

استخدام المتغيرات المساعدة لدراسة خواص المقدر المقترح بالمعينة العشوائية المرتبة (RSS)

ريكان عبد العزيز احمد *

الملخص:

في هذا البحث تم استخدام المتغيرات المساعدة لدراسة خواص المقدر المقترح بالمعينة العشوائية المرتبة (RSS). وقد وتم إثبات أن خصائص المقدر المقترح ذو كفاءه نسبيه عالية مقارنة مع مقدر الاتحاد، النسبة والمتوسط العام نسبياً إلى مدى معامل الارتباط بين المتغير المساعد والمتغير الرئيسي.

المقدمة:

إن أحد مقومات نمو الإحصاء النظري هو ظهور قدر كبير من الأساليب النظرية التي تناقش كيفية صنع تقديرات جيدة من بيان إحصائي باستخدام نظرية المعينة الإحصائية ، ومن تلك الأساليب استخدام المتغيرات المساعدة في التقدير وقد تم الاعتماد على هذا الأسلوب لعدة اسباب من اهمها:

- 1- أن معظم المسوح الإحصائية التي تحتوي على عدد كبير من المفردات تسهل عملية التقدير بأسلوب المتغيرات المساعدة وذلك كون الحسابات التي يتم إجرائها تكون نوعاً ما سهلة وغير معقدة ، بينما تضطرنا طرق التقدير المتفوقة في الإحصاء النظري مثل طريقة الإمكان الأعظم إلى سلسلة من التقديرات المتتالية قبل أن نتمكن من إيجاد التقدير.
- 2- معظم طرق التقدير في الإحصاء النظري تفترض أننا نعرف الشكل الدالي للتوزيع الاحتمالي الذي تتبعه المعلومات الإحصائية في العينة وتكون طريقة التقدير معدة بعناية لهذا النوع من التوزيعات على خلاف الطريقة المستخدمة في هذا البحث لا تفترض ذلك.

* مدرس / كلية الإدارة والاقتصاد / قسم الاحصاء / جامعة البصرة

ولقد استخدم كل من Cochran و Jessen أسلوب التقدير بالمتغيرات المساعدة بالمعاينة العشوائية البسيطة (Simple Random Sample (SRS لغرض حساب تقديرات ذات أهمية عالية في الجانب التطبيقي نظراً لوجود ارتباط قوي بين المتغير الرئيسي والمتغيرات المساعدة ومن الأمثلة على ذلك تقدير متوسط المجتمع ، تقدير النسبة Ratio Estimators ، وتقدير الاتحاد Regression Estimators.

هدف البحث:

إن استخدام أسلوب المعاينة في السحب يراعى فيه عدة أمور من أهمها زيادة الدقة في التقدير وتقليل في الوقت والكلفة إلى حد كبير. وإن طريقة المعاينة المرتبة (RSS) هي إحدى تلك الأساليب التي تعطي تقديرات جيدة وذلك نتيجة التمثيل الكامل لمفردات المجتمع داخل العينة المرتبة وعلى تم الاعتماد عليها في الوقت الحاضر في العديد من البحوث الإحصائية مثل تقدير النسبة باستخدام المعاينة المرتبة وكذلك تقدير معادلة الاتحاد باستخدام المعاينة المرتبة كما سيبين ذلك لاحقاً. يهدف البحث إلى مناقشة خواص تلك المقدرات السابقة الذكر التي تم دراستها بالمعاينة المرتبة مع خواص المقدر المقترح في هذا البحث باستخدام أسلوب المتغيرات المساعدة في التقدير بالمعاينة المرتبة (RSS) Rank Set Sampling لغرض معرفة أفضل تلك المقدرات من حيث الدقة.

الرموز والمصطلحات المستخدمة:

ليكن X_j, Y_j هي قيم إلى المتغيرات X, Y على التوالي من مجتمع يحتوي على N من الوحدات ليكن μ_x يمثل متوسط المجتمع بالنسبة إلى المتغير المساعد X وهو معلوم، وليكن μ_y يمثل متوسط المجتمع بالنسبة إلى المتغير الرئيسي Y وهو غير معلوم، وليكن $\bar{X}_{(n)}, \bar{Y}_{(n)}$ يمثلان متوسط العينة بالنسبة إلى المتغير المساعد والمتغير الرئيسي على التوالي وبالاعتماد على المعاينة المرتبة بحجم $n = rm$ حيث أن

$$\bar{X}_{(n)} = \frac{\sum_{j=1}^r \sum_{i=1}^m X_{(i)j}}{n}, \bar{Y}_{(n)} = \frac{\sum_{j=1}^r \sum_{i=1}^m Y_{(i)j}}{n} \quad (67)$$

