

مقارنة فاعلية طريقتي معادلة تكر وليفين باستخدام الجذع المشترك بين صورتني اختبار

تحصيلي في الرياضيات

ديالا صالح العلي

كلية التربية/ جامعة دمشق

dialaa778@gmail.com

تاريخ نشر البحث: 2024 / 11 / 28

تاريخ قبول النشر: 2024/7/9

تاريخ استلام البحث: 2024/6/26

المستخلص

يهدف البحث إلى مقارنة فاعلية طريقتي معادلة تكر وليفين باستخدام الجذع المشترك بين صورتني اختبار في الرياضيات للصف الرابع الابتدائي، والتحقق من دقة معادلة درجات صورتني الاختبار عندما يكون عدد فقرات الجذع المشترك الداخلي (1، 4، 7، 10) باستخدام طريقتي معادلة تكر وليفين. والإفادة من اختبار في الرياضيات لتلاميذ الصف الرابع الابتدائي صممه الباحثة في دراسة سابقة، طبق هذا الاختبار على عينة من تلاميذ الصف الرابع الابتدائي من مدارس محافظة دمشق للعام الدراسي 2023/2024، وبلغ أعداد أفراد العينة (1725) تلميذاً، واستخدمت الباحثة البرمجية الإحصائية (PIE) لإيجاد القيم المعادلة الناتجة وفقاً لطريقتي المعادلة.

أهم ما توصل إليه البحث:

- وجود فروق دالة إحصائية عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$) في متوسطات القيم المعادلة بطريقتي المعادلة تكر وليفين عندما كان عدد فقرات الجذع المشترك (4، 7، 10) لصالح طريقة معادلة ليفين، ولكن الفروق لم تكن ذات دلالة عندما كان الجذع المشترك فقرة واحدة.
- لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$) لعدد فقرات الجذع المشترك في قيم العلامات الخام المعادلة بين صورتين لاختبار في الرياضيات عند استخدام طريقتي المعادلة تكر وليفين.

الكلمات الدالة: المعادلة، طريقة تكر، طريقة ليفين، الجذع المشترك.

Comparing the Effectiveness of Tucker and Levine Equation Methods by Using Anchor Item between Two Forms of an Attainment Test in Mathematics

Diala Salh AL-Ali

Faculty of Education/ University of Damascus

Abstract:

The research aims to Comparing the Effectiveness of Tucker and Levine Equation Methods by Using Anchor Item between Two Forms of an Attainment Test in Mathematics for the fourth grade of primary school, and to verify the accuracy of equating the scores of the two test forms when the number of paragraphs of the internal Anchor Item is (1, 4, 7, 10) using the Tucker and Levine equation methods. A mathematics test for fourth-grade primary school students, designed by a researcher, was used in a previous study. This test was applied to a sample of fourth-grade primary school students from Damascus Governorate schools for the academic year 2023/2024. the number of sample members reached (1725) students. I also used statistical software (PIE) to find the resulting equivalent values according to the two equation methods.

122

Journal of the University of Babylon for Humanities (JUBH) is licensed under a

[Creative Commons Attribution 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)

Online ISSN: 2312-8135 Print ISSN: 1992-0652

www.journalofbabylon.com/index.php/JUBHEmail: humjournal@uobabylon.edu.iq

The most important findings of the research:

- There were statistically significant differences at the significance level ($\alpha=0.05$) in the averages of the equivalent values with the Tucker and Levine equation methods when the number of common trunk vertebrae was (4, 7, 10) in favor of the Levine equation method, but the differences were not significant when the common trunk was a vertebra. one.
- There are no statistically significant differences at the level of significance ($\alpha=0.05$) for the number of Anchor Item vertebrae in the values of the raw scores equivalent between two forms of a test in mathematics when using the Tucker and Levine equation methods.

Keywords: equation, Tucker's method, Levine equation, Anchor Item.

1- مقدمة البحث:

حظيت أدوات القياس النفسي والتربوي ومنها الاختبارات بأنواعها، باهتمام بالغ في سائر المجالات النفسية والتربوية، لتشكل إحدى الركائز الأساسية التي تسهم في تقدمه وتحقيق أهدافه، لذلك فإن فاعلية تلك الأدوات ومدى صلاحيتها لها الأثر الأكبر في تحقيق دقة القياس [1، ص9]

وتمكنت تلك الأدوات من تلبية حاجات وأغراض القياس كافة، كالحاجة إلى إجراء صور اختبارية مختلفة وبأوقات مختلفة، على أن تحوي المحتوى ذاته وبنفس مستوى الصعوبة وهذا ما يُعرف بمعادلة الاختبار Test/Equating، ولإجراء المعادلة بين نموذجين (صورتين) لنفس الاختبار يجب تطبيق النموذجين على عينة من الأفراد - حسب التصميم المناسب الذي يختاره - ثم تُجرى التحليلات الإحصائية المناسبة التي تمكن من تحويل العلامات من نموذج إلى آخر عندما يُطبق على أفراد أحد النموذجين [2، P126]، لذلك كان اللجوء إلى طرائق وأساليب إحصائية لمعادلة هذه الصور، فهناك العديد من طرائق المعادلة التي تتبع النظرية الكلاسيكية، وأخرى تتبع نظرية الاستجابة للمفردة، فمن الطرائق الأكثر استخداماً في النظرية الكلاسيكية: (طريقة تكر Tucker، وطريقة براون-هولند Brown-Holand، طريقة ليفين Levine، وطريقة المعادلة المئينية)، ومن الطرائق الأكثر استخداماً في النظرية الحديثة (طريقة العلامات الحقيقية، وطريقة معادلة العلامات المشاهدة) [3، P31].

ومن الأساليب الإحصائية التي ظهرت الحاجة لها للمعادلة: (المعادلة الأفقية Horizontal Equating، والمعادلة العمودية Vertical Equating)، فالأولى تُستخدم بهدف تعديل الفروق الناتجة عن الاختلاف في مستويات الصعوبة بين صورتين الاختبار، أما الثانية فتُستخدم بهدف تعديل الفروق الناتجة عن الاختلاف في كل من مستويات الصعوبة وتوزيعات القدرة للمفحوصين [4، ص110]، ويُعد التصميم القائم على الجذع المشترك Achor Item، والمجموعات غير المتكافئة Nonequivalent Groups Design من أبرز التصميمات التي تُستخدم لإجراء عملية المعادلة، ويستخدم اختبار الجذع المشترك مع المجموعات المتكافئة Equivalent Groups Design بهدف معادلة درجات صور الاختبار ذات المستوى نفسه [5، P3]، ومن هنا حاول البحث الحالي الإفادة من تلك الطرائق والتصميمات في معادلة صورتين اختبار في مادة الرياضيات للصف الرابع الأساسي في مدارس محافظة دمشق.

2- مشكلة البحث:

يُعد مجال معادلة الاختبارات من المجالات التطبيقية المهمة في القياس النفسي والتربوي. وقد بدأ الاهتمام بمعادلة الاختبارات من قبل الكثير من المؤسسات التربوية مثل الرابطة الأمريكية للبحث التربوي، وجمعية علم النفس الأمريكية [6,p12]، فالبرامج الاختبارية واسعة النطاق تتطلب في غالبية الأحيان توافر صيغ متعددة من الاختبارات المختلفة لضمان سرية الاختبارات، وتمكين الطالب من إعادة الاختبار أكثر من مرة. والصيغ المتعددة قد تكون ضرورية في اختبارات القبول كالتي تستخدم في انتقاء الطلبة للالتحاق بكليات معينة. كذلك يتطلب التقويم البنائي للطالب في مجال دراسي معين تطبيق اختبارات دورية أثناء العام ومقارنة درجاته التي يحصل عليها عبر الزمن وكذلك في المقارنة بين الطلبة الذين تطبق عليهم صيغ مختلفة من الاختبار نفسه ففي هذه الحالات ينبغي إجراء تكافؤ للصيغ المختلفة. [7،ص214]، وبسبب أهمية القرارات المترتبة على نتائج تطبيق الاختبارات، وللمحد من تكرار تطبيقها على نفس المفحوصين يتم اللجوء إلى بناء عدة صور متكافئة للاختبار، وتجدر الإشارة هنا إلى أنه من دون إجراء معادلة ذات مستوى عال من الدقة تكون عملية المقارنة غير عادلة، وتتفاوت دقة المعادلة بناءً على عدد من العوامل المؤثرة فيها بشكل منفرد كحجم العينة وطول الجذع المشترك [8،ص4]، ووجد العلي (2018) وتشين Chen (2013) أن دقة المعادلة تزداد بتزايد عدد فقرات الجذع المشترك، ولكن تبين في دراسة المدانات (2012) أنه لا يوجد أثر لعدد فقرات الجذع المشترك باستخدام الطرائق التي تتبع النظرية الحديثة. ومن الدراسات من قارن طرائق بالاستناد إلى النظرية الحديثة، ففي دراستي تيانكي Tianqi (1997) والمدانات (2012) تبين أن طريقة العلامات المشاهدة هي أكثر دقة من طريقة معادلة الدرجات الحقيقية، وبهذا نجد أن الأدب النظري يتضمن نتائج مختلفة حول الطول المناسب للجذع، وكذلك أكثر الطرائق دقة في معادلة الصور الاختبارية، ومن هنا برزت الحاجة إلى المزيد من البحث والتقصي في موضوع مقارنة الطرائق المعادلة، لانتقاء أفضل الطرائق المعادلة للوصول إلى أعلى مستوى دقة، ودراسة أثر طول الجذع في دقة المعادلة. ولم تجد الباحثة أي دراسة محلية تناولت هذا الجانب، فتبلورت مشكلة البحث الحالي في السؤال التالي: هل يمكن مقارنة فاعلية طريقتي معادلة تكر وليفين باستخدام الجذع المشترك بين صورتَي اختبار تحصيلي في مادة الرياضيات؟

3- أهمية البحث: تتجلى أهمية البحث الحالي في:

- 3-1- يأتي هذا البحث استمراراً للجهود التي بذلها مطورو الاختبارات لانتقاء أفضل الطرائق لمعادلة الاختبارات، ويتوقع لهذا البحث أن يستكمل تلك الجهود وفق متغيرات مختلفة لذا فإن البحث الحالي هو الأول من نوعه، على حد علم الباحثة.
- 3-2- اختيار أفضل الطرائق في معادلة درجات الاختبارات التي تحقق معيار الدقة بالتالي الوصول إلى القياس الموضوعي، والذي من شأنه أن يزود أصحاب القرار باختبارات موضوعية تُساعدهم لأغراض القبول أو الترقية أو لتقييم التحصيل الدراسي.
- 3-3- تعميم نتائج البحث واستخدامها في بناء الاختبارات المعادلة وبنك الأسئلة.

