت القيمة 0.20 باستثناء الفقرتين الأولى و الثانية علماً أن قيمة الارتباط تكون مقبولة إذا اقتربت من أو فاقت 0.20 و الملاحظ على الفقرتين الأولى و الثانية أنهما الأكثر سهولة و تُشكلان بذلك مدخل المجيب عن الاختبار لإتمام باقي الفقرات. كما تُبين قيم الارتباطات العالية في الجدول رقم (8) أنه كلما زاد تباين الفقرة زادت قوة ارتباطها بالدرجة الخام للاختبار و بعبارة أخرى ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية للاختبار يعتمد على مدى تباين الفقرة ذاتها و هو ما يُبين أن الاختبار يتميز بالاتساق الداخلي.

2.6. تفسير و مناقشة نتائج اختبار الفرضية الثانية

و قد أسفرت النتائج عن تحقق كلي لهذه الفرضية حيث تم إثبات أن الاختبار يقيس بعداً واحداً مهيماً هو القدرة غير اللفظية على الاستدلال كعامل أساسي لتقييم الذكاء السائل مع الأخذ في عين الاعتبار عامل سرعة المعالجة لكون الإجابة عن فقرات الاختبار محددة زمنياً. و في هذا الصدد لا بد من الإشارة إلى أنه مع وجود بعد واحد مهيمن فإن سرعة المعالجة لا تمثل إلا جزءاً بسيطاً من التباين.

بالفعل لقد استنتج كل من كيلونان و كريستال (1990, Kyllonen et Christal) أن القدرة على الاستدلال تُماثل تقريباً قدرة الذاكرة العاملة كما يَبَيِّن كل من آنجل و تيهولسكي (Engle, Tuholski, Laughlin et Conway, 1999) العلاقة القوية بين العامل العام لاختبارات الذاكرة العاملة و عامل الذكاء السائل و أضف كل من كونواي و كوان (Conway, Cowan, 2002) أن هذه العلاقة القوية بين الذاكرة العاملة و عامل



الذكاء السائل لا يمكن تفسيرها بعاملية فترة الذاكرة قصيرة المدى (التي تطابق القدرة على التخزين في الذاكرة) ولا من خلال سرعة المعالجة.

لقد تم إثبات أحادية البعد من خلال التحجيم متعدد الأبعاد حيث يظهر من الشكل رقم (1) أن بنية الفقرات تأخذ شكل الحرف U (حدوة حصان) وهي حالة خاصة تدل على منحى استمراري وتدرُّج الفقرات وفق صعوبتها من الأسهل إلى الأصعب كما تدل على أحادية البعد من ناحية أخرى فإن مطابقة معطيات الدراسة مع نموذج بيرنباوم ثلاثي المعلمة (الجدول رقم 4) يقتضي الامتثال لشروط أحادية البعد الذي تنص عليه نظرية الاستجابة للفقرة. وأخيراً فقد تم التأكد من أحادية البعد بعد القيام بالتحليل العاملي اللاخطي الاستكشافي والتوكيدي عن طريق المبرمج noharm4 حيث أثبتت جميع مخرجات المبرمج المطبق على عينة الدراسة تطابقها مع النموذج النظري للتحليل العاملي اللاخطي ودلت قيم هذه المخرجات بما لا يدع مجالاً للشك على أحادية البعد المقاس واستقلالية الموضوع.

3.6. تفسير ومناقشة نتائج اختبار الفرضية الثالثة

فيما يخص متغير الجنس فقد أسفرت النتائج عن تحقق الفرضية كما يتضح من الجدول رقم (9) حيث بلغت قيمة ارتباط بيرسون لمؤشرات دالتا (δ) 0.91. إن مسألة وجود فروق في القدرات العقلية بين الذكور والإناث لا تزال موضوع جدل حاد إلى يومنا هذا والكثير من الدراسات توصلت إما لعدم وجود فروق أو العكس وسنشير في هذا السياق إلى الدراسة التي قام بها كل من جيم فلين وليلا روسي كاس (Flynn et Rossi-casé, 2011) وخُلصت إلى أن الذكور والإناث تحصلوا على نسب ذكاء متساوية تقريباً في اختبار مصفوفات رافن المتتابعة بعد أن قام الباحثان بفحص عينات حديثة كان مصدرها خمس بلدان مختلفة.

