

SUST Journal of Natural and Medical Sciences



e-ISSN (Online): 1858-6813

Journal homepage: http://journals.sustech.edu/

مقارنة بين الطرق المختلفة لتقدير مجموع ومتوسط مجتمع طبقي باستخدام متغير مساعد واحد A comparison of different methods of estimating the total and mean of a stratified society using a single auxiliary variable

أحمد محمد عبد الله حمدى * و آدم عبدالله عثمان سبيل

جامعة السودان للعلوم و التكنولوجيا- كلية العلوم - قسم الاحصاء التطبيقي Email: hamdiam@yahoo.com

تاريخ الإستلام: يونيو 2014 تاريخ القبول: أبريل 2015

المستخلص:

الهدف منهذه الورقة التعرف على أثر المتغيرات المساعدة في زيادة دقة تقديرات المعاينة العشوائية الطبقية واستخدم الباحث التقدير بالنسبة بين المتغيرين والتقدير بخط الانحدار من حيث الشروط الواجب توفرهافي كل منهما ، والنظريات المتعلقة بهما ، وكذلك المقارنة بين دقة التقديرات عن طريق حساب الكفاءة النسبية من خلال الجانبين النظري والتطبيقي توصل الباحث الى عدة نتائج أهما:أن التقدير بالنسبة بين متغيرين أكثر دقة من تقديرات المعاينة العشوائية الطبقية التي تعتمد على متغير الدراسة فقط في حسسالة وجود ارتباط معنوي بين متغير الدراسة والمتغير المساعد أكبر من %50 داخل كل طبقة ، وأن التقدير بخط الانحدار أكثر دقة من التقدير بالنسبة بين متغيرين و تقديرات المعاينة العشوائية الطبقية التي على متغير الدراسة فقط إذا كان خط الانحدار لا يمر بنقطة الأصل داخل كل طبقة ، بينمافي المعاينة العشوائية الطبقية الأصل.

الكلمات المفتاحية: المعاينة العشو ائية الطبقية -النسبة بين متغيرين خط الانحدار - والكفاءة النسبية

Abstract

The work aimed to examine the role of variables in improving the accuracy of the stratified random sampling. The estimation was used in the two variables and regression line according to the conditions required for each as well as the related theories. Also a comparison was done between the precise variables theoretically and practically through the relative efficiency. The paper concluded that the estimation in the variables is more precise than the stratified random sampling which depends mainly on the studied variable if there is correlation between the study variable and the auxiliary variable of more than 50% in each stratum. It was also concluded that the estimation of the regression line is more precise than the estimation between the two variables and stratified random sampling if the regression line doesn't pass through the point of origin in each stratum and if the estimate of the two variables and stratified random sampling will not be equal.

إحصائي ، ترتبط عملية التقدير بمجموعة مشكلات إحصائية ، يجري التعامل معها بصيغة الاستدلالالذي يقود إلى تصورات دقيقة قدر الإمكان للبحث في قيمة أو أكثر من قيم معلمات

المقدمة:

أن إحدى مقومات نمو الإحصاء النظري هو ظهور قدر كبير من المعالجات النظرية التي تتاقش كيفية صنع تقديرات جديدة من بيان

المجتمع ، وتتم عملية التقدير إما بالسعي إلى قيمة محددة (point estimate) مشتقة من بيانات عينة من المجتمع ، بحيث نحاول جعلها أقرب مايمكن إلى قيمة المعلمة الحقيقية ، أوبحساب حدود يتوقع أن تشمل القيمة الحقيقية المعلمة باحتمال معين (Interval estimate) ، وكلما كان الاحتمال عاليا كلما كانت هنالك موثوقية أكبر في حصولنا على مدي الثقة يتضمن القيمة الحقيقية.و سبب تطور نظرية التقدير هو البحث عن تقديرات ذات نقدة عالية ، لذلك جاء هذا البحث ليتناول أسلوبي النقدير بالنسبة بين متغيرين و التقدير بخط الانحدار في المعاينة العشوائية بغرض زيادة دقة الانحدار في المعاينة العشوائية بغرض زيادة دقة

التقديرات إذا توفرت شروط معينة ، وأن كلا

e-ISSN (Online): 1858-6813

التقديرين يعتمد على المتغير المساعد على الرغم من أن لكل واحد منها شروط خاصة به ، عليه نود التعرف على الجوانب النظرية والتطبيقية لهذين التقديرين في المعاينة العشوائية الطبقية.

تقدير بالنسبة بين متغيرين(R)في المعاينة العشوائية الطبقية:

Ratio estimator in stratified random sampling:

 R_h (h= النسبة X_h النسبة في المراقة في المراقة لكل المراقة ا

$$R_{h} = \frac{Y_{h}}{X_{h}} = \frac{\overline{Y}_{h}}{\overline{X}_{h}}$$

$$\widehat{Y}_{Rh} = \widehat{R}_h X_h$$
, $\widehat{R}_h = \frac{y_h}{x_h} = \frac{\overline{y}_h}{\overline{x}_h}$

تقدر المجموع من النسب الطبقية منفردة

أ. التقدير النسبي الطبقي المنفرد للمجموع:

The separate ratio estimator of the total:

ويعرف بالشكل التالي:

$$\hat{Y}_{Rs} = \sum_{h} \frac{y_h}{x_h} X_h = \sum_{h} \frac{\bar{y}_h}{x_h} X_h = \sum_{h} \hat{Y}_{Rh}$$

ب. التقدير النسبي الطبقى المشترك للمجموع:

The Combined Ratio estimate of the total

وتعرف بتقديرات خاصة للقياسات Xوللقياسات Y بما يلي :

$$X_{\mathrm{st}} = \sum_{\mathrm{h=1}}^{\mathrm{L}} N_h \overline{\mathrm{X}}_{\mathrm{h}}$$
 , $\hat{Y}_{\mathrm{st}} = \sum_{\mathrm{h=1}}^{\mathrm{L}} N_h \overline{\mathrm{Y}}_{\mathrm{h}}$

و عليه فإن التقدير المشترك يكون:

$$\hat{Y}_{Rc} = \frac{y_{st}}{x_{st}} X = \frac{\bar{y}_{st}}{\bar{x}_{st}} X$$

EstimatorY₁ estimate

نظرية(1):

e-ISSN (Online): 1858-6813

 Y التقدير النسبي الطبقي المنفرد للمجموع $\widehat{Y}_{\mathsf{Rs}}$ هو تقدير غير متحيز ل

البرهان:

$$\hat{Y}_{Rs} = \sum_{h} \hat{R}_{h} X_{h} = \sum_{h} \hat{Y}_{Rh}$$

بإدخال التوقع على طرفي المعادلة ينتج

$$E(\hat{Y}_{Rs}) = \sum_{h} X_h E(\hat{R}_h) = \sum_{h} X_h R_h = \sum_{h} Y_h = Y$$