وكذلك سيتم استخدام بعض الصيغ في هذا البحث والتي تعرف بما يلي:

$$\begin{aligned}\mu_y &= E(Y), \mu_x = E(X), \mu_{y(i)} = E(Y_{(i)}), \mu_{x(i)} = E(X_{(i)}), \sigma_y^2 = E(Y - \mu_y)^2, \\ \sigma_x^2 &= E(X - \mu_x)^2, \sigma_{y(i)}^2 = E(Y_{(i)} - \mu_{y(i)})^2, \sigma_{x(i)}^2 = E(X_{(i)} - \mu_{x(i)})^2, T_{y(i)} = (\mu_{y(i)} - \mu_y) \\ T_{x(i)} &= (\mu_{x(i)} - \mu_x), T_{yx(i)} = (\mu_{y(i)} - \mu_y)(\mu_{x(i)} - \mu_x), \sigma_{yx(i)} = E(\mu_{y(i)} - \mu_y)(\mu_{x(i)} - \mu_x)\end{aligned}$$

حيث أن

$$\begin{aligned}\sum_{i=1}^n T_{y(i)} &= \sum_{i=1}^n T_{x(i)} = 0, \quad \sum_{i=1}^n \sigma_{y(i)}^2 = n\sigma_y^2 - \sum_{i=1}^n T_{y(i)}^2, \\ \sum_{i=1}^n \sigma_{x(i)}^2 &= n\sigma_x^2 - \sum_{i=1}^n T_{x(i)}^2, \quad \sum_{i=1}^n \sigma_{yx(i)}^2 = n\sigma_{yx} - \sum_{i=1}^n T_{yx(i)}\end{aligned}$$

المقترح المقترح:

في هذا البحث تم اقتراح المقدّر $\bar{Y}_{gen}$ باستخدام المعاينة المرتبة والذي يعرف حسب العلاقة التالية.

$$\bar{Y}_{gen} = \alpha \bar{Y}_{(n)} + \beta (\mu_x - \bar{X}_{(n)}) \quad \dots (1)$$

حيث أن كلا من α, β اوزان ويحققان الشرط $\alpha + \beta = 1$

وسيتم دراسة خواص المقدّر المقترح $\bar{Y}_{gen}$ ومقارنة تلك الخواص مع خواص المقدرات الأخرى التي تم دراستها مسبقاً وباستخدام نفس أسلوب المعاينة المرتبة والتي تعتمد في تقديرها على المتغير المساعد والتي قام بدراستها كل من Sammawi و Stokest وهي كما يلي:

$$Simple \quad \bar{Y}_{sim} = \bar{Y}_{(n)} \quad \dots (2)$$

$$Ratio \quad \bar{Y}_{rat} = \bar{Y}_{(n)} \frac{\mu_{(x)}}{\bar{X}_{(n)}} \quad \dots (3)$$

$$Regression \quad \bar{Y}_{reg} = \bar{Y}_{(n)} + b (\mu_x - \bar{X}_{(n)}) \quad \dots (4)$$

حيث إن:

$$b = \frac{m\sigma_{yx} - \sum_{i=1}^m T_{yx[i]}}{m\sigma_{x[i]}^2 - \sum_{i=1}^m T_{x[i]}^2}$$

ولدراسة خواص المقدّر المقترح $\bar{Y}_{gen}$ تم الاعتماد على النظرية الأولى والثانية المثبتة عند (Cochran) لغرض اشتقاق متوسط وتباين المقدّر المقترح وباعتماد على التقريب من مرتبة $\frac{1}{n}$ وعليه يكون مقدار التوقع والتباين للمقدّر المقترح $\bar{Y}_{gen}$ على التوالي.

$$E(\bar{Y}_{gen}) = \alpha \bar{Y}_{(n)} \quad \dots (5)$$

$$Var(\bar{Y}_{gen}) = \alpha^2 Var(\bar{Y}_{(n)}) - 2\alpha\beta Cov(\bar{Y}_{(n)}, \bar{X}_{(n)}) + \beta^2 Var(\bar{X}_{(n)}) \dots (6)$$

ولكي نجعل هذا التباين أقل ما يمكن يجب ان نختار قيم الى الاوزان α و β بحيث تجعل مقدار التباين للمقدّر المقترح $\bar{Y}_{gen}$ اصغر ما يمكن وافضل تقدير لهما تم استخراجه باستخدام طريقة لاكرانك وهما على التوالي.

