نموذج لدالة الاستهلاك
لدول مجلس التعاون الخليجي (GCC)

راشد دخيل العنزي [1]
عبد الله غازي العازمي [2]
الهيئة العامة للتعليم التطبيقي والتدريب
كلية الدراسات التجارية – قسم الاقتصاد

الملخص :

الهدف من هذه الدراسة هو تحديد نوع الدالة الملائم لدالة الاستهلاك (الدالة الخطية أو الدالة الخطية اللوغاريثمية) لكل دولة من دول مجلس التعاون الخليجي باستخدام الدالة العامة بناءً على أساس منهجية وإجراءات طريقة بوكس-كوكس (Box-Cox).

لقد أشارت نتائج الاختبارات إلى أن نموذج الدالة الخطية هو الاختيار الأفضل لدالة الاستهلاك لجميع دول مجلس التعاون الخليجي.

وقبل الولوج في تقديرات معادلات الاستهلاك، فإن الدراسة تحدد أولاً نوعية شكل البيانات طبقاً لنتائج اختبارات الاستقرار والتكامل المشترك. النتائج أظهرت أن الدالة الحدية للاستهلاك سواء في الأجل القصير أو الاجل الطويل متوافقة مع الهياكل الاقتصادية ومستويات التنمية لكل دولة من دول مجلس التعاون الخليجي.

[1] أستاذ مساعد بالهيئة العامة للتعليم التطبيقي والتدريب – كلية الدراسات التجارية – قسم الاقتصاد

[2] أستاذ مشارك بالهيئة العامة للتعليم التطبيقي والتدريب – كلية الدراسات التجارية – قسم الاقتصاد.

Abstract:

The aim of this study is to determine the appropriate consumption function form for the GCC countries based on the Box-Cox approach ،using the general form of consumption function.

The empirical results show support for using the linear form in regard for the consumption function in the GCC countries over the log-linear form.

Before we achieve our estimates for the consumption function, the data have been tested for stationarity and the function has been tested for cointegration. The results show that the marginal consumption functions are consistent with the general economic framework of the GCC in the short-run and in the long-run.

المقدمة (Introduction) :

دراسة نوعية الدالة المناسبة لدالة الاستهلاك نادراً ما تعرض له الباحثون في دراساتهم واوراقهم البحثية عند دراسة النظرية الاقتصادية فيما يتعلق بتقديرات دالة الاستهلاك العامة. لقد كان من المعتاد عند الاختيار فيما بين النماذج المختلفة لدالة الاستهلاك الاعتماد على ارتياح الباحث لنموذج هذه الدالة. على أية حال، عندما لا يكون هناك أية أسس للاختيار ما بين النماذج المختلفة فإن الاختيار يحتوي على درجة معينة من العشوائية، مما سيكون له بالغ الأثر على نتائج التقديرات وبشكل مهم من الناحية الاقتصادية والإحصائية.

على هذا النحو، فإن استخدام دالة استهلاك بنموذج معين يمكن أن يشير إلى أن متغير ما سيكون له أثر كبير، بينما استخدام نفس دالة الاستهلاك بنموذج مختلف يمكن أن يؤدي إلى أن أثر ذلك المتغير ضعيف.

إن إجراءات وطريقة بوكس-كوكس (Box-Cox Procedure) يسمح للبيانات بتحديد الدالة المناسبة ويسمح كذلك لمختلف دالات الاستهلاك لتكون ضمن الاعتبار. كذلك، فإن تحويل المعلمات يسمح لتحويل بعض أو كل المتغيرات مما

ينتج عنه مجموعة من الدوال حيث تعتبر الدوال الخطية والدوال الخطية اللوغاريثمية أعضاء في هذه المجموعات.

بالإضافة لذلك، هناك مشكلة إحصائية عندما لا تكون دالة الاستهلاك مناسبة، مما يعني أن المعلمات التقديرية تكون منحازة وغير متناسقة. وهذه المشكلة مبنية على حقيقة عدم تحديد شكل الدالة حيث ستكون هذه الدالة محتوية على بواقي محتوية على متغيرات لم تتضمنها هذه الدالة.