نظرية (2):

: يعطى بالصيغة التالية يوميع الطبقات (n_h) كبيرة فإن تباين \hat{Y}_{RS} يعطى بالصيغة التالية $V(\hat{Y}_{RS}) = \sum_{h=1}^L \frac{N_h^2(1-f_h)}{n_h} \{\sigma_{y_h}^2 - 2R_h\sigma_{x_hy_h} + R_h^2\sigma_{x_h}^2\}$

البرهان:

من التعريف السابق وجد أن:

$$\hat{Y}_{Rh} = \hat{R}_h X_h = \frac{y_h}{x_h} X_h , \quad \hat{Y}_{Rs} = \sum_h \hat{Y}_{Rh} , \quad Y = \sum_{h=1}^l Y_h$$

$$\hat{Y}_{Rs} - Y = \sum_h \hat{Y}_{Rh} - \sum_{h=1}^l Y_h = \sum_{h=1}^L (\hat{Y}_{Rh} - Y_h)$$

نربع طرفي المعادلة وندخل التوقع

$$E\langle \hat{Y}_{RS} - Y \rangle^{2} = E\left\{ \sum_{h=1}^{L} (\hat{Y}_{Rh} - Y_{h}) \right\}^{2}$$

$$V(\hat{Y}_{RS}) = \sum_{h=1}^{L} E\langle \hat{Y}_{Rh} - Y_{h} \rangle^{2} + 2 \sum_{h=1}^{L} E(\hat{Y}_{Rh} - Y_{h}) (\hat{Y}_{Rj} - Y_{j})$$

$$V(\hat{Y}_{RS}) = \sum_{h=1}^{L} E\langle \hat{Y}_{Rh} - Y_{h} \rangle^{2} + 2 \sum_{h=1}^{L} Cov(\hat{Y}_{Rh}, \hat{Y}_{Rj})$$

الكن $Cov(\hat{Y}_{Rh},\hat{Y}_{Rj})=0$ ، وذلك لأن القياسات داخل كل طبقة لاتر تبطبقياسات الطبقات الأخرى إذاً

$$V(\hat{Y}_{Rs}) = \sum_{h=1}^{L} V(\hat{Y}_{Rh})$$

ولكن

ISSN (Print): 1858-6805

$$V(\hat{Y}_{R}) = \frac{N^{2}(1-f)}{n} \left[\sigma_{y}^{2} - 2R\sigma_{xy} + R^{2}\sigma_{x}^{2} \right]$$

إذا تباين التقدير لمجموع الطبقة h

e-ISSN (Online): 1858-6813

$$V(\hat{Y}_{R}) = \frac{N_h^2 (1 - f_h)}{n_h} \{ \sigma_{y_h}^2 - 2R_h \sigma_{x_h y_h} + R_h^2 \sigma_{x_h}^2 \}$$

$$\therefore V(\hat{Y}_{RS}) = \sum_{h=1}^{L} \frac{N_h^2 (1 - f_h)}{n_h} \{ \sigma_{y_h}^2 - 2R_h \sigma_{x_h y_h} + R_h^2 \sigma_{x_h}^2 \}$$

$$\therefore V(\hat{Y}_{RS}) = \sum_{h=1}^{L} \frac{N_h^2 (1 - f_h)}{n_h} \{ \sigma_{y_h}^2 - 2R_h \rho_h \sigma_{x_h} \sigma_{y_h} + R_h^2 \sigma_{x_h}^2 \}$$

نظرية (3):

إذا كان حجم العينة (n) كبير جداً فإن التباين النسبي المشترك $V(\hat{Y}_{Rh})$ يعطى بالصيغة التالية :

$$V(\hat{Y}_{Rc}) = \sum_{h=1}^{L} \frac{N_h^2 (1-f_h)}{n_h} \{ \sigma_{y_h}^2 - 2R\sigma_{x_h y_h} + R^2 \sigma_{x_h}^2 \}$$

OR

$$V(\hat{Y}_{Rc}) = \sum_{h=1}^{L} \frac{N_h^2 (1 - f_h)}{n_h} \{ \sigma_{y_h}^2 - 2R \rho_h \sigma_{x_h} \sigma_{y_h} + R^2 \sigma_{x_h}^2 \}$$

البرهان:

$$\hat{Y}_{Rc} - Y = \frac{\bar{y}_{st}}{\bar{x}_{st}} X - Y = \frac{X}{\bar{x}_{st}} \left(\bar{y}_{st} - \frac{Y}{X} \bar{x}_{st} \right) = \frac{N\bar{X}}{\bar{x}_{st}} (\bar{y}_{st} - R \bar{x}_{st}) \equiv N(Y_{st} - R\bar{X}_{st})$$

 $ar{X}$ لأن حجم العينة كبير فإن $ar{x}_{st}$ في المقام ستكون قريبة من القيمة الحقيقية

$$\widehat{Y}_{Rc} - Y = N \left(\overline{y}_{st} - R \ \overline{x}_{st} \right)$$

لنفرض أن

$$c = y_{hi} - Rx_{hi}$$

$$Z_{st} = \sum_{h=1}^{L} N_h \bar{Z}_h$$
 , $\bar{Z}_h = \bar{y}_h - R\bar{x}_h$

بأخذ التوقع للطرفين

$$E(\overline{Z}_{h}) = E(\overline{y}_{h}) - RE(\overline{x}_{h}) = \overline{Y}_{h} - R\overline{X}_{h} = 0$$

فبالنسبة إلى تباين \hat{Y}_{RC} فإن

$$V\langle \hat{Y}_{Rc} \rangle = N^2 V \langle \bar{Z}_{\rm st} \rangle$$
 , $\bar{Z}_{\rm st} = \sum_{\rm h=1}^{\rm L} N_{\rm h} \bar{Z}_{\rm h}$

But

$$V\langle \bar{Z}_{\rm st} \rangle = \sum_{h=1}^{L} \frac{1 - f_h}{n_h} \sigma_{x_h}^2 = \sum_{h=1}^{L} \frac{N_h - n_h}{N_h n_h} \sigma_{x_h}^2$$

$$V\langle \hat{Y}_{Rc}\rangle = \sum_{h=1}^{L} N_h^2 \frac{N_h - n_h}{N_h n_h} \sigma_{x_h}^2$$

حيث أن

$$\sigma_{x_h}^2 = \frac{1}{N_h - 1} \sum_{h=1}^{N_h} (Z_{hi} - \bar{Z}_h)^2$$

وعند التعويض عن $Z_{
m hi}$, $ar{Z}_{
m h}$ نجد أن

e-ISSN (Online): 1858-6813

$$\sigma_{x_h}^2 = \frac{1}{N_h - 1} \sum_{h=1}^{N_h} (\langle Y_{hi} - \overline{Y}_h \rangle - R \langle X_{hi} - \overline{X}_h \rangle)^2$$

