

استخدام طريقة البواقي البوتسترايية فى اختيار النموذج الأمثل للإنفاق العائلى على الغذاء فى المنطقة الوسطى

دكتور

محمود محمد الدينى

جامعة طنطا

دكتور

عثمان بن سعد النشوان

جامعة الملك سعود

استخدام طريقة البواقي البوتسترايبية في اختيار النموذج الأمثل للإفناق العائلي على الغذاء في المنطقة الوسطى

د / عثمان بن سعد النشوان / د / محمود محمد الدريني

جامعة الملك سعود / جامعة طنطا

كلية علوم الأغذية والزراعة / قسم كلية التجارة / قسم الإحصاء

الاقتصاد الزراعي / والرياضة

ملخص البحث

يواجه الباحث في كثير من النواحي القياسية ببعض المشكلات المتعلقة باختيار نموذج الانحدار الأمثل، ولعل من أهمها وجود عدد كبير من المتغيرات المفسرة، ويرغب الباحث في اختيار أهم هذه المتغيرات لتكوين نموذج أمثل يمكن استخدامه في التحليل. ويعرف النموذج الأمثل في هذه الدراسة بأنه النموذج الذي ينتج عن اختياره أدنى قيمة مقدرة لمتوسط أخطاء التنبؤ **predicted error mean**. استهدفت الدراسة تقديم أفضل الحلول لهذه المشكلة من خلال استخدام طريقة البواقي البوتسترايبية **Bootstrapping Residuals (BR)** في تقدير متوسطات أخطاء التنبؤ كمييار إحصائي يمكن الاعتماد عليه في اختيار النموذج الأمثل، وتستند طريقة البواقي البوتسترايبية (BR) على تكرار سحب عينات مع الإحلال تسمى عينات بوتسترايبية من التوزيع الفعلي للبواقي المحسوبة من نموذج الانحدار الذي يشمل كافة المتغيرات المفسرة محل الدراسة، ومن كل عينة من البواقي البوتسترايبية، يتم توليد مشاهدات تابعة لكل نموذج يدخل في المقارنة، ثم بعد ذلك تستخدم هذه المشاهدات في الحصول على تقديرات المربعات الصغرى لمعاملات الانحدار والتي يمكن استخدامها بعد ذلك في حساب قيمة المعيار المستخدم في اختيار النموذج من ناحية، وفي إجراء استدلال إحصائي للمعاملات من ناحية أخرى.

اهتمت الدراسة بتطبيق طريقة البواقي البوتسترايبية في اختيار النموذج الأمثل للإفناق العائلي على الغذاء في المنطقة الوسطى بالمملكة

العربية السعودية، وتم الاعتماد على بيانات عينة ميدانية من المستهلكين بالمنطقة الوسطى (الرياض والقصيم). توصلت الدراسة إلى أن النموذج الأمثل للإتفاق هو الذي يشمل الدخل العائلي، وعدد أفراد الأسرة، والمستوى التعليمي، ونوع المنطقة الجغرافية، وأن الدخل، وعدد أفراد الأسرة على الترتيب هما أهم هذه المتغيرات في تحديد سلوك الإتفاق العائلي، لوحظ أيضا أن المرونة الإتفاقية موجبة، وأقل من الواحد الصحيح، وأن المرونة الإتفاقية للمستهلك في منطقة الرياض أعلى منها في منطقة القصيم.

مفتاح الكلمات Keyword

Bootstrapping Pairs(BP), Bootstrapping
Residuals(BR), Empirical distribution

مقدمة:

يعتبر أسلوب البوتستراپ 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 على فكرة المعاينة مع الإحلال، حيث يتم إنشاء توزيع معاينة للإحصائية محل الدراسة من خلال سحب عينات عشوائية ذات أحجام متساوية مع الإحلال من التوزيع الفعلي للعينة المتاحة (\hat{F}) Empirical Distribution، ومن ثم يقرب توزيع الإحصائية الناتج إلى التوزيع الدقيق له، ويسمى التوزيع في هذه الحالة بالتوزيع البوتسترابي للإحصائية.

(Gujarati, Damodar 1999, pp.72-74), (Fox, John, 2002)

تعبر دراسة Efron (1979) من أهم الدراسات السابقة التي استخدمت أسلوب البوتستراپ الإحصائي في دراسة خصائص توزيع المعاينة لمقدرات المربعات الصغرى العادية Ordinary Least Squares (OLS) لمعالم نموذج الانحدار، حيث عرض الباحث كيفية تطبيق طريقة البواقي البوتسترابية (BR) في التقدير، وتستند هذه الطريقة على سحب عينات عشوائية مع الإحلال من التوزيع الفعلي للبواقي $\hat{F} \sim \varepsilon_i$

لكي يتم استخدامها في توليد مشاهدات بوتسترابية تابعة تستخدم في حساب مقدرات (OLS) لمعاملات الانحدار مرة أخرى، ويكون تقدير البوتستراب لهذه المعاملات هو متوسط توزيع المعاينة للمقدرات المحسوبة.

تناول Freedman (1981) استخدام هذا الأسلوب في تحليل نوعين من نماذج الانحدار هما: النماذج التي يفترض فيها أن المتغيرات المفسرة ثابتة Fixed، وأطلق عليها بنماذج الانحدار، والنماذج التي يكون فيها المتغيرات المفسرة عشوائية Random، وأطلق عليها بنماذج الارتباط، واعتمد Freedman في دراسته على طريقتين في سحب العينات البوتسترابية هما: طريقة البواقي البوتسترابية (BR) والتي أوصى باستخدامها في النوع الأول من النماذج، وطريقة الأزواج البوتسترابية 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، وأوصى باستخدامها في النوع الثاني من النماذج، كما أثبت Freedman أن التقديرات البوتسترابية لمعاملات الانحدار تعطي نفس خصائص تقديرات الإمكانية العظمى.

طبق Shao (1996) هذا الأسلوب في اختيار النموذج الأمثل، واستخدم "أدنى متوسط خطأ التنبؤ" كمعيار للاختيار، واهتم في دراسته بعرض الطريقتين المتبعتين في توليد المشاهدات البوتسترابية وهما: طريقة (BR)، وطريقة (BP)، وتوصل Shao إلى أن طريقة الأزواج البوتسترابية (BP) في اختيار النموذج الأمثل تكون متسقة إذا تم سحب عينات بوتسترابية أحجمها m بدلا من n ، بحيث أن $\lim_{n \rightarrow \infty} (m/n) = 0$ ، $m \rightarrow \infty$ ، $(m < n)$ ، وفي حالة استخدام طريقة البواقي البوتسترابية، يكون الاختيار متسقا، إذا زاد حجم تباين البواقي التي تسحب منها العينات البوتسترابية، ويتحقق ذلك بضرب المشاهدات في $\sqrt{m/n}$.

