مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6566 (Online) - ISSN 2518-6558 (Print)

تقدير نموذج الطلب شبه الامثل للأنفاق الغذائي في محافظة اربيل لعام 2012[1]

أ.د. صابر پيرداود عثمان
قسم الاقتصاد, كلية الادارة والاقتصاد, جامعة صلاح الدين، اربيل، اقليم كوردستان، العراق
saber.per1952@gmail.com

نەڤین عبدالقهار عبدالمجيد
قسم الاقتصاد, كلية الادارة والاقتصاد, جامعة صلاح الدين، اربيل، اقليم كوردستان، العراق
aveen.abdulmajed@su.edu.krd

معلومات البحث

تاريخ البحث:
الاستلام: ٢٠١٩/١٢/١٠
القبول: ٢٠٢٠/٠١/١٢
النشر: صيف ٢٠٢١

الكلمات المفتاحية:
AIDS Model, AL\AIDS Model, Food Demand Function, Demand Function, Expenditure Elasticity, Price Elasticity .

Doi:

10.25212/lfu.qzj.6.3.30

الملخص

بالاعتماد على بيانات مسح الانفاق الاسري في محافظة اربيل لعام (2012). تم تقدير دالة الانفاق الغذائي لعينة مكونة من (1933) اسرة باستخدام نموذج الطلب شبه الامثل (Almost Ideal Demand System (AIDS) و بطريقة (OLS). إذ تم اشتقاق مرونة الطلب الانفاقية والسعرية الذاتية من النموذج المقدر بعد إخضاعه للمعايير النظرية والاحصائية والقياسية المألوفة. لقد كانت النتائج مرضية, لاسيما بالنسبة لحجم واشارة المرونتين الانفاقية والسعرية, المتوافقة مع التوقعات المسبقة للدراسة, فضلاً عن توافقها مع المعايير النظرية. وتبين وجود عوامل اخرى غير اقتصادية مؤثرة بدرجة معنوية في الانفاق الغذائي كحجم الاسرة وتركيبها. أخيراً, تم التنبؤ بحجم الطلب المستقبلي على الغذاء بالاعتماد على النموذج القياسي المقدر. وفي الختام, استعرضت الدراسة جملة من الاستنتاجات والمقترحات المبنية على اساس نتائجها.

[1] البحث مستل من رسالة الماجستير الموسومة : (تقدير نموذج الطلب شبه الامثل لبعض البنود الغذائية الرئيسة في محافظة اربيل لعام 2012) المقدمة من قبل الطالبة نەڤین عبالقهار عبد المجيد إلى قسم الأقتصاد في كلية الأدارة والأقتصاد- جامعة صلاح الدين- أربيل عام 2015, وهي جزء من رسالة الماجستير في العلوم الأقتصادية.

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6558 (Print) - ISSN 2518-6566 (Online)

1. المقدمة:

أهمية الدراسة:

- تعد معرفة نمط الطلب على الغذاء و تقدير مروناته الانفاقية و السعرية, مؤشرات مفيدة لمتخذي القرار و تبني السياسات الأقتصادية و تساعد في معرفة مدى تأثر لإستهلاك جراء أية تغيرات تحصل في الأسعار و الدخول.

- إستخدام بيانات المقطع العرضي لتقدير المرونات الدخلية و السعرية - كما هو الحال بالنسبة للدراسة الحالية-يساعد في معرفة الأنماط الأستهلاكية للفئات الأجتماعية المختلفة في المناطق المختلفة, فضلاً عن معرفة تفاصيل أكثر حول العوامل غير الاقتصادية المؤثرة في الأنماط الإستهلاكية كالعوامل الديموغرافية والجغرافية والموسمية.

- نتائج الدراسة الحالية و استنتاجاتها تساعد الباحثين في إجراء دراسات مستقبلية ذات العلاقة بالانفاق الغذائي.

مشكلة الدراسة: تتلخص المشكلة بعدم توافر مؤشرات كمية لازمة لتبني وتقيم أية سياسات اقتصادية سليمة ذات علاقة باستهلاك السلع الغذائية كالمرونات السعرية والدخلية, هذا من جهة, ومن جهة اخرى عدم توافر بيانات الساسل الزمنية, لاسيما في الدول النامية, لتقدير هذه المؤشرات, وحتى في حالة توافرها لا تعطينا تفاصيل عن استجابة الاسر ذات الخصائص المختلفة للتغيرات الحاصلة في الاسعار والدخول.

رغم أن الإنفاق الغذائي في محافظة أربيل يشكل نسبة عالية من الإنفاق العام لعام 2012 و البالغة حوالي (40%), إلا أن الدراسات الخاصة بالسلوك الأستهلاكي للأسر في محافظة أربيل, كما هو الحال على مستوى الأقليم, هي محدودة جداً.

أهداف الدراسة : تتلخص اهداف الدراسة بالآتي:

1- اختيار افضل نموذج قياسي لمعرفة استجابة المستهلك للتغيرات الحاصلة في الدخول و الاسعار.

2- معرفة أثر العوامل غير الاقتصادية كالعوامل الديموغرافية, المكانية والموسمية, في الإنفاق الغذائي.

3- تقدير حجم الطلب على الغذاء في محافظة اربيل للفترات المستقبلية بالاعتماد على كل من النموذج القياسي المقدر والنمو السكاني.

فرضية الدراسة:

- تؤثر العوامل الإقتصادية المتمثلة بالدخل والأسعار تأثيراً معنوياً في السلوك الإستهلاكي للأسر المشمولة بالدراسة. إذ للدخل تأثير إيجابي في الإنفاق الغذاء, بينما للسعر تأثير سلبى.

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6558 (Print) - ISSN 2518-6566 (Online)

- العوامل الديموغرافية له تأثير معنوي في السلوك الأستهلاكي.

- استخدام نموذج (AIDS) لتقدير دالة الطلب على الغذاء يعطينا نتائج دقيقة وكفوءة.

أسلوب الدراسة : تستخدم الدراسة الحالية النموذج القياسي المسمى بالطلب شبه الأمثل لتقدير دالة الطلب على الغذاء في محافظة أربيل وبأستخدام طريقة OLS.

عينة الدراسة و مصادر البيانات: استخدمت الدراسة بيانات المسح الأسري لمحافظة أربيل الذي أنجزه الجهاز المركزي للإحصاء و تكنولوجيا المعلومات العراقي بالتعاون مع هيئة الإحصاء لإقليم كردستان - العراق في عام 2012, و شمل المسح (1933) أسرة, (645), (1288) منها في كل من الريف, و الحضر, على التوالي.

هيكلية الدراسة: الدراسة مجزأ الى ثلاث بنود رئيسية: الاول مختص بالجانب النظري, والثاني متعلق بالصياغة القياسية. أما الثالث مخصص لعرض نتائج النموذج القياسي المقدر وتحليله. أخيراً تأتي الاستنتاجات والمقترحات التي تتوصل اليها الدراسة.

الصياغة النظرية للنموذج القياسي المستخدم:

عادة ما يتم اشتقاق دوال الطلب من خلال تعظيم منفعة المستهلك في ظل مستوى محدد من دخله، أو ما يسمى بقيد الميزانية. بالنسبة للدراسة الحالية يتم استخدام الطريقة غيرالتعويضية, أي المارشالية, لتقدير دالة الطلب على الغذاء كما هي موضحة في أدناه (Seale Jr.,2003, p3):

$$\text{Maximize: } U = f(q_1, q_2, \dots\dots\dots, q_k) \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (1)$$

$$\text{Subjectto: } \sum_{i=1}^{k} p_i q_i = y \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (2)$$

حيث ان:i=1،2،.....الى k من السلع والخدمات المشتراة.

U = دالة المنفعة، y هو اجمالي الدخل المنفق و Pو q يشيران الى الاسعار والكميات، على التوالي.

يتم التوصل الى أعظم المنفعة بتعظيم دالة لاجرانج (Lagrangian) اي الدالة الاتية:

$$L = U - \lambda(\sum p_i q_i - y) \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (3)$$

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6566 (Online) - ISSN 2518-6558 (Print)

اذ أن λ يرمز لمضاعف لاجرانج. ان تحقيق الشرطين الأول و الثاني لتعظيم هذه الدالة يفضي الى اشتقاق مجموعة من معادلات الطلب التي تسمى بدالة طلب مارشال او غير التعويضية التي تعبر عن الكميات المطلوبة من السلع و الخدمات باعتبارها دالة لكل من الدخل و الأسعار، أي :

$$q_i = g_i(y, p_i) \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (4)$$

من الجدير بالذكر بأنه, توجد نماذج عديدة لتقدير دوال الطلب, الدراسة الحالية تستخدم نموذج (AIDS). الذي سيتم استعراضه في البند القادم.

نموذج الطلب شبه الأمثل[Almost Ideal Demand System(AIDS)] :

تم اقتراح هذا النموذج من قبل الباحثان (Deaton and Muellbaur, 1980), حيث اعتقدا بتوافر مجموعة من الخصائص المرغوبة والموجودة في نماذج أخرى للطلب بشكل مبعثر, أي لايوجد نموذج واحد تتوافر فيها هذه الخصائص جميعاً في آنٍ واحد, كما يفعل ذلك نموذج AIDS. إذ أن النموذج مشتق من الصيغة الأصلية للنموذج المقترح من قبل (Working, 1943) و (Lesser, 1963) والمسمى بنموذج (Working-Lesser) و إختصاره هو (W-L).فوفقاً لـ (Muellbuar , 1976), عندما تكون الحصة الانفاقية للسلعة (i) (w_i) دالة خطية للوغارتم الدخل (أو الإنفاق الكلي) (lnx) يسمى النموذج بـ(Price-Independent Generalized Logarithmic) اللوغاريتم المعمم لسعر المستقل و إختصاره هو (PIGLOG).

عموماً, يمكن صياغة نموذج (W-L) كالآتي:

$$w_i = a_i + \beta_i \ln x + \gamma_i z_i + \varepsilon_i \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (5)$$

بالمقابل, يمكن صياغة نموذج (AIDS) وفقاً للمعادلة الآتية (Deaton and Muellbuar , 1980):

$$w_i = a_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln\left(\frac{x}{p}\right) + A_i Z_i + \varepsilon_i \dots\dots\dots\dots (6)$$

حيث أن:

$i, j = 1,2 \dots\dots\dots n$ من السلع والخدمات .

$wi = \frac{p_i q_i}{x}$ هي الحصة الإنفاقية للسلعة (i)، P_j هي أسعار السلع موضوعة الدراسة , بضمنها السلعة (i).

$x = \sum p_i q_i$ هو المتوسط الفردي لمجموع الإنفاق على السلع موضوعة الدراسة.

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6566 (Online) - ISSN 2518-6558 (Print)

$p =$ هو الرقم القياسي للأسعار (Price Index).عليه , فان $\frac{x}{p}$هو المتوسط الفردي للأنفاق الحقيقي.