وبعد فتح التربيع داخل المجموع وبإدخال تعريف التباين إلى X,Y والتباين المشترك إلى X,Y داخل كل طبقة نجد أن:

$$\sigma_{x_h}^2 = \left\{ \sigma_{y_h}^2 - 2R\rho_h \sigma_{x_h} \sigma_{y_h} + R^2 \sigma_{x_h}^2 \right\}$$

اذاً فالنتبجة ستكون

$$\therefore V(\hat{Y}_{Rc}) = \sum_{h=1}^{L} \frac{N_h^2 (1-f_h)}{n_h} \{ \sigma_{y_h}^2 - 2R \rho_h \sigma_{x_h} \sigma_{y_h} + R^2 \sigma_{x_h}^2 \}$$

تقدير الوسط الحسابي الطبقي بطريقة الاتحدار في المعاينه العشوائية الطبقية:

Regression Estimate of the mean in Stratified random sampling

بنفس الطريقة التي تم فيها التحليل لتقدير الوسط الحسابي الطبقي عندما نفترض نموذج انحدار بين قياسات X وقياسات Y وبالنسبة للمعاينة العشوائية الطبقية فإن هنالك نوعان من التقدير للوسط الحسابي بطربقة الانحدار:

التقدير بخطالانحدار عندما يكون معامل الانحدار β معلوم مسبقاً في معانيه العشوائية الطبقية:

في كثير من الاحصاءات المدروسة قد نلجأ الى تقدير معامل الانحدار حيث يتم ذلك عن طريق دراسات أو معلومات سابقة. ان التقدير بخط

الانحدار يماثل التقدير بالنسبة بين متغيرين في حالة وجود علاقة خطية بين المتغيرين ٧،٢، ويكون التقدير بخط الانحدار اكثر دقة عندما لا يمر خط الانحدار بقطة الاصل و هنالك نوعان من التقدير للوسط الحسابي بطريقة الانحدار وفي كلا النوعان

نستخدم تقدير معامل الانحدار \hat{eta} كما يلى:

أ. الوسط الحسابي الطبقي المنفرد بطريقة Separate Regression الانحدار Estimate:

شروط استخدامه هي:

1- إذا كانت هنالك علاقة خطية داخلكل طبقة من الطبقات.

حالة وجود أدلة كافية بأن القيم الحقيقية (β_h) في كل طبقة متجانسة فيما بينها .

e-ISSN (Online): 1858-6813 لذلك يكون التقدير على هذا النحو:

$$\bar{\mathbf{y}}_{lrh} = \bar{\mathbf{y}}_h + \hat{\boldsymbol{\beta}}_h(\bar{\mathbf{X}}_h - \bar{\mathbf{x}}_h)h = 1,2,3,...,L$$

فيكون الوسط الحسابي المنفرد والذي نرمز له بالرمز \overline{y}_{lrs} بالصورة التالية :

$$\bar{y}_{lrs} = \sum_{h=1}^L W_h \bar{y}_{lrh}$$

ب. الوسط الحسابي المشترك (الجامع) بطريقة الانحدار:

Combined Regression Estimate:

في حالة عدم تحقق الشروط الخاصة بالجزء (أ) فإن التقدير يكون بالصورة التالية:

$$ar{y}_{st} = \sum_{h=1}^L W_h ar{y}_h$$
 , $ar{x}_{st} = \sum_{h=1}^L W_h ar{x}_h$

وعلية فإن الوسط الحسابي المشترك (الجامع) يعرف بالشكل التالي:

$$\bar{y}_{lrc} = \bar{y}_{st} + \hat{\beta}(\bar{X} - \bar{x}_{st})$$

نظرية (1):

إن تقدير الوسط الحسابي الطبقي المنفرد \overline{y}_{lrs} عندما تكونقيم β_h معلومة مسبقاً ، هو تقدير غير متحيز إلى الوسط الحسابي الحقيقي \overline{Y} وأن تباينه يعطى بالصيغة الأتية :

$$V(\bar{y}_{lrs}) = \sum_{h=1}^{L} \frac{W_h^2 (1 - f_h)}{n_h} \{ \sigma_{y_h}^2 - 2\beta_h \sigma_{x_h y_h} + \beta_h^2 \sigma_{x_h}^2 \}$$

البرهان:

أ. سنبرهن أن الوسط الحسابي الطبقي المنفرد \overline{y}_{lrs} هو تقدير غير متحيز إلى \overline{Y} وبما أن:

$$\bar{y}_{lrs} = \sum_{h=1}^{L} W_h \bar{y}_{lrh}$$
, $\bar{y}_{lrh} = \bar{y}_h + \hat{\beta}_h (\overline{X}_h - \bar{x}_h)$

بأخذ التوقع لطرفي المعادلة فإن:

$$\begin{split} E(\overline{y}_{lrs}) &= \sum_{h=1}^{L} W_h \; E(\overline{y}_{lrh}) = \sum_{h=1}^{L} W_h \; E(\overline{y}_h + \; \widehat{\beta}_h(\overline{X}_h - \overline{x}_h)) \\ E(\overline{y}_{lrs}) &= \sum_{h=1}^{L} \{W_h \; E(\overline{y}_h) + \; \widehat{\beta}_h(\overline{X}_h - E(\overline{x}_h))\} \\ E(\overline{y}_{lrs}) &= \sum_{h=1}^{L} W_h \; E(\overline{y}_h) + \; 0 = \sum_{h=1}^{L} W_h \overline{Y}_h = \overline{Y} \\ & \therefore \; E(\overline{y}_{lrs}) = \overline{Y} \end{split}$$

مو تقدیر غیر متحیز إلی \overline{y}_{lrs} علیة فإن بنرهن تباینه:

$$\begin{split} V(\overline{y}_{lrs}) &= V(\sum_{h=1}^{L} W_h \overline{y}_{lrh}) \\ V(\overline{y}_{lrs}) &= E(\overline{y}_{lrs} - \overline{Y})^2 \\ V(\overline{y}_{lrs}) &= E\bigg\{\!\!\sum_{h=1}^{L} W_h \big[(\overline{y}_h - \overline{Y}_h) - \beta_h (\overline{x}_h - \overline{X}_h) \big]\!\!\bigg\}^{\!2} \end{split}$$

ISSN (Print): 1858-6805 e-ISSN (Online): 1858-6813

$$\therefore V(\bar{y}_{lrs}) = \sum_{h=1}^{L} \frac{W_h^2 (1 - f_h)}{n_h} \{ \sigma_{y_h}^2 - 2\beta_h \sigma_{x_h y_h} + \beta_h^2 \sigma_{x_h}^2 \}$$

