استخدام طريقة البواقي البوتسترابية في اختيار النظام الأمثل لمعادلات الإنفاق الغذائي في المملكة العربية السعودية

د / محمود محمد الدريني
قسم / الإحصاء والرياضة
كلية التجارة / جامعة طنطا

ملخص البحث

من المشاكل التي تواجه الباحث في مجال تطبيق نظام معادلات الانحدار System of Regression Equations، مشكلة وجود عدد كبير من المتغيرات المفسرة، ويرغب الباحث في اختيار أفضل مجموعة من هذه المتغيرات لتكوين نموذج أمثل يعبر عن هذا النظام. ويعرف النموذج الأمثل بأنه النموذج الذي ينتج عن اختيار متغيراته المفسرة أدنى قيمة مقدرة لمحدد مصفوفة متوسطات أخطاء التنبؤ.

استهدفت الدراسة في هذا البحث تقديم أفضل الحلول لهذه المشكلة من خلال استخدام طريقة البواقي البوتسترابية Bootstrapping Residuals (BR) في تقدير قيمة محدد مصفوفة متوسطات أخطاء التنبؤ، كمعيار إحصائي يمكن الاعتماد عليه في اختيار النظام الأمثل لمعادلات الانحدار ، وتستند طريقة البواقي البوتسترابية (BR) على تكرار سحب عينات مع الإحلال تسمى عينات بوتسترابية من التوزيع الفعلي للبواقي المحسوبة من النموذج الذي يشمل كل متغيرات الدراسة، ومن كل عينة من البواقي البوتسترابية، يتم توليد مشاهدات تابعة لكل نموذج يدخل في المقارنة، ثم بعد ذلك تستخدم هذه المشاهدات في الحصول على مقدرات المربعات الصغرى لمعاملات الانحدار والتي يمكن استخدامها بعد ذلك في حساب قيمة المعيار المستخدم في الاختيار من ناحية، وفي عمل استدلال إحصائي للمعاملات من ناحية أخرى.

اهتمت الدراسة بتحديد المتغيرات الاقتصادية والاجتماعية والجغرافية المحددة لسلوك الإنفاق الغذائي، ومن ثم تناولت تطبيق طريقة البواقي البوتسترابية في اختيار النظام الأمثل لمعادلات الإنفاق الغذائي في المملكة العربية السعودية، وهو نظام مكون من ثلاث معادلات هي: معادلة الإنفاق على الغذاء خلاف الفاكهة، والإنفاق على الفاكهة خلاف التمر، والإنفاق على التمر بشكل عام، وتم الاعتماد على بيانات ميدانية أمكن جمعها من خلال استمارة استبيان وزعت على المستهلكين في مناطق متفرقة في أنحاء المملكة; ووفقا لمعيار طريقة البواقي البوتسترابية المستخدم في الاختيار, توصلت نتائج الدراسة إلى أن أفضل مجموعة من المتغيرات المفسرة تدخل في تكوين النظام الأمثل لمعادلات الإنفاق هي: الدخل العائلي، عدد أفراد الأسرة، والمنطقة الجغرافية، والجنسية، وبعض أنواع المهن كالعمل الحكومي والعمل الحر.

مفتاح الكلمات Keyword

Bootstrap, Bootstrapping Pairs(BP), Bootstrapping Residuals(BR), Chi-Square test, Empirical distribution , Systems of Regression equations, Wilks' lambda.

مقدمة:

يعتبر أسلوب البوتستراب الإحصائي Statistical Bootstrap أحد الأساليب الإحصائية التي انتشر استخدامها في مجال الاستدلال الإحصائي، كتقدير فترات الثقة واختبارات الفروض المتعلقة بمعالم المجتمع، وخاصة إذا كان التوزيع الاحتمالي النظري لهذا المجتمع غير معلوم، ويستند هذا الأسلوب علي فكرة المعاينة مع الإحلال، حيث يتم إنشاء توزيع معاينة للإحصائية محل الدراسة من خلال القيام بسحب عينات عشوائية ذات أحجام متساوية مع الإحلال من التوزيع الفعلي للعينة المتاحة لدينا ($\hat{F}$) Empirical Distribution ، ومن ثم يقرب توزيع الإحصائية الناتج إلي التوزيع الدقيق له، ويسمى بالتوزيع البوتستراپي للإحصائية Bootstrapping Distribution for Statistics.

(Gujarati, 1999) , (Fox, 2002)

ففي مجال استخدام أسلوب البوتستراب الإحصائي يعتبر: (Efron 1979) أول من استخدم هذا الأسلوب في دراسة خصائص توزيع المعاينة للمقدرات التي تحسب باستخدام بيانات العينة الأصلية، ومنها مقدرات المربعات الصغرى العادية Ordinary Least Squares (OLS) لمعالم نماذج الانحدار، والتي طبق فيها طريقة البواقي البوتسترابية Bootstrapping Residuals (BR) في سحب عينات عشوائية من التوزيع الفعلي للبواقي ($residuals \sim \hat{F}$) لكي يتم استخدامها في توليد مشاهدات تابعة بوتسترابية تستخدم في حساب مقدرات (OLS) لمعاملات الانحدار مرة أخري، ويكون تقدير البوتستراب لهذه المعاملات هو قيمة متوسط توزيع المعاينة للمقدرات المحسوبة باستخدام المشاهدات البوتسترابية.(Freedman 1981)

تناول (Freedman 1981) استخدام هذا الأسلوب في تحليل نوعين من نماذج الانحدار هما: النموذج الذي يكون فيه المتغيرات المفسرة ثابتة Fixed، وأطلق عليه نماذج الانحدار، والنموذج الذي يكون فيه المتغيرات المفسرة عشوائية Random، وأطلق عليه بنموذج الارتباط، واعتمد Freedman في دراسته على طريقتين في سحب العينات البوتستراپية هما: طريقة البواقي البوتستراپية Bootstrapping Residuals(BR) والتي أوصى باستخدامها في الحالة الأولى من النماذج ، وطريقة الأزواج البوتستراپية Bootstrapping Pairs(BP) ، وتتمثل في سحب عينات عشوائية من أزواج القيم التابعة والمستقلة (y_i^*, x_i^*) من التوزيع الفعلي للعينة $(y, x) \sim \hat{F}$ ، لكي يتم استخدامها في الحصول على مقدرات (OLS) لمعاملات الانحدار، ويفضل استخدام هذه الطريقة في الحالة الثانية من النماذج، كما أثبت Freedman أن التقديرات البوتستراپية لمعاملات الانحدار تعطي نفس خصائص تقديرات الإمكانية العظمى.

طبق (Shao ,1996) هذا الأسلوب في اختيار النموذج الأمثل، واستند على معيار أدنى تقدير بوتسترابي لمتوسط خطأ التنبؤ، واهتم في دراسته بعرض الطريقتين المتبعتين في توليد المشاهدات البوتسترابية وهما: طريقة (BR)، وطريقة (BP)، وتوصل Shao إلي أن طريقة الأزواج البوتسترابية(BP) في اختيار النموذج الأمثل تكون متسقة إذا تم سحب عينات بوتسترابية حجمها m بدلا من n ، بحيث أن $m<n$، بينما يكون الاختيار متسقا في حالة البواقي البوتسترابية، إذا تم زيادة تباين البواقي التي تسحب منها العينة البوتسترابية، ويتحقق ذلك بضرب هذه المشاهدات في $\sqrt{m/n}$.

تناول (Fox,2002) أسلوب البوتستراب الإحصائي ، وأفاد بأن هذا الأسلوب يمكن استخدامه بشكل عام في الاستدلال الإحصائي، كتقدير فترات الثقة واختبارات الفروض حول معالم المجتمع من ناحية، وحول معالم نماذج الانحدار من ناحية أخرى، وبين Fox أن هناك مصدرين للخطأ في الاستدلال البوتسترابي هما: الخطأ الذي ينتج من استخدام بيانات عينة دون أخري من العينات المسحوبة من نفس المجتمع، ويسمى بخطأ الشمول. والخطأ الناتج من عدم سحب كل العينات البوتسترابية من العينة الفعلية المسحوبة من هذا المجتمع، ويسمى بخطأ المعاينة ، وبين Fox أن هذا النوع من الخطأ يمكن التحكم فيه بزيادة عدد العينات البوتسترابية المسحوبة، كما اهتم Fox في دراسته بتطبيق الاستدلال البوتسترابي في دراسة وتحليل نموذج انحدار دانكن Duncan's regression ، والذي يعبر عن المكانة الأدبية Prestige كدالة في الدخل والمستوى التعليمي ، واعتمد في دراسته على عينة من 45 مفردة "Occupations" لتقدير معاملي الانحدار ، وكذلك اختبار فرض تساوي المعاملين.

وفي مجال استخدام معادلات الإنفاق على الغذاء، تناول (Davis, 1982) عرض الجوانب الاجتماعية والاقتصادية المحددة للإنفاق على المواد الغذائية والتي تضمنتها النظرية الاقتصادية، وتوصل إلى أن الدخل هو المحدد الرئيسي للإنفاق على الغذاء. كما اهتمت دراسة (إسماعيل ١٩٩٠) بأثر التركيب السكاني على نمط الإنفاق الغذائي في المملكة العربية السعودية.

وتهتم الدراسة في هذا البحث باستخدام المعيار المحسوب بطريقة البواقي البوتسترابية Bootstrapping Residuals Criterion(BRC) في اختيار النظام الأمثل لمعادلات الإنفاق الغذائي بأنواعه المختلفة، في المملكة العربية السعودية، حتى يتسنى للإدارات التسويقية وضع الخطط والسياسات التسويقية للمنتجات الزراعية لرفع مستوى رفاهية الفرد السعودي من ناحية ، وتنمية الإنتاج الزراعي من ناحية أخرى.