4-أهداف البحث:

تتلخص أهداف البحث بما يلي:

- 1-4 مقارنة فاعلية طريقتي معادلة تكر وليفين باستخدام الجذع المشترك بين صورتين اختبار في الرياضيات للصف الرابع الأساسي.
- 2-4 التحقق من دقة معادلة درجات صورتين اختبار تحصيلي للصف الرابع الأساسي في مادة الرياضيات عندما يكون عدد فقرات الجذع المشترك الداخلي (1، 4، 7، 10) باستخدام طريقتي معادلة تكر وليفين.

5-فرضيات البحث:

يحاول البحث الحالي اختبار الفرضيات الإحصائية الآتية:

- 1-5 لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$) لطريقتي المعادلة (طريقة تكر وطريقة ليفين) في قيم العلامات الخام المعادلة بين صورتين لاختبار في الرياضيات للصف الرابع الأساسي.
- 2-5 لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$) لعدد فقرات الجذع المشترك في قيم العلامات الخام المعادلة بين صورتين لاختبار في الرياضيات عند استخدام طريقتي معادلة تكر وليفين.

6-حدود البحث:

حدود زمنية: العام الدراسي 2024/2023

حدود مكانية: مدارس التعليم الابتدائي في محافظة دمشق.

حدود بشرية: عينة من تلاميذ الصف الرابع الابتدائي.

7-مصطلحات البحث وتعريفاته الإجرائية:

الفاعلية: وهي كفاءة طريقة المعادلة للوصول إلى أعلى مستوى من دقة المعادلة المتمثلة بقيم الخطأ المعياري، والصدق التقاطعي.

معادلة الاختبار: هي تحويل نظام وحدات القياس الخاص بإحدى صورتين الاختبار إلى نظام وحدات القياس الخاص بالصورة الأخرى بحيث تصبح درجات كل من الصورتين متكافئة في قياس مستوى القدرة لنفس الأفراد [9, P23]

الجذع المشترك: يمثل الفقرات المشتركة بين صورتين الاختبار عند تجريبيهما لأغراض معادلتهما. [10, P8]

الاختبار التحصيلي: هو أداة تستخدم لتحديد مستوى كسب الطالب لمعلومات ومهارات في مادة دراسية كان قد تعلمها مسبقاً بصفة رسمية، من إجابته عن عينة من الفقرات التي تمثل محتوى المادة الدراسية. [11، ص147].

8- الجانب النظري:

8-1- طرائق معادلة الاختبارات بواسطة النظرية الكلاسيكية للاختبارات (CTT):

يمكن إجمال الطرائق الرئيسية المستخدمة في معادلة الاختبارات وفقاً لهذه النظرية في: معادلة الاختبار بطريقة الوسط الحسابي، الطريقة الخطية (تكر، براون-هولند، ليفين)، وطريقة المؤننيات. وستتناول الباحثة الطريقتين (تكر-ليفين) بالتفصيل كونهما محور البحث.

8-1-1 طريقة تكر الخطية Tucker's Linear Method:

اشتقاق طريقة تكر الخطية لتقدير معالم معادلات معينة التي لا يمكن إيجاد قيمها العددية من بيانات المجتمعين بشكل مباشر عند استخدام تصميم المجموعات غير المتكافئة القائم على جذع مشترك، فتصميم المجموعات غير المتكافئة يتضمن استخدام فقرات مشتركة لمعايرة الفروق بين المجموعات المختلفة، وهذا يتطلب افتراضات قوية؛ لأن كل مفحوص قدم من مجتمع مختلف وتقدم لإحدى صورتين الاختبار. تتميز كل طريقة من طرائق المعادلة التي تستخدم تصميم المجموعات، بافتراضات إحصائية مختلفة. وعلى الرغم من أن تصميم المجموعات يتضمن مجتمعين إلا أن دالة المعادلة الرياضية تظهر وكأنما اشتقت لمجتمع واحد؛ ولذلك يجب أن يضم المجتمع الأول والمجتمع الثاني لإنتاج مجتمع واحد. ولتوضيح هذه المسألة قدمت مفهوم المجتمع المركب (combined population) بإعطاء قيمة وزنية (w_1, w_2) للمجتمع الأول والثاني بحيث:

$$w_1 + w_2 = 1$$

$$w_1, w_2 \geq 0$$

وتتناسب هذه الأوزان مع حجم العينة كالتالي:

$$w_1 = N_1/N_2 \dots \dots w_2 = N_2/N_1 + N_2$$

تشير N_1 إلى حجم المجتمع الأول و N_2 إلى حجم المجتمع الثاني.

ويمكن إجراء التحويل الخطي بجعل العلامات الانحرافية المعيارية (العلامات الزائفة) (standardized deviation scores) متساوية في الصورتين. وفي تصميم المجموعات تستخدم المعادلات الرياضية الآتية لمعادلة العلامات المشاهدة على الصورة (X) إلى مقياس العلامات المشاهدة على الصورة (Y):

$$l_{ys}(x) = \frac{\sigma_2(Y)}{\sigma_2(X)} [x - \mu_s(X)] \mu_s(Y) \dots (4)$$

يشير الحرف (s) إلى المجتمع المركب، ويعبر عن معالم المجتمعات المركبة في المعادلة السابقة بدلالة

معالم المجتمع الأول والثاني كالتالي:

$$\mu_s(X) = w_1 \mu_1(X) + w_2 \mu_2(X) \dots (5)$$

$$\mu_s(Y) = w_1 \mu_1(Y) + w_2 \mu_2(Y)$$

$$\sigma_s^2(X) = w_1 \sigma_1^2(X) + w_2 \sigma_2^2(X) + w_1 w_2 [\mu_1(X) - \mu_2(X)]^2$$

$$\sigma_s^2(Y) = w_1 \sigma_1^2(Y) + w_2 \sigma_2^2(Y) + w_1 w_2 [\mu_1(Y) - \mu_2(Y)]^2 \dots (6)$$

تمثل الأرقام (1 & 2) المجتمع الأول والثاني على التوالي.

$\mu_s(X)$ المتوسط الحسابي لعلامات أفراد المجتمع المركب الذين تقدموا للصورة الأولى.

$(\sigma_s^2 X)$ تباين علامات أفراد المجتمع المركب الذين تقدموا للصورة الأولى.

$\mu_s(Y)$ المتوسط الحسابي لعلامات أفراد المجتمع المركب الذين تقدموا للصورة الثانية.

$(\sigma_s^2 Y)$ تباين علامات أفراد المجتمع المركب الذين تقدموا للصورة الثانية.

$\mu_1(X)$ المتوسط الحسابي لعلامات أفراد المجتمع الأول الذين تقدموا للصورة الأولى (X).

$\mu_1(Y)$ المتوسط الحسابي لعلامات أفراد المجتمع الأول الذين تقدموا للصورة الثانية (Y).

$\mu_2(X)$ المتوسط الحسابي لعلامات أفراد المجتمع الثاني الذين تقدموا للصورة الأولى (X).

$\mu_2(Y)$ المتوسط الحسابي لعلامات أفراد المجتمع الثاني الذين تقدموا للصورة الثانية (Y).

$(\sigma_1^2 X)$ تباين علامات أفراد المجتمع الأول الذين تقدموا للصورة الأولى (X).

$(\sigma_1^2 Y)$ تباين علامات أفراد المجتمع الأول الذين تقدموا للصورة الثانية (Y).

$(\sigma_2^2 X)$ تباين علامات أفراد المجتمع الثاني الذين تقدموا للصورة الأولى (X).

$(\sigma_2^2 Y)$ تباين علامات أفراد المجتمع الثاني الذين تقدموا للصورة الثانية (Y). [12,P 2-5].

وبسبب أن أفراد المجتمع الثاني لم يتقدموا للصورة (X)، وأن أفراد المجتمع الأول لم يتقدموا للصورة (Y)

لذلك فإن القيم $(\sigma_1^2(Y), \sigma_2^2(X), \mu_1(Y), \mu_s(X))$ الظاهرة في المعادلات السابقة لا يمكن إيجاد قيمها العددية

من البيانات، ولنتمكن من حساب قيمها والحصول على المتوسط الحسابي والتباين للمجتمع المركب على صورة

الاختبار الأول وصورة الاختبار الثانية $(\mu_s(X), \sigma_s^2 X, \mu_s(Y), \mu_s(Y))$ قمنا باشتقاق طريقة تكرر الخطية.