ئتيجة:

إذا تم وضع $eta_h = rac{\sigma_{x_h y_h}}{\sigma_{x_h}^2}$ إذا تم وضع

$$\begin{split} V_{min}(\bar{y}_{lrs}) &= \sum_{h=1}^{L} \frac{W_h^2 (1 - f_h)}{n_h} \big\{ \sigma_{y_h}^2 - 2\beta_h \sigma_{x_h y_h} + \beta_h^2 \sigma_{x_h}^2 \big\} \\ V_{min}(\bar{y}_{lrs}) &= \sum_{h=1}^{L} \frac{W_h^2 (1 - f_h)}{n_h} \Big\{ \sigma_{y_h}^2 - 2\frac{\sigma_{x_h y_h}^2}{\sigma_{x_h}^2} + \frac{\sigma_{x_h y_h}^2}{\sigma_{x_h}^2} \Big\} \end{split}$$

وعليه فإن

$$\begin{split} V_{min}(\bar{y}_{lrs}) &= \sum_{h=1}^{L} \frac{W_h^2(1-f_h)}{n_h} \bigg\{ \sigma_{y_h}^2 - \frac{\sigma_{x_h y_h}^2}{\sigma_{x_h}^2} \bigg\} \\ V_{min}(\bar{y}_{lrs}) &= \sum_{h=1}^{L} \frac{W_h^2(1-f_h)}{n_h} \sigma_{y_h}^2 \bigg\{ 1 - \frac{\sigma_{x_h y_h}^2}{\sigma_{x_h}^2 \sigma_{y_h}^2} \bigg\} \\ & \div V_{min}(\bar{y}_{lrs}) = \sum_{h=1}^{L} \frac{W_h^2(1-f_h)}{n_h} \sigma_{y_h}^2 \{ 1 - \rho^2 \} \end{split}$$

ظرية (2):

إن تقدير الوسط الحسابي الطبقي المشترك \overline{y}_{lrc} عندماتكون قيمة معامل الانحدار β معلومة مسبقاً، هو تقدير غير متحيز إلى الوسط الحسابي الحقيقي \overline{Y} و أن تباينه يعطى بالصبغة التالية

$$V(\bar{y}_{lrc}) = \sum_{h=1}^{L} \frac{W_h^2 (1 - f_h)}{n_h} \{ \sigma_{y_h}^2 - 2\beta \sigma_{x_h y_h} + \beta^2 \sigma_{x_h}^2 \}$$

الد هان

حسب التعريف السابق فإن:

$$\bar{y}_{lrc} = \bar{y}_{st} + \beta(\bar{X} - \bar{x}_{st})$$

بأخذ التوقع للطرفين

$$\begin{split} E(\overline{y}_{lrc}) &= E(\overline{y}_{st}) + \, \beta(\overline{X} - E(\overline{x}_{st})) \\ E(\overline{y}_{st}) &= \overline{Y} \qquad , \, \, E(\overline{x}_{st}) = \overline{X} \\ & \quad \therefore \, E(\overline{y}_{lrc}) = \overline{Y} \end{split}$$

وأن تباينه هو:

$$\begin{split} V(\overline{y}_{lrc}) &= V\{\,\overline{y}_{st} + \beta(\overline{X} - \overline{x}_{st})\} \\ \overline{y}_{lr} &= \sum_{h=1}^{L} W_h \overline{y}_h - \beta \sum_{h=1}^{L} W_h (\overline{x}_h - \overline{X}_h) \\ \overline{y}_{lr} - \overline{Y} &= \sum_{h=1}^{L} W_h \{ (\overline{y}_h - \overline{Y}) - \beta(\overline{x}_h - \overline{X}_h) \} \end{split}$$

بتربيع الطرفين وأخذ التوقع نحصل على

$$\begin{split} E(\overline{y}_{lr} - \overline{Y})^2 &= E\left\{\sum_{h=1}^L W_h\{(\overline{y}_h - \overline{Y}) - \beta(\overline{x}_h - \overline{X}_h)\}\right\}^2 \\ & \therefore V(\overline{y}_{lrc}) = \sum_{h=1}^L \frac{W_h^2(1 - f_h)}{n_h} \left\{\sigma_{y_h}^2 - 2\beta\sigma_{x_hy_h} + \beta^2\sigma_{x_h}^2\right\} \end{split}$$

ISSN (Print): 1858-6805

الجانب التطبيقي

e-ISSN (Online): 1858-6813

والتقدير بالنسبة و التقدير بخط الانحدار كما يلي:

فى دراسة لتقدير المتوسط والعدد الكلي لإنتاج في هذا العمل تم استخدام المحاكاة لمجتمع افتراضي محصول القمح في احدى المناطق قسمت المزارع وهو مجتمعالمزارع المزروعة بالقمح في أحد إلى ثلاثطبقات ، 150 ذات إنتاج صغير (50-0 المناطق ، وتم تجميع بيانات باستخدام الحاسب طن) ، و 320 ذات إنتاج متوسط (51-100 طن) الآلي، وتمت المقارنة بين تقدير اتالعينة الطبقية ، و 210 ذات إنتاج كبير (أكبر من 100 طن) وكذلك تم استخدام الحاسوب لتوليد مشاهدات العينات.

الجدول (1) يوضح نتائج الإحصاءات الأولية لإنتاج محصول القمح:

$\mathbf{S}_{\mathbf{X_h}}$	$\mathbf{s}_{\mathbf{y_h}}$	$s_{x_h}^2$	$s_{y_h}^2$	\widehat{R}_{h}	$\widehat{\mathbf{B}}_{\mathbf{h}}$	$\widehat{oldsymbol{ ho}}_{ m h}$	$\bar{\mathbf{x}}_{\mathbf{h}}$	$\overline{y}_{\mathrm{h}}$	\overline{X}_h	$n_{ m h}$	$N_{\rm h}$	الطبقات
14.7	15	216	228	1.19	0.95	0.92	27	32	30	40	150	الأولى
13.4	13.1	180	172	1.1	0.79	0.81	74	80	70	82	320	الثانية
13.3	14.2	177	202	1.1	0.67	0.63	124	132	120	65	210	الثالثة

المصدر: إعداد الباحث من بيانات الدراسة اعتمادا على نتائج SPSS

- 1. إيجاد تقديرات المتوسطات في المعاينة العشوائية الطبقية وهي (تقدير متوسط العينة الطبقية ، تقدير المتوسط الطبقى باستخدام النسبة بين متغيرين (المنفرد والمشترك) و تقدير المتوسط الطبقى باستخدام خط الانحدار الخطى البسيط (المنفرد والمشترك)):
 - أ. تقدير متوسط العينة الطبقية (تقدير المتوسط الطبقي لكل وحدة):

$$\widehat{\overline{Y}}_{st} = \bar{y}_{st} = \frac{\sum_{h=1}^{L} N_h \bar{y}_h}{N} = \frac{(150*32) + (320*80) + (210*132)}{680} = \underline{85.50}$$