مشكلة الدراسة

هناك العديد من المشاكل التي تواجه الباحث في استخدام معيار طريقة البواقي البوتسترابية (BRC) في اختيار النظام أو النموذج الأمثل لمعادلات الإنفاق، يتعلق بعضها بالجوانب الاقتصادية للنموذج ، والبعض الآخر يتعلق بطريقة تطبيق البواقي البوتسترابية في اختيار النموذج، ويمكن تلخيصها فيما يلي:

١- هناك عدد كبير من المتغيرات المختلفة النوعية (كمية، وصفية)، والتي تؤثر معنويا على الإنفاق بأنواعه الثلاث، والتي أوصت بأهميتها كثيرا من الدراسات الاقتصادية، ويرغب الباحث في اختيار أفضل مجموعة من هذه المتغيرات لتحديد النظام الأمثل لمعادلات الإنفاق.

٢- نظرا لسحب عدد كبير جدا من العينات البوتسترابية ، لحساب المعيار (BRC) المستخدم في الاختيار لعدد كبير من نماذج معادلات الإنفاق ، فمن الصعب حساب هذا المعيار باستخدام البرامج الإحصائية الجاهزة، ومن ثم ضرورة استخدام الباحث لجمل وأوامر البرنامج SAS، وهو أفضل البرامج الإحصائية في هذا الاتجاه.

٣- عند إلحاق متغير من المتغيرات المفسرة بنموذج الإنفاق، يجب اختبار معنوية أثر إضافته في تحسين القدرة التنبؤية لهذا النموذج ، ومع سحب عدد كبير من العينات البوتسترابية ، يكون من الصعب حساب ا لتقدير البوتسترابي لهذه الإحصائية.

أسلوب البحث

تهتم الدراسة باستخدام طريقة البواقي البوتسترابية(BR) في حساب المعيار المستخدم في اختيار النظام الأمثل لمعادلات الإنفاق على الغذاء بأنواعه الثلاث، وهو معيار أدنى تقدير بوتسترابي لمحدد مصفوفة متوسطات أخطاء التنبؤ.

وفيما يلي خطوات تطبيق هذه الطريقة في حساب المعيار المستخدم في اختيار نظم معادلات الانحدار، والذي يعبر عنه بنموذج انحدار خطي متعدد المتغيرات Multivariate Multiple Regression Model ، وهو حالة خاصة من نظام المعادلات الآنية التي ترتبط أخطاؤها العشوائية (Green, 2003).

بفرض أن n هي عينة المشاهدات المتاحة، p هي عدد المتغيرات المفسرة ، m هي عدد معادلات الانحدار الخطي المكونة للنظام ، ويعبر عنها بالصورة التالية:

$$(Y_1 : Y_2 : \ldots : Y_m) = X(\mathrm{B}_1 : \mathrm{B}_2 : \ldots : \mathrm{B}_m) + (\varepsilon_1 : \varepsilon_2 : \ldots : \varepsilon_m)$$

$$Y = X\,\mathrm{B} + \mathrm{E} \qquad (1)$$

حيث أن : $Y = (Y_1 : Y_2 : \ldots : Y_m)$ هي مصفوفة المشاهدات لـ m من متجهات المتغيرات التابعة وهي من الدرجة $(n \times m)$ ، X هي مصفوفة المشاهدات للمتغيرات

المفسرة في كل معادلة ، وهي من درجة $(n\times(p+1))$ ، $B=(B_1:B_2:...B_m)$ تمثل مصفوفة معاملات الانحدار وهي من الدرجة $((p+1)\times m)$ ، $E=(\varepsilon_1:\varepsilon_2:...\varepsilon_m)$ تعبر عن مصفوفة الأخطاء العشوائية ، من الدرجة $(n\times m)$ ، ويفترض أن الصف رقم i ، ويعبر عنه $E_i=(\varepsilon_{i1}:\varepsilon_{i2}:....:\varepsilon_{im})$ يتبع توزيع طبيعي متعدد توقعه صفرا، وله مصفوفة تباين Σ ويفترض أنها ثابتة من مشاهدة إلى أخري ، أى أن $E_i=(\varepsilon_{i1}:\varepsilon_{i2}:....:\varepsilon_{im})\sim N_m(0,\Sigma)$ ، $i=1,2,...,n$.

فإن تقديرات المربعات الصغرى لمصفوفة معاملات الانحدار B هي:

$$\hat{B}=(\hat{B}_1:\hat{B}_2:....:\hat{B}_M)=(X'X)^{-1}X'\ Y=(X'X)^{-1}X'(Y_1:Y_2:....:Y_M) \quad (2)$$

وتكون أول خطوة في حساب المعيار (BRC) هي حساب متجهات البواقي.

$$\hat{E}=(\hat{\varepsilon}_1:\hat{\varepsilon}_2:....:\hat{\varepsilon}_m)=Y-X\hat{B} \quad (3)$$

وبفرض أن $\Lambda:\{\alpha_1,\alpha_2,...\}$ هي مجموعة النماذج التي تدخل في الاختيار ، وأن النموذج α ، $\alpha\in\Lambda$ $(x_{i_1},x_{i_2},...,x_{i_{p_\alpha}})\subset(x_1,x_2,...,x_p)$ يشمل عدد p_α من المتغيرات المفسرة هي : ، $p_\alpha\le p$ ، فإن النموذج α يأخذ أيضا نظام من المعادلات الآنية هو:

$$Y=X_\alpha B_\alpha+E_\alpha\ ,\ \alpha\in\Lambda:\{\alpha_1,\alpha_2,...\} \quad (4)$$

حيث أن X_α هي مصفوفة المتغيرات المفسرة في النموذج α ، وهي من الدرجة $(n\times(p_\alpha+1))$ ، والصف رقم i في مصفوفة الأخطاء العشوائية E_α ، له توزيع طبيعي متعدد ، أى أن: $E_{\alpha i}=(\varepsilon_{i1}:\varepsilon_{i2}:....:\varepsilon_{im})_\alpha\sim N_m(0,\Sigma)$ ، وتقدير المربعات الصغرى لمصفوفة المعاملات (B_α) هو:

$$\hat{B}_\alpha=(X'_\alpha X_\alpha)^{-1}X'_\alpha Y \quad (5)$$

يتم سحب عينة عشوائية مع الإحلال حجمها n من التوزيع الاحتمالي التجريبي $\hat{F}$ للمتجهات الصفية للبواقي $\hat{E}_i=(\hat{\varepsilon}_{i1}:\hat{\varepsilon}_{i2}:....:\hat{\varepsilon}_{im})$ ، $i=1,2,...,n$ ، والمحسوبة في المعادلة رقم (3) ، حيث أن:

$$\hat{E}_i=(\hat{\varepsilon}_{i1}:\hat{\varepsilon}_{i2}:....:\hat{\varepsilon}_{iM})\sim_{ind}\hat{F}\ ,\ \hat{F}:\ mass\frac{1}{n}\ at\ each\ \hat{E}_i\Big/\sqrt{1-\frac{(p+1)}{n}}\ ,i=1,2,...,n \quad (6)$$

وحيث أن المتجهات $\hat{E}_i=(\hat{\varepsilon}_{i1}:\hat{\varepsilon}_{i2}:....:\hat{\varepsilon}_{im})$ مركزية يكون أيضا التوزيع $\hat{F}$ توزيع مركزي .

وبفرض أن عينة البواقي البوتسترابية هي: $\tilde{E}_i=(\tilde{\varepsilon}_{i1}:\tilde{\varepsilon}_{i2}:....:\tilde{\varepsilon}_{im})$ ، يمكن

استخدامها في توليد مشاهدات تابعة بوتسترابية للنموذج α ، وذلك بتطبيق المعادلة التالية:

$$\tilde{Y}_\alpha = X_\alpha \hat{B}_\alpha + \tilde{E} \qquad (7)$$

ومن ثم يكون تقدير المربعات الصغرى لمتجة معاملات الانحدار (B_α) باستخدام مصفوفة المشاهدات التابعة البوتسترابية $\tilde{Y}_\alpha$ هو:

$$\hat{\tilde{B}}_\alpha = (X'_\alpha X_\alpha)^{-1} X'_\alpha \tilde{Y}_\alpha \quad , \quad \alpha \in \Lambda : \{\alpha_1, \alpha_2, ...\} \qquad (8)$$

و يكتب تقدير طريقة البواقي البوتستراب لمصفوفة متوسطات أخطاء التنبؤ على الصورة التالية:

$$\hat{\tilde{\Gamma}}_\alpha = \tilde{E}\left(Y - X_\alpha \hat{\tilde{B}}_\alpha\right)'\left(Y - X_\alpha \hat{\tilde{B}}_\alpha\right)\Big/ n = \tilde{E}\ (\hat{\tilde{\Sigma}}_\alpha) \qquad (9)$$

حيث أن $\tilde{E}$ يشير إلى التوقع بالنسبة للمعاينة البوتسترابية ، ويتم حسابه من خلال سحب عينات بوتسترابية مع الإحلال عددها R ، وإيجاد متوسط المعاينة للمصفوفة $(\hat{\tilde{\Sigma}}_\alpha)$ ، وبذلك يأخذ تقدير البوتستراب لمصفوفة متوسطات أخطاء التنبؤ الصورة التالية.

$$\hat{\tilde{\Gamma}}_\alpha = \tilde{\bar{\Gamma}}_\alpha = E^{\sim}(\hat{\tilde{\Sigma}}_\alpha) = \sum_{r=1}^{R} (\hat{\tilde{\Sigma}}_\alpha)_r \Big/ R \qquad (10)$$

حيث أن $(\hat{\tilde{\Sigma}}_\alpha)_r$ هي مصفوفة متوسطات أخطاء التنبؤ المحسوبة في حالة استخدام عينة البواقي البوتسترابية رقم r ، $r = 1,2,...,R$.