$Z_i =$هي العوامل الأخرى المؤثرة في الطلب على السلع.

$A_i, \beta_i, \gamma_{ij}, a_i$هي المعلمات التي يتم تقديرها.

في حالة معرفة قيمة (p). تصبع المعادلة (6) خطية في معلماتها $(A_i, \beta_i, \gamma_{ij}, a_i)$ و بالأمكان تقديرها معادلة بعد معادلة بطريقة المربعات الصغرى الإعتيادية (OLS). وفي حالة عدم معرفة (p) يتم الاستعانة بمؤشر (Stone)كبديل لمؤشر (p) والذي يمكن احتسابه وفقاً للصيغة الاتية (Deaton and Muellbauer, 1980):

$$\ln P^* = \sum_{i=1}^{n} w_i \ln P_i \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (7)$$

نظراً لتأثر مؤشر (Stone) بالتغيرات الحاصلة في وحدات قياس الأسعار, الأمر يستلزم أخذها بنظر الأعتبار.

وعليه, فان إستخدام (Log-Linear) للرقم القياسي لسعر لاسبير (Laspeyer's Price Index) قد يساعد في التغلب على أخطاء القياس و ذلك بأستبدال w_i بـ$(\overline{w_i})$. إذ أنَّ الرمز الأخير يشير إلى متوسط حصة الميزانية للسلعة (i) أو للبند السلعي (i). وبذلك يمكن صياغة مؤشر لاسبير كالآتي (Chern , et al ; 2002, p 24):

$$\ln(P^L) = \sum_{i=1}^{n} \overline{w_i} \ln(P_i) \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (8)$$

وفي حالة إرتباط قوي بين الأسعار, فان المؤشرات P و P^* يرتبطان معاً بنسبة و تناسب -أي- يكون لدينا:

$$P \cong \lambda P^* \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (9)$$

الصياغة الخطية لنموذج (AIDS):

بتعويض الرقم القياسي للسعر وفقاً للمعادلة (7)يتم الحصول على صيغة التقريب الخطي للنموذج (Linear Approximation Almost Ideal Demand System) أي (AL/AIDS) و كالآتي:

$$wi = a_i^* + \sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln\left(\frac{x}{P^*}\right) + \sum A_i Z_i + \varepsilon_i \dots (10)$$

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6558 (Print) - ISSN 2518-6566 (Online)

[2] Where : $a_i^* = a_i - \beta_i \ln\lambda$

إشتقاق المرونات:

مرونة الطلب الإنفاقية (Expenditure Elasticity of Demand):

بعد تقدير المعادلة (10), يمكن تقدير المرونة الإنفاقية (η_i) وفقاً للصيغة الآتية (Tash, et al: 2012) و (Agbola, et al: 2002) :

$$\eta_i = \frac{\partial q_i}{\partial x} \cdot \frac{x}{q_i} = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (11)$$

حيث ان x يشير الى اجمالي الانفاق و q_i الكمية المستهلكة (المطلوبة) من السلعة (i).

من الجدير بالذكرأنه عند قياس الكميات المطلوبة بالقيمة النقدية يكون حجم المرونات الإنفاقية أكبر. لأن إستجابة القيمة النقدية أكبر من إستجابة الكمية الطبيعية للطلب وهي نتيجة منطقية. إذ أنَّ أصحاب الدخول العالية, فضلاً عن شرائهم كميات أكبر, فأنهم في الوقت نفسه يشترون سلع كمالية و بالتالي يدفعون أسعار أعلى (Tomek and Robinson, 1972, p 34).

إذا كانت مرونة الطلب الإنفاقية لأية سلعة موجبة على العموم تعني بأنها سلعة إعتيادية (Normal), أما إذا كانت سالبة فهي رديئة (Inferior) من جهة أخرى, إذا وقعت قيمة المرونة بين الصفر والواحد الصحيح تعني بأن السلعة موضوعة الدراسة هي ضرورية (Necessary), أما إذا كانت المرونة أكبر من الواحد الصحيح, فأنها سلعة راقية أو ترفية (Superior or Luxury). (Anwarul Hug and Arshad, 2010),(Fabiosa and Soliman,2008, p 3) و (Varian, 2011, p 101).

---

[2] توضيح كيفية التوصل إلى (10):
بأخذ لوغاريتم طرفي (9):

$$\ln P = P^* + \ln\lambda \dots\dots\dots (a)$$

2- بالتوسع في المعادلة (6) مع حذف الحدين الأخيرين للتبسيط:

$$w_i = a_i + \sum_i \gamma_{ij} \ln P_j + \beta_i \ln x - \beta_i \ln P \dots\dots\dots (b)$$

بتعويض (a) في (b) و إعادة الصياغة نحصل على:

$$\begin{aligned} w_i &= a_i + \sum_{i=1} \gamma_{ij} \ln P_j + \beta_i \ln x - \beta_i \ln P^* - \beta_i \ln\lambda \\ &= a_i - \beta_i \ln\lambda + \sum \gamma ij \ln P_j + \beta_i \ln x - \beta_i \ln P^* \\ &= a_i^* + \sum \gamma_{ij} \ln P_j + \beta_i (\ln x - \ln P^*) \\ &= a_i^* + \sum \gamma_{ij} \ln P_j + \beta_i \ln\left(\frac{x}{P^*}\right) \dots\dots\dots (10) \qquad \text{Where } a_i^* = a - \beta_i \ln\lambda \end{aligned}$$

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6566 (Online) - ISSN 2518-6558 (Print)

مرونة الطلب السعرية الذاتية (أو المباشرة) (Own or Direct Price Elasticity of Demand):

عادة ماتكون المرونة السعرية الذاتية سالبةو تتراوح قيمتها بين سالب مالانهاية و موجب مالانهاية. ولكن يوجد نوع خاص من السلع الرديئة والتي تسمى بسلعة جيفن (Giffen Good) مرونة طلبها السعرية الذاتية هي موجبة (Varian, 2011, p 102-106), (Deardorff,s , 2010). وبما ان المرونة الموجبة مخصرة بسلعة منفردة وليست بنود انفاقية, وبما أنه لايوجد اي بند انفاقي ردئ, منها البنود الغذائية. لذا لايوجد هذا النوع من المرونة الموجبة ولا يتم التطرق اليها.

عموماً, إذا كانت لأية سلعة بدائل متاحة وقريبة منها فأن مرونتها السعرية الذاتية على العموم تكون عالية, بعكس السلع التي لها بدائل متاحة أقل حيث تنخفض مرونتها. كما أن المرونة تكون منخفضة (اقل من واحد) بالنسبة للسلع الضرورية وعالية (اكبر من واحد) بالنسبة للسلع الترفية (Alderman, 1986, p 1).

أدناه الصيغ الرياضية لمرونة الطلب السعرية الذاتية المارشالية, أي غير التعويضية $(e_{ij}{}^{m})$و التعويضية, أي الهكسية $(e_{ij}{}^{H})$, على التوالي:

$$e_{ii}{}^{M} = -1 + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_i \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (12)$$

$$e_{ii}{}^{H} = -1 + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} + w_i \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (13)$$

من الجدير بالذكر, بانه مادامت الدراسة محصورة فقط بتقدير دالة الطلب على الغذاء كبند انفاقي, لذا لم يتم تقدير دوال الطلب على بقية البنود الانفاقية, لذا لم يتم اشتقاق المرونات السعرية العبورية.

مرونة الطلب للحجم (Size Elasticity of Demand):

تمثل هذه المرونة التغير النسبى في الطلب على السلعة, موضوعة الدراسة الناجم عن التغيير النسبى في حجم الأسرة. و عادة ما تكون هذه المرونة موجبة الأشارة. تختلف العلاقة بين حجم الأسرة والطلب على أية سلعة بحسب نوع السلعة فيما اذا كانت سلعة عامة (Public Goods) أو سلعة خاصة (Private Goods). إذ الأولى تضم السلع التي يشارك في إستهلاكها كل أو بعض أفراد الأسرة. أما السلع الخاصة فهي السلع التي لا يشترك أفراد الأسرة في إستهلاكها. فقد يرى (Deaton and Paxon , 1998) بأن إقتصاديات السعة (Economies of Scale) للسلع العامة تحدد الموارد الأقتصادية المتولدة عن الأدخار الناجم عنها لتوجيهها نحو إستهلاك السلع الخاصة. فبالنسبة للسلع الخاصة, كلا التأثيرين الدخلي و الأستبدالي ينجمان عن تغيير السعر, ويعملان بالأتجاه المضاد لبعضهما. إذ من المحتمل أن يتغلب التأثير الدخلي على التأثير الأستبدالي بالنسبة للسلع الخاصة التي يصعب إستبدالها. لذا يزداد متوسط الإنفاق

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6558 (Print) - ISSN 2518-6566 (Online)

الفردي عليها بزيادة الدخل. إذ يعد الغذاء عموماً من البنود الإنفاقية التي يصعب إستبدالها, لاسيما من قبل الفقراء. لذا عندما يكون المتوسط الفردي للموارد المتاحة للأسرة ثابتاً, فإنَّ ألإستهلاك الفردي على الغذاء يزداد بزيادة حجم ألأُسرة.

مزايا نموذج الطلب شبه الأمثل:

من الجدير بالذكر بان هذا النموذج يتمتع بمزايا عديدة لا تتوافر في النماذج الاخرى, وهو الافضل بالنسبة للأقتصاديين الزراعيين (Fayyad, 1995, p 2-3), (Karagiannis, et al ; 2000), الدراسة ليست بصدد استعراضها لعدم وجود جمال لسرد تفاصيلها, وانما الاشارة الى اهمها فقط وهي: قدرته على تحقيق اهم شروط (قيود) تقدير نظام من معادلات الطلب (Ahmad and Shams, 1993, p 27) و(Deaton and Muellbuar, 1980), من الصيغ الدالية المرنة وتقديره سهل وبسيط وقدرته على التجميع على مستوى المستهلكين (Barnett and Ousmane, 2006, p 2), تحقيقه لبديهيات الخيار وامتلاكه شكلاً رياضياً متوافقاً مع بيانات ميزانية المسح الاسري (Chang, et al; 2010, p 8) وسماحه بادخال عوامل غير اقتصادية مؤثرة في تفضيلات, بالتالي طلب المستهلك, كالعوامل الاجتماعية والديموغرافية (Asano and fiuza, 2001) و (Agbola, et al; 2002, p 3). اخيراً, بما ان الاستهلاك الاسري يتكون من مجموعة كبيرة جداً من السلع والخدمات الذي من الصعب جداً معرفة اسعار وكميات كل هذه البنود واستخدامها لتقدير نماذج الطلب على هذه السلع والخدمات. لذا أتى نموذج (AIDS) لحل هذه المشاكل (De Menezes, et al; 2006).

