حجم العينة في الانحدار المتعدد

د. عبد الناصر السيد عامر
مدرس القياس والتقويم - كلية التربية
بالإسماعيلية - جامعة قناة السويس

ملخص البحث:

يعد حجم العينة أحد مظاهر الجودة في تصميم الدراسة. يوجد قواعد مختلفة لتحديد حجم العينة المناسب في الانحدار المتعدد أهمها القواعد المتعارف عليها Rules of Thumb وتعتمد على تحديد حجم العينة كدالة لعدد المتغيرات المنبئة وتحديدها على أساس جداول تحليل القوة لـ Cohen (1988) وعلى أساس دقة التقدير لـ Algina & Olejnik (2000) وعلى أساس الدمج بين حجم التأثير وعدد المتغيرات المنبئة لـ Green (1991). وهدفت الدراسة إلى المقارنة بين أحجام العينات في ضوء هذه المداخل في مؤشرات المطابقة لنموذج الانحدار المتعدد (R^2 , Cp , MSE, R^2_{adj}) وصدق نموذج التنبؤ عبر عينات فرعية ρ_c^2 من خلال صيغة Browne (1975) وعبر المجتمع ككل ρ^2 من خلال pratts والتحيز الاحصائي وقوة الاختبار. وتكون نموذج الانحدار من ثلاثة متغيرات منبئة وهي كفاءة الذات نحو استخدام برنامج SPSS (٣٥ عنصر، ٠,٩٦ = α ، ٥٠٢ = N) والاتجاه نحو برنامج SPSS (٩ عناصر، ٠,٨٩ = α ، ٥٠٢ = N) والخبرة للتعامل مع الكمبيوتر (١,٨٣ = SD و 2.7 = M) ومن متغير تابع واحد هو القلق نحو SPSS (٨ عناصر و ٠,٩٠ = α، ٥٠٢ = N). وتكونت العينة الكلية من ٥٠٢ من طلاب وطالبات الفرقة الرابعة بكلية التربية بالإسماعيلية جامعة قناة السويس ٢٠٠٣ -٢٠٠٤، وشملت العينات الفرعية على ٩ و ١٥ و ٣٠ و ٤٥ و ٥٣ و ٦٠ و ١٥٠ و ٢٠٠ (في ضوء القواعد المتعارف عليها) و ٧٣ (في ضوء مدخل القوة ومدخل Green (1991) و ٨٨ و ١٤٤ دقة التقدير (عند دقة ٠,١٥ و ٠,١٠ على التوالي).

وأشارت النتائج إلى وجود فروق ذات دلالة جوهرية في مؤشر المطابقة R^2 بين العينات المختلفة لصالح حجم العينة ٩ و ١٥ و ٣٠ ، وعدم وجود فروق في مؤشرات (Cp ، MSE, R^2_{adj}) كذلك عدم وجود فروق في صدق النموذج التنبؤى عبر عينات فرعية ρ_c^2 وعبر المجتمع ككل ρ^2 بين أحجام العينات المختلفة.

ووجود فروق ذات دلالة جوهرية في التحيز الاحصائي بين أحجام العينات المختلفة لصالح أحجام العينات ٢٠٠ و ١٥٠ و ١٤٤ على التوالي، حيث كان لها أدنى تحيز إحصائي بينما

أكبر تحيز احصائى للعينات ١٥ و ٩ و ٣٠ على التوالي، توجد فروق ذات دلالة جوهرية في القوة الإحصائية بين أحجام العينات المختلفة لصالح العينات ٢٠٠ و ١٥٠ و ١٤٠ على التوالي.

وتوصلت الدراسة إلى استنتاج وهو إذا كان الهدف من الانحدار المتعدد هو تفسيري فلا داعي لزيادة حجم العينة، وإذا كان الهدف هو استخدام معادلة الانحدار في التنبؤ المستقبلي فيفضل أن يكون حجم العينة ٢٠٠ فأكثر.

صادقة في الكشف عن البنية العاملية (في: MacCallum, Widman, Preacher, & Hong, 2001). وتوصل Marsh, Hau, Balla & Grayson (1998) إلى أن أفضل الحلول العاملية لتحليل عاملي توكيدي لبناء مكون من ثلاثة عوامل (كل عامل ممثل بـ ١٢ متغير) هو لحجم عينة ٥٠ وأن قاعدة تمثيل المتغير بعشرة أفراد تؤدى إلى نتائج مضللة.

وفى دراسة تأثير حجم العينة على التحليل العاملى توصل Guadagnoli & Velicer (1988) إلى عدم تدعيم للقواعد المتعارف عليها حيث أنها غير جوهرية فى الكشف عن البنية العاملية وطرحا العبارة الآتية:

The concept that more observations are needed as the number of variables increase is clearly incorrect (p. 271).

ثانياً: مدخل الاعتماد على قوة الاختبار:

يكون الاهتمام في تحديد حجم العينة على أساس الحجم المطلوب لتحقيق قدراً مناسباً من القوة اللازمة لرفض الفرض الصفري. وتم إعداد جداول اشهرها جداول تحديد حجم العينة لكوهين Cohen (1988) ويتطلب هذا المدخل تحديد مستوى الدلالة الإحصائية وتبناها Cohen (1988) ٠,٠١ أو ٠,٠٥ وتحديد عدد المتغيرات المنبئة وأعطاها الرمز U وتحديد قوة الاختبار المراد تحقيقها وتنوعت قيمتها من ٠,٢٥ الى ٠,٩٩ وتحديد حجم التأثير المراد تحقيقه وتنوعت قيمتها فى ضوء مؤشر R^2 (مربع معامل الارتباط المتعدد) من ٠,٠١٩ (حجم تأثير صغير) و ٠,١٣ (حجم تأثير متوسط) و ٠,٢٦ (حجم تأثير كبير). وفى ضوء مؤشر F^2 ($\frac{R^2}{1-R^2}$) تنوعت قيم حجم التأثير من ٠,٠٢ (حجم تأثير صغير) و ٠,١٥ (حجم تأثير متوسط) و ٠,٣٥ (حجم تأثير كبير).

ويرى Cohen (1988) أن الدراسة النموذجية فى العلوم السلوكية التى لها قوة ٠,٨٠ وحجم تأثير متوسط ($R^2 = 0.13$ أو $F^2 = 0.15$) وهذه الجداول كما عرضها فى (p. 448-455) لتحديد العينة فى الانحدار المتعدد لعدد من المتغيرات المنبئة حتى ١٢٠ (تتحدد فى ٢٣ قيمة).

ثالثاً: مدخل دقة التقدير:

ليس الهدف هو تحديد حجم العينة اللازم لاختبارات الفروض بقوة معينة ولكن لابد من حجم عينة مطلوب للحصول على تقديرات من العينة قريبة من معالم المجتمع الذي سحبت منه

العينة، أي القضية ليست رفض الفروض الصفرية ولكن الوصول إلى حجم التأثير الحقيقي للمتغيرات المبنئة على المتغير التابع. وتبنى هذا كثير من الباحثين منهم:
(Algina & Olejnik, 2000, 2003; Algina, Mouler, & Moser, 2002)

وتعرف الدقة بأن إحصائيات العينة تكون قريبة من تقديرات معالم المجتمع (Algina & Olejnk, 2000).

من مسلمات هذا المدخل أن المتغيرات المبنئة هي من النوع العشوائي أي تتغير قيمتها من عينة إلى أخرى، وأن هذه المتغيرات لها توزيع اعتدالي. ويرى Algina وزملائه أن حجم العينة المقدر من هذا المدخل أكبر من حجمها المقدر في ضوء مدخل (1988) Cohen وأيضاً تعطى دقة وحجم تأثير أفضل من مدخل (1988) Cohen.

رابعاً: مدخل الدمج بين القواعد المتعارف عليها وحجم التأثير:

ويتم تحديد حجم العينة على أساس عدد المتغيرات المبنئة مع الأخذ في الاعتبار حجم التأثير المراد تحقيقه، وتبنى هذا المدخل (1991) Green ويرى أن القاعدة التي توصل إليها أكثر دقة من القواعد المتعارف عليها.