ويكون النموذج الأمثل ويرمز له بالرمز α_o هو الذي يحقق أدنى قيمة لمحدد مصفوفة متوسطات أخطاء التنبؤ $\tilde{\bar{\Gamma}}_\alpha$ ، $\alpha \in \Lambda : \{\alpha_1, \alpha_2, ...\}$ ، أي أن :

$$Optimal\ Model\ \alpha_o = Model\ \alpha \in \Lambda : \{\alpha_1, \alpha_2, ...\}\ That\ Minimizes\ \left|\tilde{\bar{\Gamma}}_\alpha\right| \qquad (11)$$

الاستدلال البوتسترابي

من الأهداف الرئيسية للبحث، إجراء اختبار معنوية معاملات الانحدار من ناحية ، معنوية أثر إضافة متغيرات جديدة للنموذج من ناحية أخرى، وتجرى هذه الاختبارات بعد اختيار النموذج الأمثل وفقا للمعيار السابق:

ففي حالة اختبار معنوية معاملات الانحدار ، يأخذ الفرض العدم الصورة التالية :

$$H_o : (\beta_{jk})_\alpha = 0 \qquad (12)$$

حيث أن $(\beta_{jk})_\alpha$ هو معامل الانحدار للمتغير المفسر رقم j في المعادلة رقم k ،

للنمـوذج α ، $j=1,2,...,p_\alpha$ ، $k=1,2,...,m$ ، $\alpha \in \Lambda$ ، وإحـصائية الاختبـار هـي:

(Fox,2002)

$$\tilde{z} = \tilde{E}(\hat{\tilde{\beta}}_{jk})_\alpha \Big/ \tilde{S}(\hat{\tilde{\beta}}_{jk})_\alpha \qquad (13)$$

حيث أن $\tilde{S}(\hat{\tilde{\beta}}_{jk})_\alpha, \tilde{E}(\hat{\tilde{\beta}}_{jk})_\alpha$ هما تقدير البوتستراب لمعامل الانحدار ، والانحراف المعياري لهما ، ويعبر عنها كالتالي:

$$\tilde{E}(\hat{\tilde{\beta}}_{jk})_\alpha = \frac{\sum_{r=1}^{R}(\hat{\tilde{\beta}}_{jk})_{\alpha,r}}{R} \ , \ \tilde{S}(\hat{\tilde{\beta}}_{jk})_\alpha = \frac{\sum_{r=1}^{R}\left((\hat{\tilde{\beta}}_{jk})_{\alpha,r} - \tilde{E}(\hat{\tilde{\beta}}_{jk})_\alpha\right)^2}{R-1} \qquad (14)$$

وأن $(\hat{\tilde{\beta}}_{jk})_\alpha$ هي التقديرات البوتسترابية لمعاملات الانحدار المبينة بالمعادلة رقم (8) ، وتحت صحة الفرض العدم ، يقترب توزيع إحصائية الاختبار $\tilde{z}$ من التوزيع الطبيعي القياسي (Fox 2002).

وأما في حالة اختبار معنوية أثر إضافة متغيرات جديدة للنموذج ، يجب تجزئة مصفوفة معاملات الانحدار B_α إلى مصفوفتين حسب الهدف من الاختبار كما يلي:

$$\mathrm{B}_\alpha = \begin{pmatrix} \underset{(q+1)\times m}{\mathrm{B}'_{1\alpha}} & : & \underset{(p_\alpha - q)\times m}{\mathrm{B}'_{2\alpha}} \end{pmatrix}' \qquad (15)$$

ومن ثم يمكن صياغة الفرض العدم على الصورة التالية:

$$H_o : \mathrm{B}_{2\alpha} = 0 \qquad (16)$$

ويدل هذا الفرض على أن إضافة المتغيرات $(x_{q+1}, x_{q+2}, ..., x_{p_\alpha})$ كلها معا لا تحسن القدرة التنبؤية للنموذج الذي يشمل مجموعة المتغيرات $(x_1, x_2, ..., x_q)$.

وتأخذ إحصائية الاختبار في حالة استخدام بيانات العينة الفعلية الصورة التالية:

$$\chi^2_\alpha = -\left[n - p_\alpha - 1 - \frac{1}{2}(m - p_\alpha + q + 1)\right] Ln\lambda^*_\alpha \qquad (17)$$

حيث أن $\lambda^*_\alpha = \left(\left|\hat{\Sigma}_\alpha\right| \Big/ \left|\hat{\Sigma}_{1\alpha}\right|\right)$ هي نسبة تسمى بإحصائية Wilks' lambda، وأن $\hat{\Sigma}_\alpha$ ، $\hat{\Sigma}_{1\alpha}$ هما تقدير طريقة الإمكانية العظمى لمصفوفة تباين وتغاير الأخطاء العشوائية في حالة صحة، وعدم صحة فرض العدم، وتحسب بتطبيق المعادلة التالية :

$$if\ H_o\ corect:\ \hat{\Sigma}_{\alpha}=\frac{1}{n}\left(Y-X_{\alpha}\hat{B}_{\alpha}\right)'\left(Y-X_{\alpha}\hat{B}_{\alpha}\right)$$
$$if\ H_o\ False:\ \hat{\Sigma}_{1\alpha}=\frac{1}{n}\left(Y-X_{1\alpha}\hat{B}_{1\alpha}\right)'\left(Y-X_{1\alpha}\hat{B}_{1\alpha}\right) \quad (18)$$

حيث أن $X_{1\alpha}$ هي مصفوفة المتغيرات المفسرة تحت صحة الفرض العدم ، وهي من الدرجة $(n\times(q+1))$ ، وتحت صحة الفرض العدم يقترب توزيع إحصائية الاختبار أعلاه χ^2_{α} من توزيع Chi-Square بدرجات حرية $m(p_{\alpha}-q)$.

وعند سحب عينات بوتستراپية عددها R ، فإن تقدير البوتستراب لإحصائية الاختبار المبينة بالمعادلة رقم (17) هي عبارة عن متوسط توزيع المعاينة البوتستراپية لهذه الإحصائية ، وتحسب بالمعادلة التالي:

$$\overline{\tilde{\chi}}^2_{\alpha}=\frac{1}{R}\sum_{r=1}^{R}\tilde{\chi}^2_{\alpha,r}\ ,$$
$$\tilde{\chi}^2_{\alpha,r}=-\left[n-p_{\alpha}-1-\frac{1}{2}(m-p_{\alpha}+q+1)\right]Ln\left(|\tilde{\Sigma}_{\alpha,r}|/|\tilde{\Sigma}_{1\alpha,r}|\right) \quad (19)$$

حيث أن $\tilde{\Sigma}_{\alpha}$ ، $\tilde{\Sigma}_{1\alpha}$ هما تقدير طريقة الإمكانية العظمى لمصفوفة تباين وتغاير الأخطاء العشوائية في حالة استخدام المشاهدات التابعة البوتستراپية $\tilde{Y}_{\alpha}$ ، وتحسب كالتالي:

$$\tilde{\Sigma}_{\alpha}=\frac{1}{n}\left(\tilde{Y}\alpha-X_{\alpha}\hat{\tilde{B}}_{\alpha}\right)'\left(\tilde{Y}\alpha-X_{\alpha}\hat{\tilde{B}}_{\alpha}\right)$$
$$\tilde{\Sigma}_{1\alpha}=\frac{1}{n}\left(\tilde{Y}\alpha-X_{1\alpha}\hat{\tilde{B}}_{1\alpha}\right)'\left(\tilde{Y}\alpha-X_{1\alpha}\hat{\tilde{B}}_{1\alpha}\right) \quad (20)$$

المتغيرات المحددة للإنفاق الغذائي

يعتبر الغذاء أهم ضروريات الحياة، لذا يعد الإنفاق الغذائي أهم بنود الإنفاق الاستهلاكي، ويمكن تحديد أهم المتغيرات الاقتصادية والاجتماعية والجغرافية المفسرة لسلوك الإنفاق الغذائي على النحو التالي:

١- الدخل العائلي:

يعتبر الدخل العائلي أحد المتغيرات الاقتصادية الهامة المحددة للإنفاق على المواد الغذائية، ويرتبط به ارتباطا طرديا، وحيث أن المواد الغذائية من الضروريات، فمن

المتوقع أن تكون المرونات الإنفاقية في هذه الحالة موجبة وأقل من الواحد.

٢- عدد أفراد الأسرة:

هو أحد المتغيرات الاجتماعية الهامة، التي تؤثر طرديا على الإنفاق الغذائي، فمن المتوقع إذا حدث زيادة في عدد أفراد الأسرة ، ترتب على ذلك إنفاق المزيد من الدخل، للمحافظة على المستوى الاستهلاكي للأسرة السائد قبل الزيادة.

٣- المستوى التعليمي:

يعكس المستوى التعليمي للفرد مدى الإدراك الثقافي بأهمية المواد الغذائية من الناحية الصحية ، ولذا يخصص جزءا من موارده المالية يراها من وجهة نظره مناسبة للإنفاق على المجموعات المختلفة من المواد الغذائية بنسب مختلفة، ومن المتوقع أن يكون لمستوي التعليم أثر معنوي على الإنفاق الغذائي بأنواعه الثلاث.

٤- المنطقة الجغرافية:

يمثل الموقع الجغرافي أحد المتغيرات الهامة المفسرة للإنفاق الغذائي، ويرجع ذلك إلى اختلاف المناطق الجغرافية في التركيب السكاني، ومستوى التحضر، والأنشطة الاقتصادية التي يمارسونها، وقد توصل (phlips,1974) إلي أن المرونة الإنفاقية على المواد الغذائية تختلف بين سكان الريف وسكان الحضر.