الصياغة القياسية للنموذج المقدر: (Econometrics Specification of The Estimated Model)

وهي المرحلة الاولى التي فيما يتم تحديد المتغيرالتابع و المتغيرات التوضيحية, وتحديد الشكل الرياضي للنموذج المطلوب تقديره, ووضع فرضيات أو توقعات مسبقة لإشارات معاملات المتغيرات التوضيحية. (Studenmund, 2006, P 69).

أولاً: تحديد المتغيرات:

المتغير التابع: نموذج (AIDS) يستلزم ان يكون المتغير التابع نسبة الإنفاق على الغذاء (wf).

المتغيرات التوضيحية:

1- الدخل (m): إن أحد القيود المفروضة على دوال الطلب هو أنَّ الدخل المخصص للإنفاق من قبل الأسرة هو حاصل جمع أسعار السلع المستهلكة مضروباً في كمياتها أي : $\sum piqi = X$. عليه يتم إستخدام إنفاق الأسرة (X) بدلاً من دخلها (m) (Bopape and Myers, 2007, P 6). وعادة ما يتعذر الحصول على معلومات دقيقة عن الدخل لأسباب عديدة, الدراسة ليست بصدد إستعراضها, لذا يتم استخدام

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6566 (Online) - ISSN 2518-6558 (Print)

إجمالي الإنفاق بأعتباره متغيراً نائباً للدخل (Ackly, 1967, P 22), (Pyatt, 1977) و (Moon, 1977, P5). عليه تم إعتبار متوسط الأنفاق الفردي (X/N) للأسرة أحد المتغيرات التوضيحية المؤثرة في نسبة الأنفاق الغذائي للأسرة.

إنّ معرفة تأثير السياسات السعرية على الغذاء يستلزم عزل التأثيرات الأستبدالية في الطلب للغذاء. (Pitt, 1983). وعليه معاملات الأسعار في نموذج طلب شبه الأمثل تمثل المرونات السعرية التعويضية, لذا فهي تعد مقياساً أفضل لمعرفة ألإستبدال بين السلع لكونها تقيس فقط التأثير الأستبدالي, تاركة التأثير الدخلي, أي أنها تقيس فقط الأثر السعري (Ojogho and Alufohai, 2010).

2- حجم الأسرة (N): يوجد إتفاق عام بشأن إدخال هذا المتغير بأعتباره متغيراً توضيحياً عند تقدير دوال الطلب, ولكن الأمر مختلف بشأن الصيغة الرياضية التي يأخذها هذا المتغيير. بعض الدراسات تدخل المتغير بالصيغة الخطية (UL Haq, et al; 2009, p 602), والبعض يدخله بالشكل التربيعي للإمساك بأقتصاديات الحجم -أي- إدخال كل من (N)و $(N)^2$ (Cox and Wohlgenant, 1986) والبعض يدخل المتغير بالصيغة اللوغاريتمية$(\log N)$ (Chern, et al; 2002, p 14), (Gibson and Rozelle, 2006, p 84).

3- الأسعار: إن نموذج الطلب شبه الأمثل يستلزم أخذ جميع البنود الإنفاقية الغذائية بنظر الإعتبار. و بما أن أي بند غذائي مكون من مجموعة من السلع غير المتجانسة, ولهذا لا يوجد سعر واحد, لذا عادة ما يتم إستخدام متوسط الأسعار الموزونة (Pi)و الأوزان هي الحصة النسبية للسلعة(Wj) في البند (i) أي : $Pi = \sum_{j=1}^{n} wj\ pj$ (Ulubasoglu, et al; 2010, p 6) . و في حالة عدم توافر أسعار السلع المكونة للبند يتم إستخدام سعر الوحدة (unit price) أو ما يسمى بقيمة الوحدة (unit value) وهي عبارة عن قيمة البند مقسوماً على الكمية المشتراه, (Regorśek, et al; 2006) و (Barslund, 2011, p 7) وقد يتم إستخدام هذا النوع من الأسعار لتقدير دوال الطلب, أو يتم تعديلها بالنسبة لإختلافات النوعية.

بما أن السعر أحد المحددات الرئيسية المؤثرة في الطلب على أية سلعة أو خدمة, و بما أن نموذج (AIDS) يلزمنا بأدخاله, وبما أنه من الصعب, إن لم يكن من المستحيل, إيجاد سعر للغذاء المكون من عدد هائل من السلع. عليه, تم إستخدام قيمة الوحدة (unit value) كمتغير نائب عن السعر, الذي يستلزم توضيح كيفية الحصول عليها. فقد تم إحتساب قيمة الوحدة للغذاء, التي تم ترميزها بـ (Pfood) بأعتبارها حاصل جمع قيم الوحدة لجميع الغذائية بعد ترجيها بنسب الأنفاق على تلك البنود. وبهذه الطريقة, فان قيمة الوحدة لا تعكس السعر فحسب, بل النوعية أيضاً (Chung, et al; 2001). لذا من الطبيعي أن يتغير مستواها من أسرة لأخرى لكون البضاعة المشتراة مكونة من مجموعة من السلع غير المتجانسة. وتوجد تسميات أخرى لقيمة الوحدة كسعر الوحدة (unit price) و (Imputed price).

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6566 (Online) - ISSN 2518-6558 (Print)

إن إستخدام هذه الصيغة لأحتساب سعر الغذاء اصبح مألوفاً من قبل العديد من الباحثين في الدول النامية لأجراء الدراسات الخاصة بالطلب على الغذاء, وتم الحصول على نتائج مرضية. فعندما تكون البضاعة (المكونة من عدة سلع) تكون غير متجانسة, فان قيمة الوحدة تعد من المحددات الأساسية لمشتريات الأسرة (Dong, et al; 1998) و (Gibson and Rozelle, 2006, p 35).

إن المتغيرات التوضيحية الثلاثة المذكورة في أعلاه, هي أهم المتغيرات المؤثرة في الطلب, ولكن توجد عوامل اخرى مؤثرة, الأمر يستلزم أخذهابنظر الأعتبار. وأهم تلك العوامل هي: تركيب الأسرة, المستوى التعليمي لرئيس العائلة و أو للزوجة, نسبة الأنفاق على الغذاء خارج البيت, منطقة السكن هل في الريف أو الحضر, موسم جمع البيانات, ملكية السكن, إمتلاك الأسرة للسيارة أو عدم إمتلاكها, الفئات الدخلية أو الأنفاقية للأسرة وغيرها (Islam and Siwar, 2005).

كما يظهر إن عدد المتغيرات كبير جداً, لذا فان التقدير و التحليل قد يصبحا معقدين إلى حد ما. إذ لاتوجد دراسة من هذا النوع تتضمن كل هذه المتغيرات. لذاتم حذف بعض المتغيرات التي سببت مشاكل إحصائية أو قياسية, إذا كانت تلك المتغيرات غير أساسية.ولكن تم التأكد على شيء واحد وهو أنه لايمكن إبعاد متغيرين إقتصاديين أساسيين وهما الدخل و الأسعار, فضلاً عن متغير أساسي آخر وهو حجم الأسرة.

على ضوء التوضيح أعلاه تم تقدير النموذج القياسي الاتي الممثل بنموذج (AL/AIDS):

$$W_{fi} = b_0 + b_1 \ln Pfood + b_2 \ln\left(\frac{X}{N}\right) + b_3 N + b_4 N_1 + b_5 N_2 + b_6 N_3 + b_7 N_4 + b_8 Xf_1 + b_9 Xf_2 + b_{10} Xf_3 + \varepsilon_i \dots\dots\dots (14)$$

حيث $i = 2,1 \dots\dots n$ من مشاهدات الأسر المشمولة بالدراسة.

$b_{10} \dots\dots b_2, b_1, b_0$ وهي المعلمات المطلوب تقديرها.

$X =$ إجمالي انفاق الأسرة على السلع والخدمات المختلفة.

$N =$ عدد أفراد الأسرة

$N_1 =$ عدد الأطفال من السن الخامسة فما دون

$N_2 =$ عدد الأطفال من السن السادسة إلى 12سنة

$N_3 =$ عدد الأطفال من السن 13إلى 18سنة

N_4 Ratio: نسبة الأفراد البالغين الذين هم أكبر من 18 سنة كنسبة مئوية من إجمالي عدد الأفراد (%).

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6558 (Print) - ISSN 2518-6566 (Online)

لقد تم أخذ النسبة و ذلك للتخلص من مشكلة ٱلإرتباط المتعدد التام بين حجم الأسرة (N) و مجموع عدد الأفراد في الفئات العمرية المختلفة, مما يستحيل معها تقدير دوال الطلب.

$Xf_1 = 1$عندما الأسرة تنتمي إلى الفئة الإنفاقية الأولى

$Xf_2 = 1$ عندما الأسرة تنتمي إلى الفئة الإنفاقية الثانية

$Xf_3 = 1$ عندما الأسرة تنتمي إلى الفئة الإنفاقية الثالثة

لقد تم التعبير عن الفئات الإنفاقية بالمتغيرات الوهمية وهي مكونة من أربع فئات إنفاقية, على أساس متوسط الإنفاق الفردي الشهري العام على الغذاء البالغ (109887.62) دينار. إذ أن الفئة الإنفاقية الأولى (Xf_1)تشمل الأسر التي متوسط إنفاقها الشهري على الغذاء أقل من نصف المتوسط العام البالغ (54943.812) دينار, أما الفئة الإنفاقية الثانية (Xf_2) تشمل الأسر التي متوسط إنفاقها الشهري على الغذاء يقع بين المبلغين أعلاه, والفئة الثالثة (Xf_3) تشمل الأسر التي يتراوح متوسط إنفاقها الشهري بين المتوسط العام, وحدًّا فاصلاً محدداً بإضافة نصف المتوسط العام إلى ذلك المتوسط والبالغ حوالي (164831.44) دينار, أما الفئة الرابعة (Xf_4) محددة بالأسر التي متوسط إنفاقها الشهري أعلى من هذا الحد.

ε_i =حد الخطأ (Error Term) أو قد يسمى بالبواقي (Residuals)

التوقعات المسبقة حول حجم وإشارة المعلمات المطلوب تقديرها:

لقد تم التطرق إلى أثر كل من الأسعار, الدخل وحجم الأسرة في السلوك ٱلإستهلاكي للأسرة في البند الاول, لذا لاداعي هنا لتكرارها, وأمَّا بالنسبة للفئات الإنفاقية فمن المتوقع أن يكون سلوك الفئات الإنفاقية الأدنى مختلف عن نظيرتها العليا, فكلما إرتفعت مستويات متوسطات الإنفاق الفردي تنخفض نسبة الإنفاق على الغذاء (wf), والعكس بالعكس. ولكن لاتوجد توقعات دقيقة بشأن تأثير الفئات العمرية المختلفة في نسبة الأنفاق على الغذاء (Agbola, et al; 2002, P 7).