$$\hat{\alpha} = \frac{\left[m\sigma_{x[i]}^2 - \sum_{i=1}^m T_{x[i]}^2 \right] + \left[m\sigma_{yx} - \sum_{i=1}^m T_{yx[i]} \right]}{\left[m\sigma_{y(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{y(i)}^2 \right] + 2 \left[m\sigma_{yx} - \sum_{i=1}^m T_{yx[i]} \right] + \left[m\sigma_{x[i]}^2 - \sum_{i=1}^m T_{x[i]}^2 \right]} \dots (7)$$

والقيمة المقدرة إلى β تعرف حسب العلاقة التالية.

$$\hat{\beta} = 1 - \hat{\alpha} \quad \dots (8)$$

وعليه يكون أقل تباين ممكن إلى المقدّر المقترح $\bar{Y}_{gen}$ نستطيع الحصول عليه بعد تعويض المعادلتين رقم (7) و (8) في المعادلة رقم (6) فنحصل على الصيغة التالية:

$$V_{\min}(\bar{Y}_{gen}) = \frac{\left[m\sigma_{y(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{y(i)}^2 \right] \left[m\sigma_{x(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{x(i)}^2 \right] \left[m\sigma_{yx} - \sum_{i=1}^m T_{yx(i)} \right]}{rm^2 \left[m\sigma_{y(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{y(i)}^2 \right] + \left[m\sigma_{x(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{x(i)}^2 \right] + 2 \left[m\sigma_{yx} - \sum_{i=1}^m T_{yx(i)} \right]} \quad \dots (9)$$

ومن الملاحظ إذا كانت قيمة $\alpha = 1$ فإن المعادلة رقم (7) نستطيع إعادة كتابتها على الصيغة التالية.

$$\left[m\sigma_{y(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{y(i)}^2 \right] = - \left[m\sigma_{yx} - \sum_{i=1}^m T_{yx(i)} \right] \quad \dots (10)$$

وبتعويز المعادلة رقم (10) في المعادلة رقم (9) وبحلها نحصل على المعادلة التالية.

$$V_{\min}(\bar{Y}_{gen}) = \frac{\left[m\sigma_{y(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{y(i)}^2 \right]}{rm^2} \quad \dots (11)$$

والمعادلة رقم (11) هي عبارة عن تباين الوسط الحسابي المقدر للعينة المرتبة الذي يعتبر تقدير غير متحيز إلى متوسط المجتمع الذي أثبتته Stokest. مما يدل على أن المقدر المقترح $\bar{Y}_{gen}$ هو اعم من المقدر $\bar{Y}_{Sim}$

المقارنات النظرية:

سيتم في هذا المبحث مقارنة الكفاءة النسبية بالنسبة لتباين المقدر المقترح مع تباين المقدرات الأخرى التي تم الإشارة إليها في كل من المعادلات (4,3,2) والتي تم حسابها من قبل الباحثين Sammawi و Stokest وان صيغ التباين إلى تلك المقدرات هي على الترتيب كما يلي:

$$\text{Simple } Var(\bar{Y}_{sim}) = \frac{\left[m\sigma_{\dots}^2 - \sum_{i=1}^m T_{\dots(i)}^2 \right]}{rm^2} \quad \dots (12)$$

$$\text{Ratio } Var(\bar{Y}_{rat}) = \frac{\mu_y^2}{rm^2} \left\{ \frac{\left[m\sigma_{y(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{y(i)}^2 \right]}{\mu_y^2} + \frac{\left[m\sigma_{x(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{x(i)}^2 \right]}{\mu_x^2} - 2 \frac{\left[m\sigma_{yx} - \sum_{i=1}^m T_{yx(i)} \right]}{\mu_y \mu_x} \right\} \quad \dots (13)$$

$$\text{Regression } Var(\bar{Y}_{reg}) = \frac{1}{m^2} \left\{ \left[m\sigma_{y(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{y(i)}^2 \right] - \frac{\left[m\sigma_{x(i)} - \sum_{i=1}^m T_{x(i)} \right]^2}{\left[m\sigma_{x(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{x(i)}^2 \right]} \right\} \dots (14)$$

يلاحظ إن المقدر المقترح $\bar{Y}_{gen}$ يكون ذو كفاءة نسبية عالية من مقدر الانحدار $\bar{Y}_{reg}$ إذا كان.

$$Var(\bar{Y}_{gen}) \leq Var(\bar{Y}_{reg}) \quad \dots (15)$$

إذا تم تعويض المعادلة رقم (9) والمعادلة رقم (14) في المعادلة رقم (15) نحصل على.

$$\left| m\sigma_{y(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{y(i)}^2 \right| + 2 \left| m\sigma_{yx} - \sum_{i=1}^m T_{yx(i)} \right| > 0 \quad \dots (16)$$