٥-الجنسية:

هي أحد المتغيرات الهامة التي تحدد سلوك الأفراد من حيث الإنفاق على المواد الغذائية ، ومن المتوقع أن يكون للجنسية أثر معنوي على الإنفاق الغذائي.

٦-المهنة:

تعتبر المهنة أحد المتغيرات التي تعكس تصرفات الأفراد في إنفاقهم على المواد الغذائية، فقد تدفع المهنة الفرد إلى الحد من إنفاقه لزيادة مدخراته مستقبلا ، تفاديا للاحتمالات غير المتوقعة، أو استثمارها في نشاط آخر ، أو توفير تركة مناسبة لورثته بعد وفاته. (أبو علي ، ١٩٨٦م).

نظام معادلات الإنفاق على المواد الغذائية

بفرض أن:

y_1 : متغير تابع يمثل الإنفاق على الغذاء خلاف الفاكهة بالألف ريال خلال السنة.

y_2 : متغير تابع يعبر عن الإنفاق على الفاكهة خلاف التمر بالألف ريال خلال السنة.

y_3 : متغير تابع يعبر عن الإنفاق على التمر بالألف ريال خلال السنة.

x_1 : متغير مفسر يمثل الدخل العائلي بالألف ريال خلال السنة.

x_2 : متغير مفسر يعبر عن عدد أفراد الأسرة.

x_3 : متغير مفسر يعبر عن المستوى التعليمي ويأخذ القيم التالية:{(1) يقرأ ويكتب، (2) ابتدائية، (3) إعدادية، (4) متوسط، (5) جامعية، (6) أعلى من جامعية }.

z_1 : متغير نوعي يمثل نوع المنطقة (وسطي، شرقية، قصيم، غربية)، ويعبر عنه بثلاث متغيرات صورية هي:

$x_4 = 1$: المنطقة الوسطي. $x_5 = 1$: المنطقة الشرقية.

$x_4 = -1$: المنطقة الغربية. $x_5 = -1$: المنطقة الغربية.

$x_4 = 0$: مناطق أخرى $x_5 = 0$: مناطق أخرى

$x_6 = 1$: منطقة القصيم. $x_6 = -1$: المنطقة الغربية.

$x_6 = 0$: مناطق أخرى

متغير نوعي يمثل نوع الجنسية (سعودي ، غير سعودي) وعبر عنه بمتغير صوري هو:

$x_7 = 1$: جنسية المستهلك سعودي ، $x_7 = -1$: جنسية المستهلك غير سعودي.

z_3 : متغير نوعي يمثل نوع مهنة رب الأسرة (حكومي، خاص، أعمال حرة)، ويعبر عنه بمتغيرين صوريين هما:

$x_8 = 1$: قطاع حكومي. $x_9 = 1$: قطاع خاص.

$x_8 = -1$: مهن اخرى. $x_9 = -1$: مهن اخرى .

ومن ثم يمكن صياغة معادلات الإنفاق الثلاث في شكل نظام من المعادلات كما يلي:

$$y_1 = \beta_{10} + \sum_{j=1}^{9} \beta_{1j} x_j + \varepsilon_1 \quad : \text{معادلة الإنفاق على الغذاء خلاف الفاكهة.}$$

$$y_2 = \beta_{20} + \sum_{j=1}^{9} \beta_{2j} x_j + \varepsilon_2 \quad : \text{معادلة الإنفاق على الفاكهة خلاف التمر.} \qquad (21)$$

$$y_3 = \beta_{30} + \sum_{j=1}^{9} \beta_{3j} x_j + \varepsilon_3 \quad : \text{معادلة الإنفاق على التمر.}$$

وبفرض أن n هي عدد المشاهدات المتاحة، يمكن صياغة المعادلات أعلاه في الصورة المصفوفية رقم (1) ، ومن ثم إمكانية تطبيق طريقة البواقي البوتسترابية في إجراء كافة التحليلات الإحصائية.

أهداف الدراسة و مصادر البيانات

تهدف الدراسة أساسا في هذا البحث إلي استخدام طريقة البواقي البوتسترابية في اختيار النظام الأمثل لمعادلات الإنفاق الغذائي بأنواعه الثلاث في المملكة العربية السعودية، كما تسعى الدراسة إلى تحقيق مجموعة أخرى من الأهداف هي:

١- حساب تقديرات البوتستراب لمعاملات انحدار النموذج الأمثل، وكذلك الأخطاء المعيارية لها، ومن ثم إمكانية اختبار معنوية أثر المتغيرات الاقتصادية ، والجغرافية، والاجتماعية المحددة للإنفاق الغذائي في هذا النموذج.

٢- حساب تقديرات البوتستراب للمرونات الدخلية.

وتحقيقا لأهداف البحث، تم تحديد أربع مناطق مختلفة تمثل المملكة، وهي: منطقة الرياض، والمنطقة الشرقية، ومنطقة القصيم، والمنطقة الغربية، ومن كل منطقة تم اختيار عينة عشوائية من المستهلكين حجمها 100 مستهلك، وقد تم تصميم استمارة استبيان تضم كل الأسئلة، والتي من خلال الإجابة عليها يتم الحصول على كافة البيانات عن جميع متغيرات الدراسة، إلا أن عدد حالات الاستجابة في منطقة القصيم كان حوالي 90 حالة ، ومن ثم أصبح حجم عينة الدراسة 390 مستهلك، وهو حجم كبير وكاف لإجراء كافة التحليلات الإحصائية التي تحقق أهداف البحث، والملحق رقم (١) يعرض بعض مقاييس الإحصاء الوصفي المحسوبة من بيانات هذه العينة.

نتائج تطبيق طريقة البواقي البوتسترابية.

أولا: اختيار النظام الأمثل في كل مجموعة من المجموعات $\Lambda_i's$.

استخدم الباحث البرنامج الإحصائي SAS في الحصول على نتائج تطبيق طريقة البواقي البوتسترابية في اختيار النظام الأمثل لمعادلات الإنفاق الغذائي رقم (21)، حيث تم تصميم البرنامج الموضح بالملحق رقم (٢)، لحساب المعيار المستخدم في الاختيار $\overline{\widetilde{\Gamma}}_\alpha$ ، والمبين بالمعادلة رقم (10)، وحيث أن عدد المشاهدات 390، تم سحب عينات بوتسترابية عددها 5000 عينة، وحجم كل منها أيضا 390 مشاهدة، وحسب المعيار $\overline{\widetilde{\Gamma}}_\alpha$ لاختيار النظام الأمثل في كل مجموعة من المجموعات $\Lambda_i's$. ولخصت النتائج بالجدول رقم (١).

وبمشاهدة القيم المحسوبة للمعيار $|\overline{\widetilde{\Gamma}}|$، وكذلك الاحتمالات $P(\alpha=\alpha_0)$ يستنتج الآتي:

١- يعتبر النموذج $\alpha_{(1)}$ ، $\alpha_{(1)} \in \Lambda_1$ ، والذي يشمل المتغير المفسر (x_1) هو النموذج الأمثل، حيث نتج عن اختياره، أقل تقدير بوتستراب لمحدد مصفوفة متوسطات

أخطاء التنبؤ $\{|\Gamma_{\alpha(1)}| = 222.4\}$ ، وأكبر قيمة احتمالية، هي: $P(\alpha_{(1)} = \alpha_o) = 1.00$.

جدول رقم (١): نتائج حساب المعيار $\tilde{\tilde{\Gamma}}_\alpha$ ، واحتمالات اختيار النموذج الأمثل.

Group	Model $\alpha(i,j,..)$	$\tilde{\tilde{\Gamma}}_\alpha$	$p(\alpha=\alpha_o)$
Λ_1	$\alpha(1)$	222.4	1.000
	$\alpha(2)$	292.6	0.000
	$\alpha(3)$	342.0	0.000
	$\alpha(4)$	332.3	0.000
	$\alpha(5)$	321.7	0.000
	$\alpha(6)$	334.7	0.000
	$\alpha(7)$	338.1	0.000
	$\alpha(8)$	346.4	0.000
	$\alpha(9)$	346.4	0.000
Λ_2	$\alpha(1,2)$	203.8	0.007
	$\alpha(1,3)$	221.3	0.000
	$\alpha(1,4)$	213.8	0.000
	$\alpha(1,5)$	199.3	0.993
	$\alpha(1,6)$	207.6	0.000
	$\alpha(1,7)$	215.5	0.000
	$\alpha(1,8)$	220.2	0.000
	$\alpha(1,9)$	221.7	0.000
Λ_3	$\alpha(1,2,5)$	182.7	0.995
	$\alpha(1,3,5)$	198.7	0.000
	$\alpha(1,4,5)$	193.3	0.000
	$\alpha(1,5,6)$	187.2	0.005
	$\alpha(1,5,7)$	190.8	0.000
	$\alpha(1,5,8)$	194.6	0.000
	$\alpha(1,5,9)$	199.1	0.000

Group	Model $\alpha(i,j,..)$	$\tilde{\tilde{\Gamma}}_\alpha$	$p(\alpha=\alpha_o)$
Λ_4	$\alpha(1,2,3,5)$	182.0	0.000
	$\alpha(1,2,4,5)$	175.1	0.001
	$\alpha(1,2,5,6)$	169.8	0.999
	$\alpha(1,2,5,7)$	176.3	0.000
	$\alpha(1,2,5,8)$	179.1	0.000
	$\alpha(1,2,5,9)$	183.7	0.000
Λ_5	$\alpha(1,2,3,5,6)$	169.3	0.000
	$\alpha(1,2,4,5,6)$	168.1	0.007
	$\alpha(1,2,5,6,7)$	164.8	0.954
	$\alpha(1,2,5,6,8)$	167.2	0.039
	$\alpha(1,2,5,6,9)$	171.0	0.000
Λ_6	$\alpha(1,2,3,5,6,7)$	164.0	0.099
	$\alpha(1,2,4,5,6,7)$	163.1	0.631
	$\alpha(1,2,5,6,7,8)$	163.6	0.271
	$\alpha(1,2,5,6,7,9)$	166.0	0.001
Λ_7	$\alpha(1,2,3,4,5,6,7)$	163.1	0.087
	$\alpha(1,2,4,5,6,7,8)$	161.3	0.910
	$\alpha(1,2,4,5,6,7,9)$	164.3	0.003
Λ_8	$\alpha(1,2,3,4,5,6,7,8)$	161.3	0.740
	$\alpha(1,2,4,5,6,7,8,9)$	162.1	0.261
Λ_9	$\alpha(1,2,3,4,5,6,7,8,9)$	162.1	

٢- تم اختيار النموذج $\alpha_{(1,5)}$ ، $\alpha_{(1,5)} \in \Lambda_2$ ، والذي يشمل المتغيرين المفسرين (x_1, x_5) ، كنموذج أمثل، حيث كان تقدير طريقة البوقي البوتسترابية للمعيار $|\tilde{\tilde{\Gamma}}|$ هو: $\{|\tilde{\tilde{\Gamma}}_{\alpha(1,5)}| = 199.3\}$ ، وهي اقل قيمة، وأن احتمال اختياره كنموذج أمثل هو: $P\ [\alpha_{(1,5)} = \alpha_o] = 0.993 \approx 1$ وهي أكبر قيمة احتمالية.