طبق Fox, John (2002) أسلوب البوتستراب الإحصائي، واهتم

بتطبيق الاستدلال البوتستراي 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 اختيار فرض
تساوي المعاملين.

طبق الدريني (٢٠٠٥) طريقة الأزواج البوتسترايية (BP) في تقدير
معالم نموذج الانحدار الذي يمثل الادخار الخاص كمتغير تابع، ومجموعة من
المتغيرات المفسرة ، وتم تطبيق هذه الطريقة في الحالة التي يكون فيها
النموذج خطي، وأيضا الحالة التي يأخذ النموذج فيها شكل دالة التحول

.Transfer Function Model

وفي مجال استخدام معادلات الإنفاق، اهتم Philips(1974) بدراسة
الميول الحدية للإنفاق على مجموعات محددة من المواد الغذائية، وتوصل إلى أن
هذه الميول تقل عن الواحد الصحيح. كما تناول Davis(1982) عرض الجوانب
الاجتماعية والاقتصادية المحددة للإنفاق على المواد الغذائية والتي تضمنتها النظرية
الاقتصادية، ومدى ترابطها بمنحنى "إنجل" Engel curve، واعتبر أن الدخل هو
المحدد الرئيسي للإنفاق على الغذاء. كما اهتمت دراسات أخرى مثل دراسة
إسماعيل (١٩٩٠) بأثر التركيب السكاني على نمط الإنفاق الغذائي في المملكة
العربية السعودية.

وتهتم هذه الدراسة باستخدام طريقة البواقي البوتسترايية (BR) في
اختيار النموذج الأمثل للإنفاق العائلي على الغذاء في المنطقة الوسطى
بالمملكة العربية السعودية ، حتى يتسنى للإدارات التسويقية في هذه المنطقة
وضع الخطط والسياسات التسويقية للمنتجات الزراعية.

مشكلة الدراسة:

يواجه الباحثان في هذه الدراسة بالعديد من المشكلات الخاصة باختيار
النموذج الأمثل للإنفاق العائلي على الغذاء، تتعلق بعضها بالجوانب القياسية
للمنموذج ، والبعض الآخر يتعلق بطريقة تطبيق البواقي البوتسترايية في

اختيار النموذج، وتتلخص هذه المشكلات فيما يلي:

١- هناك عدد كبير من المتغيرات المختلفة النوعية (كمية، وصفية)، والتي تؤثر معنويًا على الإتفاق الغذائي، والتي أوصت بها كثير من الدراسات الاقتصادية، ويرغب الباحث في اختيار أفضل مجموعة من هذه المتغيرات لتحديد النموذج الأمثل للإتفاق، ومن ثم نوع المرونة الإتفاقية للمستهلكين الذين يتصفون بصفات اجتماعية مختلفة تؤثر على سلوكياتهم الإتفاقية.

٢- صعوبة حساب المعيار المستخدم في اختيار النموذج الأمثل باستخدام بعض البرامج الإحصائية الجاهزة، بسبب سحب عدد كبير جدًا من العينات البوتسترابية، وحساب التقديرات البوتسترابية لمعاملات النموذج من بيانات كل عينة، ومن ثم يلجأ الباحث إلى تصميم برنامج باستخدام أوامر لغة البرمجة SAS لحساب هذه التقديرات من ناحية، والمعيار المستخدم من ناحية أخرى.

أسلوب البحث:

تهتم الدراسة باستخدام طريقة البواقي البوتسترابية (BR) في حساب المعيار المستخدم في اختيار النموذج الأمثل للإتفاق العائلي على الغذاء، وهو معيار "أدنى متوسط أخطاء التنبؤ"، وفيما يلي خطوات تقدير هذه الطريقة لهذا المتوسط، في الحالة التي يفترض فيها الشكل الخطي لنموذج الانحدار المتعدد Multiple Regression Model.

بفرض أن n هي عينة المشاهدات المتاحة، p هي عدد المتغيرات المفسرة، فإن نموذج الانحدار الخطي يمكن التعبير عنه في شكل مصفوفات كالتالي:

$$Y = XB + E \quad (1)$$

حيث أن Y : يعبر عن متجه المشاهدات التابعة من الدرجة $(n \times 1)$ ، X : تمثل مصفوفة المشاهدات المفسرة، وهي من الدرجة $(n \times (p+1))$ ، $B = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)'$: هو متجه معاملات الانحدار من الدرجة $((p+1) \times 1)$ ، E :

يعبر عن متجه الأخطاء العشوائية من الدرجة $(n \times 1)$ ، ويفترض أنه يتبع توزيع طبيعي بمتوسط صفر، ومصفوفة تباين $\sigma^2 I_n$.

فإن تقديرات المربعات الصغرى (OLS) لمتجه معاملات الانحدار B هي:

$$\hat{B} = (X'X)^{-1} X' Y \quad (2)$$

والخطوة الأولى في حساب المعيار المستخدم في الاختيار هو تقدير متجه الأخطاء العشوائية:

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

وبفرض أن $\Lambda : \{\alpha_1, \alpha_2, \dots\}$ هي مجموعة النماذج التي تدخل في

الاختيار، وأن النموذج α ، $\alpha \in \Lambda$ يشمل عدد p_α من المتغيرات المفسرة هي: $(x_1, x_2, \dots, x_{p_\alpha}) \in (x_1, x_2, \dots, x_p)$ ، فإن النموذج α يأخذ الصورة

التالية:

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

حيث أن X_α هي مصفوفة المتغيرات المفسرة في النموذج α ، وهي

من الدرجة $(n \times (p_\alpha + 1))$ ، 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} للبيانات $\hat{E} = (\hat{\varepsilon}_1 : \hat{\varepsilon}_2 : \dots : \hat{\varepsilon}_n)$ ، ويعبر عنه

كالتالي: (Shao, 1996) مرجع سابق.