إن المعادلة رقم (16) دائماً تكون صحيحة إذا كان معامل الارتباط المرتب بين المتغيرين Y و X موجب إما إذا كان معامل الارتباط المرتب سالب فأننا نحصل على النتيجة التالية.

$$\left[m\sigma_{yx} - \sum_{i=1}^m T_{yx(i)} \right] > - \frac{\left| m\sigma_{y(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{y(i)}^2 \right|}{2} \quad \dots (17)$$

أن الكفاءة النسبية للمقدر البسيط $\bar{Y}_{sim}$ إلى المقدر المقترح $\bar{Y}_{gen}$ نستطيع تعريفها حسب العلاقة التالية.

$$RE(\text{Simple/Gen}) = \frac{Var(\bar{Y}_{Sim})}{Var(\bar{Y}_{gen})}$$

$$RE(\text{Simple/Gen}) = \frac{2 \left| m\sigma_{x(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{x(i)}^2 \right|}{\left[m\sigma_{x(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{x(i)}^2 \right] - \left[m\sigma_{yx} - \sum_{i=1}^m T_{yx(i)} \right]} \quad \dots (18)$$

$$\text{Regression } Var(\bar{Y}_{reg}) = \frac{1}{m^2} \left\{ \left[m\sigma_{y(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{y(i)}^2 \right] - \frac{\left[m\sigma_{x(i)} - \sum_{i=1}^m T_{x(i)} \right]^2}{\left[m\sigma_{x(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{x(i)}^2 \right]} \right\} \dots (14)$$

يلاحظ إن المقدر المقترح $\bar{Y}_{gen}$ يكون ذو كفاءة نسبية عالية من مقدر الانحدار $\bar{Y}_{reg}$ إذا كان.

$$Var(\bar{Y}_{gen}) \leq Var(\bar{Y}_{reg}) \quad \dots (15)$$

إذا تم تعويض المعادلة رقم (9) والمعادلة رقم (14) في المعادلة رقم (15) نحصل على.

$$\left| m\sigma_{y(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{y(i)}^2 \right| + 2 \left| m\sigma_{yx} - \sum_{i=1}^m T_{yx(i)} \right| > 0 \quad \dots (16)$$

إن المعادلة رقم (16) دائماً تكون صحيحة إذا كان معامل الارتباط المرتب بين المتغيرين Y و X موجب إما إذا كان معامل الارتباط المرتب سالب فأننا نحصل على النتيجة التالية.

$$\left[m\sigma_{yx} - \sum_{i=1}^m T_{yx(i)} \right] > - \frac{\left| m\sigma_{y(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{y(i)}^2 \right|}{2} \quad \dots (17)$$

أن الكفاءة النسبية للمقدر البسيط $\bar{Y}_{sim}$ إلى المقدر المقترح $\bar{Y}_{gen}$ نستطيع تعريفها حسب العلاقة التالية.

$$RE(\text{Simple/Gen}) = \frac{Var(\bar{Y}_{Sim})}{Var(\bar{Y}_{gen})}$$

$$RE(\text{Simple/Gen}) = \frac{2 \left| m\sigma_{x(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{x(i)}^2 \right|}{\left[m\sigma_{x(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{x(i)}^2 \right] - \left[m\sigma_{yx} - \sum_{i=1}^m T_{yx(i)} \right]} \quad \dots (18)$$

$$\text{Regression } Var(\bar{Y}_{reg}) = \frac{1}{m^2} \left\{ \left[m\sigma_{y(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{y(i)}^2 \right] - \frac{\left[m\sigma_{x(i)} - \sum_{i=1}^m T_{x(i)} \right]^2}{\left[m\sigma_{x(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{x(i)}^2 \right]} \right\} \dots (14)$$

يلاحظ إن المقدر المقترح $\bar{Y}_{gen}$ يكون ذو كفاءة نسبية عالية من مقدر الانحدار $\bar{Y}_{reg}$ إذا كان.

$$Var(\bar{Y}_{gen}) \leq Var(\bar{Y}_{reg}) \quad \dots (15)$$

إذا تم تعويض المعادلة رقم (9) والمعادلة رقم (14) في المعادلة رقم (15) نحصل على.

$$\left| m\sigma_{y(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{y(i)}^2 \right| + 2 \left| m\sigma_{yx} - \sum_{i=1}^m T_{yx(i)} \right| > 0 \quad \dots (16)$$