ولتقدير حجم العينة في هذا المدخل يستلزم خطوتين:

١- تحديد قيمة λ (لمدا) وهى دالة وظيفية لحجم التأثير ودرجات الحرية ويتم تقديرها في صيغة تقريبية عن طريق قيمة L وهى كالآتي:

$$L = 6.4 + 1.65\ K - 0.05\ K^2 \quad (P.\ 504)$$

وهى تصلح في حالة عدد المتغيرات المبنئة تتراوح من ٢ إلى ١٠.

٢- تقدير حجم العينة من خلال الصيغة الآتية:

$$N \geq \frac{L}{F^2}$$

وحيث F^2 حجم التأثير وعبر عنها Cohen (1988) بالمعادلة الآتية:

$$F^2 = \frac{R^2}{1-R^2}$$

على ذلك يتم تقدير حجم العينة بالصيغة الآتية:

$$N \geq \frac{L(1-R^2)}{1-R^2}$$

وبما أن الدراسة تهدف إلى المقارنة بين هذه المداخل المختلفة لتقدير حجم العينة على دقة نموذج الانحدار المتعدد. ومفهوم الدقة في الانحدار المتعدد أخذ أشكال أو صور مختلفة أهمها:

أولا: مطابقة نموذج الانحدار المتعدد لبيانات العينة:

تسهم مطابقة نموذج الانحدار بدور فعال في تقـويم النمـوذج Model Evaluation ولتحديد مطابقة نموذج الانحدار المتعدد فأنه توجد مؤشرات عددية أهمها: ..

١- مؤشر مربع معامل الارتباط المتعدد (R^2): يمثل نسبة التباين المفسر في المتغير التـابع ولا ينصح باستخدامه لأنه متحيز لحجم العينة (Kromery & Hines, 1996)، وكلما اقتربـت قيمته من الواحد الصحيح دل على حسن مطابقة مع بيانات العينة (Hair et al., 1998).

٢- متوسط مربعات الخطأ (MSE) ويستخدم كمؤشر للدقة التنبؤية وكلما كانت قيمته أقـل مـا يمكن فإن نموذج التنبؤ يكون متطابق مع البيانات (Hair et al., 1998)

٣- مربع معامل الارتباط المتعدد المصحح ($Adjusted\ R^2$): يعالج هذا المؤشر قضية التحيـز لمؤشر R^2 ويعتبر من المؤشرات المفضلة بدرجة كبيرة لدراسة مطابقة النموذج (Olejnik, Mills & Keselman, 2000) وكلما اقتربت قيمته من الواحد الصحيح دل ذلك على حسن مطابقته لنموذج الانحدار المتعدد مع بيانات العينة.

٤- مؤشر مالوى Mallow (1970) (Cp): يعتبر من المؤشرات الهامة لقياس مطابقة النموذج (Myers, 1990) وأقل اعتماداً على المتغيرات المبنئة فى النموذج وبـذلك يتفـوق علـى مؤشر R^2_{adj} (Olejnik et al., 2000)، والنموذج الأفضل تطابقاً مع البيانات عندما يكون الفرق بين Cp و K اقل ما يمكن (Azen, Budeseu & Reiser, 2001)

ثانياً: مصداقية نموذج التنبؤ

مطابقة النموذج ليست كافية للحكم على دقة النموذج، ولا يعنى استخدام النمـوذج فـى التنبؤ المستقبلي ولكن لابد أن تتضمن الدقة التحقق من النموذج Model validation، وتشـمل استقرار النموذج عبر عينات أخرى من نفس المجتمـع Cross-validation (ρ_c^2) واسـتقرار النموذج عبر المجتمع ككل population validity (ρ^2) (Raju, Biligic, Edwards, & Fleer, 1997) ولتقدير نوعى الصدق طور الباحثون كثيراً من المعادلات (أطلق عليها الطـرق التحليلية) ولمزيد من هذه الطرق يمكـن الرجـوع إلـى (Raju et al., 1997, Yin & Fan, 2001) ، ويمكن عرض أهم هذه الطرق كالآتي:

١- تقدير صدق النموذج التنبؤى في المجتمع (ρ^2) وأهمها:

أ- معادلة Ezekiel (1930) وتتحدد قيمتها بالمعادلة الآتية:

$$\frac{N-1}{N-K-1}-(1-R^2)=1-\rho^2$$

وهذه هي تقدير لقيمة R^2_{adj} المستخدمة في تقدير مطابقة النموذج، حيث N حجم العينة

ب- معادلة Pratts (في: Raju et al., 1997)

$$\left[1+\frac{2(1-R^2)}{N-k-2.3}\right]\frac{(N-3)(1-R^2)}{N-k-1}=1-\rho^2$$

٢- تقدير صدق النموذج التنبؤى عبر عينات أخرى (ρ_c^2) من أهم الطرق المستخدمة هي معادلة Browne (1975)

$$\frac{(N-k-3)\rho^4+\rho^2}{(N-2k-2)\rho^2+k}=\rho_c^2$$

حيث ρ^2 صدق النموذج التنبؤى فى المجتمع المقدر باستخدام صيغة pratts أو صيغة Ezekiel

وتم اختيار هذه الطرق لأفضليتها فى معالجة التحيز الاحصائى Statistical Bias وهذا التحيز ينشأ نتيجة وأن قيمة R^2 المحسوبة من عينة الدراسة أكبر من قيمتها المحسوبة من عينات أخرى محسوبة من المجتمع وهذا التقلص لقيمة R^2 المحسوبة من عينات أخرى يطلق عليها بظاهرة Shrinkage. وتوصل Kromery & Hines (1996) إلى أن صيغة Browne من أنسب الطرق لتقدير ρ_c^2 وأدائها يكون أفضل لعينة ٢٠٠ فأكثر، بينما صيغة Ezekiel تعطى تقديرات متحيزة لتقدير ρ_c^2 ، بينما توصل Yin & Fan (2001) إلى أن أفضل الصيغ لتقدير ρ^2 هى لـ Pratts، أما أفضل الصيغ لتقدير ρ_c^2 هى لـ Browne وأداء معظم طرق التقدير لـ ρ^2 و ρ_c^2 تكون غير متحيزة عندما تكون نسبة لأفراد للمتغيرات كبيرة.

ومن الدراسات الهامة التى قارنت بين فعالية ٢٢ صيغة لتقدير ρ^2 و ρ_c^2 عبر أحجام عينات مختلفة هي لـ Raju, Biligic, Edwards & Fleer (1999)، وتوصلوا إلى أن

التحيز يكون أدنى ما يمكن لعينة ٢٠٠ فأكثر وتعتبر صيغة Pratts أدق الطرق لتقدير ρ^2 (صدق المجتمع)، بينما صيغة Browne أفضل لتقدير ρ_c^2 (الصدق عبر العينات)

ثالثاً: قوة الاختبار

تعتبر قوة الاختبار من مظاهر الدقة والجودة لنموذج الانحدار المتعدد والقوة الإحصائية هي قدرة الاختبار على رفض الفروض الصفرية، أي الوصول إلى القرار الصحيح. وتعتبر القوة ٠,٨٠ قيمة نموذجية في العلوم التربوية وتزداد القوة للاختبار وزيادة حجم العينة.

المشكلة:

بعد العرض السابق لمداخل تحديد حجم العينة في الانحدار المتعدد ومن أهمها القواعد المتعارف عليها التي اعتمدت عليها معظم مجلدات الإحصاء، وهى تمثيل المتغير بعدد معين من الأفراد وعلى الرغم من انتشار هذا المدخل إلا انه يهمل حجم التأثير وقوة الاختبار وهما العاملان الأكثر أهمية في تحديد حجم العينة، ثم تم عرض مدخل تحديد حجم العينة على أساس تحقيق مستوى مرغوب من القوة الإحصائية اللازمة لاختبارات الفروض ويرى Cohen (1988) أن هذا المدخل أكثر دقة من تقدير حجم العينة على أساس القواعد المتعارف عليها، وظهر مدخل أخر يعتمد على دقة التقدير للمعالم في المجتمع والهدف منه ليس فقط تحقيق قدراً من القوة الإحصائية ولكن تحديد حجم التأثير الحقيقي في المتغير للمتغير التابع. ويرى Algina & Olejnik (2000, 2003) أن هذا المدخل يعطى حجم عينة أكبر من مدخل Cohen (1988) وأكثر دقة منه، ثم ظهر مدخل يدمج بين حجم التأثير المراد تحقيقه وعدد المتغيرات المنبئة وتبنى Green (1990) هذا المدخل وافترض أن دقة نموذج الانحدار المتعدد لحجم العينة في هذا المدخل أفضل من نموذج الانحدار للعينات التي تم تحديدها على أساس القواعد المتعارف عليها ويعتقد Green (1990) أن حجم العينة في هذا المدخل يكون قريباً من حجم العينة في ضوء مدخل Cohen (1988) خاصة عندما يكون حجم تأثير متوسط وعدد قليل من المتغيرات المنبئة.