طريقة التقدير:

يقول الباحثان (Asano and Wang, 2008, p 6) بأنه يمكن إستخدام (OLS) لتقدير نظام معادلات الطلب معادلة بمعادلة. وبحسب (Mittal, 2006, p 23) فان مقدرات OLS متسقة و كفوءة علماً بأنها مستخدمة من قبل الدراسات لتقدير معادلات الطلب على المنتجات الغذائية من أمثال (Ahmad and Shams, 1993, p 8), (Koc and Tan, 2001) و (Jiumpanyarach, 2011) وغيرهم. عليه, فان الدراسة الحالية بدورها تستخدم طريقة (OLS) لتقدير معادلات الطلب على البنود الغذائية موضوعة الدراسة وهي بسيطة و مألوفة.

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6566 (Online) - ISSN 2518-6558 (Print)

التنبؤ بالطلب المستقبلي على الغذاء:

ان احد اهداف الدراسة الحالية-كما ذكر-هو تقديرحجم الطلب على الغذاء اذا ماتوافرت المؤشرات المطلوبة،كما هي موضحة في الصيغة الاتية (Mittal, 2006, p 14):

$$F_t = [(Fm0)(N_t)][(\ 1 + (G)(\eta 1)\ )]^t \dots\dots\dots (15)$$

حيث: t = يشير الى الفترة الزمنية، $\eta 1$ = المرونة الإنفاقية للغذاء، N_t= حجم السكان المتوقع في الفترة t، Fm_0= قيمة الإنفاق الفردي على الغذاء في سنة الأساس، F_t = إجمالي قيمة الإنفاق على الغذاء في الفترة t و G = معدل النمو السنوي في الدخل(أو الإنفاق) الفردي.

يتم تقدير معدل النمو المركب المستمر لاية ظاهرة وفقاً للمعادلةالاتية (Chiang, 1984, p 281):

$$V = Ae^{rt} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (16)$$

حيث أن (V) و (A) هما القيمة المستقبلية والحالية لاية ظاهرة (كا الدخل او الإنفاق)، على التوالي. و(r) و (t) هما معدل النمو السنوي والزمن،على التوالي. و (e) هواساس اللوغارتم الطبيعي. باخذ لوغاريتم طرفي المعادلة:

$$Ln\ V = Ln\ A + rt \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (17)$$

تستخدم المعادلة (17) لتقدير (r) للدخل (اوالإنفاق) وبعدها تقدير حجم الطلب على الغذاء للاستهلاك البشري فقط (Ft)، أي استبعاد استهلاك الحيوانات للحبوب كعلف، في اية فترة اذا ما توافرت البيانات المطلوبة.

إختيار النموذج المقدر:

لقد تم إختيار النموذج القياسي المقدر الخاص بالطلب على الغذاء لعينة الدراسة وفقاً للمعايير الآتية:

أولاً: معايير النظرية الاقتصادية : وفقا لهذا المعيار فان اشارة و حجم المعلمات المقدرة، كالمرونات الإنفاقية والسعرية. يكون متوافقا مع النظرية الاقتصادية و المنطق ونتائج الدراسات السابقة .

ثانياً: المعايير الاحصائية: يتم إستخدام المعايير الاحصائية للتأكد من مدى القدرة التفسيرية والمعنوية الإحصائية لمعلمات الأنموذج المختار التي تنسجم مع النظرية الاقتصادية, والمعايير الإحصائية المستخدمة من قبل الدراسة الحالية هي:

إختبار(t): بإستخدام هذا الإختبار يتم تحديد مستوى معنوية تأثير المتغير التوضيحي الداخل في الأنموذج في المتغير التابع (Hansen,2011,p.147).

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6558 (Print) - ISSN 2518-6566 (Online)

إختبار(F): يبين هذا الإختبار جودة توفيق الدالة المقدرة -أي- مدى معنوية تأثير جميع المتغيرات التوضيحية الداخلة معاً في النموذج في التغيرات الحاصلة في المتغير التابع (السيفو وآخرون، 2006، ص189).

معامل التحديد المعدل (R^{-2}): وهو يحدد النسبة المئوية للتغيرات الحاصلة في المتغير التابع التي تعزى الى التغيرات الحاصلة في المتغيرات التوضيحية التي تضمنتها الدالة المقدرة (بخيت، فتح الله، 2002، ص ص 78-143). بما أن قيمة (R^{-2}) عموماً منخفضة نسبياً للنموذج القياسي المقدر, وبما أن (R^{-2}) هو أحد المعايير الأحصائية الذي له تفسير محدد وغير مرتبط لا بالمعايير النظرية ولا بالتوقعات المسبقة ولا بفرضيات (OLS), لذا فهو ليس بمعيار حاسم لأنه يحتوي على عيوب. لذا فإن إنخفاض قيمة هذا المعيار نسبياً يحتاج الى توضيح, وبذلك يسهل تفسيره, كما موضح في أدناه:

إن (R^{-2}) هو أحد معايير جودة التوفيق و إختيار النماذج المقدرة. ولكنه لا يخلو من عيوب وهي:

1- إنه يقيس جودة التوفيق فقط للبيانات الواقعة قيم مشاهداتها ضمن مدى قيم العينة موضوع الدراسة. بمعنى أنه يقوم بقياس كيف هي قيم المتغير التابع المقدرة القريبة من القيم الفعلية, ولا توجد ضمانة بأن تكون القيم المقدرة (المتنبأ بها) مع القيم الفعلية لها نفس العلاقة إذا كانت قيم مشاهدات المتغير التابع وقعت خارج مدى قيم العينة.

2- عند مقارنة قيمتين لـ (R^{-2}) لابد أن يكون للمتغير التابع نفس الصيغة الرياضية. مثلاً ان يكون الإثنان خطيان, إذ لايجوز أن يأتي أحدهما خطياً والآخر لوغارتمياً.

3- كلما زاد عدد المتغيرات التوضيحية (X،s) لا تنخفض قيمة (R^{-2}) أبداً لذا يغري الباحث بإضافة المزيد من (X،s). (Gujaratti, 2009, p 493)

بعض الباحثين يريدون تعظيم قيمة (R^{-2}) ولكن تعظيم (R^{-2}) ليس هدفاً لأي نموذج قياسي. إذ يجب الإهتمام أكثر بالحصول على تقديرات للنماذج القياسية بما تتوافق مع المنطق و مفاهيم النظرية الأقتصادية, بدلاً من الحصول على (R^{-2}) عالي, فاذا كانت قيمة (R^{-2}) عالية, هذا شيء جيد, ولكن إذا كانت منخفضة لايعني ذلك بأن النموذج المقدر هو نموذج سيء, فبعض الباحثين لايرغبون في أستخدام (R^{-2}) كمقياس لجودة التوفيق أو لأستخدامه للمقارنة بين نموذجين مقدرين. (Gujaratti, 2009, p 206)

يذكر (Goldberger) بأنه عند إجراء الإنحدار لسنا بحاجة الى أن تكون قيمة (R^{-2}) عالية. إذ أن القيمة العالية لـ (R^{-2}) لا يدل على جودة النموذج و لا القيمة المنخفضة لها دليل أنه نموذج رديء, في الواقع الشيء المهم حول (R^{-2}), هو أنه غير مهم عند تقدير النماذج القياسية, إذ أن النموذج يهتم بتقدير معلمات المجتمع, وغير مهتم بجودة التوفيق للعينة. (Goldberger, 1991, p 177-178)

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6566 (Online) - ISSN 2518-6558 (Print)

يتبين من خلال الطروحات أعلاه, أنها لاتوجد على العموم قاعدة عامة مقبولة من قبل الجميع, حول تحديد الحد الأدنى لقيمة (R^{-2}) التي يجب أن تكون مقبولة, فلا توجد أية فرضية من فرضيات (OLS) تذكر شيئاً حول تحديد الحد الادنى لقيمة معامل التحديد. إذ توجد العديد من النماذج القياسية المقدرة موفقة وفقاً للمعايير النظرية, رغم أُنخفاض قيمة (R^{-2}), فعادة ما تكون قيمة (R^{-2}) منخفضة للنماذج التي تستخدم بيانات المقطع العرضي, كما هو الحال بالنسبة للدراسة الحالية, بعكس أُستخدام بيانات السلاسل الزمنية التي لها قيمة عالية لمعامل التحديد, فعادة ما تكون قيمة (R^{-2}) مقبولة عند أُستخدام بيانات المقطع العرضي والسلاسل الزمنية إذا ما إقتربت من (0.30) و (0.90), على التوالي. (Kunst, 2011, p 107) و (Wooldridge, 2013, p 200 and 370)

ثالثاً: المعايير القياسية: تستخدم الاختبارات القياسية للكشف عن المشاكل القياسية ومن أهمهاهي:

1- الارتباط الخطي المتعدد (Multicollinearity): الارتباط العالي بين المتغيرات التوضيحية لا يمنع من استخدام (OLS) لتقدير اي نموذج قياسي، حيث تحتفظ المقدرات بجميع خصائصها، ولكن ينجم عنه تأرجح في تقدير المعلمات, وقد تاخذ اشارات خاطئة ،فضلا عن كبر حجم تبايناتها اذا ما حدثت تغييرات طفيفة في البيانات. لذا، يجب توخي الحذر من بناء اية استنتاجات محددة بشان النتائج (Watson and Teelucksingh, 2002, p41) و (Greene, 2003, p 57) و (Gujarati, 2003, p343-348). وقدتم استخدام اختبار (VIF) للكشف عنها، كما موضح أدناه:

$$\text{Variance Inflation Factor (VIF)} = \frac{1}{(1-Ri^2)} \dots\dots\dots\dots\dots\dots (18)$$

حيث: R_i^2 هو معامل التحديد لانحدار المتغير التفسيري i على البقية. إذ يتم إجراء عدد من الانحدارات الإضافية مساوية لعدد المتغيرات التوضيحية. عموماً، إذا كانت قيمة VIF لأي متغير أكبر من (10) يدل على ان ارتباطه عالي مع بقية المتغيرات(Gujarati, 2003, p362) و (Odhiambo, et al; 2004).

2- عدم تجانس التباين (Heteroscedasticity): وهو انتهاك لاحدى الفرضيات الخاصة بطريقة (OLS) التي تذكر بان التوزيع الاحتمالي للمتغير العشوائي (ui) ثابت بالنسبة لجميع قيم المتغيرات التوضيحية (Studenmund, 2006, pp 246-277) , أي:

$$Var\ (ui) = E[ui - E(ui)]^2 = E(ui)^2 = \sigma^2{}_u \quad (constant) \dots \dots \dots (19)$$

تم استخدام اختبار (Park) للكشف عن المشكلة في الدراسة الحالية وفقاً للصيغة الاتية :

$$Ln\ (ei^2) = bo + b1\ LnXi^2 + zi \dots \dots \dots (20)$$

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6558 (Print) - ISSN 2518-6566 (Online)

إذ أن: $Lnei^2$= لوغاريتم مربع قيم المتغير العشوائي لدالة الانحدار المقدرة

$LnXi^2$= لوغاريتم مربع قيم المتغير التفسيري موضوع الاختبار في دالة الانحدار.

zi = المتغير العشوائي الذي تتحقق فيه كافة الفرضيات .