غالباً ما يتم تحديد دالة الاستهلاك بالشكل الخطي اللوغاريثمي، والخطي، أو مزيج بينهما. إن الشكل الخطي اللوغاريثمي يستخدم بشكل شائع بسبب أن المعلمات التقديرية تقيس بشكل مباشر المرونات الجزئية، بينما الدالة الخطية تقيس فيها كل معلمة التغير المطلق في المتغير التابع مع افتراض ثبات المتغيرات الأخرى. الهدف من هذه الدراسة الحصول تطبيقياً على النموذج المناسب لدالة الاستهلاك لدول مجلس التعاون الخليجي، ولهذا السبب استخدمنا في هذه الدراسة أسلوب الأرجحية العظمى كما تم اقتراحها من قبل بوكس-كوكس (Box-Cox). حيث أن طريقة بوكس-كوكس تمكننا من تحديد الشكل المناسب من مجموعة دوال بتحديد نموذج الدالة العامة للاستهلاك.

على الرغم من وجود دراسات تطبيقية كثيرة لدالة الاستهلاك، فإن القليل منها فقط حاول اختبار الشكل البديل لدالة الاستهلاك.

الدراسات السابقة (Literature Reviews) :

بدأ الاهتمام بشكل مكثف لدراسة دالة الاستهلاك منذ العقد الرابع من القرن الماضي ((Kuznets (1942)، و((Orcutt and Roy (1949)، و(Ferber (1953))، و((Ackley(1961)، ((Evans (1969)، و((Timbrell (1976)، و((Sargent(1979)، و((Dornbush and Fisher (1987).

إلا أن الاهتمام بشكل ونموذج دالة الاستهلاك الخطية والخطية اللوغاريثمية بدأ مع دراسات ((Schebeck and Thury (1978)، و(Boylan, etal, (1980))، و((Kim (1988)، و((Okunade (1992)، و(Makhool and Abdel-Razeq (1996)).

أشار كل من عبدالرزاق ومخول في بحثهم (Makhool and Abdel-Razeq (1996) إلى أن النتائج كانت أفضل باستخدام دالة الاستهلاك الخطية اللوغاريثمية من الدالة الخطية في تفسير سلوك الاستهلاك الخاص الضفة الغربية وقطاع غزة.

كما ركزت دراسة (عبدالمنعم العلي، ٢٠٠٨) على الثلاثة صور لدالة استهلاك الغذاء وهي صورة الدالة الخطية وصورة الدالة الخطية اللوغاريثمية وصورة الدالة الشبه لوغاريثمية. حيث تم استخدام طريقة تحليل الانحدار المتعدد بطريقة المربعات الصغرى لتقدير كل تلك الدوال الخطية. وقد أشار في دراسته إلى أن افضل النتائج بشكل عام كانت لنموذج دالة الاستهلاك الشبه لوغاريثمية لتقدير المعلمات في الدوال التي احتوتها هذه الدراسة.

أشار (ليم وآخرين، ٢٠١٢) في دراستهم الى أن دالة الطلب على النقود مستقرة باستخدام النموذج شبه اللوغاريثمي في الولايات المتحدة الامريكية واستراليا، بينما وجدوا أن استخدام النموذج اللوغاريثمي نتج عنه أن دالة الطلب على النقود مستقرة في دولة اليابان.

تحديد النموذج والمنهجية (Model Specifications and Methodology)

إن الاستهلاك الكلي بأبسط صوره هو دالة في الدخل (الناتج المحلي الإجمالي).

ويمكن كتابة دالة الاستهلاك على النحو التالي :

$$C_t^{\lambda} = a_0 + a_1 Y_t^{\lambda} + U_t \qquad (١)$$

حيث أن :

C_t = الانفاق الاستهلاكي الحقيقي خلال فترة زمنية معينة.