إن المعادلة رقم (16) دائماً تكون صحيحة إذا كان معامل الارتباط المرتب بين المتغيرين Y و X موجب إما إذا كان معامل الارتباط المرتب سالب فأننا نحصل على النتيجة التالية.

$$\left[m\sigma_{yx} - \sum_{i=1}^m T_{yx(i)} \right] > - \frac{\left| m\sigma_{y(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{y(i)}^2 \right|}{2} \quad \dots (17)$$

أن الكفاءة النسبية للمقدر البسيط $\bar{Y}_{sim}$ إلى المقدر المقترح $\bar{Y}_{gen}$ نستطيع تعريفها حسب العلاقة التالية.

$$RE(\text{Simple/Gen}) = \frac{Var(\bar{Y}_{Sim})}{Var(\bar{Y}_{gen})}$$

$$RE(\text{Simple/Gen}) = \frac{2 \left| m\sigma_{x(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{x(i)}^2 \right|}{\left[m\sigma_{x(i)}^2 - \sum_{i=1}^m T_{x(i)}^2 \right] - \left[m\sigma_{yx} - \sum_{i=1}^m T_{yx(i)} \right]} \quad \dots (18)$$

الاستنتاجات:

يلاحظ من النتائج التي تم التوصل إليها من الجدولين أعلاه وكذلك النتائج التي تم التوصل إليها في المبحث السابق مايلي.

1- أن المقدّر المقترح $\bar{Y}_{gen}$ هو أفضل من كافة المقدرات السابقة وذلك كونه يعطي أقل تباين وأعلى كفاءة نسبية مقارنة مع بقية المقدرات الأخرى.

2- يلاحظ اختلاف النتائج بين الجدول الأول والثاني راجع إلى اختلاف الترتيب حيث أن في الجدول الأول تم الاعتماد على المتغير الرئيسي Y في الترتيب والمتغير المساعد X يتبع المتغير الرئيسي، أما في الجدول الثاني تم الاعتماد على المتغير المساعد X في الترتيب والمتغير الرئيسي Y يتبع المتغير المساعد.

3- يلاحظ أن النتائج التي تم التوصل إليها في الجدول الثاني هي أفضل من النتائج التي تم التوصل إليها في الجدول الأول وذلك كون بيانات المتغير المساعد X ترتيبها وتقاربها أفضل من ترتيب وتقارب المتغير الرئيسي Y .

4- يلاحظ تطابق النتائج النظرية التي تم التوصل إليها في المبحث الرابع مع النتائج العملية التي تم التوصل إليها في المبحث الخامس مما يدل على أن الطريقة المستخدمة في التقدير والحساب طريقة جيدة.

5- المقدّر المقترح $\bar{Y}_{gen}$ أفضل من مقدّر الانحدار $\bar{Y}_{Reg}$ ومقدّر النسبة $\bar{Y}_{rat}$ في عملية التقدير وتوظيف كافة بيانات المتغير المساعد لتوضيح المتغير الرئيسي تحت الدراسة وذلك للأسباب أعلاه.

التوصيات:

- 1- يوصي الباحث باستخدام أسلوب السحب بالمعينة المرتبة وذلك كونها تعطي معلومات دقيقة عن متغيرات الدراسة وتمثل كافة مفردات المجتمع في العينة المسحوبة.
- 2- يوصي الباحث باستخدام المعينة المرتبة لدراسة خواص التوزيعات الاحتمالية والتي تم دراستها باستخدام المعينة العشوائية البسيطة وذلك لسبيل المقارنة ومعرفة دقة المعينتين.
- 3- يوصي الباحث باستخدام المقدر المقترح $\bar{Y}_{gen}$ كمؤشر إحصائي يتم المقارنة به كونه أفضل من كافة المقدرات الأخرى السابقة الذكر.

المصادر

- 1-AL- Samarraie,A.Y.(1999).Regression estimators using extreme ranked set sampling Biom.J.Vol. 30,PP 412-419.
- 2-Cochran,W.G.(1977).Sampling Techniques,third edition.John Wiley & Sons
Jessen,R.J.(1978). Statistical Survey Techniques. John Wily & Sons
- 3-Moltammad S. Ahmed & Walid Abu-Dayyeh. (1999). Estimation the population mean using extreme ranked set sampling. Biom.J 38
Muttalak.H.A. (1998)Median ranked set sampling with concomitant variables. Envtronmetrics,Vol.9,PP255-267..
- 4-Samawi,H.M.(1996). Estimation of ratio using rank set sampling. Biom.J.Vol.38, PP 753-764.
- 5-Stokest,S.L.(1977). Ranked set sampling with concomitant variables. Comm.Stat-Theory Math.Vol.A6(12),PP1207-1211