(6)

$$\hat{\varepsilon}_i \sim_{ind} \hat{F}, \quad \hat{F}: \text{put mass } \frac{1}{n} \text{ at each } \hat{E}_i / \sqrt{1 - \frac{(p+1)}{n}}, \quad i=1,2,\dots,n$$

وحيث أن المتجهات $\hat{E}_i = (\hat{\varepsilon}_1 : \hat{\varepsilon}_2 : \dots : \hat{\varepsilon}_n)$ مركزية يكون أيضا التوزيع \hat{F}

توزيع مركزي، وبفرض أن عينة البيانات البواقي البوتسترابية هي:

$\tilde{E} = (\tilde{\varepsilon}_1 : \tilde{\varepsilon}_2 : \dots : \tilde{\varepsilon}_n)'$ ، يمكن توليد متجه للمشاهدات التابعة بتطبيق المعادلة

التالية:

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

ومن ثم يكون تقدير البوستتراب لمتجه معاملات الانحدار هو:

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

وتقدير البوستتراب لمتوسط أخطاء التنبؤ $(\bar{\Gamma}_\alpha)$ هو:

$$\begin{aligned} \bar{\Gamma}_\alpha &= \bar{E}'(\hat{\Gamma}_\alpha) \\ &= \bar{E}' \left(\frac{1}{n} (Y - X_\alpha \hat{B}_\alpha)' (Y - X_\alpha \hat{B}_\alpha) \right) \end{aligned} \quad (9)$$

ويشير الرمز \bar{E} إلى التوقع البوستترابي، ويتم حسابه من خلال سحب

عدد R وهو كبير جدا من العينات البوستترابية مع الإحلال، وإيجاد متوسط المعاينة للتقدير $\hat{\Gamma}_\alpha$ ، ومن ثم يعبر عن تقدير البوستتراب لمتوسط أخطاء التنبؤ بالصورة التالية:

$$\bar{\Gamma}_\alpha = \sum_{r=1}^R \hat{\Gamma}_{\alpha_r} / R, \quad r = 1, 2, \dots, R \quad (10)$$

ويكون النموذج الأمثل ويرمز له بالرمز α_0 هو الذي ينتج عنه أدنى

قيمة محسوبة لمتوسط أخطاء التنبؤ $\bar{\Gamma}_\alpha$ ، $\alpha \in \Lambda: \{\alpha_1, \alpha_2, \dots\}$ ، أي أن:

$$\text{The Optimal Model } \alpha_0 = \text{Model } \alpha \in \Lambda: \{\alpha_1, \alpha_2, \dots\} \text{ That Minimizes } \bar{\Gamma}_\alpha \quad (11)$$

وتكون طريقة الاختيار متسقة إذا اقترب احتمال اختيار النموذج

من الواحد الصحيح، ويعبر عنه $\text{Pr}(\alpha_i = \alpha_0) \approx 1.0$.

الاستدلال الإحصائي بطريقة البوستتراب:

بعد اختيار النموذج الأمثل وفقا للمعيار السابق، يمكن إجراء اختبار

معنوية معاملات الانحدار من ناحية، واختبار معنوية أثر إضافة متغيرات جديدة للنموذج من ناحية أخرى.

أولا: في حالة اختبار معنوية معاملات الانحدار، يأخذ الفرض العدم الصورة

التالية:

$$H_0: (\beta_j)_\alpha = 0 \quad (12)$$

حيث أن $(\beta_j)_\alpha$ هو معامل الانحدار للمتغير المفسر رقم j في النموذج α ،
 $\alpha \in \Lambda$ ، $j = 1, 2, \dots, p_\alpha$ وإحصائية الاختبار هي: (Fox John, 2002) مرجع سابق.

$$\bar{z} = \bar{\beta}_{j\alpha} / S(\bar{\beta}_{j\alpha})_\alpha \quad (13)$$

حيث أن $\bar{\beta}_{j\alpha}$ يعبر عن تقدير البوتستراب لمعامل الانحدار β_j ، وبحسب بتطبيق المعادلة التالية:

$$\bar{\beta}_{j\alpha} = \sum_{r=1}^R (\hat{\beta}_{j\alpha,r}) / R \quad (14)$$

وأيضا $S(\bar{\beta}_{j\alpha})_\alpha$ عن الانحراف المعياري لهذا التقدير، وبحسب بتطبيق المعادلة الآتية:

$$S(\bar{\beta}_{j\alpha})_\alpha = \sqrt{\sum_{r=1}^R ((\hat{\beta}_{j\alpha,r}) - \bar{\beta}_{j\alpha})^2 / (R-1)} \quad (15)$$

كما تعبر $j = 1, 2, \dots, p_\alpha$ عن تقديرات المربعات الصغرى (OLS) لمعاملات الانحدار والموضحة بالمعادلة رقم (8)، وذلك باستخدام بيانات العينة البوتسترابية رقم $r = 1, 2, \dots, R$. وتحت صحة الفرض العدم، يقترب توزيع إحصائية الاختبار \bar{z} من التوزيع الطبيعي القياسي.

ثانياً: في حالة اختبار معنوية أثر إضافة متغيرات جديدة للنموذج، يجب تجزئة متجه معاملات الانحدار B_α إلى متجهين حسب الهدف من الاختبار كما يلي:

$$B_\alpha = \begin{pmatrix} B'_{1\alpha} & B'_{2\alpha} \\ 1 \times (q+1) & 1 \times (p_\alpha - q) \end{pmatrix} \quad (16)$$

ومن ثم يمكن صياغة الفرض العدم على الصورة التالية:

The $(x_{q+1}, x_{q+2}, \dots, x_{p_\alpha})$ Can not be improve the prediction

H_0 : addition of

$$H_0: B_{2\alpha} = 0 \quad (17)$$

ومن المعلوم أن إحصائية الاختبار في حالة استخدام بيانات العينة الفعلية يعبر عنها كما يلي:

$$F_{\alpha}^* = \frac{(SSR_{\alpha}(x_1, x_2, \dots, x_{p_{\alpha}}) - SSR_{\alpha}(x_1, x_2, \dots, x_q)) / (p_{\alpha} - q)}{(SSE_{\alpha}(x_1, x_2, \dots, x_{p_{\alpha}})) / (n - p_{\alpha} + 1)} \quad (18)$$

حيث أن $SSR_{\alpha}(x_1, x_2, \dots, x_{p_{\alpha}})$ هو مجموع مربعات الانحدار المحسوب في النموذج الذي يشمل المتغيرات المفسرة $X_1, X_2, \dots, X_{p_{\alpha}}$ ، $SSR_{\alpha}(x_1, x_2, \dots, x_q)$ هو مجموع مربعات الانحدار في النموذج الذي يشمل المتغيرات المفسرة X_1, X_2, \dots, X_q ، $SSE_{\alpha}(x_1, x_2, \dots, x_{p_{\alpha}})$ هو مجموع مربعات الأخطاء في النموذج الذي يشمل المتغيرات المفسرة $X_1, X_2, \dots, X_{p_{\alpha}}$ ، وتحت صحة الفرض العدم فإن الإحصائية F_{α}^* تتبع توزيع $F_{(p_{\alpha}-q, n-p_{\alpha}-1)}$ بدرجات حرية بسط = $p_{\alpha} - q$ ، ودرجات حرية مقام = $p_{\alpha} + 1$.