٣- تم اختيار النموذج $\alpha_{(1,2,5)}$ ، $\alpha_{(1,2,5)} \in \Lambda_3$ كنموذج أمثل، حيث نتج عن اختياره أدنى قيمة محسوبة للمعيار $|\tilde{\tilde{\Gamma}}|$ وهي: $\{|\tilde{\tilde{\Gamma}}_{\alpha(1,2,5)}| = 182.7\}$ ، كما أن احتمال اختياره هو: $P\ [\alpha_{(1,2,5)} = \alpha_o] = 0.995 \approx 1$ ، وهي أكبر قيمة احتمالية، ويشمل هذا النموذج ثلاث متغيرات مفسرة هي: (x_1, x_2, x_5) .

٤- تم اختيار النموذج $\alpha_{(1,2,5,6)}$ ، $\alpha_{(1,2,5,6)} \in \Lambda_4$ ، والذي يشمل مجموعة المتغيرات المفسرة (x_1, x_2, x_5, x_6) كنموذج أمثل، حيث نتج عن اختياره أدنى تقدير

بوتسترابي لـ $|\tilde{\tilde{\Gamma}}|$، وهو: $\{|\tilde{\tilde{\Gamma}}_{\alpha(1,2,5,6)}| = 169.8\}$، وأما القيمة الاحتمالية لاختياره هي: $P\ [\alpha_{(1,2,5,6)} = \alpha_o] = 0.999 \approx 1$، وهي أكبر قيمة احتمالية.

٥- تم اختيار النموذج $\alpha_{(1,2,5,6,7)}$، $\alpha_{(1,2,5,6,7)} \in \Lambda_5$، والذي يشمل مجموعة المتغيرات المفسرة $(x_1, x_2, x_5, x_6, x_7)$ كنموذج أمثل، حيث نتج عن اختياره أدني تقدير بوتسترابي لـ $|\tilde{\tilde{\Gamma}}|$، وهو: $\{|\tilde{\tilde{\Gamma}}_{\alpha(1,2,5,6,7)}| = 164.8\}$، وأما القيمة الاحتمالية لاختياره هي: $P\ [\alpha_{(1,2,5,6,7)} = \alpha_o] = 0.954 \approx 1$، وهي أكبر قيمة احتمالية.

٦- تم اختيار النموذج $\alpha_{(1,2,4,5,6,7)}$، $\alpha_{(1,2,4,5,6,7)} \in \Lambda_6$، والذي يشمل مجموعة المتغيرات المفسرة $(x_1, x_2, x_4, x_5, x_6, x_7)$ كنموذج أمثل، حيث نتج عن اختياره أدني تقدير بوتسترابي لـ $|\tilde{\tilde{\Gamma}}|$، وهو: $\{|\tilde{\tilde{\Gamma}}_{\alpha(1,2,4,5,6,7)}| = 163.1\}$، وأكبر قيمة احتمالية وهي: $P\ [\alpha_{(1,2,4,5,6,7)} = \alpha_o] = 0.631$.

٧- تم اختيار النموذج $\alpha_{(1,2,4,5,6,7,8)}$، $\alpha_{(1,2,4,5,6,7,8)} \in \Lambda_7$، والذي يشمل مجموعة المتغيرات المفسرة $(x_1, x_2, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8)$ كنموذج أمثل، حيث نتج عن اختياره أدني تقدير بوتسترابي لـ $|\tilde{\tilde{\Gamma}}|$، وهو: $\{|\tilde{\tilde{\Gamma}}_{\alpha(1,2,4,5,6,7,8)}| = 161.3\}$، وأكبر قيمة احتمالية وهي: $P\ [\alpha_{(1,2,4,5,6,7,8)} = \alpha_o] = 0.910$.

٨- تم اختيار النموذج $\alpha_{(1,2,3,4,5,6,7,8)}$، $\alpha_{(1,2,3,4,5,6,7,8)} \in \Lambda_8$، والذي يشمل مجموعة المتغيرات المفسرة $(x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8)$ كنموذج أمثل، حيث نتج عن اختياره أدني تقدير بوتسترابي لـ $|\tilde{\tilde{\Gamma}}|$، وهو: $\{|\tilde{\tilde{\Gamma}}_{\alpha(1,2,3,4,5,6,7,8)}| = 161.3\}$، وأكبر قيمة احتمالية وهي: $P\ [\alpha_{(1,2,3,4,5,6,7,8)} = \alpha_o] = 0.74$.

٩- تقدير طريقة البواقي البوتسترابية للمعيار $|\tilde{\tilde{\Gamma}}|$، في النموذج $\alpha_{(1,2,3,4,5,6,7,8,9)}$، $\alpha_{(1,2,3,4,5,6,7,8,9)} \in \Lambda_9$ والذي يشمل كافة المتغيرات المفسرة محل الدراسة $(x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8, x_9)$ هو: $\{|\tilde{\tilde{\Gamma}}_{\alpha(1,2,3,4,5,6,7,8,9)}| = 162.2\}$

ثانيا:- نتائج تطبيق أسلوب الانحدار التدريجي

في التحليل السابق تم اختيار النظام الأمثل لمعادلات الإنفاق في كل مجموعة من المجموعات، ويلاحظ أن كل نظام أمثل لاحق يشمل نفس المجموعة من المتغيرات المفسرة في النظام الأمثل السابق مضافا إليه أهم متغير مفسر من بين المتغيرات الأخرى التي لم يسبق إدخالها، وقد استخدم البرنامج الإحصائي الذي تم تصميمه في حساب

تقديرات طريقة البواقي البوتسترابية لإحصائية $\widetilde{\chi}^2_{\alpha}$ ، والمبينة بالمعادلة رقم (19)، لاختبار معنوية أثر إضافة كل متغير من المتغيرات المفسرة في تحسين القدرة التنبؤية للنموذج، ولخصت النتائج بالجدول رقم (٢).

جدول رقم (٢): نتائج حساب إحصائية اختبار معنوية أثر إضافة متغيرات مفسرة للنموذج

Step	$\widetilde{\chi}^2_{(3)}$	x_1	x_5	x_2	x_6	x_7	x_4	x_8	x_3
1	$\widetilde{\chi}^2_{(3)}$	183.1							
	p_v	0.000							
2	$\widetilde{\chi}^2_{(3)}$	209.1	50.5						
	p_v	0.000	0.000						
3	$\widetilde{\chi}^2_{(3)}$	153.2	50.7	42.6					
	p_v	0.000	0.000	0.000					
4	$\widetilde{\chi}^2_{(3)}$	154.9	48.7	44.6	35.3				
	p_v	0.000	0.000	0.000	0.000				
5	$\widetilde{\chi}^2_{(3)}$	154.0	55.8	42.9	33.2	18.0			
	p_v	0.000	0.000	0.000	0.000	0.0004			
6	$\widetilde{\chi}^2_{(3)}$	133.1	57.5	44.6	20.9	17.9	10.29		
	p_v	0.000	0.000	0.000	0.0001	0.0005	0.016		
7	$\widetilde{\chi}^2_{(3)}$	135.3	61.6	45.9	23.9	14.4	11.8	10.3	
	p_v	0.000	0.000	0.000	0.000	0.0025	0.0082	0.016	
8	$\widetilde{\chi}^2_{(3)}$	115.0	60.1	45.2	24.3	14.8	10.18	10.12	5.86
	p_v	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	0.017	0.018	0.12

ومن الجدول أعلاه يلاحظ الآتي:

١- تم إدخال المتغيرات المفسرة واحد تلو الآخر حسب أهميتها، وهي: الدخل العائلي x_1 ، والمنطقة الشرقية x_5 ، وعدد أفراد الأسرة x_2 ، ومنطقة التصميم x_6 ، وجنسية المستهلك (سعودي) x_7 ، والمنطقة الوسطى x_4 ، ومهنة رب الأسرة هو العمل الحكومي x_8 ، والمستوى التعليمي x_3 .