و فيما يخص متغير الشعبة فقد أسفرت نتائج الدراسة عن تحقق هذه الفرضية، بالفعل يظهر من الجدول رقم (10) عدم وجود فروق دالة إحصائية بين الشعب الستة.

إن الهدف من إدراج متغير الشعبة هو بالإضافة إلى مقتضيات اختيار العينة المثلة تمثيلاً جيداً للمجتمع الأصلي إثبات أن هذا المتغير لا يؤثر في مستوى أداء التلاميذ عند إجابتهم عن فقرات الاختبار وأن الرانز NNAT (الشكل G) هو كباقي الاختبارات التي تُقيّم الذكاء السائل ضعيف التأثير بالمكتسبات المعرفية كمادة الرياضيات.

إن عامل الذكاء السائل حسب كارول يُشبع الاختبارات التي تتطلب الاستدلال وعموماً تلك التي تستدعي عمليات عقلية مُتحكم فيها بهدف حل مسائل جديدة لا تحتاج إلا قليلاً



للمعرفة. وهو ما يدعم النتائج التي توصلنا إليها من عدم وجود فروق بين التلاميذ في قدراتهم الاستدلالية حسب متغير الشعبة إلا أن هذا لا يعني عدم وجود فروق فردية بينهم في هذه القدرات شديدة التشعب يعامل الذكاء السائل المرتبط جزئياً بالأصول و الوراثة.(Cattell,1963,p5).

7. خاتمة والتوصيات:

أبرزت النتائج التي تم التوصل إليها في الدراسة الحالية مجموعة من الاستنتاجات نلخصها فيما يلي:

- * يتمتع الرائز NNAT(الشكل G) بخصائص سيكومترية جيدة بعد إعادة تقنينه جزئياً على تلاميذ الطور الثانوي لمدينة سيدي بلعباس.
- * نتج عن عملية إعادة التقنين الجزئي للاختبار بعد واحد مهيمن هو القدرة على الاستدلال المنطقي، إن هذا البعد هو ما يقيسه الاختبار أساساً بهدف تقييم الذكاء السائل وفق التصنيف الذي وضعه كارول حيث يقع عامل الاستدلال المنطقي في الطبقة الثالثة ويقع عامل الذكاء السائل في الطبقة الثانية.
- * أن المتغيرات الفردية المتمثلة في الجنس و الشعبة ليس لها تأثير على مستوى القدرة على الاستدلال في الحدود التي أجريت فيها هذه الدراسة.
- * صلاحية الاختبار للتنبؤ بالنجاح في الدراسات العليا المستقبلية وكذلك لتشخيص فئات ذوي صعوبات التعلم بهدف معالجتها.
- على ضوء ما تم التوصل إليه من نتائج في هذه الدراسة فإنه من الضروري تقديم بعض التوصيات والاقتراحات يمكننا إجمالها فيما يلي:
 - إمكانية إعادة تقنين شاملة لهذه الأداة (الرائز NNAT(الشكل G)) مع وضع معايير محلية تناسب البيئة الجزائرية وهو ما نعكف على انجازه في إطار تحضير أطروحة دكتوراه.
 - الاستعانة بهذه الأداة في مجالي التربية والتعليم وتسيير الموارد البشرية ولأسيما في عملية توجيه وإرشاد تلاميذ المؤسسات التربوية لمساعدتهم على اتخاذ القرار السليم ومرافقتهم بفعالية في بناء مشروعهم المدرسي والمهني.
 - أهمية إجراء المزيد من البحوث والدراسات في مجال قياس القدرات العقلية لأنه شديد التأثير في جميع مناحي الحياة البشرية لأسيما التربية والتعليم العالي وانتقاء وتوجيه الموارد البشرية.