وفي حالة سحب عينات بوتسترابية عددها R ، فإن تقدير البوتستراب لإحصائية الاختبار المبينة بالمعادلة رقم (18) عبارة عن متوسط توزيع المعاينة البوتسترابية لهذه الإحصائية، وتحسب بالمعادلة التالية:

$$\bar{F}_{\alpha}^* = \frac{\sum_{r=1}^R \tilde{F}_{\alpha r}^*}{R} \quad (19)$$

$$\tilde{F}_{\alpha r}^* = \frac{(SSR_{\alpha r}(x_1, x_2, \dots, x_{p_{\alpha}}) - SSR_{\alpha r}(x_1, x_2, \dots, x_q)) / (p_{\alpha} - q)}{(SSE_{\alpha r}(x_1, x_2, \dots, x_{p_{\alpha}})) / (n - p_{\alpha} + 1)}$$

حيث أن $SSE_{\alpha r}(\dots)$ ، $SSR_{\alpha r}(\dots)$ هما على التوالي مجموع مربعات الانحدار، ومجموع مربعات الأخطاء المحسوب باستخدام بيانات العينة البوتسترابية رقم r ، $r = 1, 2, \dots, R$.

النموذج المقترح للإنفاق الغذائي في المنطقة الوسطى:

نظرا للأهمية النسبية التي يأخذها الإنفاق الغذائي (Y) بين بنود الإنفاق الاستهلاكي الأخرى، يكون من الضروري دراسة وتحليل أثر كافة المتغيرات الاقتصادية والاجتماعية والجغرافية المحددة لسلوك الإنفاق الغذائي، ومن أهم هذه المتغيرات ما يلي:

١- الدخل العائلي (X_1): يعتبر الدخل الحقيقي للأسرة أحد المتغيرات

الاقتصادية الهامة المحددة. للإتفاق على المواد الغذائية ، ويرتبط به ارتباطا طرديا، وحيث أن المواد الغذائية من السلع الضرورية، فمن المتوقع أن تكون المرونة الإتفاقية في هذه الحالة موجبة وأقل من الواحد، والمتغير X_1 في هذه الدراسة يعبر عن الدخل الشهري بالآلف ريال.

٢- عدد أفراد الأسرة (X_2): هو أحد المتغيرات الاجتماعية الهامة المحددة للإتفاق، ومن المتوقع أن يكون لهذا المتغير أثر طردي على الإتفاق الغذائي (Rockwell,1959)

٣- المستوى التعليمي (X_3): أحد المتغيرات الاجتماعية التي تعكس مدى الإدراك الثقافي للمستهلك بأهمية المواد الغذائية من الناحية الصحية، ولذا يخصص جزءا من موارده المالية يراها من وجهة نظره مناسبة للإتفاق على الغذاء، ومن المتوقع أن يكون لهذا المتغير أثر على سلوك المستهلك تجاه الإتفاق الغذائي، والمتغير X_3 متغير وصفي ترتيبي، وسوف يعامل في هذه الدراسة كمتغير كمي يأخذ الأكواد $X_3 = 1,2,3,4,5,6$ حسب المستوى التعليمي للمستهلك، من المستوى الأدنى $X_3 = 1$ (يقرأ ويكتب) إلى المستوى الأعلى $X_3 = 6$ (أعلى من جامعي).

٤- المنطقة (X_4): تختلف المناطق الجغرافية من حيث نمط الإتفاق بشكل عام، الإتفاق الغذائي بشكل خاص، ويرجع ذلك إلى اختلاف المناطق من حيث التركيب السكاني، ومستوى التحضر، والأنشطة الاقتصادية التي يمارسونها. وقد توصل Philips (1974) إلى اختلاف المرونة الدخلية للإتفاق على المواد الغذائية بين سكان الريف وسكان الحضر. وعبر عن المنطقة في هذه الدراسة بالمتغير المفسر X_4 ، والذي يأخذ قيمتان هما:

$X_4 = 1$ إذا كان المستهلك من منطقة الرياض، $X_4 = -1$ إذا كان المستهلك من منطقة القصيم.

٥- الجنسية (X_5): أحد المتغيرات الجغرافية التي تعكس خصائص المواطن الذي ينتمي إليه المستهلك، ونظرا لاختلاف العادات والتقاليد في السلوك

الغذائي بين المواطنين، فمن المتوقع أن يكون هناك فرق في نمط الإنفاق الغذائي بين المستهلك السعودي، والمستهلك غير السعودي، وقد عبر عن الجنسية بالمتغير X_3 ، وبأخذ قيمتان هما: إذا كان المستهلك غير سعودي الجنسية. $X_3 = 1$ إذا كان المستهلك

ومن ثم يمكن كتابة النموذج الذي يمثل العلاقة بين الإنفاق الغذائي Y كمتغير تابع، والمتغيرات X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 في شكل معادلة انحدار خطية تأخذ الصورة التالية:

$$Y = \beta_0 + \sum_{j=1}^5 \beta_j X_j + \varepsilon_i \quad (21)$$

حيث أن $(\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_5)$ هي معاملات الانحدار.

أهداف الدراسة و مصادر البيانات:

تهدف الدراسة في هذا البحث استخدام طريقة البواقي البوتسترابية في اختيار النموذج الأمثل للإنفاق العائلي على الغذاء بالمنطقة الوسطى، كما تسعى إلى تحقيق مجموعة أخرى من الأهداف الرئيسية هي:

١- حساب تقديرات البوتستراب لمعاملات نموذج الإنفاق الغذائي الأمثل، وكذلك الأخطاء المعيارية لها، ومن ثم إمكانية اختبار معنوية هذه المعاملات.

٢- حساب تقديرات البوتستراب للمرونة الإنفاقية.

٣- مقارنة الميول الإنفاقية بين منطقتي الرياض والقصيم، وكذلك بين نوعي الجنسية.

وتحقيقاً لأهداف البحث اعتمدت الدراسة على بيانات عينة ميدانية من المستهلكين حجمها 200 مستهلك، تم تجميعها من المنطقة الوسطى (105) مستهلك من منطقة الرياض، (95) مستهلك من منطقة القصيم، وهذا الحجم كاف ومناسب لإجراء كافة التحليلات الإحصائية، وقد صممت استمارة استبيان تضم كافة الأسئلة المترابطة والتي من خلال الإجابة عليها أمكن الحصول على

كافة البيانات عن متغيرات الدراسة. يعرض الملحق رقم (1) بعض المقاييس الوصفية المحسوبة.