Y_t = الدخل المتاح الحقيقي خلال فترة زمنية معينة.

λ = مقياس لفترة التحول.

t = الفترة الزمنية.

U = خطأ عشوائي.

جدول رقم (١) تعاريف المتغيرات المستخدمة في البحث :

الدولة	الانفاق الاستهلاكي الحقيقي C	الدخل المتاح الحقيقي Y
الكويت	PCK_t	$GDPK_t$
عمان	$PCOM_t$	$GDPOM_t$
السعودية	$PCSA_t$	$GDPSA_t$
البحرين	$PCBH_t$	$GDPBH_t$
الامارات	$PCUE_t$	$GDPUE_t$
قطر	$PCQT_t$	$GDPQT_t$

ومن المتوقع بأن إشارة كل من $(a_1) > 0$ ، بينما من المتوقع بأن إشارة المعلمة $(\lambda) > 0$.

المعادلة رقم (١) تعني علاقة توازنية، ولذلك فإنها تمثل حالة تحول آنية من ناحية المستهلك للتغيرات التي تحدث في دخله المتاح الحقيقي. والاستجابة المتأخرة للتوازن ممكنه بسبب احتمال وجود تكاليف متعلقة بعملية التحول بين الاستهلاك الفعلي وبين الاستهلاك المرغوب فيه.

فرضية التوازن الدائم يمكن التعديل عليها بواسطة استخدام آلية التحول الجزئي للاستهلاك، والتي تدخل في الدالة من خلال عملية الإبطاء (lag) كما هو في المعادلة التالية :

$$C_t^{\lambda} = b_0 + b_1 Y_t^{\lambda} + b_2 C_{t-1}^{\lambda} + U_t \qquad (٢)$$

حيث أن $(1 - b_2)$ هي معامل التحول، وهي أصغر من أو مساوية للرقم ١، وأكبر من الرقم صفر. لذلك فإن المعادلة رقم (٢) يمكن تسميتها بدالة لاستهلاك المتحركة (Dynamic Consumption Function). معامل التحول لامبدا (λ) أدرج في المعادلة وذلك لتجنب الاختيارات العشوائية للنماذج المتعلقة بدالة الاستهلاك وبنفس الوقت تسمح للبيانات بذاتها لتحدد شكل المعادلة بناءً على ما

تقتضيه إجراءات بوكس-كوكس، حيث إن إجراءات بوكس-كوكس تتضمن مزايا دالة الأس العامة والتي تحتوي على كل من مزايا المعادلة الخطية ومزايا المعادلة الخطية اللوغاريثمية كحالات خاصة. مثلاً، عندما لامبدا (λ) تصل إلى قيمة الصفر فإن المعادلة رقم (٢) تتقلص للمعادلة الخطية اللوغارثمية، وعندما لامبدا (λ) تساوي ١ فإن المعادلة رقم (٢) تصبح معادلة خطية وهذا بسبب أن كل متغير مثلا كالمتغير (X) يتحول كالآتي :

$$X_t^{\lambda} \frac{(x_t^{\lambda}-1)}{\lambda}$$

بناءً على المعادلة رقم (٢) بإمكاننا إعادة كتابتها على النحو التالي :

$$= b_0 + b_1 \left[\frac{Y_t^{\lambda}-1}{\lambda}\right] + b_2 \left[\frac{C_{t-1}^{\lambda}-1}{\lambda}\right] + U_t \left[\left[\frac{C_t^{\lambda}-1}{\lambda}\right]\right]$$

(٣)

معلمات المعادلة رقم (٣) يمكن تقديرها باستخدام طريقة الارجحية العظمى المقترحة بواسطة زيريمبكا (Zerembka, 1974). دالة اللوغاريثمات المرجحة المعطاة لقيمة معينة للامبدا (λ) هي :

$$Log\ C_t - \frac{T}{2} Log\ (2\pi) - \frac{T}{2} Log\ \delta^2 L = (\lambda - 1)\Sigma_t^T - \frac{1}{2\delta^2}\Sigma_t^T [C_t - b_0 - b_1 Y_t - b_2 C_{t-1}]^2$$