٢- ومن قيم إحصائية الاختبار $\widetilde{\widetilde{\chi}}^2_{(3)}$ ، والاحتمال المشاهد $p_v = p(\chi^2_{(3)} \succ \widetilde{\widetilde{\chi}}^2_{(3)})$ يلاحظ أن:

- في المراحل من الأولى حتى السابعة، نجد أن أثر إضافة كل متغير مستقل من متغيرات المرحلة إلى النموذج أثر معنوي ويحسن من قدرة التنبؤية، وذلك عند مستوى معنوية أقل من 0.05.
- في المرحلة الثامنة نجد أن أثر إضافة مستوى التعليم x_3 إلى النموذج الذي يشمل المتغيرات $(x_1, x_2, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8)$ غير معنوي، ولا يحسن القدرة التنبؤية للنموذج، عند مستوى معنوية 0.05 ، في حين أن اثر إضافة كل متغير من المتغيرات الأخرى $(x_1, x_2, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8)$ للنموذج معنوي ويحسن من القدرة التنبؤية، وذلك عند مستوى معنوية أقل من 0.05، ويبين الملحق رقم (٣) توزيع المعاينة البوتسترابية للإحصائية $\widetilde{\chi}^2_{(3)}$ في المرحلة الثامنة.

ثالثا:- نتائج تقديرات طريقة البواقي البوتسترابية لمعالم معادلات الإنفاق

من النتائج أعلاه تم عزل المتغير المفسر x_3 من النموذج، وإبقاء المتغيرات الأخرى وهي: $(x_1, x_2, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8)$ لتكوين النظام الأمثل لمعادلات الإنفاق، وقد تم استخدام البرنامج SAS المبين بالملحق(٢) في حساب تقديرات طريقة البواقي البوتسترابية لمعاملات الانحدار في هذا النظام، وكذلك الأخطاء المعيارية لها، وإحصائية الاختبار المستخدمة في اختبار معنوية المعاملات، كما هو مبين بالمعادلتين (13)، (14)، ولخصت النتائج بالجدول رقم (٣)، وبملاحظة قيم إحصائية الاختبار $\tilde{z}$ ، والاحتمال المشاهد $\tilde{P}_value$ في هذا الجدول، نجد أن:

١- عند مستوى معنوية أقل من 0.001 يكون للدخل x_1 أثر معنوي موجب على كل من الإنفاق على الغذاء y_1 ، والإنفاق على الفاكهة y_2 ، والإنفاق على التمر y_3 ، وبحساب مرونة الإنفاق الغذائي بأنواعه الثلاث (E_{y/x_1}) عند الأوساط الحسابية:

جدول رقم (٣): نتائج تقديرات طريقة البواقي البوتسترابية لمعاملات الانحدار.

Dep variables	Independent Variables	$\tilde{E}(\hat{\beta})$	$\tilde{S}(\hat{\beta})$	$\tilde{z}$	$\tilde{P}_value$ Two tails
الإنفاق على الغذاء خلاف الفاكهة y_1	Intercept	5.517	2.012	2.742	0.006
	الدخل العائلي ا (x_1)	0.175	0.016	10.846	0.000
	عدد أفراد الأسرة (x_2)	1.232	0.288	4.279	0.000
	"المستهلك من المنطقة الوسطي" (x_4)	2.772	1.473	1.882	0.060
	"المستهلك من المنطقة الشرقية" (x_5)	-11.169	1.532	-7.289	0.000
	"المستهلك من منطقة القصيم" (x_6)	5.328	1.537	3.467	0.001
	"جنسية المستهلك سعودي" (x_7)	-2.489	1.217	-2.045	0.041
	" رب الأسرة يعمل بالقطاع الحكومي" (x_8)	-3.144	1.171	-2.685	0.007
الإنفاق على الفاكهة خلاف التمر y_2	Intercept	0.820	0.264	3.105	0.002
	الدخل العائلي ا (x_1)	0.020	0.002	9.205	0.000
	عدد أفراد الأسرة (x_2)	0.159	0.037	4.240	0.000
	"المستهلك من المنطقة الوسطي" (x_4)	-0.011	0.193	-0.059	0.953
	"المستهلك من المنطقة الشرقية" (x_5)	0.228	0.201	1.134	0.257
	"المستهلك من منطقة القصيم" (x_6)	0.228	0.202	1.126	0.260
	"جنسية المستهلك سعودي" (x_7)	0.276	0.159	1.731	0.083
	" رب الأسرة يعمل بالقطاع الحكومي" (x_8)	-0.072	0.151	-0.479	0.632
الإنفاق على التمر y_3	Intercept	0.346	0.058	5.951	0.000
	الدخل العائلي ا (x_1)	0.002	0.0005	4.102	0.000
	عدد أفراد الأسرة (x_2)	0.046	0.008	5.573	0.000
	"المستهلك من المنطقة الوسطي" (x_4)	0.100	0.042	2.353	0.019
	"المستهلك من المنطقة الشرقية" (x_5)	-0.077	0.044	-1.756	0.079
	"المستهلك من منطقة القصيم" (x_6)	0.161	0.044	3.641	0.000
	"جنسية المستهلك سعودي" (x_7)	0.049	0.034	1.424	0.155
	" رب الأسرة يعمل بالقطاع الحكومي" (x_8)	-0.015	0.033	-0.459	0.646

$(\bar{x}_1 = 92.77\ ,\ \bar{y}_1 = 26.28\ ,\ \bar{y}_2 = 3.78\ ,\ \bar{y}_3 = 0.84)$ ، نجد أن :

$$Ela_{\bar{y}_1/\bar{x}_1} = \tilde{E}(\hat{\beta}_{11})(\bar{x}_1/\bar{y}_1) = 0.175(92.77/26.28) = 0.618$$

$$Ela_{\bar{y}_2/\bar{x}_1} = \tilde{E}(\hat{\beta}_{21})(\bar{x}_1/\bar{y}_2) = 0.020(92.77/3.78) = 0.491 \qquad (22)$$

$$Ela_{\bar{y}_3/\bar{x}_1} = \tilde{E}(\hat{\beta}_{31})(\bar{x}_1/\bar{y}_3) = 0.002(92.77/0.84) = 0.221$$

حيث أن *Ela* تشير الى المرونة.

يلاحظ أن المرونات الثلاث أعلاه موجبة، وأقل من الواحد الصحيح، ولكن مرونة الإنفاق على الغذاء (0.618) أكبر من مرونة الإنفاق على الفاكهة (0.491) ، أكبر من مرونة الإنفاق

على التمر (0.221)، ويستدل من ذلك أن المواد الغذاء بأنواعها الثلاث (الغذاء خلاف الفاكهة، الفاكهة خلاف التمر، والتمر) من السلع الغذائية الضرورية.

٢- عند مستوى معنوية أقل من (0.0001) يكون لعدد أفراد الأسرة (x_2) أثر موجب معنوي على كل من الإنفاق على الغذاء y_1، والفاكهة y_2، والتمر y_3.

٣- عند مستوى معنوية أقل من 0.05 يكون للمتغير (x_4) والذي يعبر عن أن المستهلك من سكان المنطقة الوسطي، أثر معنوي موجب على كل من على كل من الإنفاق على الغذاء y_1، والإنفاق على التمر y_3، بينما لا يكون لهذا المتغير أثر معنوي على الإنفاق على الفاكهة y_2، ويستدل من ذلك أن متوسط إنفاق مستهلكي هذه المنطقة على كل من الغذاء، والتمر أكبر من المتوسط العام للإنفاق على كل منها، وأن متوسط إنفاق هذه المنطقة على الفاكهة يتساوى مع متوسط الإنفاق العام عليها.

٤- عند مستوى معنوية أقل من 0.0001 يكون للمتغير (x_5) والذي يعبر عن أن المستهلك من سكان المنطقة الشرقية، أثر معنوي سالب على الإنفاق على الغذاء y_1، بينما عند مستوى معنوية أقل من 0.05 يكون لهذا المتغير أيضا أثر سالب معنوي على الإنفاق على التمر y_3، وعند مستوى معنوية 0.05 ليس لهذا المتغير أثر معنوي على الإنفاق على الفاكهة y_2، ويستدل من ذلك أن متوسط إنفاق مستهلكي هذه المنطقة على كل من الغذاء، والتمر أقل من المتوسط العام للإنفاق على كل منها، وأن متوسط إنفاق هذه المنطقة على الفاكهة يتساوى مع متوسط الإنفاق العام عليها.

٥- عند مستوى معنوية أقل من 0.01 يكون للمتغير (x_6) والذي يعبر عن أن المستهلك من سكان منطقة القصيم، أثر معنوي موجب على كل من الإنفاق على الغذاء y_1، والإنفاق على التمر y_3، وعند مستوى معنوية 0.05 ليس لهذا المتغير أثر معنوي على الإنفاق على الفاكهة y_2، ويستدل من ذلك أن متوسط إنفاق مستهلكي هذه المنطقة على كل من الغذاء، والتمر أكبر من المتوسط العام للإنفاق على كل منها، وأن متوسط إنفاق هذه المنطقة على الفاكهة يتساوى مع متوسط الإنفاق العام عليها.

٦- عند مستوى معنوية أقل من (0.05) يكون للمتغير (x_7)، والذي يعبر عن أن المستهلك سعودي الجنسية، أثر أسالب معنوي على الإنفاق على الغذاء y_1، وأثر موجب معنوي على الإنفاق على الفاكهة y_2، وعند مستوى معنوية أقل من (0.10) يكون لهذا المتغير أثر موجب معنوي على الإنفاق على التمر y_3، ويستدل من ذلك أن متوسط إنفاق الأسر السعودية على الغذاء أقل من متوسط إنفاق غير السعوديين، بينما يكون متوسط إنفاق السعوديين على كل من الفاكهة والتمر أكبر من متوسط إنفاق غير السعوديين عليهما.

٧- عند مستوى معنوية أقل من (0.01) يكون للمتغير (x_8)، والذي يعبر عن أن رب الأسرة ممن يعملون بالقطاع الحكومي أثر سالب معنوي على الإنفاق على الغذاء y_1، بينما لا يكون لهذا المتغير أثر معنوي على كل من الإنفاق على الفاكهة y_2، والإنفاق على التمر y_3، وذلك عند مستوى معنوية (0.05)، ويستدل من ذلك أن متوسط إنفاق الأسر التي يكون عائلها ممن يعملون بالقطاع الحكومي على الغذاء أقل من المتوسط العام للإنفاق على الغذاء، بينما يتساوى متوسط إنفاق هذه الأسر على كل من الفاكهة والتمر مع المتوسط العام.