أي نقوم بإجراء انحدار للمعادلة اعلاه، فإذا كان تأثير b1غير معنوي وفقاً لاختبار (t) يستدل من ذلك على ثبات تباين حد الخطأ ، وبالتالي عدم وجود المشكلة .

3- الارتباط الذاتي(Autocorrelation) : تم استخدام اختبار(Durbin-Watson) المعروف, للكشف عن المشكلة وهو اختبار معروف يتم توضيحه عند عرض النتائج.

بعد استعراض الصياغة النظرية والقياسية للنموذج القياسي المقدر للطلب على الغذاء في البندين السابقين سيتم عرض نتائج تقدير النموذج وتحليله في البند القادم الذي يتضمن المتغيرات الاساسية وهي كل من السعر, الممثل لبقية الوحدة, والدخل, الممثل بمتوسط الانفاق الفردي, وحجم الاسرة. بعد ذلك يتم ادخال بقية المتغيرات التوضيحية المؤثرة في نسبة الانفاق على الغذاء وفقاً للمعايير النظرية والاحصائية والقياسية, وبما يحسن من نتائج التقدير وذلك لتوافق بياناتها مع هذه المعايير.

تقدير وتحليل دالة الطلب على الغذاء:

ادناه تقدير لدالة الطلب على الغذاء في محافظة اربيل, بأستخدام نموذج الطلب شبه الأمثل وفقاً للمعادلة (14) وذلك بإجراء إنحدار نسبة الإنفاق على الغذاء (wf) بإعتبارها متغيراً تابعاً على لوغاريتم سعر الغذاء (lnpfood), الذي يمثل قيمة الوحدة المرجحة للبنود الغذائية الثانوية موضوعة الدراسة, لوغاريتم متوسط الإنفاق الفردي العام (lnX/N), وبقية المتغيرات التوضيحية المؤثرة في x_f والمستعرضة في البند السابق.

w_f = 4.243 + 0.098 lnpfood-0.354 lnX/N+0.252 N+0.081 N_1+0.044 N_2
t* OLS المحسوبة (5.145) (-39.923) (4.816) (9.182) (6.001)
t* HC المحسوبة (4.899) (-25.269) (4.951) (4.413) (3.228)
VIF (1.204) (1.582) (2.102) (2.411) (2.541)
+ 0.045 N_3 + 0.239 RatioN_4 - 0.587 X_{f1}- 0.431 X_{f2} - 0.255 X_{f3}
(6.068) (4.964) (-25.721) (-25.148) (-14.513)
(2.960) (2.771) (-17.071) (-14.312) (-9.752)
(1.860) (4.443) (1.708) (2.239) (1.781)
R^{-2} =0.631 F=328.234 D.W.=1.859

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6558 (Print) - ISSN 2518-6566 (Online)

تفسير النتائج:
سيتم تحليل النتائج المعروضة في أعلاه على ضوء معايير النظرية الإقتصادية والاحصائية والقياسية المستعرضة في أدناه:

أولاً: معايير النظرية الاقتصادية

بالنسبة للمقدار الثابت المقدر (b_0) عادة مايكون حجمه واشارته متباين بتباين الدوال المقدرة, ونظراً لوجود تفسيرات مختلفة لهذه المعلمة لأسباب عديدة, فإنَّ دراسات كثيرة, بضمنها الدراسة الحالية, تتجنب تفسيرها (محبوب, 1998, ص 31-40).

إن الإشارة الموجبة لمعامل (lnpfood) الممثل بـ(b_1) المقدرة تشير الى العلاقة الطردية بين سعر الغذاء الممثل بقيمة الوحدة, ونسبة الإنفاق على الغذاء (wf) وهي نتيجة منطقية. إذ أنَّ أرتفاع قيمة الغذاء يعني أنخفاض القدرة الشرائية للنقود, بالتالي أنخفاض الدخل الحقيقي نتيجة أرتفاع نسبة الإنفاق على الغذاء وفقاً لقانون إنجل. فوفقاً لنتيجة التقدير إذا أرتفعت لوغاريتم (lnpfood) بوحدة واحدة تزداد نسبة الإنفاق على الغذاء بنسبة (0.098%), وذلك بثبات العوامل الأخرى المؤثرة في الإنفاق على الغذاء [ceteris paribus]. ويمكن أن ينطبق نفس التفسير على معامل لوغاريتم متوسط الدخل الفردي الممثل بـ (b_2). إذ أن العلاقة العكسية تتفق مع قانون إنجل الذي يفيد بأن العوائل الأفقر تنفق حصة أكبر من ميزانيتها على الغذاء. بمعنى أنَّ أنخفاض متوسط الدخل الفردي يصاحبه أرتفاع في نسبة الإنفاق على الغذاء والعكس صحيح أيضاً, وذلك في ظل فرضية [ceteris paribus] (Chai and Moneta, 2010). وهي نتيجة منطقية ومتفقة مع النظرية الإقتصادية والمنطق ومع التوقعات المسبقة للدراسة. إذ أنَّ انخفاض قيمة لوغاريتم متوسط الدخل الفردي بوحدة واحدة يصاحبه أرتفاع في نسبة الإنفاق على الغذاء بنسبة (0.354%).

بالنسبة لمعامل حجم الأسرة (N) الممثل بالمعلمة المقدرة (b_3) توجد عدة تفسيرات. أحدها هو أنه بثبات متوسط الإنفاق الفردي العام يتوقع زيادة نسبة الإنفاق على أية سلعة تعد من السلع التي لها بدائل محدودة و/أو إنها سلعة خاصة, وهي الحالة التي تنطبق على الغذاء لأنه ليس له بديل عموماً, كما أنها ليست سلعة عامة (Barten, 1964, p 4), فوفقاً لنتيجة التقدير بثبات العوامل الأخرى, إذا زاد عدد الأفراد بشخص واحد, تزداد معه نسبة الإنفاق على الغذاء بنسبة (0.252%), وذلك في ظل فرضية [ceteris paribus].

وبالنسبة للإشارة الموجبة لمعاملات المتغيرات الاربعة (N_1) و(N_2) و (N_3) و ($RatioN_4$) الممثل بالمعلمات المقدرة (b_4) و (b_5) و (b_6) و (b_7) التي تمثل الفئات العمرية كما هي موضحة في البند الثاني, وهي نتيجة منطقية وتتفق مع النظرية الإقتصادية والمنطق و مع التوقعات المسبقة للدراسة. فوفقاً لنتيجة التقدير إذا أرتفع عدد الأطفال من الفئات العمرية الثلاثة (N_1, N_2, N_3) بطفل واحد, تصاحبها

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6566 (Online) - ISSN 2518-6558 (Print)

زيادة في نسبة الإنفاق على الغذاء بنِسَبِ (0.081%), (0.044%) و (0.045%), وعلى التوالي, ويجوز أن ينطبق نفس التفسير على معامل نسبة البالغين في الأسر الممثل بـ (b_7). -إي- أنَّ ارتفاع نسبة البالغين في الأسر يصاحبه أرتفاع في نسبة الإنفاق على الغذاء والعكس صحيح كذلك. إذ أنَّ الارتفاع في نسبة البالغين في الأسرة يصاحبه أرتفاع في نسبة الإنفاق على الغذاء بنسبة (0.239%).

أما بالنسبة للإشارة السالبة لمعاملات المتغيرات (xf_1) و (xf_2) و (xf_3) الممثل بالمعلمات المقدرة (b_8) و (b_9) و (b_{10}) التي تمثل الفئات الإنفاقية الأولى والثانية والثالثة, بدءاً بأدنى سلم الفئات الإنفاقية, نسبياً التي قسمت الى اربع فئات إنفاقية, وهي نتيجة غير منطقية ولا تتفق مع النظرية الإقتصادية والمنطق و مع التوقعات المسبقة للدراسة. فوفقا للنظرية الإقتصادية والمنطق بان الفئات الإنفاقية الدنيا تستهلك نسبة أكبر من الإنفاق على الغذاء وتنعكس الحالة بالنسبة للنتيجة المقدرة وقد تعزى هذه النتيجة غير المنطقية الى أسباب عديدة أهمها هو إستخدام الدراسة لقيم الوحدة بدلاً من الاسعار الحقيقية وذلك لعدم توافرها للدراسة, حيث أنَّ قيم الوحدة تتأثر بالنوعية كما تتأثر بالكمية, وتنعكس على إشارة المتغيرات موضوع التقدير (الفئات الإنفاقية الثلاثة), أو قد تعزى إلى أسباب اخرى كعدم دقة البيانات المستخدمة لعدم اعطاء معلومات دقيقة من قبل الأُسَر التي شملها مسح الإنفاق الأسري.

مرونة الطلب الانفاقية والسعرية:

بالنسبة لمدى استجابة المواد الغذائية للتغيرات الحاصلة في كل من متوسط الإنفاق الفردي العام (X/N) و سعر المواد الغذائية الممثلة بالمرونات الإنفاقية, السعرية الذاتية المارشالية (غيرتعويضية) والسعرية الذاتية الهكسية (تعويضية) للمواد الغذائية المقدرة, وفقاً للمعادلات (11), (12) و(13), على التوالي, فإن نتائج التقدير تشير الى أن مرونة طلب الإنفاقية على الغذاء بلغت (0.115) وتعد هذه النتيجة منطقية, مما يعني بأن الغذاء سلعة ضرورية, وهي سلعة إعتيادية,كما ان نتائج التقدير تشير الى ان مرونة الطلب السعرية الذاتية الهكسية و المارشالية, بلغت (-0.355) و (-0.401) وعلى التوالي, وهذا يعني بأن الطلب على المواد الغذائية غير مرن. والإشارة السالبة متفقة مع النظرية الإقتصادية والمنطق.

ثانياً: المعايير الإحصائية:

تأتي أهمية هذه المعايير بالدرجة الثانية، لتفسير وتقييم نتائج التقدير, وتم إختبار مدى المعنوية الاحصائية لتأثير معاملات المتغيرات الداخلة في الأنموذج فضلاً عن معنوية الدالة المقدرة ككل وفقاً للمعاير الاحصائية التقليدية وكما يلي:

إختبار (t): قبل اخضاع الدالة لهذا الإختبار لابد من الإشارة الى أنه توجد قيمتان لـ(t) المحسوبة، احداها هي (tOLS) محسوبة عند استخدام OLS لتقدير المعلمات، أما الأخرى هي(tHC) المحسوبة بعد معالجة

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6566 (Online) - ISSN 2518-6558 (Print)

مشكلة عدم تجانس التباين. والقيمة الاخيرة هي اصغر من الأولى، ولكنها غير متحيزة. لذا الاستنتاجات بشأن اختبار (t) تكون مبنية على أساس (tHC) لكونها تتسم بالمصداقية.