(٤)

وسيكون الهدف هو تعظيم المعادلة رقم (٤) آخذين في الاعتبار المعلمات:

$(b_0, b_1, b_2, \delta^2, \lambda)$

قيمة δ^2 التي تعظم دالة الارجحية هي بالأساس قيمة التباين المقدرة للبواقي والتي تم الحصول عليها من الانحدار الخطي للدالة الاصلية.

بوكس-كوكس اثبت أن لأي قيمة للامبدا، فإن قيمة الارجحية العظمى اللوغاريثمية هي :

$$(\lambda) = -\frac{T}{2} Log\, \hat{\delta}^2 (\lambda) + (\lambda - 1) Log\, C_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots$$

(٥)

حيث أن (T) هي حجم العينة و($\hat{\delta}^2$) هي درجة التباين المقدرة للبواقي لكل لامبدا (λ) معطاه.

اقترح بوكس – كوكس أن استخدام نسبة الارجحية العظمى، فإن مجال فترة الثقة للمعامل لامبدا يمكن بناءه، لأن [$L_{max}(\lambda_{max}) - L_{max}(\lambda)$ ٢ X هي تقريباً توزيع الكاي تربيع X^2 بدرجة حرية واحدة. ولذلك، للمستوى ٩٥ % من مستوى الثقة، مجال الثقة يحتوى على كل القيم المماثلة للتالي :

$$L_{max}(\lambda_{max}) - L_{max}(\lambda) < \frac{1}{2} X^2$$

(٦)

حيث أن لامبدا = صفر، تقع في مجال فترة الثقة، لذلك فإن الدالة تكون بنموذج المعادلة الخطية اللوغاريثمية، بينما عندما تكون لامبدا = ١، تقع في مجال الثقة، الدالة تكون معادلة خطية فقط.

هذه الورقة تشير إلى أن كل دولة من دول مجلس التعاون الخليجي، مستخدمين البيانات الاقتصادية لتلك الدول خلال الفترة ما بين ١٩٧٠ إلى عام ٢٠١٢، فإن طريقة الارجحية العظمى لدالة الاستهلاك الكلي الديناميكي تم تقديرها. حيث أن قيمة لامبدا (λ) سمح لها للتغير ما بين – ١,٦ و١,٦ بحيث تحتوي على القيم ٠ و١. لكل قيمة للامبدا (λ) هناك ما يقابلها من $\hat{\delta}^2$ (λ) تم تحصيلها ومن ثم سيتم التعويض بقيمتها في المعادلة (٥) وذلك لتقدير قيمة L_{max} (λ). كذلك تم تحصيل قيمة لامبدا (λ) لكل حالة من حالات هذه الدول خلال فترة الثقة ٩٥ %. فلإن الحصول على القيمة العظمى L_{max} (λ) ومنها الحصول على قيمة لامبدا (λ) لكل دولة في الجدول التالي :

الجدول رقم (٢) : قيمة لامبدا (λ)

الدولة	لامبدا - Lambda	فترة الثقة - ٩٥ %	
		القيمة العظمى	القيمة الصغرى
الكويت	٠,٨٣	١,٠٧	- ٠,٥٨
عمان	٠,٨٢	١,٠٩	- ٠,٥٤
السعودية	٠,٧٧	١,٠٣	- ٠,٥٠
البحرين	٠,٨١	١,٠٨	- ٠,٥٤
الامارات	٠,٩٦	١,٢٥	- ٠,٦٧
قطر	٠,٨٤	١,١١	- ٠,٥٢

القيم المرصودة في الجدول رقم (٢) للامبدا (λ) تقترح بأن كل دول مجلس التعاون الخليجي عليها استخدام النموذج الخطي لتقدير دالة الاستهلاك الكلي حيث أنه الأفضل في النتائج عند تقدير تلك الدالة.