وترتكز هذه الطريقة على ثلاثة افتراضات: [13,P103-112]

1- افتراض تساوي ميل الانحدار الخطي regression coefficient:

بسبب عدم تقدم أفراد المجتمع الثاني للصورة (X) لذا وضع هذا الافتراض:

"لا يتغير معامل انحدار العلامات المشاهدة لصورة الاختبار (X) على العلامات المشاهدة لاختبار الجذع المشترك

(V) بين المجتمعين الأول والثاني".

$$\alpha_1(X \setminus V) = \alpha_2(X \setminus V) \dots \dots (7)$$

تمثل

$\alpha_1(X \setminus V)$: ميل خط الانحدار لعلامات أفراد المجتمع الأول الذي تقدموا للصورة الأولى (X) على علامات

اختبار الجذع المشترك (V).

$\alpha_2(X \setminus V)$: ميل خط الانحدار لعلامات أفراد المجتمع الثاني الذين تقدموا للصورة الأولى (X) على علامات

اختبار الجذع المشترك (V).

وبالمثل بسبب عدم تقدم أفراد المجتمع الأول للصورة (Y) وضع تكرر هذا الافتراض:

"لا يتغير معامل انحدار العلامات المشاهدة لصورة الاختبار (Y) على العلامات المشاهدة لاختبار الجذع المشترك

(V) بين المجتمعين الأول والثاني".

$$\alpha_1(Y \setminus V) = \alpha_2(Y \setminus V)$$

تمثل

$\alpha_1(Y \setminus V)$: ميل خط الانحدار لعلامات أفراد المجتمع الأول الذين تقدموا للصورة الثانية (Y) على علامات اختبار الجذع المشترك (V).

$\alpha_2(Y \setminus V)$: ميل خط الانحدار لعلامات أفراد المجتمع الثاني الذين تقدموا للصورة الثانية (X) على علامات اختبار الجذع المشترك (V).

ومن تقدير القيم $\alpha_1(X \setminus V)$ يمكن تقدير القيم $\alpha_2(X \setminus V)$.

2- افتراض تساوي المقطع الصادي لخط الانحدار intercept:

بسبب عدم تقدم أفراد المجتمع الثاني للصورة (X) وضع هذا الافتراض.

"لا يتغير المقطع الصادي لخط الانحدار لعلامات أفراد المجتمع الأول الذين تقدموا للصورة الأولى (X) على علامات اختبار الجذع المشترك (V) في المجتمع الأول والثاني".

$$\beta_1(X \setminus V) = \beta_2(X \setminus V)$$

تمثل:

$\beta_1(X \setminus V)$: المقطع الصادي لخط الانحدار للعلامات أفراد المجتمع الأول الذين تقدموا للصورة الأولى (X) على علامات اختبار الجذع المشترك (V).

$\beta_2(X \setminus V)$: المقطع الصادي لخط الانحدار للعلامات أفراد المجتمع الثاني الذين تقدموا للصورة الأولى (X) على علامات اختبار الجذع المشترك (V).

وبالمثل بسبب عدم تقدم أفراد المجتمع الأول للصورة (Y) وضع الافتراض التالي: "لا يتغير المقطع الصادي لخط الانحدار للعلامات المشاهدة لصورة الاختبار (Y) على العلامات المشاهدة لاختبار الجذع المشترك (V) بين المجتمعين الأول والثاني".

$$\beta_1(Y \setminus V) = \beta_2(Y \setminus V)$$

$\beta_1(Y \setminus V)$: للمقطع الصادي لخط الانحدار لعلامات أفراد المجتمع الأول الذين تقدموا للصورة الثانية (Y) على علامات اختبار الجذع المشترك (V).

$\beta_2(Y \setminus V)$: للمقطع الصادي لخط الانحدار لعلامات أفراد المجتمع الثاني الذين تقدموا للصورة الثانية (Y) على علامات اختبار الجذع المشترك (V).

فمن تقدير $\beta_2(X \setminus V)$ يمكن تقدير $\beta_2(Y \setminus V)$.

3- افتراض التباين المشروط Conditional Variance Assumption:

بسبب عدم تقدم أفراد المجتمع الثاني للصورة (X) وضع هذا الافتراض: "لا يتغير تباين أخطاء التقدير the variance of the errors of estimate للعلامات المشاهدة لصورة الاختبار (X) على العلامات المشاهدة لاختبار الجذع المشترك (V) بين المجتمعين الأول والثاني".

$$\sigma^2_2(X)[1 - p^2_2(X, V)] = \sigma^2_1(X)[1 - p^2_1(X, V)]$$

تمثل

$p_1^2(X, V)$: تمثل معامل الارتباط بين العلامات المشاهدة على صورة الاختبار (X) والعلامات المشاهدة على صورة اختبار الجذع المشترك (V) في المجتمع الأول.

$p_2^2(X, V)$: تمثل معامل الارتباط بين العلامات المشاهدة على صورة الاختبار (X) والعلامات المشاهدة على صورة اختبار الجذع المشترك (V) في المجتمع الثاني.

وبالمثل بسبب عدم تقدم أفراد المجتمع الأول للصورة (Y) وضع الافتراض التالي "لا تتغير تباين أخطاء التقدير للعلامات المشاهدة لصورة الاختبار (Y) على العلامات المشاهدة لاختبار الجذع المشترك (V) بين المجتمعين الأول والثاني".

$$\sigma^2_1(Y)[1 - p_1^2(Y, V)] = \sigma^2_2(Y)[1 - p_2^2(Y, V)] \dots \dots (8)$$

تمثل

$p_1^2(Y, V)$: تتمثل معامل الارتباط بين العلامات المشاهدة على صورة الاختبار (Y) والعلامات المشاهدة على صورة اختبار الجذع المشترك (V) في المجتمع الأول.

$p_2^2(Y, V)$: تتمثل معامل الارتباط بين العلامات المشاهدة على صورة الاختبار (Y) والعلامات المشاهدة على صورة اختبار الجذع المشترك (V) في المجتمع الثاني.

وهكذا فإن الافتراضات السابقة كافية لإيجاد القيم التي لا يمكن إيجاد قيمها بالحساب المباشر وهي $(\sigma_1^2(Y), \sigma_2^2(X), \mu_1(Y), \mu_2(X))$. وعند إجراء عملية تبسيط المعادلات الرياضية (7- 8) وإعادة ترتيبها نحصل على المعادلات الرياضية (9- 10) لاستخدامها لإيجاد المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لصورتي الاختبار x & y واختبار الجذع المشترك من أجل إجراء عملية المعادلة الخطية وفقاً لطريقة تكر الخطية:

$$\mu_2(X) = \mu_1(X) - \alpha_1(X \setminus V)[\mu_1(V) - \mu_2(V)] \dots \dots (9)$$

$$\mu_1(Y) = \mu_2(Y) - \alpha_2(Y \setminus V)[\mu_1(V) - \mu_2(V)]$$

$$\sigma^2_2(X) = \sigma^2_1(X) - \alpha_1^2(X \setminus V)[\sigma^2_1(V) - \sigma^2_2(V)]$$

$$\sigma^2_1(Y) = \sigma^2_2(Y) + \alpha_2^2(Y \setminus V)[\sigma^2_1(V) - \sigma^2_2(V)] \dots \dots (10)$$

بتعويض هذه التقديرات في العلاقات (5- 6) ينتج معادلة خطية على الصيغة التالية:

$$x = Ay + B$$

$$B = \hat{\mu}_x + A \hat{\mu}_y \text{ و } A = \frac{\hat{\sigma}_x}{\hat{\sigma}_y}$$

2-1-8 طريقة ليفين للمعادلة الخطية Levine's Linear Method:

بسبب أن أفراد المجتمع الثاني لم يتقدموا للصورة (X)، وأن أفراد المجتمع الأول لم يتقدموا للصورة (Y) لذلك فإن القيم $(\sigma_1^2(Y), \sigma_2^2(X), \mu_1(Y) - \mu_2(X))$ الظاهرة في المعادلات (5-6) لا يمكن إيجاد قيمها العددية من البيانات، ولنتمكن من حساب قيمها والحصول على المتوسط الحسابي والتباين للمجتمع المركب على

صورة الاختبار الأولى وصورة الاختبار الثانية $(\mu_s(X), \mu_s(Y), \sigma_s^2(X), \sigma_s^2(Y))$ قمنا باشتقاق طريقة ليفين الخطية لتقدير معالم المعادلات السابقة التي لا يمكن إيجاد قيمها العددية من بيانات المجتمعين بشكل مباشر عند استخدام تصميم المجموعات غير المتكافئة القائم على جذع مشترك. طور ليفين (Levine, 1955) هذه الطريقة وتعتمد على العلامات المشاهدة وتستخدم المعادلة (4) لربط العلامات المشاهدة للصورة (X) بمقياس العلامات المشاهدة للصورة (Y):

$$l_{Ys}(x) = \frac{\sigma_2(Y)}{\sigma_2(X)} [x - \mu_2(X)] + \mu_3(Y) \dots \dots \dots (4)$$

وافترضات هذه الطريقة تتعلق بالعلامات الحقيقية (T_x, T_y, T_v) التي افترض أنها ترتبط بالعلامات المشاهدة حسب النظرية الكلاسيكية وفقاً للعلاقات الرياضية التالية:

$$X = T_x + E_x \dots (11)$$

$$Y = T_y + E_y$$

$$V = T_v + E_v \dots (12)$$

تمثل

(E_x, E_y, E_v) : الأخطاء ولها قيم متوقعة تساوي صفراً، وارتباطها بالعلامات الحقيقية يساوي صفراً.