ب. تقدير المتوسط الطبقى (المنفرد والمشترك) باستخدام النسبة بين متغيرين:

تقدير المتوسط الطبقي المنفرد:

$$\widehat{\overline{Y}}_{RS} = \frac{\sum_{h=1}^{L} \frac{\overline{y}_{h}}{\overline{x}_{h}} X_{h}}{N}
\widehat{\overline{Y}}_{RS} = \frac{\left(\frac{32}{27} * 4500\right) + \left(\frac{80}{74} * 22400\right) + \left(\frac{132}{124} * 25200\right)}{680} = \frac{56375.4}{680} = \underline{82.90}$$

• تقدير المتوسط الطبقي المشترك:

$$\begin{split} \widehat{\bar{Y}}_{Rc} &= \frac{\bar{y}_{st}}{\bar{x}_{st}} \bar{X} \quad , \quad \widehat{\bar{X}}_{st} = \frac{\sum_{h=1}^{L} N_h \bar{x}_h}{N} \quad , \widehat{\bar{Y}}_{st} = \frac{\sum_{h=1}^{L} N_h \bar{y}_h}{N} \\ \widehat{\bar{Y}}_{st} &= \bar{y}_{st} = \frac{\sum_{h=1}^{L} N_h \bar{y}_h}{N} = \frac{(150*32) + (320*80) + (210*132)}{680} = \underline{85.47} \\ \widehat{\bar{X}}_{st} &= \bar{x}_{st} = \frac{\sum_{h=1}^{L} N_h \bar{x}_h}{N} = \frac{(150*27) + (320*74) + (210*124)}{680} = \underline{79.07} \\ \widehat{\bar{Y}}_{Rc} &= \frac{\bar{y}_{st}}{\bar{x}_{st}} \bar{X}_{st} = \frac{85.5}{79} * 77 = \underline{83.34} \end{split}$$

حيث أن

$$\bar{X}_{\text{st}} = \frac{\sum_{h=1}^{L} N_h \bar{X}_h}{N} = \frac{(150*30) + (320*70) + (210*120)}{680} = 27.00$$

ج. تقدير المتوسط الطبقي (المنفرد والمشترك) باستخدام خط الانحدار الخطى البسيط:

• تقدير المتوسط الطبقي المنفرد:

$$\begin{split} \bar{y}_{\rm lrh} &= \bar{y}_h + b_0(\bar{X}_h - \bar{x}_h) \quad , \quad h = 1,2,3 \\ b_h &= \rho_h * \frac{\sigma_{y_h}}{\sigma_{x_h}} \\ \bar{y}_{\rm lr1} &= 32 + 0.95(30 - 27) = 34.85 \\ \bar{y}_{\rm lr1} &= 80 + 0.79(70 - 74) = 76.84 \\ \bar{y}_{\rm lr1} &= 132 + 0.67(120 - 124) = 129.32 \end{split}$$

المنفرد والذي نرمز له بالرمز \bar{y}_{lrs} بالصور التالية:

$$\bar{y}_{lrs} = \sum_{h=1}^{L} W_h \bar{y}_{lrh}
\bar{y}_{lrs} = \frac{\sum_{h=1}^{L} N_h \bar{y}_{lrh}}{N} = \frac{(150*34.85) + (320*76.84) + (210*129.32)}{680} = \underline{84.00}
\bar{y}_{lrs} = \frac{56973.5}{680} = \underline{83.78}$$

• تقدير المتوسط الطبقى المشترك:

e-ISSN (Online): 1858-6813

$$\bar{y}_{\rm lrc} = \bar{y}_{st} + b(\bar{X} - \bar{x}_{st})$$

$$b = \frac{\sum_{\rm h=1}^{\rm L} N_{\rm h} b_{\rm h}}{N} = \frac{(150*0.95) + (320*0.79) + (210*0.67)}{680} = \underline{0.79}$$

$$\bar{y}_{\rm lrc} = 85.5 + 0.79(77 - 79) = \underline{83.92}$$

$$\text{Example 1 limitation of the problem of the$$

أ. حساب تباين تقدير متوسط العينة الطبقية (تقدير المتوسط الطبقى لكل وحدة):

$$V\langle \bar{\mathbf{y}}_{\text{st}} \rangle = \frac{1}{N^2} \left\{ \frac{(1-f_{\text{h}})}{n_{\text{h}}} N_{\text{h}}^2 S_{\text{h}}^2 \right\} , f_{h} = \frac{n_{h}}{N_{h}}$$

$$V\langle \bar{\mathbf{y}}_{\text{st}} \rangle = \frac{\left\{ \left[\frac{(1-\frac{40}{150})}{40} (150)^2 (228) \right] + \left[\frac{(1-\frac{82}{320})}{82} (320)^2 (172) \right] + \left[\frac{(1-\frac{65}{210})}{65} (210)^2 (202) \right] \right\} }{(680)^2}$$

$$V\langle \bar{\mathbf{y}}_{\text{st}} \rangle = \frac{348429.5}{(680)^2} = \underline{0.75}$$

ب. حساب تباين تقدير المتوسط الطبقي (المنفرد والمشترك) باستخدام النسبة بين متغيرين:

• تقدير تباين المتوسط الطبقى المنفرد:

$$\begin{split} V(\hat{Y}_{\rm Rs}) &= \frac{1}{N^2} \sum_{h=1}^L \frac{N_h^2 (1-f_h)}{n_h} \Big\{ \sigma_{y_h}^2 - 2R_h \sigma_{x_h} \sigma_{y_h} + R_h^2 \sigma_{x_h}^2 \Big\} \\ V(\bar{y}_{\rm Rs}) &= \frac{1}{680^2} \left\{ \left[\frac{\left(1 - \frac{40}{150}\right)}{40} (150)^2 \left(228 + 1.19^2 (216) - 2(1.19)(.92)(15)(14.7)\right) \right] \right. \\ &+ \left. \left[\frac{\left(1 - \frac{82}{320}\right)}{82} (320)^2 \left(172 + 1.1^2 (180)\right) \right. \\ &- 2(1.1)(.81)(13.21)(13.4) \right) \right] \\ &+ \left[\frac{\left(1 - \frac{65}{210}\right)}{65} (210)^2 \left(202 + 1.1^2 (176.5) - 2(1.1)(.63)(14.21)(13.3)\right) \right] \right\} \end{split}$$