وتم عرض مؤشرات دقة وجودة نموذج الانحدار المتعدد في ضوء ثلاثة محاور وهى مؤشرات حسن المطابقة وهذا يمثل جانب الدقة على المدى القصير في ضوء عينة الدراسة وأن جاز تشبيهها بكفاءة نموذج الانحدار، والمحور الثاني من الدقة هو بمدى مصداقية نموذج التنبؤ على مستوى العينات الفرعية وعلى مستوى المجتمع ككل وهذا يمثل جانب الدقة على المدى البعيد وإن جاز تشبيهها بفعالية نموذج التنبؤ، والمحور الثالث هو القوة الإحصائية لاختبار الانحدار المتعدد.

على ذلك يمكن طرح السؤال الرئيسي كالآتي في:

ما مدى فعالية أحجام العينات المختلفة (القواعد المتعارف عليها، مدخل القوة Cohen (1988)، مدخل دقة التقدير (Algina & Olejnik, 2000, 2003) ومدخل (Green. 1991) على دقة نموذج الانحدار المتعدد؟

ومن هذا السؤال تتفرع الأسئلة الآتية:

١- هل توجد فروق ذات دلالة جوهرية في مؤشرات حسن المطابقة (R^2 – R^2_{adj} – MSE –Cp) بين أحجام العينات المختلفة؟

٢- هل توجد فروق ذات دلالة جوهرية في مصداقية النموذج عبر عينات أخرى ρ_c^2 بين أحجام العينات المختلفة؟

٣- هل توجد فروق ذات دلالة جوهرية في مصداقية النموذج عبر المجتمع ككل بين أحجام العينات المختلفة؟

٤- هل توجد فروق ذات دلالة جوهرية للتحيز الاحصائى لنموذج الانحدار المتعدد بين أحجام العينات المختلفة؟

٥- هل توجد فروق ذات دلالة جوهرية في القوة الإحصائية للانحدار المتعدد بين أحجام العينات المختلفة؟

هدف الدراسة:

هدفت الدراسة إلى الآتي:

١- التعرف على فعالية القواعد المتعارف عليها في تحديد حجم العينة في أسلوب الانحدار المتعدد.

٢- المقارنة بين مداخل مختلفة لتحديد حجم العينة في الانحدار المتعدد في ضوء دقة نموذج الانحدار المتعدد (مطابقة النموذج – مصداقيته – القوة الإحصائية)

الطريقة والإجراءات

- نموذج الانحدار المتعدد:

أثناء تدريس مقرر تطبيقات الحاسب الآلي في القياس والتقويم باستخدام حزمة SPSS لطلاب وطالبات الفرقة الرابعة بكلية التربية بالإسماعيلية جامعة قناة السويس تم ملاحظة رهبة وخوف الطلاب من استخدام البرنامج بصفة خاصة والكمبيوتر بصفة عامة، وتعرف هذه الظاهرة

بقلق الكمبيوتر وهو يتضمن الشعور بالخوف والاستجابة السالبة نحو الكمبيوتر (Laguna & Babcock, 2000).

ومن أهم المتغيرات المرتبطة بهذه الظاهرة الاتجاه نحو الكمبيوتر وهو يتضمن الشعور الايجابي نحو البرنامج والميل والمتعة والاستفادة الفعلية من البرنامج في الواقع التدريسى. وأيضاً يرتبط به متغير كفاءة الذات نحو البرنامج بصفة خاصة وبصفة عامة نحو الكمبيوتر، وهو ثقة الفرد في قدراته وإمكانياته على استخدام الكمبيوتر في مواقف متنوعة ولبرامج مختلفة (Compeau, Higgins, & Huff, 1999) وكذلك تلعب الخبرة دوراً أساسياً فى تشكيل قلق الكمبيوتر أو القلق نحو البرنامج، فكما زاد مستوى الخبرة ينخفض مستوى القلق. وبمسح الأدبيات لمعرفة العلاقة بين المتغيرات الأربعة تبين أن معظم الدراسات تبنت قلق الكمبيوتر باعتباره ناتج للمتغيرات الثلاثة الأخرى، وتبين وجود علاقة ارتباطية سالبة ودالة إحصائياً بين قلق الكمبيوتر وكفاءة الذات نحو الكمبيوتر (Bronson, 1998, Compeau et al., 1999, Harrison & Rainer, 1992, Laguna & Babcock, 2000) وتأثير سالب ودال إحصائياً من كفاءة الذات إلى قلق الكمبيوتر B = -0.42 (Rovia & Childress, 2003) ، وتوجد علاقة ارتباطية سالبة ودالة إحصائياً بين قلق الكمبيوتر والاتجاه نحوه (Harrison & Rainer, 1992) وتأثير سالب ودال إحصائياً من الاتجاه نحو الكمبيوتر إلى قلق الكمبيوتر B = -0.20 (Rovia & Childress, 2003). كما أن الخبرة ترتبط ارتباطاً سالباً مع قلق الكمبيوتر (Bronson, 1998, Laguna & Babcock, 2000).

وبما أن مقرر التدريس قائم على استخدام برنامج SPSS ، على ذلك فمتغيرات الدراسة القلق والاتجاه وكفاءة الذات منصبة على هذا البرنامج، أما متغير الخبرة يتضمن مدة التعامل مع الكمبيوتر بصفة عامة.

على ذلك فنموذج الانحدار المتعدد يتكون من ثلاثة متغيرات منبئة وهى كفاءة الذات والاتجاه والخبرة، ومتغير تابع واحد وهو القلق نحو البرنامج.

- **العينة**

أولا: العينة الاجمالية:

تكونت من ٥٦٠ طالب وطالبة من الفرقة الرابعة جميع الشعب بكلية التربية بالإسماعيلية – جامعة قناة السويس حيث تدرس مقرر تطبيقات الحاسب فى القياس والتقويم وذلك

للعام الجامعى ٢٠٠٣-٢٠٠٤ ونتيجة للبيانات المفقودة أصبحت العينة النهائية ٥٠٢. وبلغ متوسط الخبرة للتعامل مع الكمبيوتر ٢,٧ (سنتان وسبعة شهور) وبالحراف معيارى ١,٨٣

ثانياً: أحجام العينات الفرعية:

أحجام العينات في ضوء القواعد المتعارف عليها.

تمثيل المتغير بثلاثة أفراد (١: ٣): حجم العينة = ٣ × ٣ = ٩

تمثيل المتغير بخمسة أفراد (١: ٥): حجم العينة = ٣ × ٥ = ١٥

تمثيل المتغير بعشرة أفراد (١: ١٠): حجم العينة = ٣ × ١٠ = ٣٠

تمثيل المتغير بـ ١٥ فرداً (١: ١٥): حجم العينة = ٣ × ١٥ = ٤٥

تمثيل المتغير بـ ٢٠ فرداً (١: ٢٠): حجم العينة = ٣ × ٢٠ = ٦٠

تمثيل المتغير بـ ٥٠ فرداً (١: ٥٠): حجم العينة = ٣ × ٥٠ = ١٥٠

العينة في ضوء قاعدة Harris (1975): حجم العينة = ٥٣

تمثيل العينة بالحد الأدنى بـ ٢٠٠ فرد

حجم العينة في ضوء مدخل القوة المرغوبة Cohen (1988)

يعتبر Cohen (1988) أن الدراسة النموذجية في العلوم التربوية التي لها قوة = ٠,٨٠ وحجم تأثير (R^2) متوسط = ٠,١٣ ولتحديد حجم العينة في هذا المدخل يتطلب تحديد الآتي:

عدد المتغيرات المنبئة = ٣

مستوى الدلالة الإحصائية (α) = ٠,٠٥

ج- القوة المرغوبة (P) = ٠,٨٠

د- حجم التأثير المراد تحقيقه (R^2) = ٠,١٣

بالكشف في جداول Cohen (1988, p. 451-455) يتضح أن:

$$\lambda\ (v = 120) = 11.1$$

حيث v هي درجات الحرية (N-K-1)، وأن:

$$F^2 = \frac{R^2}{1 - R^2} \qquad \therefore \qquad N = \frac{\lambda}{F^2}$$

$$N = \frac{11.1(1 - 0.13)}{0.13} = 74$$

$$V = N - K - 1 = 74\text{-}3\text{-}1 = 70$$

بالكشف عن قيمة V = 70 فى نفس الجدول يتضح أنها تقع بين V = 120 و V = 60

وبما أن درجات الحرية الدنيا (V_L) = ٦٠ وقيمة λ المقابلة لها = ١١,٥

ودرجات الحرية العظمى (V_U) = ١٢٠ وقيمة λ المقابلة لها = ١١,١

وتتحدد قيمة λ الدقيقة بالمعادلة الآتية:

$$(\lambda_L - \lambda_U) = \frac{\frac{1}{V_L} - \frac{1}{V}}{\frac{1}{V_L} - \frac{1}{V_U}} \lambda = \lambda_L -$$

$$(11.5 - 11.1) = 10.97 \frac{\frac{1}{60} - \frac{1}{70}}{\frac{1}{60} - \frac{1}{120}} \therefore \lambda = 11.1 -$$

إذاً

$$\frac{\lambda(1-R^2)}{R^2} = \frac{10.97(1-0.13)}{0.13} = 73 \quad N =$$

إذاً حجم العينة في ضوء مدخل Cohen (1988) يساوى ٧٣ فرداً

حجم العينة في ضوء مدخل دقة التقدير وحجم التأثير.

تم الكشف في الجداول التي أعدها Algina & Olejnek (2000, p. 126-129) وتم تحديد المعطيات الآتية لتحديد حجم العينة.

مستوى الدلالة الإحصائية (α) = ٠,٠٥

تحديد مستوى دقة التقدير (C) وتنوعت من ٠,٠٥ و ٠,١٠ و ٠,١٥ و ٠,٢٠ . تم اختيار ٠,١٥ ثم لـ ٠,١٠

ج- تحديد حجم التأثير في ضوء مؤشر R^2_{adj} = ٠,١٣

يتضح أن حجم العينة المقابل لدقة تقدير ٠,١٥ يقع بين حجمي التأثير ٠,١٠ و ٠,١٥ لأن الجداول لم تتضمن القيمة ٠,١٣، وأن حجم العينة المقابل لحجم تأثير ٠,١٠ هو ٨٧ وحجمها المقابل لحجم التأثير ٠,١٥ هو ٧٣، على ذلك فإن حجم العينة هو $\frac{(73+87)}{2}$ وهي ٨٠ فرداً.

وإذا اعتبرنا مستوى الدقة C = 0.10 فإن حجم العينة هو ١٤٤ فرداً

حجم العينة فى ضوء مدخل Green (1991)

يتطلب ذلك خطوتين:

تحديد قيمة L

$$L = 6.4 + 1.65\ K - 0.05\ K^2$$
$$= 6.4 + 1.65 \times 3 - 0.05 \times 9 = 10.9$$

تحديد حجم العينة من الصيغة الآتية:

$$\geq \frac{L}{F^2} = \left(\frac{L(1-R^2)}{R^2}\right) N$$

$$N \geq 73 \geq \frac{10.9(1-0.13)}{0.13} N \quad ,$$

$$N \geq 73$$

وهذا يتفق مع حجم العينة المحسوب من جداول Cohen (1988) وهذا يؤكد استنتاج Green (1991) بأن مدخله يعطى نتائج تتفق بدرجة كبيرة مع Cohen (1988) فى حالة حجم تأثير متوسط (٠,١٣) وعدد محدود من المتغيرات المنبئة على ذلك فإن العينات الفرعية المتضمنة في الدراسة هي ٩، ١٥، ٣٠، ٤٥، ٥٣، ٦٠، ١٥٠، ٢٠٠، ٧٣، ٨٠، ١٤٤.

- القياسات:

١- الاتجاه نحو برنامج SPSS. تم الاعتماد على Kernan & Howard (1990) عند بناء عناصر هذا المقياس، وتكون من ١٠ عناصر تقيس الاهتمام والمتعة والاستفادة الفعلية، وبلغ معامل الثبات ألفا لهذا المقياس ٠,٨٧، وتم حذف عنصر واحد بالتالي أصبح المقياس مكون

من ٩ عناصر وبلغ المعامل ألفا ٠,٨٩ وتراوح معامل الارتباط المصحح للعناصر من ٠,٢٩ إلى ٠,٦٣.

٢- كفاءة الذات نحو برنامج SPSS وتكون هذا المقياس من ثلاثة أبعاد هي:

أ- كفاءة الذات للمبادئ الأساسية للبرنامج: تكون من ١٠ عناصر وبلغت قيمة ألفا ٠,٩١ وتراوح معامل الارتباط المصحح من ٠,٥٩ إلى ٠,٧١.

ب- كفاءة الذات للتعامل مع ملف البيانات وإجراء الأوامر المختلفة: تكون من ١٥ عنصر وبلغت قيمة ألفا ٠,٩٣ وتراوح معامل الارتباط المصحح لعناصر هذا البعد من ٠,٤٥ إلى ٠,٨٠.

ج- كفاءة الذات للتعامل مع نواتج الأوامر: تكون من ١٠ عناصر بلغت قيمة ألفا ٠,٩٣ وتراوح معامل الارتباط المصحح لعناصر هذا البعد من ٠,٥٨ إلى ٠,٨٣. تم حساب معاملات الثبات للمقاييس السابقة للعينة الكلية ٥٠٢.

وكان ينوى الباحث استخدام الأبعاد الثلاثة لمقياس كفاءة الذات كمتغيرات مستقلة ولكن اتضح أن معاملات الارتباط بينهم عالية وتراوحت من ٠,٦٣ (بين البعد الأول والثالث) إلى ٠,٧٨ (بين البعد الثاني والثالث) وهذا بدوره يؤدى إلى حدوث ظاهرة Collinearity المعروفة في الانحدار وهى الارتباطات العالية بين المتغيرات المستقلة. وهذا يؤدى إلى انخفاض إسهام المتغيرات المستقلة في تفسير المتغير التابع وكنتيجة لذلك تم التعامل مع متغير كفاءة الذات كدرجة كلية، أي أن المقياس تكون من ٣٥ عنصر وبلغت قيمة ألفا ٠,٩٦.

٣- الخبرة: تم قياس هذا المتغير من خلال إعطاء عنصر للطالب يحدد فيها مدة التعامل مع جهاز الكمبيوتر وهى بالسنوات والشهور وبلغ متوسط خبرة التعامل مع الكمبيوتر ٢,٧ وبانحراف معياري ١,٨٣.

٤- القلق نحو برنامج SPSS: تم الاعتماد على بناء عناصر هذا المقياس على Kernan & Howard (1990) وتضمن عشرة عناصر مثل "أشعر بالضيق أثناء التعامل مع برنامج SPSS"، وبلغت قيمة ألفا لهذا المقياس ٠,٨٤ وتم حذف عنصرين بالتالي تكون المقياس من ٨ عناصر وبلغت قيمة ألفا ٠,٩٠ وتراوح معامل الارتباط المصحح لعناصر هذا المقياس من ٠,٤٩ إلى ٠,٧٧ وذلك للعينة الكلية ٥٠٢.

تم بناء المقاييس الثلاثة في ضوء وضع خمسة بدائل أمام كل عنصر.

الإجـــراءات

قام الباحث وبمعاونة أحد تلاميذه(*) بتطبيق مقياس الاتجاه نحو برنامج SPSS وكفاءة الذات نحو البرنامج قبل الامتحان العملي بأسبوعين، وكذا تطبيق مقياس القلق نحو البرنامج أثناء بداية امتحان المعمل وذلك في الفصل الدراسي الثاني للعام الجامعي ٢٠٠٣/٢٠٠٤.

(*) يتوجه الباحث بجزيل الشكر للأستاذ / سليمان عبد الواحد يوسف طالب الدكتوراه بقسم علم النفس التربوي بكلية التربية جامعة قناة السويس – الذي قام بمساعدته بصدق في تطبيق مقاييس الدراسة الحالية.