الخلاصة والتوصيات:

١- اهتمت الدراسة باستخدام طريقة البواقي البوتسترابية في اختيار النظام الأمثل لمعادلات الإنفاق بأنواعه الثلاث (الغذائية خلاف الفاكهة، والفاكهة خلاف التمر، والتمر بشكل عام)، واقترح الباحث في هذه الدراسة استخدام معيار أدنى تقدير بوتسترابي لمحدد مصفوفة متوسطات أخطاء التنبؤ في اختيار نماذج الانحدار التي تأخذ شكل من أشكال نظم المعادلات الآني التي ترتبط أخطاؤها العشوائية ببعض.

٢- اعتمدت الدراسة على بيانات عينة ميدانية حجمها 390 مستهلك، أمكن جمعها من أماكن مختلفة في أنحاء المملكة، في الحصول على نتائج الاستدلال البوتسترابي لهذه الطريقة، وتم التوصل إلى الآتي:

- أن النماذج المثلى لمعادلات الإنفاق الثلاث هي:

$(y_1, y_2, y_3) = f(x_1)$ $\quad$ $(y_1, y_2, y_3) = f(x_1, x_2, x_5, x_6, x_7)$

$(y_1, y_2, y_3) = f(x_1, x_5)$ $\quad$ $(y_1, y_2, y_3) = f(x_1, x_2, x_4, x_5, x_6, x_7)$

$(y_1, y_2, y_3) = f(x_1, x_2, x_5)$ $\quad$ $(y_1, y_2, y_3) = f(x_1, x_2, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8)$

$(y_1, y_2, y_3) = f(x_1, x_2, x_5, x_6)$

والتي نتج عن اختيار كل منها في المجموعة التي تنتمي إليها أدنى تقدير بوتسترابي لـ $|\widetilde{\Gamma}|$، كما أن طريقة اختيار معظم هذه النماذج كانت متسقة، حيث أن احتمالات اختيارها $P\ (\hat{\alpha} = \alpha_o) \approx 1$ (Shao, 1996).

- أثبتت النتائج أن أهم المتغيرات المفسرة للإنفاق بأنواعه الثلاث هي: الدخل العائلي، وهو من المتغيرات الاقتصادية، وعدد أفراد الأسرة ، ومهنة رب الأسرة هو العمل الحكومي، وهما من المتغيرات الاجتماعية، والمنطقة والجنسية، وهما من المتغيرات الجغرافية، لذا نوصي متخذي القرار في الإدارات التسويقية الأخذ في الاعتبار هذه المتغيرات عند وضع الخطط التسويقية للمنتجات الغذائية بأنواعها الثلاث.

ملحق رقم (١): بعض المقاييس الوصفية حسب نوع المنطقة

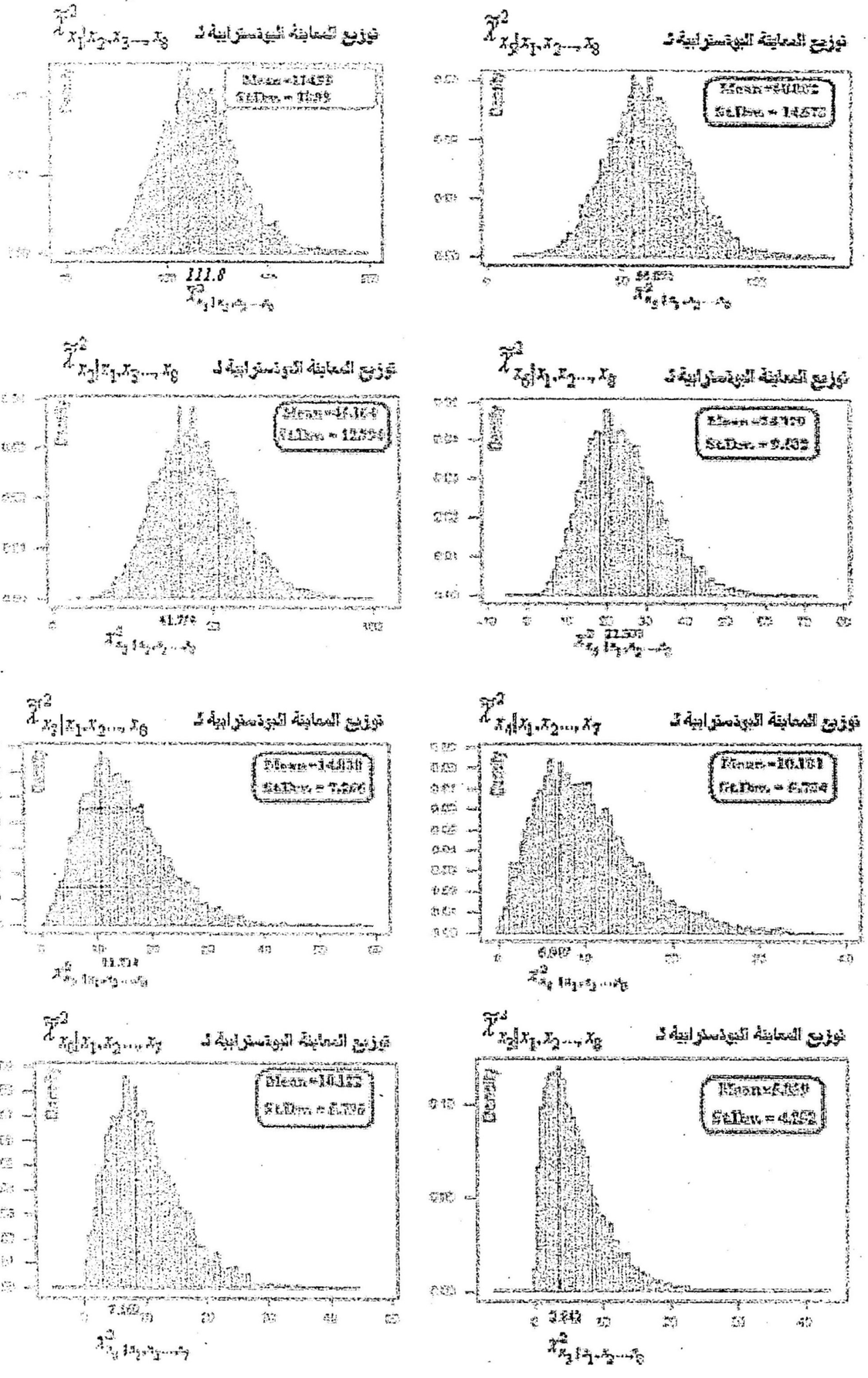
المتغير الوصفي	المتغيرات	مستويات المتغير الوصفي	N	Mean	Std. Dev	Min	Max
المنطقة	الإنفاق على الغذاء بالألف ريال خلال السنة	منطقة الرياض	100	33.502	23.369	7.80	84.00
		المنطقة الشرقية	100	17.086	14.463	7.80	84.00
		منطقة القصيم	90	26.293	16.959	7.80	84.00
		المنطقة الغربية	100	28.236	18.767	7.80	84.00
		Total	390	26.279	19.590	7.80	84.00
	الإنفاق على الفاكهة بالألف ريال خلال السنة	منطقة الرياض	100	4.416	2.659	0.60	8.40
		المنطقة الشرقية	100	3.910	2.692	0.60	8.40
		منطقة القصيم	90	3.691	2.168	0.60	8.40
		المنطقة الغربية	100	3.114	1.994	0.60	8.40
		Total	390	3.785	2.440	0.60	8.40
	الإنفاق على التمر بالألف ريال خلال السنة	منطقة الرياض	100	1.007	0.640	0.12	4.32
		المنطقة الشرقية	100	0.756	0.364	0.12	2.28
		منطقة القصيم	90	0.963	0.458	0.12	1.92
		المنطقة الغربية	100	0.635	0.447	0.12	1.56
		Total	390	0.837	0.510	0.12	4.32
	الدخل السنوي بالألف ريال	منطقة الرياض	100	124.260	52.614	24.00	204.00
		المنطقة الشرقية	100	87.540	61.921	24.00	204.00
		منطقة القصيم	90	75.867	38.710	24.00	204.00
		المنطقة الغربية	100	81.720	52.583	24.00	204.00
		Total	390	92.769	55.554	24.00	204.00
	عدد أفراد الأسرة	منطقة الرياض	100	6.380	2.828	1.00	12.00
		المنطقة الشرقية	100	6.310	3.398	1.00	12.00
		منطقة القصيم	90	5.889	2.762	1.00	12.00
		المنطقة الغربية	100	6.260	2.777	1.00	12.00
		Total	390	6.218	2.952	1.00	12.00
	المستوى التعليمي	منطقة الرياض	100	4.820	1.132	2.00	6.00
		المنطقة الشرقية	100	3.650	1.167	2.00	6.00
		منطقة القصيم	90	3.822	0.978	2.00	6.00
		المنطقة الغربية	100	4.020	1.189	2.00	6.00
		Total	390	4.085	1.206	2.00	6.00
المهنة	الإنفاق على الغذاء	عمل حكومي	247	27.274	19.101	7.80	84.00
		عمل قطاع خاص	55	30.611	21.965	7.80	84.00
		عمل حر	88	20.779	18.429	7.80	84.00
		Total	390	26.279	19.590	7.80	84.00
	الإنفاق على الفاكهة	عمل حكومي	247	3.952	2.472	0.60	8.40
		عمل قطاع خاص	55	3.951	2.352	0.60	8.40
		عمل حر	88	3.213	2.341	0.60	8.40
		Total	390	3.785	2.440	0.60	8.40
	الإنفاق على التمر	عمل حكومي	247	0.898	0.540	0.12	4.32
		عمل قطاع خاص	55	0.829	0.457	0.12	2.28
		عمل حر	88	0.670	0.411	0.12	1.56
		Total	390	0.837	0.510	0.12	4.32
	الدخل السنوي	عمل حكومي	247	99.377	52.781	24.00	204.00
		عمل قطاع خاص	55	97.418	56.261	24.00	204.00