$$V\langle \bar{y}_{\rm RS}
angle = rac{164301.6}{680^2} = rac{{f 0.36}}{1680^2}$$
 تقدير تباين المتوسط الطبقي المشترك:

$$\begin{split} V\left(\widehat{\overline{Y}}_{Rc}\right) &= \frac{1}{N^2} \sum_{h=1}^{L} \frac{N_h^2(1-f_h)}{n_h} \Big\{ \sigma_{y_h}^2 - 2R\rho_h \sigma_{x_h} \sigma_{y_h} + R^2 \sigma_{x_h}^2 \Big\} \\ V\langle \bar{y}_{Rs}\rangle &= \frac{1}{680^2} \Bigg\{ \Bigg[\frac{\left(1 - \frac{40}{150}\right)}{40} (150)^2 \left(228 + 1.1^2(216) - 2(1.1)(.92)(15)(14.7)\right) \Bigg] \\ &+ \left[\frac{\left(1 - \frac{82}{320}\right)}{82} (320)^2 \left(172 + 1.1^2(180) - 2(1.1)(.81)(13.21)(13.4)\right) \right] \\ &+ \left[\frac{\left(1 - \frac{65}{210}\right)}{65} (210)^2 \left(202 + 1.1^2(176.5) - 2(1.1)(.63)(14.21)(13.3)\right) \right] \Big\} \\ V\left(\widehat{\overline{Y}}_{Rc}\right) &= \frac{160994}{680^2} = \underline{0.35} \end{split}$$

$$R = \frac{\bar{y}_{st}}{\bar{x}_{st}} = \underline{1.10} \end{split}$$

ت. حساب تباينتقدير المتوسط الطبقي (المنفرد والمشترك) باستخدام خط الانحدار الخطى البسيط:

• تقدير تباين المتوسط الطبقى المنفرد:

$$\begin{split} V\left(\widehat{Y}_{\rm Lrs}\right) &= \frac{1}{N^2} \sum_{h=1}^L \frac{N_h^2 (1-f_h)}{n_h} \left\{ \sigma_{y_h}^2 - 2b_h \sigma_{x_h} \sigma_{y_h} + b_h^2 \sigma_{x_h}^2 \right\} \\ V\left\langle \overline{y}_{\rm Lrs} \right\rangle &= \frac{1}{680^2} \left\{ \left[\frac{\left(1 - \frac{40}{150}\right)}{40} (150)^2 (228 + 0.95^2 (216) - 2(0.95)(.92)(15)(14.7)) \right] \right. \\ &+ \left. \left[\frac{\left(1 - \frac{82}{320}\right)}{82} (320)^2 (172 + 0.79^2 (180) - 2(0.79)(0.81)(13.21)(13.4)) \right] \right. \\ &+ \left. \left[\frac{\left(1 - \frac{65}{210}\right)}{65} (210)^2 (202 + 0.63^2 (176.5) \right. \\ &- 2(0.63)(.63)(14.21)(13.3)) \right] \right\} \\ V\left\langle \overline{y}_{\rm Lrs} \right\rangle &= \frac{127745.6}{680^2} = \underline{\textbf{0.28}} \end{split}$$

• تقدير تباين المتوسط الطبقي المشترك:

$$V(\widehat{\overline{Y}}_{Lrc}) = \frac{1}{N^2} \sum_{h=1}^{L} \frac{N_h^2 (1 - f_h)}{n_h} \{ \sigma_{y_h}^2 - 2b \rho_h \sigma_{x_h} \sigma_{y_h} + b^2 \sigma_{x_h}^2 \}$$

e-ISSN (Online): 1858-6813

$$V\langle \overline{y}_{Lrs} \rangle = \frac{1}{680^2} \left\{ \left[\frac{\left(1 - \frac{40}{150}\right)}{40} (150)^2 (228 + 0.79(216) - 2(0.79)(.92)(15)(14.7)) \right] + \left[\frac{\left(1 - \frac{82}{320}\right)}{82} (320)^2 (172 + 0.79^2(180) - 2(0.79)(0.81)(13.21)(13.4)) \right] + \left[\frac{\left(1 - \frac{65}{210}\right)}{65} (210)^2 (202 + 0.79^2(176.5) - 2(0.79)(0.63)(14.2)(13.3)) \right] \right\}$$

$$V\left(\widehat{\overline{Y}}_{Lrc}\right) = \frac{151686}{680^2} = \underline{\mathbf{0.33}}$$

حيث أن

$$b = \frac{\sum_{h=1}^{L} N_h b_h}{N} = \frac{(150*0.95) + (320*0.79) + (210*0.67)}{680} = \underline{0.79}$$

الجدول (2) تقديرات المتوسطات لإنتاج محصول القمح والتباينات:

\overline{y}_{st}	\overline{y}_{Rs}	\overline{y}_{Rc}	\overline{y}_{Lrs}	\overline{y}_{LRc}	$V\langle \bar{\mathbf{y}}_{st}\rangle$	$V\langle \bar{y}_{Rs}\rangle$	$V\langle \bar{y}_{Rc}\rangle$	$V\langle \bar{y}_{Lrs}\rangle$	$V\langle \bar{y}_{Lrc}\rangle$
85.5	83	83	84	84	0.754	0.355	0.348	0.276	0.328

المصدر: إعداد الباحث من بيانات الدراسة

نلاحظ من الجدول رقم (2) أعلاه تقديرات المقدرات الأخرى ، لذلك نستدل أن التقدير بالانحدار المتوسطات قريبة جداً من بعضها ولكن عندما ننظر يعتبر الأفضل من بين المقدرات الأخري. إلى تباينات المقدرات نجدها مختلفة ، وأن تباينات 2. إيجاد تقديرات المجموع الكلي في المعاينة التقدير بخط الانحدار اقل من تباينات التقدير بالنسبة العشوائية الطبقية وهي (تقدير المجموع الكلي بين متغيرين، ، وأن تباينات التقدير بالنسبة بين في العينة الطبقية - تقدير المجموع الكلي متغيرين اقل من تباين العينة العشوائية الطبقية ، عليه من خلال نظرية التقدير والتي تنص على أن المقدر الجيد هو الذي يملك أقل تباين من بين

الطبقي باستخدام النسبة بين متغيرين (المنفرد و المشترك) و تقدير المجموع الكلى الطبقى باستخدام خط الانحدار الخطى البسيط (المنفرد و المشترك)):

أ. تقدير المجموع الكلي في العينة الطبقية (تقدير المتوسط الطبقي لكل وحدة)

$$\hat{Y}_{st} = \sum_{h=1}^{L} N_h \bar{y}_h = \underline{58120.00}$$

..... به المجموع الكلي الطبقية (المنفرد و المشترك) باستخدام النسبة بين متغيرين:

تقدير المجموع الكلى المنفرد:

$$\hat{Y}_{RS} = \sum_{h=1}^{L} \frac{\bar{y}_h}{\bar{x}_h} X_h = \underline{56375.40}$$

• تقدير المجموع الكلى المشترك:

$$\widehat{Y}_{Rc} = \frac{\overline{y}_{st}}{\overline{x}_{st}} X = \underline{56440.00}$$

ث. تقدير المجموع الكليالطبقي (المنفرد والمشترك) باستخداما لانحدار الخطى البسيط:

• تقدير المجموع الكلى المنفرد:

$$\hat{Y}_{Lrs} = N\bar{y}_{Lrs} = (680)(84) = \underline{57120.00}$$

• تقدير المجموع الكلى المنفرد:

ISSN (Print): 1858-6805 e-ISSN (Online): 1858-6813

$$\hat{Y}_{Lrc} = N\bar{y}_{Lrc} = (680)(84) = \underline{57120.00}$$

حساب التباينات الخاصة بتقدير ات المجموع الكلى اعلاه:

أ. حساب تباينتقدير المجموع الكلى الطبقى العينة البسيطة (تقدير المتوسط لكل وحدة):

$$V(\hat{Y}_{St}) = N^2 V(\hat{Y}_{St}) = (680)^2 (0.754) = \underline{348649.60}$$

ب. حساب تباينتقدير المجموع الكلي الطبقية (المنفرد والمشترك) باستخدام النسبة بين متغيرين:

• تقدير تباين المجموع الكلي المنفرد:

$$V(\hat{Y}_{Rs}) = N^2 V(\hat{Y}_{Rs}) = (680)^2 (0.355) = 164152.00$$

• تقدير تباين المجموع الكلى المشترك:

$$V(\hat{Y}_{Rc}) = N^2 V(\hat{Y}_{Rc}) = (680)^2 (0.348) = \underline{160915.20}$$

ج. حساب تباين تقدير المجموع الكليالطبقي (المنفرد والمشترك) باستخداما لانحدار الخطى البسيط:

• تقدير تباين المجموع الكلي المنفرد:

$$V(\hat{Y}_{Lrs}) = N^2 V(\hat{Y}_{Lrs}) = (680)^2 (0.276) = \underline{127622.00}$$

• تقدير تباين المجموع الكلى المشترك:

$$V(\hat{Y}_{Lrc}) = N^2 V(\hat{Y}_{Lrc}) = (680)^2 (0.328) = \underline{151667.20}$$

تباينات المقدرات نجدها مختلفة ، وأن تباينات التقدير بخط الانحدار اقل من تباينات التقدير بالنسبة بين الآخر. متغيرين ، علية من خلال نظرية التقدير والتي تنص

نلاحظ من الجدول رقم (3) أن تقديرات المجموع على أن المقدر الجيد هو الذي يملك أقل تباين من الكلي قريبة جداً من بعضها ولكن عندما ننظر إلى بين المقدرات الأخرى ، يستدل من ذلك أن تقدير الانحدار يعتبر الأفضل من بين المقدرات

الجدول (3) تقديرات المجموع الكلي لإنتاج محصول القمح والتباينات:

y_{st}	y_{Rs}	$y_{ m Rc}$	y_{Lrs}	$y_{ m LRc}$	$V\langle \mathbf{y}_{st}\rangle$	$V\langle y_{Rs}\rangle$	$V\langle y_{Rc}\rangle$	$V\langle y_{Lrs}\rangle$	$V\langle y_{Lrc}\rangle$
5814	5637	5644	5712	5712	34865	16415	16091	12766	15166
0	5	0	0	0	0	2	5	2	7

المصدر: إعداد الباحث من بيانات الدراسة اعتماداً على نتائجspss

حساب الكفاءة النسبية لتقديرات العينة العشوائية الطبقية:

 ${
m Eff}(ar y_{St}$, $ar y_{Rs})=rac{{
m V}(ar y_{St})}{{
m V}(ar y_{Rs})}$ يمكن حساب الكفاءة النسبية من خلال العلاقة الانتية: من خلال العلاقة المنتية المنتية من خلال العلاقة المنتية المنتية من خلال العلاقة المنتية المنتي

فمثلاً إذا كانت ${
m Eff}(\overline{y}_{St},\overline{y}_{Rs})=2.00$ هذا يعنى اننا نحتاج فقط لنصف حجم العينة إذا استخدمنا تقدير ات النسبة للحصول على نفس الْكُفّاءة من العينة الكاملة باستخدام أسلوب المعاينة العشو ائية الطبقية.

الجدول رقم (4) يمكننا ان نلاحظ مايلي:

الجدول (4) الكفاءة النسبية للتقدير إنّ الموضحة في الجدول (2):

$\operatorname{Eff}(\overline{y}_{St}, \overline{y}_{Rs})$	$\operatorname{Eff}(\overline{y}_{St}, \overline{y}_{\operatorname{Lrs}})$	$\operatorname{Eff}(\overline{y}_{Rs}, \overline{y}_{Ro})$	$\mathbf{Eff}(\overline{y}_{Rs}, \overline{y}_{\operatorname{Lrs}})$	$\operatorname{Eff}(\overline{y}_{Rc},\overline{y}_{\operatorname{Lre}})$	$\mathbf{Eff}(\overline{y}_{Lrs}, \overline{y}_{Lro})$
2.12	2.73	1	1.29	1.1	1.19

المصدر: اعداد الباحث من بيانات الدر اسة

 $(\bar{y}_{St}, \bar{y}_{Rs})$ بین النسبية أن فنا يعنى أكبر من (2) أكبر من $\mathrm{Eff}(\bar{y}_{Rs},\bar{y}_{Rc})$ ، التقدير بالنسبة بين متغيرين (المنفرد و المشترك) والتقدير بخط الانحدار (المنفرد والمشترك) أكثر (1) تساوي (\bar{y}_{Rs} , \bar{y}_{Rc}) نسرية بين (\bar{y}_{Rs} , \bar{y}_{Rc}) نساوي كفاءة من تقدير العينة العشوائية الطبقية ، والشرط ذ $\mathrm{Eff}(\bar{y}_{\mathrm{st}}, \bar{y}_{\mathrm{Rs}}) > 1$ الذی یمکتنا من ذلك وعندما $\operatorname{Eff}(\bar{y}_{st}, \bar{y}_{\operatorname{Lrs}}) > 1$ يكون $\langle \rho_h \rangle \frac{1}{2}$ وهذا الشرط محقق ، أو إذا كان $\rho_h > \frac{c_{x_h}}{2c_{y_h}}$

ونستنتج من ذلك أن التقدير بالنسبة بين متغيرين

 $(\hat{R}_h - \hat{R}_i)^2 < 0.05 \ \forall \ h \neq i$

e-ISSN (Online): 1858-6813

أكثر دقة من التقديرات التي تعتمد على متغير الدراسة فقط في حالة وجود علاقة معنوية بين متغير الدراسة والمتغير المساعد أكبر من 50% داخل كل طبقة.