التحليل الاحصائى

لإجراء التحليل تم المرور بالخطوات الآتية:

١- تم استخدام طريقة الانحدار المتعدد Enter وهى إدخال كل المتغيرات المنبئة وغير المنبئة في معادلة الانحدار.

٢- تم إجراء اختبار الانحدار المتعدد عشرة مرات لكل عينة من العينات الفرعية، حيث تم سحب عشر عينات مكون من ٩ أفراد من أحجام العينات الآتية: ٥٠٠ و ٤٩٠ و ٤٨٠ و ٤٧٠ و ٤٦٠ و ٤٥٠ و ٤٤٠ و ٤٣٠ و ٤٢٠ وتم سحب العينة المكونة من ٩ أفراد من خلال أمر Select cases فى برنامج SPSS. وهكذا بالنسبة للعينات الفرعية الأخرى.

٣- تم تفريغ مؤشرات المطابقة وهى R^2 و R^2_{adj} و MSE وأيضاً تم حساب مؤشر مالوى Cp عشرة مرات لكل حجم من أحجام العينات الفرعية.

٤- تم تقدير استقرار أو صدق النموذج عبر عينات فرعية ρ_c^2 من خلال صيغة Browne (1975) وتم التعويض بقيمة ρ^2 المحسوبة من صيغة pratts

٥- تم تقدير استقرار أو صدق النموذج التنبؤى عبر المجتمع ككل ρ^2 من خلال صيغة pratts.

٦- تم تقدير التحيز الاحصائى لنموذج التنبؤ من خلال حساب الفرق بين R^2 المقدرة من عينة الدراسة و ρ_c^2 المقدرة من صيغة Browne ويكون هذا الفرق غير متحيز إذا كانت قيمته تقع فى المدى من +٠,٠١ إلى -٠,٠١ وهذا كما أشار إليه (Kromery & Hines 1996, Raju et al., 1997).

٧- تم حساب القوة الإحصائية لاختبار الانحدار المتعدد باستخدام جداول Cohen (1988) ولتحديد القوة باستخدام هذه الجداول يستلزم تحديد الآتى:

أ- قيمة λ وهى المعلم اللامركزى لتوزيع F وهى دالة وظيفية لحجم التأثير وعدد المتغيرات المنبئة ودرجات الحرية V(N-K-1) وتتحدد قيمتها كالآتى:

$$\lambda = F^2 (K + V + 1)$$

وحيث $$F^2 = \frac{R^2}{1 - R^2}$$

R^2 هى قيمة مربع معامل الارتباط المتعدد

ب- مستوى الدلالة الإحصائية (α) = ٠,٠٥

ج- تحديد عدد المتغيرات المنبئة تبلغ كحد أقصى ١٢٠ متغير

د- تحديد درجات الحرية (V) وتأخذ القيم ٢٠، ٦٠، ١٢٠، ∞

- مثال تطبيقى لتقدير قوة الاختبار

فى أحد نماذج التحليل للانحدار المتعدد تبنى باحث المعطيات الآتية:

$$\alpha = 0.05 \quad R^2 = 0.37 \quad K = 3 \quad N = 30$$

على ذلك فإن:

$$\lambda (V + K + 1) = \frac{R^2}{1 - R^2}$$

وحيث $V = N - K - 1 = 30 - 3 - 1 = 26$

$$\lambda (26 + 3 + 1) = 17.6 = \frac{0.37}{1 - 0.37}$$

بالكشف فى جداول Cohen (1988, p. 416-423) بقيمة $\lambda = 17.6$ يتضح أنها تقع بين قيمتى $\lambda = 18$ و $\lambda = 16$ وأن قيمة V (26) هى محصورة بين قيمتى ٢٠ و ٦٠.

على ذلك فإن قوة الاختبار المقابلة لـ V 20 أمام $\lambda = 16$ هى ٠,٨٧ وقيمتها المقابلة لـ V 20 أمام $\lambda = 18$ هى ٠,٩١ بالتالى فإن $P = \frac{0.87 + 0.91}{2} =$ ٠,٨٩

وتتحدد قوة الاختبار المقابلة لدرجات الحرية ٦٠ أمام $\lambda = 16$ بـ ٠,٩٢ وأمام $\lambda = 18$ بـ ٠,٩٥ وتكون $P = \frac{0.92 + 0.95}{2} =$ ٠,٩٣ ، على ذلك تتحدد قوة الاختبار بالمعادلة الآتية:

$$(P_U - P_L)\frac{\frac{1}{V_L} - \frac{1}{V}}{\frac{1}{V_L} - \frac{1}{V_U}} = P_L +$$

حيث:

V_L هى درجة الحرية الدنيا وهى ٢٠ — V_U هى درجة الحرية العليا وهى ٦٠

V درجة الحرية (١-٣-٣٠) وهى ٢٦ — P_L قوة الاختبار الدنيا وهى ٠,٨٩

P_U قوة الاختبار العليا وهى ٠,٩٣.

على ذلك يتضح أن قوة الاختبار

$$P = 0.89 + \frac{\frac{1}{20} - \frac{1}{26}}{\frac{1}{20} - \frac{1}{60}}0.90 = (0.93 - 0.89)$$

٨- تم إعداد ملف بيانات للمتغيرات R^2 و R^2_{adj} و MSE و Cp و ρ^2 و ρ^2_c و (ρ^2_c - R^2) وقوة الاختبار Power وذلك في برنامج SPSS

٩- تم إجراء اختبار تحليل التباين أحادى الاتجاه F-Test لمعرفة الفروق فى المؤشرات المختلفة بين أحجام العينات الإحدى عشر.

١٠- تم اعتبار R^2_{adj} المقدرة باستخدام صيغة Ezekiel (1930) من مؤشرات المطابقة.

النتـــائـــج

أولا: وصف احصائى لمتغيرات الدراسة:

تم حساب الوصف الإحصائي لمتغيرات الدراسة الأربعة ذلك للعينة الكلية ٥٠٢ كالآتي:

جدول (١): الإحصاء الوصفى لمتغيرات الدراسة

المؤشر / المتغير	المتوسط	الوسيط	الانحراف المعيارى	التباين	التفرطح	الالتواء
القلق نحو البرنامج	١٧,٩٢	١٨,٠٠	٦,٢٨	٣٩,٥٠	٠,٠٦٤	٠,٥٠
الاتجاه نحو البرنامج	٣٣,٣٧	٣٤,٦	٧,٤٧	٥٥,٨١	٠,٣٠	-٠,٦٢
كفاءة الذات	١٣٣,١٠	١٣٤,٠٠	٢٣,٧٧	٥٦٥,١٧	١,٠٠	-٠,٤٩
الخبرة	٢,٧٣	٢,٠٠	١,٨٣	٣,٣٧	٠,٧٤	٠,٨٤

يتضح من جدول (١) أن المتغيرات الأربعة لها توزيع اعتدالي وهذا يعتبر من شروط أسلوب الانحدار المتعدد حيث كانت قيمة المتوسط والوسيط متساوية، كما أن قيم مؤشر الالتواء والتفرطح في الحدود التي تشير إلى وجود خاصية الاعتدالية.

ثم تم حساب المصفوفة الارتباطية بين المتغيرات الأربعة للعينة ٥٠٢ وهى كالاتى:

جدول (٢): المصفوفة الارتباطية بين متغيرات الدراسة للعينة ٥٠٢

المتغيرات	القلق	الاتجاه	الخبرة	كفاءة الذات
القلق	١,٠٠			
الاتجاه	-٠,٤٠*	١,٠٠		
الخبرة	-٠,١٩*	٠,٠٧	١,٠٠	
كفاءة الذات	-٠,٤٣*	٠,٣٥*	٠,٢١*	١,٠٠

* دالة إحصائية عند ٠,٠٥

تبين من جدول (٢) أن العلاقة بين المتغيرات المستقلة صغيرة إلى حد ما وإن كانت دالة إحصائياً وهذا يعنى تجنب ظاهرة Collinearity إلى حد ما وهى الارتباطات العالية بين المتغيرات المستقلة وتبين وجود علاقات ارتباطيه سالبة ودالة إحصائيا بين القلق نحو البرنامج وكلاً من الاتجاه وكفاءة الذات والخبرة وهذا يتفق مع (Bronson, 1998, Compeau et al., 1999, Harrision & Rainer, 1992, Laguna & Babacock, 2000).