بعد التوضيح أعلاه، يظهر اختبار t معنوية تاثير معاملات المتغيرات التوضيحية، في نسبة الإنفاق على المواد الغذائية لمستوى معنوي 1%. كما اتضح بأنَّ معالجة مشكلة عدم تجانس التباين لم تغير الإستنتاج العام بشأن معنوية تأثير المتغيرات التوضيحية بدرجة ملحوظة، مما يدل على أن المشكلة ليست حادة أصلاً وفقاً للمؤشرات التي يتم توضيحها عند إخضاع الدوال المقدرة لإختبار عدم تجانس التباين، مما يعزز ثقتنا بالنتائج المتحصل عليها.

اختبارF: أظهر الاختبار المعنوية الإحصائية للمتغيرات التوضيحية معا في نسبة الإنفاق على المواد الغذائية لمستوى معنوي 1%. ان ارتفاع قيمة F المحسوبة يعني جودة توفيق الدوال المقدرة.

معامل تحديدالمعدلR^{-2} : وفقاً لقيمة هذه المعامل المحسوبة فإن نسبة (63.1%) من التغيرات الحاصلة في نسبة الإنفاق على المواد الغذائية، تفسرها التغيرات الحاصلة في المتغيرات التوضيحية. أما (36.9%) من التغيرات فهي تعزى الى العوامل الأخرى التي لم تتضمنها الدالة المقدرة. فالقيمة العالية نسبياً لمعامل التحديد المعدل, مع أن البيانات المستخدمة لتقدير النموذج هي المقطع العرضي, تعني أيضاً بأن الدالة المقدرة ذات قوة تفسيرية معتدلة نسبياً لكون نسبة معتدلة التغييرات في المتغير التابع هي مفسرة, ولكن بقيت نسبة غير قليلة من التغيرات غير مفسرة. وقد تم تفسير ذلك في البند الخاص بالصياغة القياسية للنموذج.

ثالثا : المعايير القياسية :
وهي تنحصر بثلاث اختبارات كما هي موضحة أدناه:

الارتباط الخطي المتعدد: أظهر مؤشر (VIF) عدم خطورة الازدواج المتعدد بين المتغيرات التوضيحية، لكون قيم المؤشر لم تتجاوز (4.43) وهي أقل من (10) (Gujarati, 2003, P262)، ومعظمها قريبة من الواحد الصحيح (1). لأن أحد المؤشرات الاخرى على عدم خطورة المشكلة هو معنوية قيمة (t) المحسوبة للغالبية العظمى من معاملات المتغيرات التوضيحية (محبوب، 1998، ص 211-212).

عدم تجانس التباين: أظهر اختبار park, وكما كان متوقعاً, بان لنموذج المقدر للطلب على الغذاء يعاني من مشكلة عدم تجانس التباين. مع ذلك، فإن المعلمات المقدرة تحتفظ بخصائصها المرغوبة، عدا خاصية الكفاءة التي تستلزم التحقق منها (Greene, 2008, p159) و (Gujarati, 2011, p821). فوجود المشكلة لا يعني رفض النموذج اذا اجتاز المعايير التقليدية, اذ أن أحد القياسيين يذكر بأن المشكلة تستحق المعالجة فقط عندما تصبح حادة، حينئذ المعالجة تنجم عنها زيادة في قيمة تباين المعامل للمتغير موضوع

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6566 (Online) - ISSN 2518-6558 (Print)

الإختبار بمقدار (10) عشرة أضعاف، مقارنة بقيمتها قبل المعالجة (اي باستخدام OLS للتقدير) (Gujarati 2003, pp 426-27).

نظراً لعدم معرفة السبب الدقيق للمشكلة من قبل الباحثين، لذا تصبح المعالجة غير ممكنة من الناحية العملية (Brooks, 2005, p125), وبما أن عدم تجانس التباين يؤثر فقط في قيمة التباين للمعلمات المقدرة بطريقة (OLS)، حيث تكون متحيزة نحو الأسفل اذا ارتبط التباين بقيم المتغيرات التوضيحية بعلاقة طردية (Maddala 2001, p 209). ولتجنب ملابسات معالجتها باستخدام طريقة المربعات الصغرى الموزونة (WLS) ،فان المعالجة الأسهل والأكثر شيوعاً هي تحسين قيمة التباين وذلك باستخدام طريقة White للحصول على أخطاء معيارية حصينة Robust Standard Errors، والتي تسمى بـ:

Heteroscedasticity – Corrected Standard Errors (HC) . اذ أنها أفضل من WLS عندما يكون حجم العينة كبيراً –كالدراسة الحالية. وقد تم استخدام البرنامج الإحصائي Eviews 7 لتحسين قيمة التباين للمعلمات المقدرة (Quantitative Microsoft, 2010, pp32-34) و (Brooks, 2005, pp32-34).

وفقا لما موضح أعلاه، فان الدراسة الحالية أبقت على تقديرات OLS لاجتيازها كافة الإختبارات النظرية و الإحصائية والقياسية تقريباً، عدا المتعلقة بعدم تجانس التباين التي تمت معالجتها, عليه تم درج قيمة (tOLS) المحسوبة اسفل قيمة المعلمة المقدرة ودرجت تحتها قيمة(tHC) المحسوبة لبيان الفرق بينهما, وقد تبين بان الإستنتاج العام بشأن معنوية تأثير المتغيرات التفسيرية لم يتغير بشكل ملحوظ.

الإرتباط الذاتي: أظهر اختبار (Durbin-Watson) أن الدالة المقدرة لاتعاني من مشكلة الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى، وذلك بمقارنة قيمة D.Wالمحسوبة البالغة (1.859) مقارنة مع قيمتي dl و du الجدوليين, المقابلة لعدد المشاهدات (n=1933) وعدد المتغيرات التوضيحية(K=10) ولمستوى معنوي (1%), إذ أن القيمة المحسوبة لـ(D.W) تقع بين du البالغة (1.779) و 4-du البالغة (2.221), أي أنها تقع في منطقة قبول فرضية العدم (H0) التي تذكر بعدم وجود الإرتباط الذاتي من الدرجة الاولى بين القيم المتعاقبة لحد الخطأ.

التنبؤ والتكهن بحجم الطلب على الغذاء في محافظة اربيل:

إنَّ هذا المطلب هو أحد أهداف الدراسة الحالية, الممكن تحقيقه اذا ماتوفرت المعلومات المطلوبة, إذ أنَّ حجم السكان في محافظة أربيل عام (2015) قد بلغ (2.009637) مليون نسمة بحسب (هيئة احصاء اقليم كوردستان –العراق، تقرير عن ألإسقاطات السكانية لاقليم كردستان للفترة 2020-2009), و معدل النمو السنوي لمتوسط الدخل الفردي في الاقليم البالغ حوالي (0.931%) وفقاً للمعادلة (17) خلال الأعوام (2011, 2008, 2007, 2006, 2005, 2004) . كما أن متوسط الإنفاق الشهري على

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6558 (Print) - ISSN 2518-6566 (Online)

الغذاء لعام 2012 بلغ (116800) دينار -أي- (1401600) دينار للفرد سنوياً. وبما أن متوسط مرونة الإنفاق الغذائية بلغ (0.115), لذا يجوز التنبؤ بحجم الطلب على الغذاء في اية فترة، حيث أن الإنفاق اكثر استقراراً من الدخل. مثلا، حجم الطلب على الغذاء لعام (2015) وفقاً للمعادلة (15) يقدر كالآتي:

$$F_{t\,(2015)} = [(1401600)(2.009637)][(1 + (0.931)(0.115))] = (3.11827797)(10^{12})$$

واذا ما قدرنا سعر الصرف للدولار الامريكي بـ (1200) دينار فان هذه القيمة للانفاق الغذائي تبلغ حوالي (2598564981) دولار, وهكذا قيمة الإنفاق الغذائي لعام 2020 تبلغ (2915084695) دولار أمريكي سنوياً لسكان الإقليم.

إنَّ هذه المؤشرات تعني الكثير و تساعد صانعي القرار بشأن تعديل السياسات الإنتاجية والإستهلاكية والتجارة الخارجية بما يسهم في تحسين النوعية لمختلف المنتجات الغذائية. اذ يمكن تقدير حجم الطلب للبنود الغذائية الفرعية على ضوء مروناتها الإنفاقية مع المعلومات الاخرى.

الأستنتاجات

بالإعتماد على نتائج الدراسة و تحليلها تم التوصل إلى جملة من الاستنتاجات, أهمها مدرجة في أدناه:

1- إنَّ النتائج المرضية عموماً التي تم الحصول عليها لتقدير النموذج القياسي الخاص بتقدير دالة الطلب على الغذاء في محافظة اربيل وفقاً للمعايير النظرية والإحصائية والقياسية المألوفة, دليل على حسن إختيار النموذج المختار وهو التقريب الخطي لنموذج الطلب شبه الأمثل, على الرغم من وجود بعض نقاط الضعف القليلة الأهمية.

2- إن الأشارة الموجبة لمعامل سعر الغذاء والسالبة لمعامل متوسط الأنفاق الفردي متفقتان مع التوقعات المسبقة للدراسة فضلاً عن إتفاقها مع قانون إنجل الذي يذكر بأن نسبة الأنفاق على الغذاء تنخفض بزيادة مستويات الأنفاق الفردي (أو الدخل).حيث أن إنخفاض السعر يؤدي إلى زيادة الدخل. بالتالي زيادة متوسط الأنفاق الفردي و الحصيلة إنخفاض نسبة الإنفاق على الغذاء. وهكذا بالنسبة للعلاقة العكسية بين متوسط الأنفاق الفردي ونسبة الأنفاق على الغذاء. كل ذلك بثبات العوامل الأخرى المؤثرة في نسبة الأنفاق على الغذاء.

3- إن الأشارة الموجبة لمعامل حجم الأسرة (N) والفئات العمرية الثلاثة (N_3, N_2, N_1) مع نسبة البالغين (N_4) تشير أولاً إلى أن الغذاء ليست سلعة عامة (Public good) لذا ليست لها وفورات السعة (Economies of Scale). كما أن زيادة عدد الأفراد يخفض من متوسط الأنفاق الفردي, لذا تزداد نسبة الأنفاق على الغذاء. فضلاً عن ذلك فان الإشارة الموجبة لمعاملات الفئات العمرية متفقة مع التوقعات المسبقة للدراسة. إن هذه النتائج المنطقية والمتفقة مع التوقعات المسبقة, تعزيز اخر لمصداقية النموذج المقدر

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6566 (Online) - ISSN 2518-6558 (Print)

4- إنَّ الأشارة الموجبة للمرونة الإنفاقية و الأشارة السالبة لمرونة الطلب السعرية الذاتية, بالرغم من إستخدام قيمة الوحدة, بدلاً من أسعار المنتجات الغذائية المشمولة بالدراسة, دليل على توافقها مع التوقعات المسبقة للدراسة و مع النظرية الإقتصادية, كما أنها تشير الى حسن إختيار النماذج القياسية المقدرة.