نتائج تطبيق طريقة البواقي البوتسترابية على بيانات الإتفاق الغذائي: تم تصميم برنامج باستخدام أوامر وجمل البرنامج الإحصائي SAS، (ملحق رقم (3)) يشمل جميع الأوامر والجمل التي أمكن من خلالها الحصول على كافة النتائج التي تحقق الهدف من الدراسة، وهذه النتائج كانت على النحو التالي:

اختيار نموذج الإتفاق الغذائي الأمثل في المنطقة الوسطى:

استخدمت بيانات العينة الميدانية في حساب البواقي ϵ_i ، $i = 1, 2, \dots, 200$ في حالة تطبيق نموذج الانحدار الخطي المتعدد الذي يمثل العلاقة بين الإتفاق الغذائي Y ، وكافة المتغيرات المفسرة X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 ، والموضح بالمعادلة رقم (21)، وتم تطبيق طريقة البواقي البوتسترابية (BR)، حيث أجري سحب عينات بوتسترابية مع الإحلال من التوزيع الفعلي للبواقي والمبين بالمعادلة رقم (6) عددها $(R = 2000)$ عينة، وحجم كل منها 200، ومن ثم أمكن حساب التقديرات البوتسترابية لمعاملات الانحدار $\hat{\beta}_\alpha$ ، واستخدامها في حساب المعايير $\bar{\Gamma}_\alpha$ لاختيار النماذج المثلى، وكذلك احتمالات اختيارها $P(\alpha = \alpha_o)$ ، ولخصت النتائج بالجدول رقم (1):

جدول رقم (1): تقديرات البوتستراب للمعايير $\bar{\Gamma}_\alpha$ ، واحتمالات اختيار النماذج

المثلى $P[\alpha = \alpha_o]$

Λ_i	$\alpha(.)$	$\bar{\Gamma}_\alpha$	$P(\alpha_i = \alpha_o)$	Λ_i	$\alpha(.)$	$\bar{\Gamma}_\alpha$	$P(\alpha_i = \alpha_o)$
Λ_1	$\alpha(1)$	2.5930	1.0000	Λ_3	$\alpha(1,2,3)$	2.3980	0.3660
	$\alpha(2)$	2.9166	0.0000		$\alpha(1,2,4)$	2.3904	0.5050
	$\alpha(3)$	3.7218	0.0000		$\alpha(1,2,5)$	2.4157	0.1290
	$\alpha(4)$	3.6098	0.0000		$\alpha(1,3,4)$	2.5764	0.0000
	$\alpha(5)$	3.7709	0.0000		$\alpha(1,3,5)$	2.6124	0.0000
Λ_2	$\alpha(1,2)$	2.4028	0.9995	$\alpha(1,4,5)$	2.5782	0.0000	
	$\alpha(1,3)$	2.5984	0.0000	$\alpha(2,3,4)$	2.7407	0.0000	

	$\alpha(1,4)$	2.5657	0.0003			$\alpha(2,3,5)$	2.7403	0.0000
	$\alpha(1,5)$	2.6045	0.0000			$\alpha(2,4,5)$	2.8868	0.0000
	$\alpha(2,3)$	2.7372	0.0000			$\alpha(3,4,5)$	3.6103	0.3660
	$\alpha(2,4)$	2.8749	0.0000		Λ_4	$\alpha(1,2,3,4)$	2.3780	0.6080
	$\alpha(2,5)$	2.9276	0.0000			$\alpha(1,2,3,5)$	2.4071	0.1730
	$\alpha(3,4)$	3.6108	0.0000			$\alpha(1,2,4,5)$	2.4033	0.2190
	$\alpha(3,5)$	3.7283	0.0000			$\alpha(1,3,4,5)$	2.5888	0.0000
	$\alpha(4,5)$	3.6156	0.0000			$\alpha(2,3,4,5)$	2.7433	0.0000
						Λ_5	$\alpha(1,2,3,4,5)$	2.3893

ومن الجدول أعلاه تم اختيار النماذج المثلى التي نتج عنها أقل تقدير بوتسترايبي لمتوسط مربعات أخطاء التنبؤ $\{Min(\bar{\Gamma}_\alpha)\}$ ، وأعلى قيمة احتمالية $(\alpha = \alpha_0)$ ، وهذه النماذج هي: النموذج الذي يشمل الدخل العائلي X_1 ($\alpha(1) \in \Lambda_1$)، والنموذج الذي يشمل الدخل العائلي X_1 ، وعدد أفراد الأسرة X_2 ($\alpha(1,2) \in \Lambda_2$)، والنموذج الذي يشمل الدخل العائلي X_1 ، وعدد أفراد الأسرة X_2 ، والمنطقة الجغرافية X_4 ($\alpha(1,2,4) \in \Lambda_3$)، والنموذج الذي يشمل الدخل العائلي X_1 ، وعدد أفراد الأسرة X_2 ، والمستوى التعليمي X_3 ، والمنطقة الجغرافية X_4 ($\alpha(1,2,3,4) \in \Lambda_4$). وبمقارنة النماذج المثلى أيضا ببعض، يلاحظ أن النموذج ($\alpha(1,2,3,4) \in \Lambda_4$) هو أفضل النماذج المثلى حيث نتج عن اختياره أقل تقدير بوتسترايبي لمتوسط مربعات أخطاء التنبؤ $\{Min(\bar{\Gamma}) = 2.378\}$ ، وأعلى قيمة احتمالية في الاختيار تم حسابها وهي $(P(\alpha(1,2,3,4) = \alpha_0) = 0.595)$.

تطبيق أسلوب الانحدار التدريجي:

في التحليل السابق تم تحديد النموذج الأمثل الذي يشمل مجموعة المتغيرات المفسرة والمحددة لسلوك الإنفاق العائلي على الغذاء، وهذه المتغيرات هي: الدخل العائلي X_1 ، وعدد أفراد الأسرة X_2 ، والمستوى التعليمي X_3 ، والمنطقة الجغرافية X_4 ، وقد تم تطبيق أسلوب الانحدار

التدريجي لتحديد أهم هذه المتغيرات، والتي يفضل إبقائها في النموذج، حيث
 أمكن حساب تقديرات طريقة البواقي البوتسترابية لإحصائية الاختبار \bar{F}^* ،
 المبينة بالمعادلة رقم (19)، ولخصت النتائج بالجدول التالي:

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

Step	Variables	Partial \bar{F}^*	p_{-v}	$\bar{R}s.$
Step 1	x_1	94.856	0.000	0.311
	x_2	60.920	0.000	0.224
	x_3	3.640	0.058	0.010
	x_4	10.041	0.002	0.040
Step 2	$x_2 x_1$	16.993	0.000	0.365
	$x_3 x_1$	0.393	0.531	0.313
	$x_4 x_1$	3.106	0.080	0.322
Step 3	$x_3 x_1, x_2$	1.455	0.229	0.369
	$x_4 x_1, x_2$	2.054	0.153	0.371

ومن تقديرات البوتسترايب لمعامل التحديد $\bar{R}s.$ ، وكذلك إحصائية الاختبار \bar{F}^* ،
 يلاحظ الآتي:

١- في المرحلة الأولى تم اختيار الدخل العائلي X_1 كأهم متغير مفسر للإنفاق،
 حيث أنه يفسر %31.1 من الاختلافات في الإنفاق، وتدل إحصائية
 الاختبار $\bar{F}^* = 94.856$ ، والمعنوية المحسوبة ($p_{-v} = 0.000$) على أن متغير
 الدخل هو أفضل المتغيرات التي تحسن القدرة التنبؤية للنموذج، وذلك عند
 مستوى معنوية أقل من 0.05.

٢- في المرحلة الثانية، تم اختيار عدد أفراد الأسرة X_2 كأهم متغير مفسر من
 بين المتغيرات التي لم يسبق إضافتها في تحسين القدرة التنبؤية للنموذج،
 وذلك عند مستوى معنوية أقل من 0.05، كما أن الدخل وعدد أفراد الأسرة

يفسران 36.5% من التباين في الإنفاق.

٣- في المرحلة الثالثة تم اختيار المنطقة والتي عبر عنها بالمتغير X_4 ، ولكن إضافة هذا المتغير للنموذج الذي يشمل الدخل وعدد أفراد الأسرة لا تحسن القدرة التنبؤية للنموذج عند مستوى معنوية 0.05.

تقديرات البوتستراب لمعالم النموذج الجيد:

من التحليل السابق، تم اختيار الدخل العائلي، وعدد أفراد الأسرة كأهم متغيرين مفسرين للإتفاق الغذائي، ومن ثم تطبيق طريقة البواقي البوتسترابية في الحصول على تقديرات معاملات النموذج، وكذلك الأخطاء المعيارية لها، وإحصائية الاختبار المستخدمة في اختبار معنوية المعاملات، كما هو مبين بالمعادلتين (13)، (14)، ولخصت النتائج بالجدول رقم (٣).

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

Independent Variables	$\tilde{\beta}$	$\tilde{S}(\tilde{\beta})$	\tilde{z}	$\tilde{p_value}$	\tilde{F}^*	p_v	$\tilde{R}s.$
الحد الثابت intercept	0.5550	0.2619	2.1193	0.0341			
الدخل العائلي (x_1)	0.1707	0.0258	6.6242	0.0000	60.105	< 0.0001	0.365
عدد أفراد الأسرة (x_2)	0.1851	0.0445	4.1591	0.0000			

ومن الجدول أعلاه يمكن صياغة نموذج الإتفاق الغذائي المقدر في

الصورة التالية:

$$\hat{Y}_i = 0.555 + 0.1707X_{i1} + 0.1851X_{i2} \quad (22)$$

كما يلاحظ أن كل من الدخل العائلي X_1 ، عدد أفراد الأسرة X_2 له أثر معنوي موجب على الإتفاق الغذائي، عند مستوى معنوية أقل من 0.05، كما تدل إحصائية الاختبار ($\tilde{F}^* = 60.1046$)، والمعنوية المحسوبة على أن النموذج المقدر تمثيل جيد للعلاقة بين الإتفاق الغذائي كمتغير تابع، والدخل وعدد أفراد الأسرة كمتغيرين مفسرين، والملحق رقم (٢) يبين شكل توزيع المعاينة البوتسترابية للتقديرات، وبحساب المرونة الإتفاقية للدخل EI عند الوسط

الحسابي ($\bar{X}_1 = 7.973$, $\bar{Y} = 2.991$) وهي:

$$El = \bar{\beta}_1(\bar{X}_1/\bar{Y}) = 0.1707(7.973/2.991) = 0.455$$

يلاحظ أن هذه المرونة موجبة، وأقل من الواحد الصحيح، ويدل ذلك على أن زيادة الدخل العائلي للمستهلك في المنطقة الوسطى بنسبة 10% يؤدي إلى زيادة في الإنفاق الغذائي بنسبة 4.55%.

مقارنة الميل الحدي للإنفاق الغذائي بين منطقتي الرياض والقصيم:

من الجدول رقم (٢) يلاحظ أن إضافة نوع المنطقة والذي عبر عنها بالمتغير X_4 إلى النموذج الذي يشمل الدخل يحسن القدرة التنبؤية للنموذج عند مستوى معنوية 10%، ولمقارنة الميل الحدي للإنفاق بين منطقتي الرياض والقصيم، تم صياغة نموذج الاحدار التالي:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_4 X_{i4} + \beta_{14}(X_{i1} X_{i4}) + \varepsilon_i \quad (23)$$

ويأخذ الفرض العدم الصورة التالية:

H_0 : The addition of (X_1, X_4) does not improve the model

وبتطبيق طريقة البواقي البوتستراية في تقدير معالم النموذج (23)،

والإحصائية المستخدمة في اختبار الفرض أعلاه، لخصت النتائج بالجدول التالي:

جدول رقم (٤): نتائج تقديرات طريقة البواقي البوتستراية لمعالم النموذج (23)

Independent Variables	$\bar{\beta}$	$\bar{S}(\hat{\beta})$	\bar{z}	\bar{P}_{value}	\bar{F}^*	p_{-v}	$\bar{R}s.$
الحد الثابت intercept	0.993	0.248	4.000	0.000	34.9782	0.000	0.3344
الدخل العائلي (x_1)	0.234	0.028	8.245	0.000			
المنطقة (x_4)	0.626	0.246	2.550	0.199			
التقاء ($x_1 x_4$)	0.054	0.028	1.911	0.056			
($x_{14} x_1, x_4$)					3.825	0.052	