7. قائمة المراجع:



1. المؤلفات

- 1- Angoff, W. H. (1984), *Scales, Norms, and Equivalent Scores*, Princeton, New Jersey, Educational Testing Service.
- 2- Cattell, R. B. (1963). *The nature and measurement of anxiety*. New York: W.H. Freeman.
- 3- Hambleton, R. K., Swaminathan, H., & Jane Rogers. H. (1991). *Fundamentals of Item Response Theory*. Newbury Park, CA.: Sage Publications, Inc.
- 4- Nunnally, J. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.
- 5- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: a unified treatment*. Abingdon on Thames, Taylor & Francis.
- 6- Tournois, J., & Dickes, P. (1993). *Pratique de l'échelonnement multidimensionnel: De l'observation à l'interprétation*. Bruxelles: De Boeck Université.
- 7- McDonald, R. P. (1967). *Nonlinear factor analysis* (Psychometrika Monograph No. 15). Richmond, VA: Psychometric Corporation.
<https://www.psychometricsociety.org/sites/main/files/file-attachments/mn15.pdf?1576607160>
2- المقالات و الدراسات:
- 1- Conway, A. R. A., Cowan, N., Bunting, M. F., Theriault, D. J., & Minkoff, S. R. B. (2002). *A latent variable analysis of working memory capacity, short-term memory capacity, processing speed, and general fluid intelligence*. *Intelligence*, 30, 163–183.
- 2- Engle, R. W., Tuholski, S. W., Laughlin, J. E., & Conway, A. R. A. (1999). *Working memory, short-term memory and general fluid intelligence: A latent variable approach*. *Journal of Experimental Psychology. General*, 128, 309 – 331.
<https://doi.org/https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0096-3445.128.3.309>
- 3- Flynn, J.R., & Rossi-Casé, L. (2011). *IQ gains in Argentina between 1964 and 1998*, *Intelligence*, 40, 145-150.
<https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.intell.2012.01.006>
- 4- Fraser, C., & McDonald, R. P. (1988). *NOHARM: Least Squares item factor analysis*. *Multivariate Behavioural Research*, 23, 267-269.
https://doi.org/https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2302_9
- 5- Gustafsson, J. (1984), *A unifying model for the structure of intellectual abilities*. *Intelligence*, 8, 179–203. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0160-2896\(84\)90008-4](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0160-2896(84)90008-4)



- 6- Kyllonen, P. C., & Christal, R. E. (1990). Reasoning ability is (little more than) working-memory capacity. *Intelligence*, 14, 389-433.
[https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0160-2896\(05\)80012-1](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0160-2896(05)80012-1)
- 7- McDonald, R. P. (1982). Linear versus nonlinear models in latent trait theory. *Applied Psychological Measurement*, 6, 379-396.
<https://doi.org/doi:10.1177/014662168200600402>
- 8- McDonald, R. P. (1997). Normal ogive multidimensional model. In W. J. Van der Linden, & R. K. Hambleton (Eds.), *Handbook of modern item response theory* (pp. 257-269). New York: Springer. https://doi.org/https://doi.org/10.1007/978-1-4757-2691-6_15
- 9- Messik, S. (1995). Validity of psychological assessment: Validation of inferences from person's responses and performances as scientific inquiry into score meaning. *American Psychologist*, 50(9), 741-749.
<https://doi.org/https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0003-066X.50.9.741>
- 3- الأطروحات
- 1- Paré, M. C. (2007) *Positionnement multidimensionnel : Concepts, théorie et applications*, Sherbrooke, Québec, Faculté des sciences Université de Sherbrooke. Retrieved from <https://core.ac.uk/download/pdf/51337687.pdf>

4- مراجع أخرى

- 1- Test N.N.A.T. (1998). *Manuel d'application*. Paris : E.C.P.A.