5- الاعتدال النسبى في قيمة معامل التحديد المعدل للنموذج المقدر دليل على اعتدال نسبة التغيرات المفسرة من قبل المتغيرات التي تضمنها هذا النموذج وفقاً لهذا المؤشر الاحصائي, إلاَّ أنَّ هذه النتيجة لاتقلل من أهمية المعايير النظرية التي إجتاز النموذج المقدر وهي أهم من مؤشر معامل التحديد, لاسيما اذا ما علمنا بان استخدام بيانات المقطع العرضي عادة ما تنجم عنها قيمة غير عالية لمعامل التحديد.

6- يمكن القول بأنه تم تحقيق الاهداف التي وضعتها الدراسة نصب عينيها لتحقيقها, سواء فيما يتعلق الامر بالتأثير المعنوي للعوامل المؤثرة في الانفاق الغذائي, أو توافق اشارات وحجم معاملات المتغيرات التوضيحية, اختيار نموذج قياسي جدير بالثقة لتقدير دالة الانفاق الغذائي أو استخدام النموذج المقدر للتنبؤ بحجم الطلب المستقبلي على الغذاء.

المقترحات

استناداً الى الاستنتاجات التي توصلت اليها الدراسة, يتم تقديم بعض المقترحات التي يمكن الإفادة منها عند وضع الخطط والبرامج الخاصة بالإنفاق الإستهلاكي الغذائي من قبل أصحاب القرار, فضلاً عن الفائدة منها لاجراء الدراسات المستقبلية في هذا المجال. وأهمها هي:

1- الإستفادة من نتائج الدراسة في عملية التنبؤ بحجم الطلب على الغذاء والتخطيط وتقييم و تبني البرامج الخاصة بالإستهلاك والإنتاج والإستيراد والتوزيع للبنود الإنفاقية الغذائية.

2- الإستمرار بتنفيذ بحوث ميزانية الأسرة وبفترات دورية منتظمة لكونها تساعد الباحثين والمعنيين بدراسة الاستهلاك لمعرفة مستويات المعيشة للمواطنين. والوقوف على كيفية توزيع دخلهم ومدى عدالتها وأمور اخرى.

3- من الضروري دراسة تقدير الطلب على السلع المختلفة بشكل دوري ومنتظم لملاحقة التغيرات التي تطرأ عليه, واستخدام هذه المؤشرات وترشيده من قبل الجهات المعنية برفاهية المستهلك.

4- استخدام الاسعار الحقيقية في حالة توفرها بدلاً من قيمة الوحدة عند استخدام النموذج الطلب شبه الأمثل لتقدير دوال الطلب عند إجراء الدراسات المستقبلية لأستبعاد أثر النوعية, ومستويات الدخل على قيمة الوحدة للبنود الإنفاقية المختلفة.

5- إستخدام مقاييس عديدة للتعادل عند اجراء الدراسات المستقبلية في هذا المجال, وذلك لمعرفة مدى وجود الاختلاف في النتائج عند استخدام تلك المقاييس, سواء تعلق الامر بالبنود الإنفاقية العامة أو الثانوية.

6- إستخدام نماذج أخرى لتقدير نظام الطلب على مختلف البنود الإنفاقية الرئيسة و الثانوية, لاسيما الأنفاق على المنتجات الغذائية, لمقارنة نتائجها مع نتائج أُستخدام نموذج الطلب شبه الأمثل لمعرفة مدى تفوقها أو عدم تفوقها على نموذج الطلب شبه الأمثل عند إجراء الدراسات المستقبلية الخاصة بالسلوك الإستهلاكي.

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6558 (Print) - ISSN 2518-6566 (Online)

المصادر:

اولاً: باللغة العربية

1- الجهاز المركزي للإحصاء, بيانات الأنفاق على الغذاء, وزارة التخطيط.

2- بابكر, عبدالله حسين, البشدري, **أثر تكوين رأس المال البشري والاستثمار الاجنبي المباشر في النمو الاقتصادي لدول مختارة خلال المدة (1970-2012) مع اشارة خاصة الى اقليم كوردستان- العراق**, اطروحة دكتوراه في العلوم الاقتصادية, كلية الادارة واللاقتصاد, الجامعة صلاح الدين, 2015.

3- بخيت، حسين علي، فتح الله، سحر (2002)، **الاقتصاد القياسي**، الطبعة الأولى، دار البازوري العلمية للنشر والتوزيع، عمان.

4- السيفو، وليد اسماعيل وآخرون (2006)، **أساسيات الاقتصاد القياسي التحليلي:نظرية الأقتصاد القياسي والاختبارات القياسية من الدرجة الأولى**، الطبعة الأولى، الأهلية للنشر والتوزيع، عمان.

5- محبوب ، عادل عبدالغني ، (1998) ، **أصول الاقتصاد القياسي – النظرية والتطبيق** ، شركة الاعتدال للطباعة الفنية المحدودة ، بغداد.

6- عبدالمجيد, ئةظين عبدالقهار, **تقدير نموذج الطلب شبه الامثل لبعض البنود الغذائية االرئيسة في محافظة اربيل لعام 2012**, رسالة ماجستير في العلوم الاقتصادية, كلية الادارة واللاقتصاد, الجامعة صلاح الدين, 2015.

ثانياً: باللغة الانكليزية

1- Ackly, Gardner. (1967), "**Macroeconomic**", The Macmillan Company, New York.

2- Agbola, Frank W. , Maitra Pushkar ,and McLaren ,Keith ,(2002), **The Analysis of Consumer Demand for Food in South Africa using An Almost Ideal Demand System: Some Preliminary Results,** Paper presented at the 46th Annual Conference of Australian Agricultural and Resource Economics Society, 13-15 February 2002, Canberra, Australia,13 pages.

3- Ahmed, Akhter U. and Shams,Yawar.,(1993), **Demand Parameters in Rural Bangladesh**, International Food Policy Research Institute Bangladesh Food Policy Project, Dhaka,16 pages.

4- Alderman, Harold.,(1986), **The Effect of Income and Food Price Changes on the Acquisition of Food by Low-Income Households.** Report submitted to the Agency for International Development, Office of Nutrition. Washington DC: International Food Policy Research Institute, Oct. 1984

5- Asano, Seki and Fiuza, Eduardo P. S., (2001). "Estimation of The Brazilian Consumer Demand System". **Texto Para Discussa`o Nº 793, Rio de Janeiro, ISSN 1415-4765.**

6- Asano, S., and Jie Jing Wang, (2008**)." Age, Cohort, and Wave effects in Japanese Household Consumption"**. Preliminary Draft (not to be quoted)

7- Barnett, William A. and Seck, Ousmane.,(2006), **Rotterdam vs Almost Ideal Models: Will the Best Demand Specification Please Stand Up?,** Munich Personal RePEc Archive(MPRA),Paper No. 417. Online at : http://mpra.ub.uni-muenchen.de/417/

8- Barslund, Mikkel,(2011), **Censored Demand System Estimation with Endogenous Expenditures in Clustered Samples: an Application to Food Demand in Urban**

Mozambique, LICOS Centre for Institutions and Economic Performance, University of Leuven (KUL), Discussion Paper 280/2011.,36 pages.

9- Barten, A. P. (1964), **Family Composition, Prices and Expenditures Patterns, in Peter, E. Hart, Gordon Mills, and John Whitaker, eds.** 'Econometric Analysis for National Planning', London, Butterworths.

10- Bopape ,Lesiba .,and Myers, Robert .,(2007), **Analysis of Household Demand for Food in South Africa: Model Selection, Expenditure Endogeneity, and the Influence of Socio-Demographic Effects,** Selected paper prepared for presentation at the African Econometrics Society Annual Conference, Cape Town, South Africa, July 4-6, 2007.,21 pages.

11- Brooks, Chris, (2005), "**Introductory Econometrics for Finance**", Cambridge Unevercity Press, New York.

12- Buse, Adolf . (Nov., 1994), "Evaluating the Linearized Almost Ideal Demand System". **American Journal of Agricultural Economics, Vol. 76, No. 4., pp. 781-793.**
http://links.jstor.org/sici?sici=0002-9092%28199411%2976%3A4%3C781%3AETLAID%3E2.0.CO%3B2-C

13- Chai, Andreas. and Moneta, Alesio., (Winter 2010),"Retrospectivs Engle Curves", **Journal of Economic Perspectivs, Volume 24,PP:225-240.(internet)**

14- Chang, Chia-Lin., Khamkaew Thanchanok., and McAleer Michael., (2010), **Estimating Price Effects in an Almost Ideal Demand Model of Outbound Thai Tourism to East Asia,** Working paper No. 11/2010.

15- Chern, Wen S.,et al., (2002), "**Analysis of Food Consumption Behavior By Japanese Households "**, 81 pages .
ftp://ftp.fao.org/docrep/fao/007/ae025e/ae025e00.pdf

16- Chung, C., D. Dong, T.M. Schmit, H.M. Kaiser, and B.W. Gould. (2001). "Estimation of Price Elasticities from Cross-Section Data." **Agribusiness Vol: 21, No: 4, pp: 565–584, 21: 565-584. Cited in:**

17- Chiang, Alpha C. (1984),"**Fundamental Methods of Mathematical Economics ",** 3rd ., McGraw-Hill, Inc.,London

18- Cox, T.L., and M.K. Wohlgenant." Pricesa nd Quality Effects in Cross-Sectional Demand Analysis". **Amer. J. Agr. Econ. 68(November 1986):908-19.**

19- Gibson ,John. and Rozelle ,Scott. , (2006), "**Evaluating the Use of Unit Values and Community Prices in Demand and Food Policy Analysis",**
http://iisdb.stanford.edu/pubs/21679/Which_are_better_community_prices_or_unit_values.pdf (14/10/2013)

20- Goldberger, Arthur S. ,(1991), **"A Course in Econometrics"**, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts. Cited in (Gujaratti.2009,p123-124)

21- Greene, William.H,(2003),**Econometric Analysis**,5th ed.,Pearson Education, Inc., Upper Saddle River,New Jersey
22- Greene,William H.(2008),"**Econometric Analysis**", 6th ed.,Pearson Prentice - Hall,New Jersey
23- Green ,Richard, and Alston, Julian M. ,(1990), "Elasticities in AIDS Models" **American Journal of Agricultural Economics, Vol. 72, No. 2. (May, 1990), pp. 442-445.**
24- Gujarati, Damodar,(2003), "**Basic Econometrics"** 4th ed., McGraw-Hill companies, Inc., New York.
25- Gujarati, Damodar,(2011),"**Econometrics By Example**", Palgrave Macmillan, UK, Houndmills.
26- Gujaratti, Damodar,(2009),"Basic Econometrics"5th ed., McGraw-Hill companies, Inc., New York.