اختبارات السكون والتكامل المشترك (Stationarity and Co-integration Tests)

ولكن قبل البدء في تقدير دالة الاستهلاك الكلي، يجب علينا أن لا نغفل عن أن معظم المتغيرات الاقتصادية تعاني من مشكلة عدم السكون أي أن وسطها وتباينها يتغير مع مرور الزمن، وبالتالي لا يمكن استخدامها لتقدير معلمات النموذج قبل معالجة هذه المشكلة، وذلك لأن استخدام المتغيرات في صورتها الأصلية سوف تعطي نتائج مضللة وهذه تعرف بظاهرة الانحدار الزائف (Spurious Regression). لذلك فإن الأمر يستلزم عمل اختبارات لمختلف السلاسل الزمنية لبيانات المتغيرات المستخدمة في النموذج للتأكد من أنها ساكنة في مستوياتها وذلك قبل القيام بتقدير معلمات متغيرات المعادلة. ومن أشهر الاختبارات الأحادية الجذر اختبار دكي – فولر. [٣]

[٣] يأخذ اختبار دكي– فولر (Dicky-Fuller test) الصورة التالية :

$$\Delta\varepsilon_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + v_t$$

لكن هذا الاختبار تعرض إلى الانتقادات لأنه يفترض أن الخطأ العشوائي (ε_t) يتصف بصفة التوزيع الطبيعي في حين هناك الكثير من الأدلة الإحصائية التي تؤيد أنه يعاني من مشكلة عدم ثبات تباين الخطأ . لذلك فقد تم تطوير هذا الاختبار من خلال استخدام صيغه موسعة لمعادلة دكي – فولر وإضافة حد واحد على الأقل للفرق ($\Delta \varepsilon_{t-1}$) ، إلى معادلة الاختبار وذلك لضمان أن الخطأ العشوائي يتمتع بصفة التوزيع الطبيعي. لنحصل بعد ذلك على الاختبار الجديد تحت اسم اختبار دكي – فولر الموسع. [٤] ثم يأتي بعد ذلك اختبار آخر تم استخدامه للكشف عن مشكلة سكون البيانات وهذا الاختبار هو : فيليبس – بيرون.

و يتم من خلال هذه المعادلة اختبار فرضية العدم بأن $\alpha_1 =$ صفر، أي أن المتغير لا يعاني من مشكلة عدم السكون.

[٤] الصيغة الموسعة لاختبار دكي – فولر (Augmented Dicky-Fuller test) الصورة التالية:

$$\Delta\varepsilon_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \Delta \varepsilon_{t-i} + \nu_t$$

يتم اختبار فرضية العدم باستخدام قيم حرجة خاصة للمؤشر الإحصائي (t) وضعها دكي – فولر، فإذا كانت القيمة الفعلية مساوية أو أكبر من القيمة الحرجة فإن هذا يعني خلو المتغير من مشكلة عدم السكون. إلا أنه يجب الإشارة إلى أن جدول القيم المعنوية لدكي – فولر (١٩٧٦) ليست بالضرورة مناسبة لاختبار معنوية البواقي وذلك لأن قيم المعنوية المدونة في ذلك الجدول سوف تظهر البواقي المقدرة أكثر سكوناً من البواقي الحقيقية، مما يعني أن القيم المعنوية في دكي – فولر هي أقل مما يجب لإثبات وجود علاقة تكاملية بين المتغيرات. ولمعالجة هذه المشكلة فسوف يتم استخدام جدول القيم المعنوية المدونة بواسطة أنجل ويو (Angle and Yoo, 1987) والتي تأخذ في اعتبارها عدد المتغيرات الموجودة في معادلة الانحدار التكاملي.