(X, Y, V) : العلامات المشاهدة على صورة الاختبار الأولى، وصورة الاختبار الثانية، واختبار الجذع المشترك.

(T_x, T_y, T_v) : العلامات الحقيقية على صورة الاختبار الأولى، وصورة الاختبار الثانية، واختبار الجذع المشترك.

ولهذه الطريقة ثلاثة افتراضات:

1- ينص الافتراض الأول على أن الصورة الأولى للاختبار (X) والصورة الثانية (Y) واختبار الجذع المشترك (V) تقيس السمة نفسها، إضافة إلى أن الارتباط بين العلامات الحقيقية على كل من صورة الاختبار الأولى واختبار الجذع المشترك ارتباط تام في كل من المجتمعين الأول والثاني، والارتباط بين العلامات الحقيقية على كل من صورة الاختبار الثانية واختبار الجذع المشترك ارتباط تام في المجتمعين الأول والثاني.

$$p_1(T_x, T_v) = p_2(T_x, T_v) = 1 \dots \dots \dots (13)$$

$$p_1(T_y, T_v) = p_2(T_y, T_v) = 1$$

تمثل

$p_1(T_x, T_v)$: معامل الارتباط بين العلامات الحقيقية على صورة الاختبار الأولى والعلامات الحقيقية على اختبار الجذع المشترك في المجتمع الأول.

$p_2(T_x, T_v)$: معامل الارتباط بين العلامات الحقيقية على صورة الاختبار الأولى والعلامات الحقيقية على اختبار الجذع المشترك في المجتمع الثاني.

$p_1(T_y, T_v)$: معامل الارتباط بين العلامات الحقيقية على صورة الاختبار الثانية والعلامات الحقيقية على اختبار الجذع المشترك في المجتمع الأول.

$p_2(T_v, T_v)$: معامل الارتباط بين العلامات الحقيقية على صورة الاختبار الثانية والعلامات الحقيقية على اختبار الجذع المشترك في المجتمع الثاني.

2- افتراضات الانحدار:

أ- افتراض تساوي ميل خط الانحدار: وينص على أنه "لا يتغير ميل خط انحدار العلامات الحقيقية لصورة الاختبار الأولى (T_x) على العلامات الحقيقية لاختبار الجذع المشترك (T_v) في كل من المجتمع الأول والثاني". يعطي ميل خط انحدار (T_x) على (T_v) في المجتمع الأول لتصميم المجموعات القائم على جذع مشترك وحسب المعادلة (3) بالعلاقة:

$$\alpha_1(T_x \setminus T_v) = p_1(T_x, T_v) \frac{\sigma_1(T_x)}{\sigma_1(T_v)}$$

إن معامل الارتباط بين العلامات الحقيقية على صورة الاختبار الأولى والعلامات الحقيقية على اختبار الجذع المشترك تساوي واحداً $p_1(T_x, T_v)$ حسب المعادلة (13) فإن ميل خط انحدار العلامات الحقيقية للصورة الأولى على العلامات الحقيقية لاختبار الجذع المشترك في المجتمع الأول تعطي بالعلاقة:

$$\alpha_1(T_x \setminus T_v) = \frac{\sigma_1(T_x)}{\sigma_1(T_v)}$$

تمثل:

$\alpha_1(T_x \setminus T_v)$ ميل خط انحدار العلامات الحقيقية للصورة الأولى على العلامات الحقيقية لاختبار الجذع المشترك في المجتمع الأول.

$\sigma_1(T_x)$: الانحراف المعياري للعلامات الحقيقية على صورة الاختبار الأولى في المجتمع الأول.

$\sigma_1(T_v)$: الانحراف المعياري للعلامات الحقيقية على اختبار الجذع المشترك في المجتمع الأول.

وبشكل مشابه يعطي ميل خط انحدار (T_x) على (T_v) في المجتمع الثاني بالعلاقة:

$$\alpha_2(T_x \setminus T_v) = \frac{\sigma_2(T_x)}{\sigma_2(T_v)}$$

تمثل:

$\alpha_2(T_x \setminus T_v)$: ميل خط انحدار العلامات الحقيقية للصورة الأولى على العلامات الحقيقية لاختبار الجذع المشترك في المجتمع الثاني.

$\sigma_2(T_x)$: الانحراف المعياري للعلامات الحقيقية على صورة الاختبار الأولي في المجتمع الثاني.

$\sigma_2(T_v)$: الانحراف المعياري للعلامات الحقيقية على اختبار الجذع المشترك في المجتمع الثاني.

وبناء على ما سبق فإن افتراض تساوي ميل خط انحدار العلامات الحقيقية لـ (T_x) على (T_v) في المجتمع الأول والثاني هو:

$$\frac{\sigma_2(T_x)}{\sigma_2(T_v)} = \frac{\sigma_1(T_x)}{\sigma_1(T_v)} \dots \dots (14)$$

وبالمثل لا يتغير خط انحدار العلامات الحقيقية للطلبة على صورة الاختبار الثانية (T_y) على العلامات الحقيقية للطلبة على اختبار الجذع المشترك (T_v) في المجتمعين الأول والثاني وباشتقاق مشابه نحصل على المعادلة الرياضية التالية:

$$\frac{\sigma_1(T_y)}{\sigma_1(T_v)} = \frac{\sigma_2(T_y)}{\sigma_2(T_v)} \dots \dots \dots (15)$$

ب- افتراض تساوي المقطع الصادي: وينص على "تساوي قيمة المقطع الصادي لخط انحدار العلامات الحقيقية على صورة الاختبار الأولى (T_x) على العلامات الحقيقية على اختبار الجذع المشترك (T_v) في المجتمعين الأول والثاني. وبحسب المعادلات (11) إلى (12) فإن متوسط العلامات المشاهدة يساوي متوسط العلامات الحقيقية. ويحسب المعادلة (2) يعطي المقطع الصادي لخط الانحدار لتصميم المجموعات القائم على اختبار جذع مشترك بالعلاقة:

$$\mu_2(X) - \frac{\sigma_2(T_x)}{\sigma_2(T_v)} \mu_2(V) = \mu_1(X) - \frac{\sigma_1(T_x)}{\sigma_1(T_v)} \mu_1(V) \dots \dots \dots (16)$$

وبالمثل فإن افتراض تساوي قيمة المقطع الصادي لخط انحدار العلامات الحقيقية لصورة الاختبار الثانية (T_y) على العلامات الحقيقية لاختبار الجذع المشترك (T_v) في المجتمعين الأول والثاني يعطي بالعلاقة:

$$\mu_1(Y) - \frac{\sigma_1(T_y)}{\sigma_1(T_v)} \mu_1(V) = \mu_2(Y) - \frac{\sigma_2(T_y)}{\sigma_2(T_v)} \mu_2(V) \dots \dots \dots (17)$$

3- افتراض تباين الخطأ Error Variance Assumptions

ينص الافتراض الثالث على أنه "تباين أخطاء القياس للعلامة المشاهدة (X) متساو بين المجتمعين الأول والثاني". وبالمثل بالنسبة للعلامة المشاهدة (Y) والعلامة المشاهدة متساو (V). ولأن معامل الارتباط بين العلامات الحقيقية والأخطاء يساوي صفرًا حسب النظرية الكلاسيكية للقياس فإن تباين الخطأ هو الفرق بين تباين العلامات المشاهدة وتباين العلامات الحقيقية ولذلك فإن افتراض تباين الأخطاء يتمثل في المعادلات التالية:

$$\sigma_2^2(X) - \sigma_2^2(T_x) = \sigma_1^2(X) \sigma_1^2(T_x) \dots \dots \dots (18)$$

$$\sigma_1^2(Y) - \sigma_1^2(T_y) = \sigma_2^2(Y) \sigma_2^2(T_y) \dots \dots \dots (19)$$

$$\sigma_1^2(V) - \sigma_1^2(T_v) = \sigma_2^2(V) \sigma_2^2(T_v) \dots \dots \dots (42)$$

عند إعادة ترتيب حدود المعادلة (16) نحصل على العلاقة التالية:

$$\mu_2(X) = \mu_1(X) - \frac{\sigma_1(T_x)}{\sigma_1(T_v)} \mu_1(V) + \frac{\sigma_2(T_x)}{\sigma_2(T_v)} \mu_2(V)$$

باستخدام افتراض تساوي ميل خط انحدار العلامات الحقيقية لـ (T_x) على (T_v) في المجتمعين الأول والثاني حسب العلاقة (14) نحصل على العلاقة الرياضية التالية:

$$\mu_2(X) = \mu_1(X) - \frac{\sigma_1(T_x)}{\sigma_1(T_v)} [\mu_1(V) - \mu_2(V)] \dots \dots \dots (20)$$

وبالمثل عند إعادة ترتيب حدود المعادلة (17) واستخدام المعادلة (15):

$$\mu_1(Y) = \mu_2(y) - \frac{\sigma_2(T_y)}{\sigma_2(T_v)} [\mu_1(V) - \mu_2(V)]$$

وعند إعادة ترتيب حدود المعادلة (18) ثم استخدام افتراض تساوي ميل خط انحدار حسب العلاقة (14) نحصل على العلاقة الرياضية التالية:

$$\sigma_2^2(X) = \sigma_1^2(X) - \sigma_1^2(T_x) + \sigma_2^2(T_x)$$

وعند إعادة ترتيب حدود المعادلة (19) واستخدام افتراض تساوي ميل خط انحدار حسب العلاقة (15) نحصل على العلاقة الرياضية التالية:

$$\sigma_2(T_x) = \sigma_1(T_x)\sigma_2(T_v)/\sigma_1(T_v) \dots \dots \dots (21)$$