هذا يعنى أن التقدير بالنسبة بين متغيرين (المنفرد و المشترك) تتساوى الكفاءة بينهم ، والشرط الذي يمكننا من ذلك $\mathrm{Eff}(\bar{y}_{RS}, \bar{y}_{RC}) = 1$ عندما تتحقق العلاقة الآتية:

$$h = 1 \Rightarrow (1.1 - 1.19)^2 = 0.008 < 0.05$$

 $h = 2 \Rightarrow (1.1 - 1.1)^2 = 0.00 < 0.05$
 $h = 3 \Rightarrow (1.1 - 1.1)^2 = 0.00 < 0.05$

 $V(\bar{y}_{Rs}) = V(\bar{y}_{Rc})$ وهذا الشرط محقق وعليه

 \overline{y}_{Lrc} , أن الكفاءة النسبية بين \overline{y}_{Lrs} أن الكفاءة النسبية بين أ هذا يعنى أن التقدير بخط الانحدار المنفرد أكثر كفاءة من التقدير بخط الانحدار المشترك ، والشرط

و $(\bar{y}_{RS}, \bar{y}_{LrS})$ بين $(\bar{y}_{RS}, \bar{y}_{LrS}) > 1$ أن الكفاءة النسبية بين عندما يكون

> ونجد أن احدى أزواج القيم لا يحقق العلاقة وهو: $(b_h - b_i)^2 < 0.05 \ \forall \ h \neq i$ $(0.95 - 0.67)^2 = 0.08 > 0.05$ when h=1, i=3

لذلك نجد $V(\bar{y}_{Lrc}) > V(\bar{y}_{Lrs})$ ،ونستنج من ذلك أنه عندي هذه الظرف يفضل استخدام التقدير المنفر د.

أكبر من (1)هذا يعنى أن التقدير $(\bar{y}_{Rc}, \bar{y}_{Lrc})$ بخط الانحدار (المنفرد و المشترك)أكثر كفاءة من التقدير بالنسبة بين متغيرين (المنفرد والمشترك)، ذالك و الشريط الذي يمكننا $\mathrm{Eff}(\bar{y}_{st}, \bar{y}_{\mathrm{Lrs}}) > 1$ $\mathrm{Eff}(\bar{y}_{Lrc}, \bar{y}_{\mathrm{Lrs}}) > 1$

$$(\hat{B}_h - \hat{R}_h)^2 > 0.05$$
, $\forall h = 1,2,3$
 $h = 1, (0.95 - 1.19)^2 = 0.06 > 0.05$

$$h = 2$$
, $(0.79 - 1.1)^2 = 0.10 > 0.05$
 $h = 2$, $(0.67 - 1.1)^2 = 0.18 > 0.05$
 $h = 3$, $(0.67 - 1.1)^2 = 0.18 > 0.05$

و عليه فإن: (h) نلاحظ أن الشرط محقق لجميع قيم $V(\overline{y}_{St}) > V(\overline{y}_{Rc}) > V(\overline{y}_{Lrc})$, $V(\overline{y}_{St}) > V(\overline{y}_{Rs}) > V(\overline{y}_{Lrs})$

ونستتتج من ذلك أن التقدير بخط الانحدار أكثر دقة من التقدير بالنسبة بين متغيرين والتقديرات التي علىي متغيــر الدراسة فقط إذا كان خط الانحدار لا يمر بنقطة الأصل داخل كل طبقة. السعو دية.

الاستسنتاجات:

e-ISSN (Online): 1858-6813

بعد تطبيق النظريات وحساب الكفاءة النسبية وتفسير النتائج والمقارنة يمكن تلخيص الاستنتاجات كالتالى:

- ♦ أن التقدير بالنسبة بين متغيرين أكثر دقة من تقديرات المعاينة العشوائية الطبقية التي تعتمد على متغير الدراسة فقط في حـــــالة وجود علاقة معنوية بين متغير الدراسة والمتغير المساعد أكبر من 50% داخل كل طبقة.
- أن التقدير بخط الانحدار أكثر دقة من التقدير
 بالنسبة بين متغيرين و تقديرات المعاينة
 العشوائية الطبقية التي على متغير الدراسة
 فقط إذا كان خط الانحدار لا يمر بنقطة
 الأصل داخل كل طبقة
 - ♦ في المعاينة العشوائية الطبقية التقدير بخط الانحدار و التقدير بالنسبة بين متغيرين يتساويان في الدقة إذا كان خط الانحدار يمر بنقطة الأصل.
 - $(b_h b_i)^2 < في حالة عدم تحقق العلاقة <math>\forall h = (b_h b_i)^2$ في حالة $\forall h \neq i$ بخط الانحدار المنفرد.

المصادر والمراجع:

- 1. أبو شعرة، عبدالرازق أمين (1989) العينات وتطبيقاتها في البحوث الإجتماعية (الإدارة العامة للبحوث، معهد الإدارة العامة، الرياض).
- أبو عمة، عبد الرحمن محمد الحسيني عبد البر راضي ، محمد محمود إبراهيم

- هندي، (1990) مقدمة في المعاينة الإحصائية ، جامعة الملك سعود ، (عمادة شؤن المكتبات)، الرياض _ المملكة العربية
- 3. حمد، عدنان شهاب و آخرون ، (2000) دليل تصميم وتنفيذ المسوح الاجتماعية ، الجهاز المركزي للإحصاء ، العراق .
- 4. حمزة، الناصر عبدالمجيد، صفاء يونس الصفاوي ،(2001) العينات نظري وتطبيقي ، جامعة بغداد ، جامعة الموصل ، وزارة التعليم العالى .
- 5. عبادة، أحمد سرحان (1980) العينات ، (دار المعارف القاهرة)
- 6. عبد الرسول، محمود جواد وآخرون (1988) ، أساليب المعاينة التطبيقية ، (الجهاز المركزيللإحصاء ، العراق) ،.
- 7. حسين علوان ،(2010) جمع البيانات و طرق المعاينة (مكتبة العبيكان نشر ،الرياض).
- حسين علوان ،(1993) طرق المعاينة ،
 (دار المعارف عمان).
- و. مصطفى،جلال الصياد، (1990) مقدمة في طرق المعاينة الإحصائية ، (مكتبة الصباح ، المملكة العربية السعودية) .
- 10. وليام كوكران ،(1977) تقنية المعاينة الإحصائية. (الرياض- جامعة الملك سعود)
- 11. يونس، بسام ، عادل موسى ،(2005) مبادي الإحصاء ، (جامعة السودان ، كلية التكنولوجيا).