ثانياً: نتائج أسئلة الدراسة:

بإجراء تحليل التباين(*) لمعرفة الفروق بين مؤشرات المطابقة الأربعة بين العينات المختلفة، فبالنسبة لمؤشر R^2 يتضح أن $F(10, 99) = 2.68$ $(P < 0.05)$ وهذا يعنى وجود فروق ذات دلالة جوهرية بين أحجام العينات الإحدى عشر فى مؤشر R^2 وبإجراء المقارنات المتعددة باستخدام اختبار شيفية يتضح أن هذه الفروق تعود إلى حجم العينة التى تم تمثيل المتغير بثلاثة أفراد R^2 فبلغ متوسط مؤشر R^2 لهذه العينة ٠,٥٢ يليها العينة التى تم تمثيل المتغير بخمسة أفراد فبلغ متوسط R^2 ٠,٣٧، وكانت أقل متوسط لـ R^2 للعينة التى تم تحديدها فى ضوء مدخل Harris (1975) وهى ٥٣ فبلغ ٠,٢٤ يليها العينة المقدرة فى ضوء مدخل الدقة $(C = 0.10)$ وهى ١٤٤ حيث بلغ متوسط مؤشر R^2 ٠,٢٥ وهذا يعنى أن نموذج الانحدار للعينة 9 أفضل نموذج يتطابق مع البيانات يليها نموذج الانحدار للعينة ١٥ بذلك تفوقوا على نموذج تحليل الانحدار للعينة ١٤٤ و ١٥٠ و ٢٠٠ بل على نموذج الانحدار للعينة التى تم تحديدها على أساس قوة الاختبار.

وبالنسبة لمؤشر R^2_{adj} يتضح عدم وجود فروق ذات دلالة جوهرية فى هذا المؤشر بين أحجام العينات المختلفة $F(10, 99) = 0.34$ $(P > 0.05)$

وبالنسبة لمؤشر MSE يتضح عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين أحجام العينات المختلفة $F(10, 99) = 0.59$ $(P > 0.05)$ وكذلك بالنسبة لمؤشر مالوى Cp حيث يظهر من التحليل عدم وجود فروق ذات دلالة جوهرية $F(10, 99) = 0.00$ $(P > 0.05)$

على ذلك يظهر أن مطابقة نموذج الانحدار المتعدد للعينات الصغيرة أو للعينات التى يتم فيها تمثيل المتغير بعدد صغير من الأفراد (3, 5, 10) لا تختلف عن مطابقة نموذج الانحدار للعينات التي يتم فيها تمثيل المتغير بعدد كبير من الأفراد (15, 20, 50) وحتى عن مطابقة نموذج الانحدار للعينات التي تم التخطيط لها جيداً مثل مدخل القوة لـ Cohen (1988) أو دقة التقدير Algina & Olejnik (2000, 2003) وهذه المطابقة فى مؤشرات R^2_{adj} و MSE و Cp.

---

* تم إجراء الاختبار اللابارامترى كروسكال – والاس المقابل لـ F-Test وأعطى نفس النتائج.

بينما كانت مطابقة نموذج الانحدار للعينات الصغيرة وهى التي تم تمثيل المتغير بعدد صغير من الأفراد (3, 5, 10) افضل من المطابقة للعينات التي تم تمثيل المتغير بعدد كبير من الأفراد و (50, 20, 15) وأيضاً افضل من مطابقة أحجام العينات التي تم تحديدها في ضوء مدخل القوة أو مدخل دقة التقدير وذلك في ضوء مؤشر R^2 ولكن هذا المؤشر لا ينصح باستخدامه لأنه يعانى من التحيز لأحجام العينات (Kromery & Hines, 1996).

هذه النتيجة تتعارض مع توقع Cohen (1988) و Algina & Olejnik (2000) بأن حجم العينة في ضوء هذه المداخل يعطى تقديرات أكثر دقة من أحجام العينات المحددة في ضوء القواعد المتعارف عليها، بل تتناقض مع ما أشار إليه Green (1991) بأن تحديد حجم العينة في ضوء مدخله يعطى تقديرات أكثر دقة من أحجام العينات في ضوء القواعد المتعارف عليها.

٢- مؤشر صدق نموذج التنبؤ عبر المجتمع ρ^2 وعلى مستوى العينات الأخرى ρ_c^2

تم تقدير استقرار أو صدق نموذج التنبؤ عبر المجتمع ككل من خلال صيغة pratts وأتضح من التحليل عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين استقرار أو صدق نموذج التنبؤ عبر المجتمع بين العينات المختلفة ($P > 0.05$) $F(10, 99) = 1.82$ وكذلك أتضح من التحليل أن استقرار النموذج إذا ما أعيد تطبيقه على عينات أخرى مأخوذة من نفس المجتمع (ρ_c^2) التي تم تقديرها من خلال صيغة Browne (1975) لا تختلف بين العينات المختلفة المتضمنة في الدراسة ($P > 0.05$) $F(10, 99) = 0.38$ وهذا مفاده أن مصداقية نموذج الانحدار للعينات التي تم تمثيل المتغير بثلاثة أفراد أو خمسة أو بعشرة لا تختلف عن مصداقية نموذج الانحدار سواء عبر المجتمع أو عبر عينات أخرى للعينات التي تم تمثيل المتغير فيها ١٥ أو ٢٠ أو ٥٠ فرد وكذلك عن مصداقية نموذج التنبؤ للعينات التي تم التخطيط لها جيداً سواء في ضوء مدخل القوة أو مدخل دقة التقدير أو مدخل الدمج بين عدد المتغيرات وحجم التأثير.

٣- مؤشر التحيز الاحصائى

والتحيز الاحصائى هو الفرق بين مؤشر R^2 المقدر من العينة وقيمة R_c^2 أو (ρ_c^2) المحسوب من صيغة Browne (1975) ويتضح من التحليل وجود فروق ذات دلالة إحصائية فى التحيز الاحصائى للعينات الإحدى عشر ($P < 0.05$) $F(10, 99) = 41.2$

وبإجراء المقارنات المتعددة باستخدام طريقة شيفية أتضح أن أكبر تحيز حدث للعينة التي تم تمثيل المتغير بثلاثة أفراد يليها للعينة التي تم تمثيل المتغير بخمسة أفراد، ثم العينة التى تم تمثيل المتغير بعشرة أفراد. أما أقل تحيز فكان للعينة ٢٠٠ يليها للعينة ١٥٠ ثم للعينة ١٤٤ وهذا يتفق مع (Kromery & Hines, 1996, Yin & Fan, 2001, Raju et al., 1999) أي أن التحيز يقل بزيادة نسبة تمثيل الأفراد بالنسبة للمتغير وتكون قيمة R^2 قريبة جداً من ρ_c^2.

٤- مؤشر القوة الإحصائية

أتضح من التحليل وجود فروق ذات دلالة جوهرية فى قوة الاختبار بين العينات الإحدى عشر $F\ (10\ ,\ 99) = 7.24\ (P < 0.05)$ وبإجراء المقارنات المتعددة يتضح أن نموذج الانحدار المتعدد للعينة ٢٠٠ كان له أكثر قوة إحصائية يليه للعينة ١٥٠، ثم للعينة ١٤٤، اقل قوة إحصائية كانت للعينات ١٥ و ٩ و ٣٠ و ٥٣ على التوالي.

المناقشة

هدفت الدراسة إلى دراسة أثر أحجام عينات مختلفة ثم تحديدها على أساس القواعد المتعارف عليها ومدخل القوة لـ Cohen (1988) ومدخل دقة التقدير لـ Algina & Olejnik (2000, 2003) والمدخل المعتمد على عدد المتغيرات المنبئة وحجم التأثير لـ Green (1991) على مظاهر مختلفة من نموذج الانحدار المتعدد مثل مؤشرات المطابقة ($Cp\ ,\ MSE,\ R^2_{adj}$)، وصدق واستقرار النموذج التنبؤى عبر عينات أخرى cross-validity (R^2) واستقرار النموذج عبر المجتمع ككل من وأيضاً على قوة اختبار الانحدار المتعدد. فيما يخص أثر أحجام العينات المختلفة على مؤشرات المطابقة، أتضح أن نموذج الانحدار للعينات الصغيرة (30 ,15, 9) أكثر مطابقة من نموذج الانحدار للعينات الكبيرة (144, 150, 200) وهذه القيمة مفادها أن تمثيل المتغير بثلاثة أفراد وحتى خمسة أفراد مناسب جداً في تحليل الانحدار المتعدد، وذلك عندما يكون عدد المتغيرات المنبئة محدود، وذلك في ضوء مؤشر R^2 . وهذا يؤيد ما توصل إليه Arrindel & Van der Ende (1985) بأن تمثيل المتغير بثلاثة أفراد في التحليل العاملى افضل من تمثيل المتغير بعشرة أو بعشرين فرداً.