27- Deaton, A. and Paxson, C. (1998), Economies of scale, household size and demand for food, in **'The Journal of Political Economy', vol. 106, n. 5, pp. 897-930.**
28- Deaton, A. and J. Muellbauer, (1980), " An Almost Ideal Demand System", **The American Economic Review, Vol. 70, No. 3. pp. 312-326.**
http://links.jstor.org/sici?sici=0002-8282%28198006%2970%3A3%3C312%3AAAIDS%3E2.0.CO%3B2-Q

29- Deardorffs' , Alan V.,(2010), **"Deardorffs' Glossary of International Economics".**
http://www-personal.umich.edu/~alandear/glossary/intro.html
30- Dong D., J.S. Shonkwiler, and O. Capps, Jr. "An Estimation of Demand Functions Using Cross-Sectional Household Data: The Problem Revisited", **American Journal of Agricultural Economics. 80(1998): 466- 473**

31- De Menezes, T. A., Bernardo Campolina, Fernando Gaiger Silveira, Luciana Mendes Santos Servo and Sérgio Francisco Piola. (2006). " Family Health Expenditure and Demand: An Analysis Based on The Consumer Expenditure Survey -POF- 2002/2003 ". **Well-Being and Social Policy Vol 2, Num. 1, pp. 25-46.**
32- Fabiosa ,Jacinto F. and Soliman, Ibrahim .,(August 2008)," Egypt's Household Expenditure Pattern:Does It Alleviate a Food Crisis?", **Center for Agricultural and Rural Development(CARD),Iowa State University Working Paper 08-WP 475.** (internet).

33- Fayyad, Basem S., Stanley R. Johnson and Mohamed El.Khishin. (August 1995), **"Consumer Demand for Major Foods in Egypt"**, Center for Agricultural and Rural Development Lowa State University, Working paper 95-WP 138.
34- Fujii, et al., James. (May, 1985), " An Almost Ideal Demand System for Visitor Expenditures", **Journal of Transport Economics and Policy, Vol. 19, No. 2 , pp. 161-171**.
35- Hansen, Bruce E.,(2011), "**Econometrics**", University of Wisconsin.
36- Huq, A.S.M. Anwarul and Arshad, F.M.,(2010), "Demand Elasticities for Different Food Items In Bangladesh", **Journal of Applied Sciences ,Vol:10 ,No:20,pp:2369-2378.**
37- Islam, Mazharul ,and Siwar, Chamhuri, (2005), " Impact of The Financial Crisis On Expenditure Patterns In Malaysia", **Journal of Economic Research 10,pp: 145–173**. (internet).
38- Jiupanyarach, W., (2011)."Estimation of Demand System in an AIDS Model: The Opportunity for Exporting Thai Agricultural Products". **European Journal of Business and Economics, Volume 5.**
39- Karagiannis, et al., (2000). " An error correction almost ideal demand system for meat in Greece". **Journal of Agricultural Economics, Vol.22, pp.29-35**.
40- Koç , A. Ali ., and Tan, Sibel .,(2001), "The Demand of Dairy Products in Turkey: The Impact of Household Composition on Consumption", **METU Studies in Development, Vol 28, No 1,pp: 169-181.**
http://www.google.iq/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=1&ved=0CCcQFjAA&url=http%3A%2F%2Fwww.geocities.ws%2Fselimcagatay%2Fpublications%2Fpapers%2Fpapers_7.doc&ei=8BdZUs3dA-yd0wWi1YGwDA&usg=AFQjCNHQqkQpbU_sxaj-SyZQdB8RHAZ1iw&bvm=bv.53899372,d.d2k
41- Kunst, Robert M. ,(2011), **"Introductory Econometrics, University of Vienna and Institute for Advanced Studies"**, Vienna, robert.kunst@univie.ac.at .

42- Lesser, C. E. V. (1963). "Forms of Engel functions". **Econometrica 31(4):694-703.**
43- Maddala, G.S., (2001), "**Introduction to Econometrics**", 3rd ed., John wily & Sons, Ltd., Chichester, England.
44- Mittal, Surabhi, (August 2006) **" Structural Shift in Demand for Food: Projections for 2020",** Indian Council for Reserch on International Economic Relations (ICRIER), Working Paper No. 184 August 2006. (internet).
45- Moon, Marilyn and smolensky, Eugene (1977)," **Imprroving Measures of Economic well- Being",** Academic press Inc., New York.
46- Muellbauer, J., (1976). "Community Preferences and the Representative Consumer", **Econometrica, 44(5):979-999.**

47- Odhiambo, Walter., Nyangito, Hezron O.,and Nzuma, Jonathan.,(2004)," **Sources and Determinants of Agricultural Growth and Productivity in Kenya",** Kenya Institute for Public Policy Research and Analysis (KIPPRA), Discussion Paper No. 34,pp:1-68.
48- O, Ojogho and Alufohai, Alufohai,(2010), "Impact of Price and total Expenditure on Food Demand in South-Western Nigeria", **African Journal of Food Agriculture Nutrition and Development, Volume :10 No:11,pp:4350-4363.**
49- Pitt, Mark M. (1983). "Food preferences and nutrition in rural Bangladesh". **Review of Economics and Statisics Vol:65,No: (1).,pp:105-114.**
50- Pyatt, Graham (1977), "Distribution of Income and Wealth: on International Comparisons of Inequality", **American Econo. Association, pp: 71- 75.**
51- Quantitative Micro Software LLC ,(April 2,2010**), EViews 7 User's Guide II,USA, web: www.eviews.com**.
52- REGORŠEK, Darja., et al.,(2006), "Demand for the main food commodities in Slovenia", **Published 2006 in the Jahrbuch der Österreichischen Gesellschaft für Agrarökonomie, Vol. 15, pp. 11-21. Available on-line:** www.boku.ac.at/oega
53- Seale ,James Jr., Regmi, Anita , and Bernstein ,Jason,(October 2003) **"International Evidence on Food Consumption Patterns"**, United States Department of Agriculture (USDA), Technical bulletin Number 1904.(internet)
54- Studenmund, A. H. (2006), "**Using Econometrics: A practical Guide**". 5th ed., Pearson International Edition, Addison Wesley Longman, Inc.
55- Tash , Dr Mohammad Nabi Shahiki , Shahraki Dr Javad ,and Jangi ,Samane Nouri .,(2012), "Estimating the Almost Ideal Demand System Model for Rural Households in Iran**", International Journal of Academic Research Business and Social Sciences , Vol. 2, No. 8,pp:344-355.**
56- Tomek, William G. and Robinson, Kenneth L.,(1972)**"Agricultural Product Prices"** Cornel University Press, Ithaca and London.
57- UL HAQ, Zahoor. Et al.,,(2009), "An Empirical Study of Food Demand in The North West Frontier Province, Pakistan", **Sarhad J. Agric. Vol.25, No.4, pp:601-606.**
58- Ulubasoglu, Mehmet., Debdulal Mallick, Mokhtarul Wadud, Phillip Hone and Henry Haszler,(2010), **"Food Demand Elasticities in Australia, Deakin University**", Australia, Faculty of Business and Law School of Accounting, Economics and Finance, School Working Paper, Economics Series, SWP 2010/17, 35 pages.
59- Varian, R. Hal., (2011). **"Microeconomic Analysis"**. 3rd Edition. New York: W.W. Northon & Company.
60- Watson, Patrick K. , and Teelucksingh , Sonja S. ,(2002), **"A practical introduction to econometric methods: classical and modern"**, The University of the West Indies Press, Barbados .

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6566 (Online) - ISSN 2518-6558 (Print)

61- Wooldridge, Jeffery M.,(2013),"**Inroductory Econometrics: A modern Approach**",4th ed., South-Western, Cengage Learning ,Mason, USA.

62- Working, H. (1943). "Statistical Laws of Family Expenditure." **Journal of the American Statistical Association 33, 43-56.**

خەملاندنی مۆدێلی داخواست بۆ خۆراك لە پارێزگای هەولێر بۆ ساڵی 2012

پـوخـتـه:

بە پشت بەستن بة داتاكانی ڕووپێوی خەرجی خێزانی لە پارێزگای هەولێر بۆ ساڵی 2012. ئەم توێژینەوەیە هەڵسا بە خەملاندنی هاوكێشەی خەرجی خۆراكی بۆ نمونەیەك كە پێكهاتووە لە (1933) خێزان بە بەكارهێنانی مۆدێلی داخواستی تارادەیەك نمونەیی (AIDS) وە بەرێگای (OLS). داتاشینی خەرجی جیری خواست و نرخی خۆیی جیری خواست لە مۆدێلە خەملێنراوەكە پاش چونە ژێرباڵی پێوەرە تیۆری و ئاماری و پێوانەییەكان. دەرئەنجامەكە رازیكەرە, جگە لەوە قەبارە و نیشانەی هەردوو جیری نرخی و خەرجی, كە هاوتایە لەگەڵ ئەو پێشبینیانەی كە كراوە, سەرەڕای هاوتابوونی لەگەڵ پیوەرە تیۆرییەكان. بوونی هۆكاری تری نائابووری كاریگەر بە پلەی گرنگ لەسەر خەرجی خۆراكی وەك قەبارەی خێزان و پێكهاتەكانی. لە كۆتاییدا, پێشبینیكردنی قەبارەی خواستی ئایندە لەسەر خۆراك بە پشت بەستن بە مۆدێلی پیوانەیی خەملێندراو. لەكۆتایی ئەم توێژینەوەیە كۆمەڵێك دەرئەنجام و پێشنیار خراوەتەڕوو بە پێی دەرئەنجامەكان.

Estimation of Almost Ideal Demand System on Food Expenditure in Erbil inYear 2012

Prof: Dr. Saber Perdawd Othman
Department of Economic, College of Admnistration and Economic, University of Salahaddin, Erbil, Kurdistan Region, Iraq
saber.per1952@gmail.com

Aveen Abdulqahar Abdulmajed
Department of Economic, College of Admnistration and Economic, University of Salahaddin, Erbil, Kurdistan Region, Iraq
aveen.abdulmajed@su.edu.krd

مجلة قەڵای زانست العلمية
مجلة علمية دورية محكمة تصدر عن الجامعة اللبنانية الفرنسية – اربيل، كوردستان، العراق
المجلد (٦) – العدد (٣)، صيف ٢٠٢١
رقم التصنيف الدولي: ISSN 2518-6566 (Online) - ISSN 2518-6558 (Print)

Keywords: *AIDS Model, AL\AIDS Model, Food Demand Function, Demand Function, Expenditure Elasticity, Price Elasticity.*

Abstract

Based on household expenditure survey data for Erbil governorate in year (2012), the food expenditure function have been estimated via applying (OLS) method. The study sample constitutes of (1933) households by using Almost Ideal Demand System (AIDS) model. Then, expenditure and price elasticity of food demand have been derived from the estimated model after subjecting to traditional criteria. Overall the results were satisfactory, especially the compatibility of the sizes and signs of the elasticity, with theoretical and previous expectations. So, the results showed that there are another non-economic factors exists which effect on the food expenditure significantly like household size and its composition. Finally, the results have been used to predict the future demand on food. At the end of the study numbers of proposals and conclusions have been outlined, based on the estimated results.