بشكل نظري وباستخدام نتائج المعادلات (20-21) فإن القيم

$(\sigma_1^2(Y), \sigma_2^2(X), \mu_1(Y) = \mu_2(X))$ يمكن إيجاد قيمها العددية من البيانات، ومن ثم نتمكن من الحصول على المتوسط الحسابي والتباين للمجتمع المركب

$\mu_s(X), \mu_s(Y), \sigma_s^2(X), \mu_s(Y)$ ، ولكن بسبب الاعتماد على العلامات الحقيقية يصبح من الصعب حسابها لأنه لا يمكن الحصول على هذه العلامات. لذا وضع نموذج سمي (Classical Congeneric Model) للتمكن من حساب هذه القيم

$(\sigma_1^2(Y), \sigma_2^2(X), \mu_1(Y), \mu_2(X))$ بشكل أسهل حيث تصبح المعادلات الرياضية (20-21) على الشكل التالي:

$$\mu_2(X) = \mu_1(X) - y_1 [\mu_1(V) - \mu_2(V)] \dots \dots \dots (22)$$

$$\mu_1(Y) = \mu_2(y) - y_2 [\mu_1(V) - \mu_2(V)]$$

$$\sigma_2^2(X) = \sigma_1^2(X) - y_1^2 [\sigma_1^2(V) - \sigma_2^2(V)]$$

$$\sigma_1^2(Y) = \sigma_2^2(Y) - y_2^2 [\sigma_1^2(V) - \sigma_2^2(V)]$$

تمثل:

$$y_1 = \frac{1}{\alpha_1(V \setminus X)} = \frac{\sigma_1^2(X)}{\sigma_1(X, V)}$$

$$y_2 = \frac{1}{\alpha_2(V \setminus Y)} = \frac{\sigma_2^2(Y)}{\sigma_2(Y, V)} \dots \dots \dots (23)$$

باستخدام نتائج المعادلات (22-23) يمكن الإثبات جبرياً أن المتوسط الحسابي والتباين للمجتمع المركب في المعادلات (5-6) يمكن أن ينتج معادلة خطية على الصيغة التالية:

$$X = Ay + B$$

$$[14, P112-124] \quad B = \hat{\mu}_x + A\hat{\mu}_y \quad \text{و} \quad A = \frac{\hat{\sigma}_x}{\hat{\sigma}_y}$$

9-الدراسات السابقة:

9-1- الدراسات العربية:

هدفت دراسة حسين أيوب (1994) إلى المقارنة بين أربع طرائق لمعادلة الاختبارات وهي الطريقة الخطية والطريقة المئينية المنبقتين عن النظرية الكلاسيكية، وطريقتين منبقتين من النظرية الحديثة وهما طريقة معادلة العلامات المشاهدة والحقيقية. [15] ولتحقيق أهداف الدراسة قام الباحث ببناء ثلاثة اختبارات، وكل اختبار بصورتين، وتكونت العينة الكلية للدراسة من عينتين مستقلتين: تكونت الأولى (1390) طالباً وطالبة، والثانية من (1412) طالباً وطالبة، وللتحقق من فاعلية طرائق المعادلة تم استخدام معامل الصدق التقاطعي. وأشارت الدراسة في جزء من نتائجها التي تخص المعادلة الأفقية إلى أن نماذج النظرية الحديثة في القياس كانت أكثر فاعلية من طريقتي المعادلة الخطية والمئينية، إذ كانت أقل ما يمكن في طرائق النظرية الحديثة وتصبح أكبر ما يمكن في الطريقة الخطية.

وأجرى رائد المدانات (2008) في الأردن دراسة هدفت إلى تقصي أثر طريقة المعادلة باستخدام جذع مشترك وعدد فقراته وحجم العينة في القيم المعادلة والخطأ في المعادلة بين صورتين اختبارات في الفيزياء، [16] وتكونت عينة الدراسة من ثلاث مجموعات (500،250،150) من طلبة الثانوية العامة.

وأظهرت نتائج الدراسة وجود فروق ذات دلالة إحصائية في القيم المعادلة تُعزى إلى طريقة المعادلة ولصالح طريقة معادلة العلامات الحقيقية وطريقة العلامات المشاهدة، وعدم وجود فروق في متوسطات القيم المعادلة تُعزى إلى عدد فقرات الجذع المشترك وعلى جميع طرائق المعادلة المستخدمة باستثناء طريقة معادلة العلامات الحقيقية وطريقة معادلة العلامات المشاهدة، وعدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين القيم المعادلة الناتجة من جميع طرائق المعادلة المستخدمة تُعزى إلى أحجام العينات المستخدمة.

هدفت دراسة رائييه رضوان (2014) في سورية إلى تعرف أثر طول الجذع المشترك الداخلي وطرائق اختيار فقراته وفقاً لمعاملات الصعوبة والتمييز، في دقة معادلة الاختبار في الرياضيات للصفين الثالث والرابع من التعليم الأساسي، في حالتين المعادلة الأفقية والعمودية. [17]

إذ قامت الباحثة ببناء اختبارين تحصيليين معياري المرجع في الوحدات الثلاث الأولى من مادة الرياضيات، لكل من الصف الثالث والرابع، وقد تكون كل اختبار من (22) فقرة من نوع الاختيار من متعدد، ولكل فقرة ثلاثة بدائل أحدها صحيح فقط، وقد تكون الجذع المشترك من (20) فقرة من نوع الاختيار من متعدد. بحيث بلغ عدد تلاميذ الصف الثالث (1736) وعدد تلاميذ الصف الرابع (1820)، وقد استخدمت الباحثة الطريقة المئينية لمعادلة درجات التلاميذ، ومحكي الخطأ المعياري للمعادلة المئينية، والصدق التقاطعي لتعرف دقة المعادلة، وأظهرت النتائج دقة المعادلة المئينية الأفقية والعمودية عند استخدام تصميم الجذع المشترك للمجموعات المتكافئة وغير المتكافئة، وفقاً لمحكي الخطأ المعياري والصدق التقاطعي. واختيار فقرات الجذع المشترك وفقاً لمعاملات الصعوبة والتمييز بأقل من (20) فقرة.

وهدفت دراسة ديبالا العلي (2018) في سورية إلى تعرف أثر طريقة المعادلة باستخدام الجذع المشترك، في دقة معادلة صورتها اختصاراً تحصيلي في الرياضيات المالية والإحصاء للصفين الأول والثاني الثانويين التجاري، في حالتها المعادلة بطرائق النظرية الكلاسيكية والحديثة. [18]

قامت الباحثة ببناء اختبارين تحصيليين معياري المرجع في الوجدتين الأولى والثانية من مادتي الرياضيات المالية والإحصاء، لكل من الصفين الأول والثاني الثانويين التجاري، وقد تكون كل اختبار من (30) فقرة من نوع الاختيار من متعدد، ولكل فقرة أربعة بدائل أحدها صحيح فقط، وقد تكون الجذع المشترك من (15) فقرة من نوع الاختيار من متعدد. بحيث بلغ عدد طلبة الصف الأول الثانوي التجاري (1575) وعدد طلبة الصف الثاني الثانوي التجاري (1453)، وقد استخدمت الباحثة الطرائق الست لمعادلة درجات الطلبة، ومحكي الخطأ المعياري للمعادلة المئينية، والصدق التقاطعي لتعرف دقة المعادلة، وأظهرت النتائج دقة المعادلة بطريقة ليفين عند استخدام تصميم الجذع المشترك للمجموعات المتكافئة وغير المتكافئة، وفقاً لمحكي الخطأ المعياري والصدق التقاطعي. فيما يتعلق بأثر عدد فقرات الجذع المشترك في القيم المعادلة ومقدار خطأ المعادلة في الصور الاختبارية، بأن أخطاء المعادلة تزداد عند نقصان عدد فقرات الجذع المشترك المستخدمة في المجموعات المتكافئة وغير المتكافئة؛ أي إن دقة المعادلة تزداد بزيادة عدد الفقرات الجذعية المشتركة بين صورتها الاختبار.

9-2- الدراسات الأجنبية:

أجرى تيانكي (Tianqi, 1997) دراسة هدفت إلى فحص التشابه والاختلاف بين إجراءات المعادلة لنماذج نظرية الاستجابة للمفردة، والتشابه بين إجراءات المعادلة المئينية وطريقتين تنبئتان من نظرية الاستجابة للمفردة (طريقة معادلة العلامات الحقيقية وطريقة معادلة العلامات المشاهدة) [19]. وأظهرت نتائج الدراسة أن معادلة العلامات الحقيقية كانت الأكثر استقراراً، وأن معادلة العلامات المشاهدة أكثر استقراراً من نتائج المعادلة بالطريقة المئينية، وأنه كلما زاد الفرق في الصعوبة بين صورتها الاختبار زاد الاختلاف بين طرائق المعادلة.

أجرى ليو وآخرون (Liu, et al, 2009) دراسة هدفت إلى التحقق من أثر اختلاف أنماط اختبار الجذع المشترك على دقة معادلة الدرجات المشاهدة، [20] ولتحقيق ذلك بحث تأثير عدد من العوامل من بينها عدد فقرات الجذع المشترك الداخلي (30، 45) فقرة اختبارية، والنموذج المستخدم من نماذج نظرية الاستجابة للمفردة هو نموذج ثلاثي المعلم، وحجم العينة تراوح بين (1000، 2000) مفحوص من مجموعتين غير متكافئتين من منطقتين من الولايات المتحدة الأمريكية. ولتقييم دقة المعادلة استخدم محك الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الخطأ RMSE، وتوصلت الدراسة إلى أن اختبار الجذع المشترك متوسط الفقرات يعطي نتائج أكثر دقة من اختبار الجذع المشترك قليل العدد من الفقرات مع بعض الاستثناءات بالنسبة لتوزيع الدرجات المتطرفة.