وبملاحظة القيمة المحسوبة $\bar{F}^*(X_1, X_4 | X_1, X_4) = 3.825$ والمعنوية

($\bar{P}_v = 0.052$) يستدل أن الميل الحدي للإتفاق في منطقة الرياض يختلف عن الميل الحدي للإتفاق في منطقة القصيم عند مستوى معنوية 10%، وفيما يلي شكل معادلتى الإتفاق المقدرة لكلا المنطقتين:

$$\text{منطقة الرياض : } \hat{Y}_r = 0.367 + 0.288X_{r_i} \quad (24)$$

$$\text{منطقة القصيم : } \hat{Y}_k = 1.619 + 0.180X_{k_i} \quad (25)$$

ويلاحظ أن الميل الحدي للإتفاق في منطقة الرياض أعلى من الميل الحدي للإتفاق في منطقة القصيم، وبحساب المرونة الإتفاقية لكلا المنطقتين عند الوسط الحسابي، وهما:

$$El_r = \bar{\beta}_1 (\bar{X}_{1r} / \bar{Y}_r) = 0.288(10.41/3.373) = 0.889$$

$$El_k = \bar{\beta}_1 (\bar{X}_{1k} / \bar{Y}_k) = 0.180(5.279/2.569) = 0.370$$

يلاحظ أن كلا المرونتين موجبة، وأقل من الواحد الصحيح، ولكن المرونة الإتفاقية في منطقة الرياض أعلى من المرونة الإتفاقية في منطقة القصيم، ويستدل من ذلك أن زيادة الدخل بنسبة 10% يؤدي إلى زيادة الإتفاق في منطقة الرياض بنسبة 8.89%، وفي منطقة القصيم بنسبة 3.7%.

الخلاصة والتوصيات:

١- يمكن استخدام طريقة البواقي البوتسترابية (BR) في اختيار نموذج الاحتمال الخطي الأمثل، وتقوم هذه الطريقة على فكرة المعاينة مع الإحلال من التوزيع الفعلي للبواقي المحسوبة في النموذج الذي يشمل كافة المتغيرات المستقلة، ومن خلال ذلك يتم حساب متوسط المعاينة لمتوسط أخطاء التنبؤ لكل نموذج يدخل في المقارنة، ويكون النموذج الأمثل هو الذي ينتج عنه أدنى قيمة محسوبة لمتوسط المعاينة.

٢- استهدفت الدراسة تطبيق طريقة البواقي البوتسترابية في اختيار النموذج الأمثل للإتفاق العائلي على الغذاء في المنطقة الوسطى، واستخدمت بيانات عينة ميدانية حجمها (200) مستهلك، وتوصلت النتائج إلى أن النموذج الأمثل هو الذي يشمل الدخل، وعدد أفراد الأسرة، والمستوى التعليمي، والمنطقة، كمتغيرات مفسرة، وتم استبعاد متغير الجنسية لعدم ثبوت

والمنطقة، كمتغيرات مفسرة، وتم استبعاد متغير الجنسية لعدم ثبوت معنويته إحصائياً في هذه الدراسة.

٣- يعتبر الدخل العائلي، وعدد أفراد الأسرة على التوالي أهم متغيرين في تحديد سلوك المستهلك تجاه الإتفاق الغذائي.

٤- أن المرونة الإئفاقية موجبة وأقل من الواحد الصحيح، ويدل ذلك على أن الغذاء من السلع الضرورية، وتتفق هذه النتيجة مع المنطق الإقتصادي.

٥- أن المرونة الإئفاقية في منطقتي الرياض والقصيم موجبة وأقل من الواحد الصحيح، ولكن مرونة الإتفاق للمستهلك في منطقة الرياض أعلى منها في منطقة القصيم.

ومن النتائج أعلاه يوصي الباحث بالآتي:

١- أهمية استخدام الباحثين لطريقة البواقي البوتسترابية في مجال الاستدلال الإحصائي، كاختيار النموذج الأمثل، والتقدير الإحصائي للمعالم، واختبارات الفروض حول هذه المعالم، خاصة الحالات التي يكون فيها التوزيع الاحتمالي للمجتمع المسحوب منه العينة محل الدراسة غير معلوم.

٢- تنوع المتاح في أسواق مدينة الرياض من الغذاء الفاخر، حيث أن نمط الاستهلاك في هذه المنطقة يستوعب هذا التنوع، بينما يرتبط نمط الاستهلاك في مدينة القصيم باستهلاك أنواع محددة من الغذاء، وهذا يفسر أحد الأسباب لانخفاض استجابة الإتفاق على الغذاء في منطقة القصيم عن منطقة الرياض مع الأخذ في الاعتبار أن متوسط الدخل العائلي في منطقة الرياض أعلى منه في منطقة القصيم.

ملحق رقم (١): بعض المقاييس الوصفية المحسوبة من بيانات العينة الميدانية

المتغيرات	مؤشرات وصفية للمنطقة			مؤشرات وصفية للجنسية				
	المنطقة	العدد	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الجنسية	العدد	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري
الإتفاق	القصيم	٩٥	٢,٥٦٩	١,٤٠٣	غير سعودي	١٦	٢,٩٣٦	٠,٩٣٥
	الرياض	١٠٥	٣,٣٧٣	٢,٢٦٢	سعودي	١٨٤	٢,٩٩٦	٢,٠٠٦
	الكل	٢٠٠	٢,٩٩١	١,٩٤١	الكل	٢٠٠	٢,٩٩١	١,٩٤١
الدخل العائلي	القصيم	٩٥	٥,٢٧٩	٣,٧٣١	غير سعودي	١٦	٨,٢٥٠	٢,٩٣٣
	الرياض	١٠٥	١٠,٤١٠	٤,٥٣٦	سعودي	١٨٤	٧,٩٤٨	٥,٠٣٠
	الكل	٢٠٠	٧,٩٧٣	٤,٨٩١	الكل	٢٠٠	٧,٩٧٣	٤,٨٩١
عدد أفراد الأسرة	القصيم	٩٥	٥,٢٥٠	٢,٧١٣	غير سعودي	١٦	٥,٣١٠	٢,٦٧٦
	الرياض	١٠٥	٦,٢٨٠	٢,٧٥٤	سعودي	١٨٤	٥,٨٣٠	٢,٧٨٧
	الكل	٢٠٠	٥,٧٩٠	٢,٧٧٦	الكل	٢٠٠	٥,٧٩٠	٢,٧٧٦
المستوى التعليمي	القصيم	٩٥	٤,١٤٠	١,٠٤٨	غير سعودي	١٦	٥,٦٣٠	٠,٥٠٠
	الرياض	١٠٥	٤,٨٢٠	١,١٩١	سعودي	١٨٤	٤,٤٠٠	١,١٦٤
	الكل	٢٠٠	٤,٥٠٠	١,١٧٣	الكل	٢٠٠	٤,٥٠٠	١,١٧٣