أما بالنسبة للمؤشرات المطابقة الأخرى وهى لمؤشر R^2_{adj} ,MSE ,Cp اتضح عدم وجود فروق جوهرية بين أحجام العينات المختلفة على ذلك فأداء نموذج الانحدار للعينات الصغيرة مثل أداء النموذج للعينات الكبيرة فيما يتعلق بحسن المطابقة مع بيانات العينة، وهذا مفاده أن تمثيل المتغير بثلاثة أفراد (١: ٣) أو خمسة أفراد (١: ٥) تماماً مثل تمثيل المتغير بعشرين فرد (١: ٢٠) وحتى بخمسين فرد (١: ٥٠) في المطابقة لنموذج الانحدار مع البيانات، وهذا يتعارض مع استنتاج Green (1991) بأن الاعتماد على نسبة (١: ٥) تؤدى إلى حجم تأثيراً صغيراً وذلك مقارنة بالمداخل التى تعتمد على قوة الاختبار وحجم التأثير عند التخطيط لتحديد حجم العينة.

ولم يحدث تفوق لمطابقة نموذج الانحدار للعينات التي تم تحديدها في ضوء مدخل Cohen (1988) ومدخل Green (1991) ومدخل Algino & Olejnuk (2000) على العينات التي تم تحدديها في ضوء القواعد المتعارف عليها.

أما بالنسبة لمصداقية النموذج التنبؤى عبر عينات مأخوذة من نفس المجتمع (ρ_c^2) التي تم تقديرها من خلال صيغة Browne (1975) اتضح أن مصداقية النموذج للعينات الصغيرة تماماً مثل العينات الكبيرة، أي أن مصداقية نموذج الانحدار للعينات ٩ و ١٥ لا تختلف عن مصداقية نموذج الانحدار للعينات ٢٠٠ و ١٥٠ وهذا يختلف مع Yin & Fan (2001) حيث أشار إلى أن حجم العينة بالنسبة لعدد المتغيرات المنبئة يلعب دوراً هاماً في أداء مؤشر ρ_c^2، ولذلك ينصح باستخدام عينات كبيرة مع متغيرات منبئة محدودة للحصول على تقديرات تتسم بالدقة.

وهكذا الحال بالنسبة لمصداقية نموذج التنبؤ عبر المجتمع Population validity وتم تقديره من خلال صيغة pratts، وظهر عدم وجود فروق بين أحجام العينات المختلفة فى مصداقية النموذج عبر المجتمع. ولكن ليس معنى ذلك أن أداء العينات الصغيرة مثل العينات الكبيرة، ولابد من التطرق إلى مؤشر التحيز الاحصائى ($R^2 - \rho_c^2$) حيث تبين أن التحيز الاحصائى أقل ما يمكن للعينات ٢٠٠ و ١٥٠ و ١٤٤ فى حين أن أعلى تحيز احصائى للعينات الصغيرة ٩ و ١٥، أي أن قيمة R^2 تختلف كثيراً عن ρ_c^2 للعينات الصغيرة، وهذا يدل على أتساق النتائج أو النموذج التنبؤى عبر العينات الأخرى يكون كبيراً لأحجام العينات الكبيرة وهذا يتفق مع Raju et al., (1999) بأن التحيز يكون صغيراً لعينة ٢٠٠ فأكثر.

أما بالنسبة للمؤشر الثالث وهو قوة الاختبار كما هو متوقع أن القوة تزيد بزيادة حجم العينة، وهذا ما حدث بالفعل في الدراسة حيث كانت أكبر قوة إحصائية لنموذج الانحدار المتعدد للعينات ٢٠٠ و ١٥٠ و ١٤٤ و ٧٣ بينما كانت أصغر قوة إحصائية للعينات ١٥ و ٩ و ٣٠ و ٥٣ على التوالي. والاعتماد على قوة الاختبار فقط باعتباره مؤشراً للدقة ليس دليلاً كافياً للوصول إلى التقديرات الحقيقية لمعالم المجتمع.

وعلى ذلك هل يلجأ الباحثون إلى زيادة حجم العينة عند إجراء أسلوب الانحدار المتعدد؟ الدراسة الحالية لم تصل إلى إجابة بالإيجاب أو بالنفي تماماً. ولكن يمكن القول بأنه إذا كان هدف الباحث من أسلوب الانحدار المتعدد هو تفسيري، أي معرفة مدى الإسهام النسبي للمتغيرات المنبئة في تفسير المتغير التابع فلا داعي لزيادة حجم العينة خاصة إذا كان عدد المتغيرات المنبئة محدوداً وتتميز بدرجة عالية من الثبات وأن النصائح بحجم عينة ٢٠٠ أو ٣٠٠ لا داعي لها حيث تلقى على الباحثين تكلفة مادية وجهد، ومن المحتمل أن تؤدى إلى وفرة فى البيانات أكثر من اللازم خاصة إذا كانت عدد المتغيرات المنبئة محدود.

ولكن إذا كان هدف الباحثين من الدراسات التنبؤية هو استخدام معادلة الانحدار للتنبؤ ، فإنه يجب زيادة حجم العينة كما أن وفرة البيانات مرغوب فيه وذلك لتقليل درجة التحيز الاحصائى لنموذج الانحدار إذا ما تم تطبيقه على عينات أخرى.

وحدث تناقض في نتيجة الدراسة وهى أن المطابقة كانت لصالح العينات الصغيرة ٩ و ١٥ في ضوء مؤشر R^2 بينما التحيز الاحصائى والقوة الإحصائية كانت للعينات الكبيرة (٢٠٠ و ١٥٠)، وبما أن الدراسة اعتمدت على عدد محدود من المتغيرات المنبئة، فهل تختلف هذه النتيجة إذا تم تضمين عدد أكبر من المتغيرات المنبئة وليكن ٨ و ٩ و ١٠؟

تميزت المتغيرات المتضمنة فى الدراسة بدرجة عالية من الثبات فماذا يحدث لو أن معامل ثبات المتغيرات المنبئة بها أقل من ثبات المتغيرات الحالية؟ هل أداء العينات الصغيرة على مستوى المطابقة فى نموذج الانحدار يتميز عن أداء العينات الكبيرة (التى يتم تمثيل المتغير المبنى بـ ١٥ و ٢٠ و ٥٠) كما حدث فى الدراسة الحالية؟

أثناء التعامل مع متغير كفاءة الذات، أراد الباحث تضمين الأبعاد الثلاثة للمتغير باعتبارهم ثلاثة متغيرات منبئة ولكن حدث مشكلة collinearity وهى الارتباطية العالية بين المتغيرات المنبئة، على ذلك يوصى بعدم الاعتماد على الأبعاد الفرعية للمتغير فى نموذج الانحدار المتعدد لأن هذا يؤثر بالسلب على نموذج الانحدار المتعدد، ولا يعكس التباين الحقيقى

للمتغيرات المنبئة على المتغير التابع على أساس أن المتغيرات المنبئة (الأبعاد) تدخل التحليل فى حالة إنهاك لأن قدراً كبيراً من قوتها التأثيرية تستهلك بالارتباطات العالية مع المتغيرات المستقلة الأخرى المتضمنة فى النموذج وللتخلص من أشكالية تضمين أبعاد المتغير فى التحليل، فإنه يعبّر عن المتغير فى ضوء عامل وهذا ما يحدث فى نموذج المعادلة البنائية.

ويبدو أن الاعتماد على القواعد المتعارف عليها وهى تمثل المتغير لـ ١٠ و ١٥ و ٢٠ و ٥٠ فرد غير فعالة وجوهرية فى مطابقة نموذج الانحدار المتعدد وهذا يتفق مع ما توصل إليه Guadagnoli & Velicer (1988) , Arrindel & Van der Ende (1985) و Marsh et al., (1998) إلى عدم فعالية القواعد المتعارف عليها فى توضيح البنية العاملية.