هدفت دراسة تشين وآخرون (Chen, et al, 2013) إلى المقارنة بين أربع طرائق للمعادلة الخطية وفق بنود مشتركة لتصميم المجموعات غير المتكافئة باستخدام طرائق المحاكاة. [21]

فقد استخدم الباحثون ثلاث طرائق معروفة هي: (طريقة توكر Tucker، وطريقة أنجوف-ليفين Angoff-Levine، وطريقة كونجينيرك-ليفين Congeneric-Levine) والطريقة الرابعة تمثل طريقة كونجينيرك-ليفين المعدلة، باستخدام بيانات افتراضية (محاكاة) من سلسلة اختبارات (ACT)، وتناولت هذه

الدراسة بحث تأثير عدد من العوامل من بينها عدد فقرات الجذع المشترك الداخلي وحددت ثلاثة مستويات حيث كانت عدد فقراته (20، 30، 40) فقرة اختبارية، والنموذج المستخدم من نماذج نظرية الاستجابة للمفردة هو نموذج ثلاثي المعلم، وحجم العينة تراوح بين (200، 800) مفحوص من مجموعتين غير متكافئتين من منطقتين من الولايات المتحدة الأمريكية. أظهرت نتائج الدراسة أن طريقة توكر أكثر الطرائق دقة في معادلة الصور الاختبارية مقارنة بالطرائق الثلاثة السابقة المستخدمة في الدراسة، ولكن مع العينات الصغيرة (200) وما دون، وكما تزداد دقة المعادلة مع زيادة عدد فقرات الجذع المشترك.

9-3- موقع البحث من الدراسات السابقة:

أشارت الدراسات السابقة إلى تفوق طرائق المعادلة التي تنبثق عن النظرية الحديثة عن الطرائق التي تتبع النظرية الكلاسيكية في كل من المدانات (2008)، تيانكي (1997)، وأيوب (1994). واختلف بعضها الآخر حول عدد فقرات الجذع المشترك، ففي دراستي العلي (2018)، ودراسة تشين (2013) وجدا أن دقة المعادلة تزداد مع زيادة عدد فقرات الجذع المشترك، بينما في دراسة ليو وآخرون (2009) وجد أن الجذع المشترك متوسط الفقرات يعطي نتائج أفضل مقارنة بقليل العدد، أما عن دراسة رضوان (2014) فقد أكدت عدد أقل من (20) فقرة من فقرات الجذع المشترك وفقاً لمعاملات الصعوبة والتمييز.

ونظراً لعدم وجود اتفاق بين الدراسات السابقة فإن إجراء المزيد من الدراسات حول طرائق المعادلة وخصوصاً المقارنة بين الطريقتين التي تتبعان النظرية الكلاسيكية والتي لم تتطرق لها تلك الدراسات، مع أحجام مختلفة لطول الجذع المشترك (1، 4، 7، 10)، سعياً للوقوف عند طبيعة العلاقة بين طريقة المعادلة وطول الجذع المشترك لمعادلة صورتين لاختبار في الرياضيات للصف الرابع الأساسي، والملحق رقم "1" يبين الاختبار المعد لمادة الرياضيات.

10- إجراءات البحث:

بالاعتماد على صورتين اختباريتين في الرياضيات مع جذع داخلي مشترك لتلاميذ الصف الرابع، وتصميم الباحثة له في دراسة سابقة، والتحقق من خصائصه السيكومترية، ومن ثم تطبيقه على عينة من تلاميذ الصف الرابع في مدارس التعليم الابتدائي في محافظة دمشق، وسحب العينة بالطريقة العشوائية، إذ بلغ عدد أفراد العينة (1725) تلميذاً وتلميذة. وتناول البحث المعادلة بطريقتي تكر وليفين لصورتين اختباريتين في مادة الرياضيات، فقد استخدمت البرمجية الإحصائية (PIE) لإيجاد القيم المعادلة الناتجة وفقاً لطريقتي المعادلة عند أعداد متغيرة من فقرات الجذع المشترك.

10-1- منهج البحث: اعتمدت الباحثة على المنهج التجريبي لملاءمته لطبيعة البحث، فهو يهتم بالمتغيرات ذات الصلة بالظاهرة عن طريق إحداث تغييرات مقصودة في متغيرات، والتحكم بمتغيرات أخرى؛ للوصول إلى علاقات سببية بين المتغيرات المستخدمة والظاهرة قيد الدراسة [22، ص144].

10-2- عينة البحث: بلغ عدد تلاميذ الصف الرابع في مدارس محافظة دمشق للعام الدراسي 2024/2023 وفق إحصاءات وزارة التربية حوالي (25632) تلميذاً وتلميذة، وسحب العينة بالطريقة العشوائية، إذ بلغ أعداد أفراد عينة البحث (1725) تلميذاً من تلاميذ الصف الرابع الأساسي من مدارس محافظة دمشق للعام الدراسي 2024/2023. والجدول الآتي يوضح ذلك

الجدول رقم (1) يبين توزيع أفراد عينة البحث

اسم المدرسة	ذكور	إناث	المجموع
المعتصم	62	77	139
شكري القوتلي	110	101	211
سامر البشارة	98	114	212
طاريق بن زياد	100	95	195
آمنة الزهرية	122	103	225
محمد علي الجزائري	74	96	170
رضا سعيد	63	77	140
الحسن بن الهيثم	120	107	227
نهلة زيدان	119	87	206
المجموع	868	857	1725

10-3- أدوات البحث: استخدمت الباحثة اختباران متكافئان وجذع مشترك داخلي في مادة الرياضيات للصف الرابع الأساسي من تصميم باحثة في دراسة سابقة.

10-3-1- صدق الاختبار: التحقق - في دراسة سابقة- من صدق المحتوى للاختبارات باستخدام جدول المواصفات لبناء الاختبارات، وتحكيم أسئلته من عدد من المحكمين. بالإضافة إلى الصدق العاملي إذ فحصت البيانات للتأكد من تحقق هذا الشرط لقيام النظرية الحديثة على عدة افتراضات أهمها أحادية البعد، وتوصلت النتائج إلى أن قيمة الجذر الكامن للعامل الأول مرتفعة ولبقية العوامل قليلة ومتقاربة مما يرجح وجود عامل سائد يُفسر النسبة الكبرى من التباين ويمكن أن يُستدل منه على أحادية البعد.

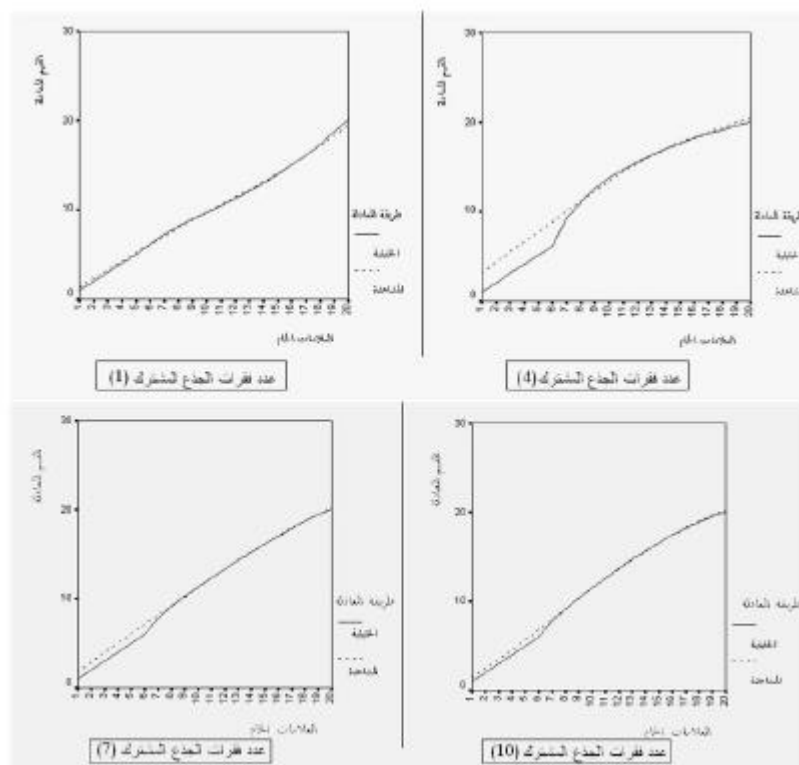
10-3-2- ثبات الاختبار: حساب معامل الثبات -في دراسة سابقة- بطريقة (ألفا كرونباخ)، إذ بلغ معامل الثبات (0.83).

11- نتائج البحث ومناقشتها:

11-1- التحقق من الفرضية الأولى ومناقشتها: لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$) لطريقتي المعادلة (طريقة تكر وطريقة ليفين) في قيم العلامات الخام المعادلة بين صورتين لاختبار في الرياضيات للصف الرابع الأساسي.