المتغير الوصفي	المتغيرات	مستويات المتغير الوصفي	N	Mean	Std. Dev	Min	Max
	بالألف ريال	عمل حر	88	71.318	57.919	24.00	204.00
		Total	390	92.769	55.554	24.00	204.00
	عدد أفراد الأسرة	عمل حكومي	247	6.368	2.840	1.00	12.00
		عمل قطاع خاص	55	7.273	3.052	1.00	12.00
		عمل حر	88	5.136	2.905	1.00	12.00
		Total	390	6.218	2.952	1.00	12.00
	المستوى التعليمي	عمل حكومي	247	4.275	1.160	2.00	6.00
		عمل قطاع خاص	55	3.782	1.243	2.00	6.00
		عمل حر	88	3.739	1.208	2.00	6.00
		Total	390	4.085	1.206	2.00	6.00
الجنسية	الإنفاق على الغذاء	سعودي	332	26.794	19.782	7.80	84.00
		غير سعودي	58	23.328	18.339	7.80	84.00
		Total	390	26.279	19.590	7.80	84.00
	الإنفاق على الفاكهة	سعودي	332	3.985	2.498	0.60	8.40
		غير سعودي	58	2.640	1.685	0.60	8.40
		Total	390	3.785	2.440	0.60	8.40
	الإنفاق على التمر	سعودي	332	0.881	0.474	0.12	2.40
		غير سعودي	58	0.583	0.627	0.12	4.32
		Total	390	0.837	0.510	0.12	4.32
	الدخل السنوي	سعودي	332	97.084	55.353	24.00	204.00
		غير سعودي	58	68.069	50.407	24.00	204.00
		Total	390	92.769	55.554	24.00	204.00
	عدد أفراد الأسرة	سعودي	332	6.431	2.908	1.00	12.00
		غير سعودي	58	5.000	2.932	1.00	12.00
		Total	390	6.218	2.952	1.00	12.00
	المستوى التعليمي	سعودي	332	4.072	1.192	2.00	6.00
		غير سعودي	58	4.155	1.295	2.00	6.00
		Total	390	4.085	1.206	2.00	6.00

ملحق رقم (٢): برنامج SAS لحساب المعيار المستخدم في الاختيار، ونتائج الاستدلال البوتستترابي

```
option ps=30000;  option ls=78;  option pageno=1;
data a0; input k p q n ns seed1 ntr;
cards;
3 5 0 390 390 12345 5000
;
data b0;
infile 'bo_y1y2y3.prn';
input no y1 y2 y3 xc x1 x2 x3 z1 z2 z3 ;
if z1=1 then x4=1; else x4=0; if z1=2 then x5=1; else x5=0;
if z1=3 then x6=1; else x6=0; if z2=1 then x7=1; else x7=-1;
if z3=1 then x8=1; else x8=0; if z3=2 then x9=1; else x9=0;
if z1=4 then do;  x4=-1;  x5=-1;  x6=-1; end;
if z3=3 then do;   x8=-1;  x9=-1; end;
cards;
;
data b0; set b0;
*Proc print data=b0;
run;
 ;
proc iml;
use a0;
read var {serial} into serial; read var {k} into k; read var {p} into p;
read var {q} into q; read var {n} into n; read var {ns} into ns;
read var {seed1} into seed1; read var {ntr} into ntr;
nop=diag(recip(1/((p+1)*k)));
nop=t(nop);  *comput  matrices (y depend , x Indep); use b0;
read all var {y1} into y1; read all var {y2} into y2; read all var {y3} into y3;
read all var {xc} into xc; read all var {x1} into x1; read all var {x2} into x2;
read all var {x3} into x3; read all var {x4} into x4; read all var {x5} into x5;
read all var {x6} into x6; read all var {x7} into x7; read all var {x8} into x8;
read all var {x9} into x9; y=y1||y2||y3; x=xc||x1||x2||x3||x4||x5||x6||x7||x8||x9;
*detrmiat model (alfa) *;  xx1=xc; xx2=xx1||x1||x2||x5||x6;
*comput residuals and beta1(alfa) and beta2(alfa)*;
qq=t(x)*x; qq1=t(xx1)* xx1; qq2=t(xx2)*xx2;
qx=inv(qq);  qx1=inv(qq1);  qx2=inv(qq2); xy=t(x)*y;  xy1=t(xx1)*y;    xy2=t(xx2)*y;
b=qx*xy;   b1=qx1*xy1;   b2=qx2*xy2; eh=y-x*b;    eh1=y-xx1*b1;    eh2=y-xx2*b2;
*-- comput sigma2 ,sigm1- find lambda= sigma1/sigma2 - chi-squa--*;
c1=diag(recip(n)); sse1=t(eh1)*eh1; mse1=sse1*t(c1); dmse1=det(mse1);
sse2=t(eh2)*eh2; mse2=sse2*t(c1); dmse2=det(mse2); lamdah=dmse2/dmse1;
llam=Log(lamdah); chi_h=-(n-p-1-0.5*(k-(p-(q+1))))*llam; print "chi sq =" chi_h;
do itr = 1 to ntr; ii=uniform(j(1,ns,seed1)); ii=int(n*ii)+1; ii=t(ii); en=eh[ii,1:k];
c2=diag(recip(sqrt(1-(p+1)/ns))); en=en*t(c2); y1_bo=xx1*b1;     y2_bo=xx2*b2;
y1_bo=y1_bo+en;  y2_bo=y2_bo+en; xybo1=t(xx1)*y1_bo;  xybo2=t(xx2)*y2_bo;
b1_bo=qx1*xybo1;          b2_bo=qx2*xybo2;
eb1=y-xx1*b1_bo;    eb2=y-xx2*b2_bo; sseb1=t(eb1)*eb1; mseb1=sseb1*t(c1);
dmseb1=det(mseb1); sseb2=t(eb2)*eb2; mseb2=sseb2*t(c1);dmseb2=det(mseb2);
if itr =1 then cr2=dmseb2; else cr2=cr2||dmseb2;
lamdb=dmseb2/dmseb1;
llamdb=Log(lamdb); chi_b=-(ns-p-1-0.5*(k-(p-(q+1))))*llamdb;
if dmseb2>=dmseb1 then chi_b=0;
if itr=1 then ch_b=chi_b; else ch_b=ch_b||chi_b;
*comput mean And var b(alfa) boot=b2_bo *;
bbo=b2_bo[1:p+1,1]//b2_bo[1:p+1,2]//b2_bo[1:p+1,3];
if itr=1 then mbo=bbo; else mbo = mbo + bbo;
if itr=1 then btb=bbo*t(bbo); else btb=btb+bbo*t(bbo);
end;
sumsq=mbo*t(mbo);   sumsq=sumsq*t(1/ntr); cov=btb-sumsq;  cov=cov*t(1/(ntr-1));
var1=diag(cov);  um=t(j(1,nop,1)); var_bo=var1*um;   mbo=mbo*t(1/ntr);
*  comput ztest*; var1=inv(var1);   rot=sqrt(var1);  ztest=rot*mbo;
*print mbo var_bo ztest;  cr2=t(cr2);      ch_b=t(ch_b);  *print ch_b;
mcr=t(j(1,ntr,1)); mcr=t(mcr)*cr2;   mcr=mcr*t(1/ntr);  print mcr; print cr2;
run;
```

ملحق رقم (٣): توزيع المعاينة البوتسترابية لإحصائية الاختبار $\tilde{\chi}^2$ في المرحلة الثامنة



المراجع

١- أبو علي، محمد سلطان و خير الدين، هناء، (١٩٨٦)، *أصول علم الاقتصاد النظرية والتطبيق*، مكتبة نهضة الشرق، جامعة القاهرة، مصر.

٢- إسماعيل، صبحي محمد، (١٩٩٠)، "أنماط الإنفاق الغذائي للسعوديين والأجانب المقيمين في المملكة العربية السعودية،" *مجلة جامعة الملك سعود*. م٢.ع١. ٥-٢٥.

3-Davis,C.G.(1982),"Linkages Between Socioeconomic Characteristic Food Expenditure Patterns Nutritional Status of Low Income Household," A Critical Review, *Amer. J. Agri.*, Vol. 64, No. .5.

4-Efron,B. (1979), "Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife," *The Annals of Statistics*, vol. 7, No.1, 1-26.

5-Freedman,D.A. (1981), "Bootstrapping Regression Models," *The Annals of Statistics*, vol. 9, No. 6, 1218-1228.

6-Fox,J., (2002), "Bootstrapping Regression Models," *Http://search.yahoo.com*.

7- Greene, W. H. (2003), *Econometrics Analysis*, 5ed. New Jersey,07458, Prentice Hall, Pearson Education International.

8-Gujarati,D.(1999), Essentials of Economtrics,2ed. New York: McGraw -Hill.

9-Johnson, R. A. and Wichern, D. W. (1992), *Applied Multivariate Statistical Analysis*, Englewood Cliffs, Nj e7632, Prentice-Hall,Inc.

10-Phlips,L.(1974), *Applied Consumption Analysis*, North Holland Publishing Company, Amsterdam, Holland.

11-Shao, J. (1996), "Bootstrap Model Selection," *Journal of the American Statistical Association* , June , Vol. 91, No. 434, 655-665.