أحجام العينات التى تم تحديدها فى ضوء التخطيط المسبق مثل مدخل القوة لـ Chohen (1988) أو على أساس مدخل ودقة التقدير Algina & Olejnik (2000, 2003) أو على أساس الدمج بين عدد المتغيرات المنبئة وحجم التأثير لـ Green (1991)، لم تثبت فعاليتها سواء على مستوى المطابقة أو مصداقية النموذج أو القوة الإحصائية ولم تتفوق على أحجام العينات التي تم تحديدها في ضوء القواعد المتعارف عليها.

المراجع

1- Algina, J., & Olejnik, S. (2000). Determining sample size for Accurate Estimation of the squared Multiple correlation coefficient. Multivariate Behavioral Research, 35, 119 – 137.

2- Algina, J., & Olejnik, S. (2003). Sample size tables for correlation analysis with applications in partial correlation and multiple regression analysis. Multivariate Behavioral Research, 38, 309-323.

3- Algina, J., Moulder, B.C., & Moser, B.K. (2002). Sample size requirements for accurate estimation of squared semi –partial correlation coefficients. Multivariate Behavioral Research, 37, 37-57.

4- Arrindel, W.A., & Van der End. J. (1985). An Empirical test of the utility of the observations to variables ratio of factor and component analysis. Applied Psychological Measurement, 9, 165-178.

5- Azen, R., Budescu, B.V., & Reiser, B. (2001). Criticality of predictors in Multiple regression. British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 54, 201-225.

6- Boomsma, A. (1985). Nonconvergence, improper solutions, and starting values in lisrel maximum likelihood Estimation. Psychometrika, 50. 229-242.

7- Brosnan, M.J. (1998). The impact of computer anxiety and self-efficacy upon performance. Journal of Computer Assisted Learning, 14, 223-234.

8- Cohen, J. (1988). Statistical power analysis for the behavioral sciences (2nd ed). Hillsdale: Lawrence ERLBaum Associates, Inc.

9- Compeau, D., Higgins, C.A., & Huff, S. (1999). Social Cognitive theory and individual reactions to computer technology: A longitudinal study. MIS quarterly, 23, 145-158.

10- Field. A. (2003). Discovering statistics using SPSS for windows. London sage publications.

11- Green, S.B. (1991). How many subjects does it take to do regression analysis? Multivariate Behavioral Research, 27, 499-510.

12- Guadagnoli, E., & Velicer, W.F. (1988). Relation of sample size to the stability of component patterns. Psychological Bulletin, 103, 265-275.

13- Hair, J.F., Anderson, R.E., Tatham, R.L., & Black, W.G. (1998). Multivariate data analysis (5th ed.). New Jersey: Prentic-Hall, Inc.

14- Harris, R.J. (1975). A primer of multivariate statistics. New York: Academic.

15- Harrison, A.W., & Rainer, K. (1992). An examination of the factor structures and concurrent validities for the computer attitudes scale, the computer anxiety rating scale and the computer self-efficacy scale. Educational and Psychological Measurement, 52, 735-745.

16- Kernan, M.C., & Howard, G.S. (1990). Computer anxiety and computer attitudes: An investigation of construct and predictive validity Issues. Educational and Psychological Measurement, 50, 681-690.

17- Kromery, J.D., & Hines, C.V. (1996). Estimating the coefficient of cross-validity in multiple regression: A Comparison of analytical and empirical Methods. The Journal of Experimental Education, 64, 240-266.

18- Laguna, K.D., & Babcock, R.L. (2000). Computer testing of memory across the adult life span. Experimental Aging Research, 26, 229-243.

19- MacCallum, R.C., Widaman, K.F., preacher, K.J., & Hong, S. (2001). Sample size in factor analysis: the role of Model Error. Multivariate Behavioral Research, 36, 611-637.

20- MacCallum, R.C., Widaman, K.F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). Sample Size in factor analysis. Psychological Methods, 4, 84-99.

21- Marsh, H.W., Hau, K.T., Balla, J.R., & Grayson, D. (1998). Is more ever too much? The number of indicators per factor in confirmatory factor analysis. Multivariate Behavioral Research, 33, 181-220.

22- Myers, R.H. (1990). Classical and modern Regression with Applications (2nd ed.). Boston: PWS-Kent, Inc.

23- Neter, J., Kutner, M.H., Nachtsheim, C.J., & wasserman, W. (1996). Applied linear statistical Models (4th ed). Boston: McGraw-Hill.

24- Nunnaly, J.C. (1978). Psychometric theory. New York: McGraw-Hill.

25- Olejnik, S., Mills, J., & Keselman, H. (2000). Using wherry's adjusted R^2 and Mallow's Cp for Model selection from all possible Regression. The journal of Experimental Education, 68, 365-380.

26- Raju, N.S. Bilgic, R., Edwards, J.E., & Fleer, P.R. (1997). Methodology review: Estimation of population validity, and the use of equal weights in prediction. Applied psychological Measurement, 21, 291-306.

27- Raju, N.S., Bilgic, R, Edwards, J.E., & Fleer, P.F. (1999). Accuracy of population validity and cross-validity Estimation: An empirical comparison of formula-based traditional empirical and Equal weights procedures. Applied Psychological Measurement, 23, 99-115.

28- Rovai, A.P., & Childress, M.D. (2003). Explaining and predicting resistance to computer anxiety reduction among teacher education students. Journal of Research on Technology in Education, 35, 226-235.

29- Schmidt, F.L. (1971). The relative efficiency of regression in simple unit predictor weights in applied differential psychology. Educational and Psychological Measurement, 31, 699-714.

30- Tabachnick, B.C., & Fidell, L.S. (1989). Using multivariate statistics (2nd ed.). Cambridge, MA: Harper, Row.

31- Tanaka, J.S. (1987). "How big is big enough?": Sample size and goodness of fit in structural equation modeling. Child Development, 58, 134-146.

32- Timm. N.H. (2002). Applied Multivariate analysis. New York: springer-verlog. Inc.

33- Yin, P., & Fan, X (2001). Estimating R... shrinkage in Multiple Regression. Journal of Experimental Education, 69, 203-234.

SAMPLE SIZE IN MULTIPLE REGRESSION

Dr. Abd El Nasser El Sayed Amer
Faculty of Education – Ismailia – Suez Canal University

Abstract

The sample size is the most aspect for the quality of the study design variety of rules have been suggested for determining the sample size in multiple regression. These rules included the rules of thumb which depend on determining the sample size as a simple function for the predictors variables, also the rule depend on power analysis tables for Cohen (1988), Estimation Accuracy approach for Algina & Olejnik (2000), and the rule which included both the effect size and predictor variables for Green (1991). The study aimed a comparison among various sample sizes based on the previous approaches on goodness of fit indices for the Multiple Regression (R^2, R^2_{adj}, MSE, Cp), cross validity (ρ_c^2), population validity (ρ^2), statistical Bias, and test power. The Regression Model included three predictors, self efficiency toward SPSS program (35 items, $\alpha = 0.96$), attitude toward SPSS (9 items, $\alpha = 0.89$), experience with computer (M = 2.7, SD = 1.83), while the dependent variable is anxiety toward SPSS (9 items, $\alpha = 0.9$). The total sample included of 502 subject from fourth grade in Faculty of Education Suez Canal University. The subsamples are 9, 15, 30, 45, 53, 60, 150, 200 (in terms of rules of thumb), 73 (Cohen 198٨, Green 1991) and 88, 144 (Estimation Accuracy for 0.15, 0.10) respectively.

The results indicated that there are statistical differences for R^2 as an index for goodness of fit, and Multiple Regression for sample size 9 and 15 are more fit than all previous samples. There are no differences for indices R^2_{adj}, MSE, and Cp. There are no differences for cross validity and population validity . there are statistical differences for statistical bias for Regression Model, the minimum Bias for samples sizes 200, 150, 144 respectively. While the more Bias for sample sizes 15, 9, 30. There are

statistical significance differences for statistical power, the maximum power for samples 200, 150, 144, the minimum for samples 15, 9, 30.

Generally, if the objective from regression analysis is exploratory, there no need to increase sample size. But for predictive purposes, the increasing sample size is very necessary, and the preferred sample size is 200 subject and more.