للتحقق من صحة هذه الفرضية تم استخدام البرمجية الإحصائية (PIE) لإيجاد القيم المعادلة الناتجة وفقاً لطريقة معادلة تكر وطريقة معادلة ليفين عند أعداد متغيرة من فقرات الجذع المشترك، وبعد ذلك استخدام الاختبار التائي (T) لإيجاد دلالة الفروق ويظهر الجدول رقم (1) ذلك. كما يظهر الشكل رقم (1) التمثيل البياني لهذه القيم. الجدول (2) قيم العلامات الخام المعادلة بين صورتين الاختبار وفقاً لطريقة معادلة تكر وطريقة معادلة ليفين

العلامة الخام	تكر الجذع 1	ليفين الجذع 1	تكر الجذع 4	ليفين الجذع 4	تكر الجذع 7	ليفين الجذع 7	تكر الجذع 10	ليفين الجذع 10
1	1.01	1.03	1.39	1.50	1	1.78	1	3.10
2	2.03	2.05	2.35	2.51	2.01	2.88	2	4.26
3	3.04	3.07	3.30	3.53	3.01	3.59	3.01	5.52
4	4.05	4.06	4.26	4.57	4.01	5	4.02	6.61
5	5.06	5.12	5.21	5.64	5.02	6.05	5.02	7.72
6	6.09	6.14	6.15	6.67	6.02	7.09	6.03	8.86
7	7.24	9.22	7.09	7.93	7.86	8.12	7.87	10.01
8	8.15	11.07	8	9.13	9.17	9.15	9.15	11.17
9	8.94	12.55	8.89	10.20	10.36	10.19	10.27	12.23
10	9.70	13.75	9.75	11.44	11.52	11.23	11.23	13.44
11	10.46	14.74	10.75	12.55	12.64	12.28	12.35	14.49
12	11.25	15.58	11.29	12.65	13.71	13.31	13.34	15.44
13	12.09	16.23	12.23	14.70	14.73	14.28	14.30	16.27
14	12.99	17	13.12	15.67	15.69	15.23	15.24	17.02
15	13.96	17.61	14.06	16.58	16.59	16.15	16.15	17.70
16	14.99	18.18	15.05	17.44	17.44	17.04	17.03	18.32
17	16.12	18.70	16.10	18.27	18.24	17.90	17.78	18.91
18	17.35	19.17	17.20	19.03	18.96	18.73	18.67	19.43
19	18.72	19.61	18.23	19.71	19.57	19.48	19.4	20.03
20	20	20	19.45	20.27	20	20.26	20	20.39



الشكل (1) التمثيل البياني لقيم العلامات الخام المعادلة بين صورتين الاختبار وفقاً لطريقتي المعادلة تكر وليفين تبين من الجدول (1)، والشكل (1) وجود فروق في القيم المعادلة لدى استخدام كل من طريقتي المعادلة المستخدمة واختلاف هذه القيم عند استخدام أطوال مختلفة للجذع المشترك، وبشكل محدد عند العلامات التي هي أقل من العلامة الخام (9).

وللحكم على معنوية الفروق بين متوسطات القيم المعادلة الناتجة من طريقتي المعادلة المستخدمة، وعند عدد متغير من فقرات الجذع المشترك، تم استخدام اختبار (T) للعينات المرتبطة، والجدول (2) يوضح متوسطات القيم المعادلة ودلالة الفروق بين متوسطات قيم المعادلة:

الجدول (3) يبين متوسطات القيم المعادلة ودلالة الفروق بينها

عدد فقرات الجذع المشترك	الطريقة	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	قيمة ت المحسوبة	الدلالة الإحصائية
1	تكر	10.16	5.63	0.654-	0.521
	ليفين	10.19	5.46		
4	تكر	12.25	6.51	3.173-	0.005
	ليفين	13.05	5.58		
7	تكر	11.20	6.17	3.041-	0.007
	ليفين	11.50	5.83		
10	تكر	11.27	6.29	2.905-	0.009
	ليفين	11.55	6.11		

أظهرت نتائج الاختبار التائي لدلالة الفروق بين متوسطات قيم العلامات المعادلة الموضحة في الجدول (2) أن هناك فروقاً دالة إحصائية عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$) في متوسطات القيم المعادلة بطريقة معادلة تكر وطريقة معادلة ليفين عندما كانت عدد فقرات الجذع المشترك (4، 7، 10) لصالح طريقة ليفين، ولكن الفروق لم تكن ذات دلالة عندما كان الجذع المشترك فقرة واحدة. وتتفق هذه النتيجة مع دراسة العلي (2018)، رانيه رضوان (2014) تشين وآخرون (2013) وليو وآخرون (2009). ولم تتفق مع دراسة تيانكي (1997) بحيث كانت طريقة العلامات الحقيقية الأكثر استقراراً.

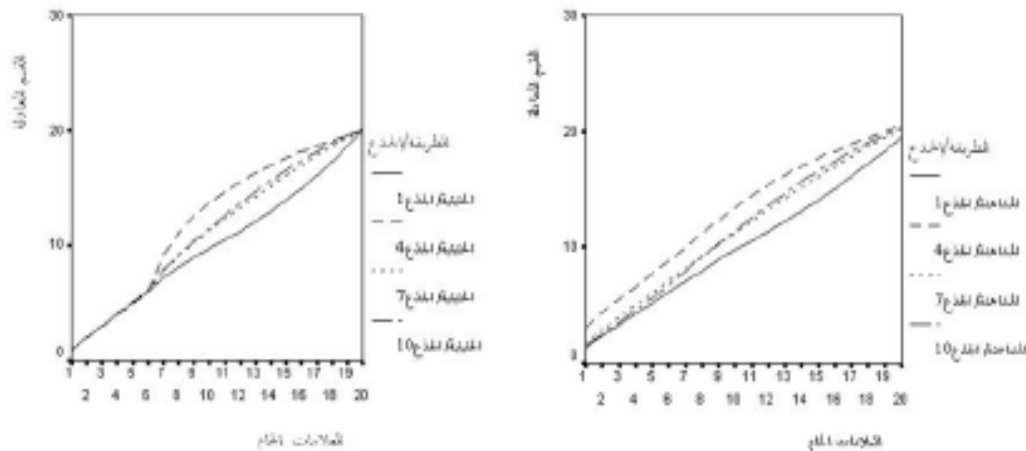
11-2- التحقق من الفرضية الثانية ومناقشتها:

لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$) لعدد فقرات الجذع المشترك في قيم العلامات الخام المعادلة بين صورتين لاختبار في الرياضيات عند استخدام طريقتي المعادلة تكر وليفين. ومن أجل التحقق من صحة هذه الفرضية فقد استخدمت البرمجية الإحصائية (PIE) لإيجاد القيم المعادلة الناتجة عند أعداد متغيرة من فقرات الجذع المشترك، ولفحص أثر عدد فقرات الجذع المشترك في القيم المعادلة استخدم تحليل التباين الأحادي لمعرفة ما إذا كانت هناك فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات القيم المعادل الناتجة من طرائق المعادلة المستخدمة، والجدول (4) يبين نتائج هذا التحليل:

الجدول (4) نتائج تحليل التباين الأحادي لقيم العلامات الخام المعادلة وفقاً لطريقتي المعادلة عند أعداد مختلفة

لفقرات الجذع المشترك

طريقة المعادلة	مصدر التباين	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط المربعات	قيمة ف المحسوبة	الدلالة الإحصائية
تكر	بين المجموعات	44.080	3	14.693	0.387	0.763
	داخل المجموعات	2886.371	76	37.979		
	المجموع	2930.451	79	-		
ليفين	بين المجموعات	82.080	3	27.360	0.826	0.484
	داخل المجموعات	2518.505	76	32.138		
	المجموع	2600.585	79	-		



طريقة معادلة ليفين

طريقة معادلة تكر

الشكل (2) يبين التمثيل البياني لقيم العلامات الخام المعادلة بين صورتين الاختبار وفقاً لطريقة معادلة تكر وطريقة معادلة ليفين عند أعداد مختلفة للجذع المشترك

يتضح من البيانات الواردة في الجدول (3) وفيما يتعلق بطريقة معادلة تكر أن قيمة (ف) كانت (0.387) وهي غير دالة إحصائياً عند ($\alpha = 0.05$)؛ أي إن الفروق بين علامات التلاميذ المعادلة باستخدام أعداد مختلفة لفقرات الجذع المشترك هي فروق غير جوهرية. وليس هناك أثر لعدد فقرات الجذع المشترك. أما ما يتعلق بطريقة معادلة ليفين فقد كانت قيمة (ف) هي (0.826) وهي غير دالة إحصائياً عند ($\alpha = 0.05$). وتتفق هذه النتائج مع دراسات أخرى أشارت إلى عدم تأثير عدد فقرات الجذع المشترك في دقة المعادلة أي أن العدد القليل من الفقرات المشتركة التي تشكل الجذع المشترك تنجز غالباً ما ينجزه العدد الأكبر من الفقرات مثل دراسة المدانات (2008)، وعلى النقيض من ذلك ما توصلت إليه دراسات أخرى مثل دراسة العلي (2018)، ودراسة تشين وآخرون (2013)، ودراسة ليو وآخرون (2009) إذ أشارت هذه الدراسات إلى أن نتائج المعادلة تميل لأن تكون أكثر دقة عند زيادة عدد الفقرات الجذعية.

ويمكن تلخيص أهم ما توصل إليه البحث، بالآتي:

- وجود فروق دالة إحصائياً عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$) في متوسطات القيم المعادلة بطريقتي المعادلة تكر وليفين عندما كانت عدد فقرات الجذع المشترك (4، 7، 10) لصالح طريقة معادلة ليفين، ولكن الفروق لم تكن ذات دلالة عندما كان الجذع المشترك فقراً واحدة.
- لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$) لعدد فقرات الجذع المشترك في قيم العلامات الخام المعادلة بين صورتين لاختبار في الرياضيات عند استخدام طريقتي المعادلة تكر وليفين.