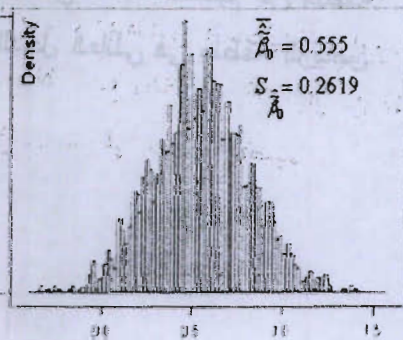
ملحق رقم (٢): توزيع المعاينة البوتسترابية لمعامل نموذج الإتفاق الذي يشمل

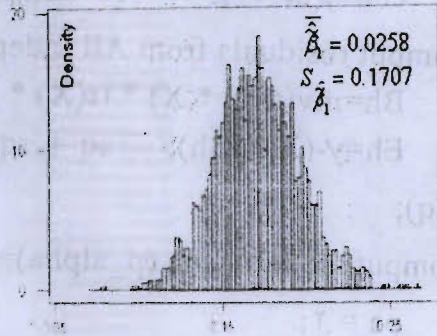
الدخل وعدد أفراد الأسرة

توزيع المعاينة

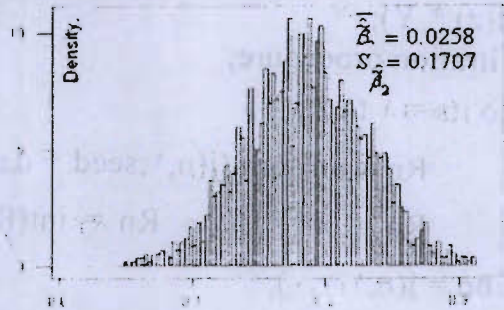
توزيع المعاينة البوتسترابية لتقدير القاطع $\hat{\beta}_0$

البوتسترابية لتقدير معامل انحدار الدخل $\hat{\beta}_1$





توزيع المعاينة البوتسترابية لتقدير معامل انحدار عدد أفراد الأسرة $\hat{\beta}_2$



ملحق رقم (٣): برنامج للحصول على نتائج تطبيق طريقة البواقي البوتسترابية

```
option ps=٦٥; option ls=٧٨; option pageno=١;
```

```
data a; input n p seed R;
```

```
cards;
```

```
٢٠٠ ٥ ١٢٣٤٥ ٢٠٠٠
```

```
data cons_bo; infile 'cons_bo.prn';
```

```
input no y x١-x٥;
```

```
proc iml;
```

```
use a;
```

```
read var{n} into n;
```

```
read var{seed} into seed;
```

```
read var{p} into p;
```

```
read var{R} into R;
```

```
use cons_bo;
```

```
read var{no} into no;
```

```
read all var{y} into y;
```

```
read all var{x١} into x١;
```

```
read all var{x٢} into x٢;
```

```
read all var{x٣} into x٣;
```

```
read all var{x٤} into x٤;
```

```
read all var{x٥} into x٥;
```

```

con=j(n,1,1);    X = con||x1||x2||x3||x4||0;
* comput residuals from All independent variables(x1_xo);
  Bh=inv(t(X) * X) * (t(X) * Y);
  Eh=y-(X * Bh);    sq = sqrt(1-((p+1)/n));    Eh = Eh *
(1/sq);
* comput modelAlpha (p_alpha)=2;
  pa = 2;
  z = j(n,pa,.,.);    z = con||X[,2];    Bhz = inv(t(z) * z) *
(t(z) * Y);
* iteration procedure;
do its = 1 to R;
  Rn = uniform(j(n,1,seed + its));
  Rn = Rn * n;    Rn = int(Rn) + 1;    ybo = j(n,1,.,.);
  Ebo = j(n,1,.,.);
do ib = 1 to n;
  iib= Rn[ib,1];    Ebo[ib,] = Eh[iib,];
End ;
  ybo = z * Bhz + Ebo;
  B_b = inv(t(z) * z) * (t(z) * Ybo);
  Res_b = Y - z * B_b;    Repre = t(Res_b) * Res_b;
  gama = Repre * (1/n);
  if its = 1 then B_boot = t(B_b);    else B_boot =
B_boot//t(B_b);
*comput F Statistics ;
  sum_y = t(y) * con ;
  C_F = sum_y * sum_y;    C_F = C_F/n;
  SST = t(y) * y - C_F;    SSR = t(B_b) * t(z) * y - C_F;
  SSE = SST - SSR;    Rs = SSR/SST;
  F1 = SSR * (n-pa);    F2 = SSE * (pa-1);
  F_t = F1 / F2;

```

```

if its = 1 then F_B = F_t; else F_B = F_B//F_t;
if its = 1 then R_B = Rs; else R_B = R_B//Rs;
End ;
print " independent variables X\ ";
tmean_b = B_boot[:,]; DB_b = B_boot -
repeat(tmean_b,R,1);
Boot_b = t(tmean_b);
VarB_b = t(DB_b) * DB_b * (1/(R-1));
Boot_F = F_b[:,]; Boot_R = R_b[:,];
SB_b = diag(VarB_b); RSB_b = Root(SB_b);
unit_v = j(pa,1,1); Std_b = RSB_b * unit_v;
zval_b = inv(RSB_b) * Boot_b;
print Boot_b Std_b zval_b; print Boot_F Boot_R;
print B_boot;

run;

```

أسماء المراجع

- ١- أبو علي، محمد سلطان و خير الدين، هناع، (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*. م١٤٠٢. ٥-٢٥.
- ٣- الدريني، محمود، (٢٠٠٥). استخدام أسلوب البوتستراب الإحصائي في اختيار النموذج الأمثل لدالة الادخار الخاص في مصر. *مجلة الجمعية الإحصائية المصرية*، م٢١، ١٤.

٤-Davis,C.G.(١٩٨٢),"Linkages Between Socioeconomic Characteristic Food Expenditure Patterns Nutritional Status of Low Income Household," A Critical Review, *Amer. J. Agri.*, Vol. ٦٤, No. ٥.

٥-Efron,B. (١٩٧٩), "Bootstrap Methods: Another Look at

- the Jackknife," *The Annals of Statistics*, vol. 7, No. 1, 1-26.
- 6-Freedman, D.A. (1981), "Bootstrapping Regression Models," *The Annals of Statistics*, vol. 9, No. 1, 1218-1228.
- 7-Fox, John, (2002), "Bootstrapping Regression Models," [Http://search.yahoo.com](http://search.yahoo.com).
- 8-Gujarati, D. (1999), *Essentials of Econometrics*, 2^{ed}. New York: McGraw-Hill.
- 9-Phlips, L. (1974), *Applied Consumption Analysis*, North Holland Publishing Company, Amsterdam, Holland.
- 10-Shao, Jun. (1996), "Bootstrap Model Selection," *Journal of the American Statistical Association*, June, Vol. 91, No. 434, 600-610.