12- مقترحات البحث:

- وفقاً للنتائج التي توصل إليها البحث تقترح الباحثة ما يلي:
- استخدام طريقة معادلة ليفين عند إجراء المعادلة بين اختبارين تمّ تقديمها إلى مجموعات غير متكافئة من الطلبة باستخدام التصميم القائم على الجذع المشترك، دون أن يكون لعدد فقرات الجذع المشترك أهمية كبيرة ما دامت هذه الفقرات تمثل المحتوى جيداً، وذات خصائص سيكومترية مناسبة.
 - إجراء مزيداً من المقارنات بين الطرائق المعادلة باستخدام تصاميم مختلفة لجمع البيانات للوصول إلى الطريقة المثلى.

CONFLICT OF INTERESTS

There are no conflicts of interest

المراجع

- [1] علام، صلاح الدين محمود. (2002). القياس والتقويم التربوي والنفسي أساسياته وتطبيقاته وتوجهاته المعاصرة، دار الفكر العربي، جامعة الأزهر، جمهورية مصر العربية.
- [2] Angoff, W.(1971). Scales Norms and Equivalent Scores. Educational Measurement (2nd), American Council on Education.
- [3] Hambleton, R & Swaminathan, H. (1985). Item Response Theory: Principles and Application. Boston: Kluwer.
- [4] الدوسري، راشد. (2011). معادلة الاختبارات مفهومها وطرائقها ومشكلات تطبيقها. مجلة العلوم التربوية والنفسية. 2(4).
- [5] Albano, A.(2014).Equate: An R Package for Observed-Score Linking and Equating, College of Education and Human Sciences, Lincoln, NE, USA.
- [6] Kolen, M & Brennan, R.(2014).Test Equating , Scaling and Linking, Statistics for Social and Behavioral Science, Springer Sciences, Business Media, New York.
- [7] علام، صلاح الدين محمود. (2005). الأساليب الإحصائية الاستدلالية في تحليل بيانات البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية البارامترية واللابارامترية. دار الفكر العربي، ط1، جامعة الأزهر، جمهورية مصر العربية.
- [8] الحربي، عيسى. (2009). أثر تمثيل الفقرات للمحتوى ونسبة الفقرات المشتركة وطرائق توزيع الفقرات على دقة معادلة درجات الصور للاختبار عندما يكون التصميم المستخدم هو الجذع المشترك " الفقرات المشتركة". رسالة دكتوراه غير منشورة. الجامعة الأردنية، المملكة الأردنية الهاشمية.
- [9] Kolen, M & Brennan, R.(2004).Test Equating , Scaling and Linking Methods and Practices.(2nd), New York: Springer.
- [10] Yang, W & houang, R.(1996).The Effect of Anchor Length and Equating Method on the Accuracy of test equating: Comparisons of Linear and IRT-Based Equating Using an Anchor Item Design.Paper Presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association.New York, NY, April 1996.

- [11] العبسي، محمد. (2010). التقويم الواقعي في العملية التدريسية. عمان: دار المسيرة للنشر والتوزيع.
- [12] Von Davier, A. (2003). Notes on Linear Equating Methods for the Non-Equivalent-Groups Design. Educational Testing Service, NJ.
- [13] Kolen, M & Brennan, R. (2004). Test Equating, Scaling and Linking Methods and Practices. (2nd), New York: Springer.
- [14] Albano, A. (2011). Statistical Equating Methods Computer Software Manual, December 2011.
- [15] العلي، دبالا. (2018). فاعلية طريقة المعادلة باستخدام الجذع المشترك في معادلة صورتين اختبار تحصيلي، "دراسة تجريبية للصفين الأول والثاني الثانويين التجاري في مدارس محافظة دمشق. رسالة دكتوراه غير منشورة. جامعة دمشق، كلية التربية، الجمهورية العربية السورية.
- [16] رضوان، رانيه. (2014). أثر طريقة اختيار فقرات الجذع المشترك وطوله في دقة معادلة الاختبار في الرياضيات. دراسة تجريبية للصفين الثالث والرابع من مرحلة التعليم الأساسي في المدارس الرسمية في محافظة دمشق. رسالة دكتوراه غير منشورة. جامعة دمشق، كلية التربية، الجمهورية العربية السورية.
- [17] المدانات، رائد. (2008). أثر طريقة المعادلة باستخدام جذع مشترك وعدد فقراته وحجم العينة على القيم المعادلة والخطأ في المعادلة بين صورتين اختبار في الفيزياء. رسالة دكتوراه غير منشورة. جامعة عمان العربية للدراسات العليا، المملكة الأردنية الهاشمية.
- [18] أيوب، حسين. (1994). المقارنة بين أربع طرق للمعادلة عندما يكون التصميم من مجموعات متكافئة وغير متكافئة، رسالة دكتوراه غير منشورة، الجامعة الأردنية، عمان.
- [19] Chen, H. Topczewski A. Woodruff D. & Fang Y (2013). A Comparison of Four Linear Equating Methods for the Common Item Nonequivalent Groups Design Using Simulation Methods. ACT research. Report Series. April.
- [20] Liu, J. Feigenbaum, M. & Curley, E. (2009), The Effect of Different Types of Anchor Tests on Observed Score Equating. Research Report (9-11), Princeton, New Jersey.
- [21] Tianqi, H. (1997). A comparison among IRT True and Observed Score Equating and Traditional Equipercentile Equating, Applied Measurement Education, 10(3), 105-121.
- [22] الحمداني، موفق، الجادري، عدنان، قنديلجي، عامر، وأبو زينة، فريد. (2006). مناهج البحث العلمي - أساسيات البحث العلمي. جامعة عمان، المملكة الأردنية الهاشمية.

ملحق "1" اختبار الرياضيات للصف الرابع الأساسي

اختر الإجابة الصحيحة للأسئلة التالية:

- 1-نسمي العدد الذي يأتي في الوسط بعد ترتيب البيانات بأنه...
أ-المدى ب-الوسيط ج-النوال
 - 2-نسمي القيمة المعطاة إلى مكان رقم في عدد ما..
أ-القيمة المكانية ب-المقارنة ج-التقريب
 - 3-يعرف ترتيب الأعداد بأنه.....
أ-الموازنة بين الأعداد ب-كتابة الأعداد من الأصغر إلى الأكبر ج-تحديد قيم الأعداد
 - 4-يتدعى البديل عن عدد ما...
أ-المتغير ب-الحلقة ج-التقدير
 - 5-يشير العدد الأول من الزوج المرتب إلى بعد النقطة نحو...
أ-أعلى العدد (صفر) ب-يمين العدد(صفر) ج-يسار العدد(صفر)
 - 6-من خطط حل المسألة....
أ-ارسم صورة ب-افهم ج-راجع وتحقق
 - 7-في خطوة افهم من خطوات حل المسألة باستخدام "خطّة كون جدولاً" نقوم به..
أ-نكتب القائمة التي تساعدنا على حل المسألة ب-نكون جدولاً يساعدنا على حل المسألة
ج-نبحث عن المعلومات التي نحتاجها لصنع القرار.
 - 8-إذا كان المدى للبيانات التالية (4-3-2-3-7) هو (5) فعند إضافة (3-6-9) للبيانات السابقة يصبح المدى هو...
أ-3 ب-5 ج-7
 - 9-القاعدة في الجدول التالي:
- | | | | | |
|--------|---|----|----|----|
| الداخل | 9 | 12 | 10 | 15 |
| الخارج | 5 | 8 | 6 | 11 |
- أ-ن 3 ب-ن 4 ج-ن 5
 - 10-عدد الألوف في العدد 3300 هو....
أ-3 ب-33 ج-330
 - 11-اسم العدد 504474 هو.....
أ-خمسمئة وأربعون ألفاً وأربعمئة وأربع وسبعون ب-خمسمئة وأربعة وأربعون ألفاً وأربع وسبعون
ج-خمسمئة وأربعة وأربعمئة وأربع وسبعون
 - 12-أي من العمليات الحسابية صحيح ؟
أ- $32516 < 23596$ ب- $32516 > 23596$ ج- $32516 = 23596$
 - 13-حدد وحدة الوقت الأكثر موضوعية للنشاط التالي:
تناولت طعام العشاء مع أسرتي خلال 30....
أ-ثانية ب-دقيقة ج-ساعة
 - 14-المدة من 5:33 ب.ظ إلى 10:48 ب.ظ هي...
أ-4 ساعات و13 دقيقة ب-5 ساعات و15 دقيقة ج-6 ساعات و17 دقيقة
 - 15-ناتج طرح العددين 80-20 هو ..

- أ-50 ب-60 ج-70
- 16- ناتج جمع العددين 282+493 هو
- أ-675 ب-765 ج-775
- 17- الجملة العددية التي يكون فيها ناتج الجمع أصغر ما يمكن هي...
- أ-(342+653) ب-(290+741) ج-(513+486)
- 18- ناتج طرح العددين 254-9013 هو ..
- أ-8759 ب-8761 ج-8869
- 19- أي من العمليات الحسابية صحيح :
- أ- $276-982 > 236-954$ ب- $276-982 < 236-954$ ج- $276-982 = 236-954$
- 20- الخطة الأفضل برأيك لحل المسألة الآتية :
- (يحب باسل تربية الأبقار والدجاج، وهو يملك مجموعة 7 حيوانات من الأبقار والدجاج، فما عدد كل من الأبقار، وكل من الدجاج التي يملكها باسل علماً أن لهذه الحيوانات 22 قائمة) هي خطة...
- أ- ابحث عن نمط ب- خمن وتحقق ج- كون جدولاً