الجدول رقم (٣) : نتائج اختبار السكون

الدولة	فيليبس بيرون		ديكي-فولر (الموسع)
	الاستهلاك Consumption		الاستهلاك Consumption
	المستوى	الفروقات الأولى	الفروقات الأولى
دولة الكويت	- 0.39	- 6.95 **	- 6.74 **
سلطنة عمان	- 0.15	- 5.18 **	- 5.05 **
المملكة العربية السعودية	- 0.27	- 7.55 **	- 7.65 **
مملكة البحرين	- 0.05	- 5.88 **	- 5.82 **
دولة الامارات	- 0.90	- 4.69 **	- 4.68 **
دولة قطر	- 2.44	- 11.07 **	- 4.82 **
الدولة	فيليبس بيرون		ديكي-فولر (الموسع)
	الناتج المحلي الإجمالي GDP		الناتج المحلي الإجمالي GDP
	المستوى	الفروقات الأولى	الفروقات الأولى
دولة الكويت	- 0.11	- 5.38 **	- 5.34 **
سلطنة عمان	- 0.75	- 7.18 **	- 7.13 **
المملكة العربية السعودية	- 0.18	- 5.56 **	- 5.46 **
مملكة البحرين	- 0.55	- 4.85 **	- 4.66 **
دولة الامارات	- 0.65	- 5.41 **	- 5.34 **
دولة قطر	- 0.61	- 4.34 **	- 4.14 **

** ذات معنوية عند مستوى ٥ %

بالنظر إلى نتائج اختبار السكون في الجدول (٣) فنجدها تشير إلى أن المتغيرات في مستوياتها تعاني من مشكلة عدم السكون، إلا أنها تصبح ساكنة بعد أخذ فروقها الأولى. وبعد التأكد من سكون المتغيرات في فوارقها الأولى، فقد تم

تطبيق اختبار التكامل المشترك بإتباع طريقة إنجل وكرينجر (Engle and Granger, 1987) على معادلة الانحدار التكاملي باستخدام المتغيرات بمستوياتها للفترة ما بين ١٩٧٠ – ٢٠١٢ (سلسلة زمنية سنوية) على المعادلة (٢).

و بعد ذلك تم استخلاص البواقي (ε_t) لهذه المعادلة وتطبيق اختبارات أحادية الجذر عليها، وتم الحصول على النتائج التالية:

الجدول رقم (٤) : نتائج تقدير معادلة البواقي من المعادلة (٢)

المطبقة على جميع دول مجلس التعاون الخليجي

اختبار التكامل المشترك - Co-integration Test قيمة تي الحرجة في جدول إنجل - يو = - ٣,١٧ -	
الدولة	**قيمة اختبار – t – لمعامل المتغير $\alpha_1 \Delta \varepsilon_{t-1}$**
الكويت	- ٣,٦٣
عمان	- ٣,٢١
السعودية	- ٣,٤٢
البحرين	- ٣,٨٨
الامارات	- ٢,٨٠
قطر	- ٥,٢٤

** ذات معنوية عند مستوى ٥ %

من خلال النظر إلى نتائج الجدول (٤) يتضح بأن البواقي تمثل بيانات سلسلة زمنية ساكنة، ويعود السبب في ذلك للقيم المعنوية لمعامل المتغير (ε_{t-1}) في معادلات البواقي لدول مجلس التعاون الخليجي كما هو مبين في الجدول رقم (٤) وهي قيم معنوية عالية مقارنة بالقيمة المعنوية المدونة في جدول القيم المعنوية (لانجل ويو) والتي تساوي (- 3.17) عند المستوى ٥ % ما عدا دولة الإمارات العربية. لذلك فإن النتائج تشير إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأمد بين متغيرات النموذج مما يتطلب تقدير معادلة النموذج (٥) باستخدام مستويات المتغيرات والتي من الممكن إتلافها في حالة استخدام الفوارق الأولى للمتغيرات التي وجدت من خلال اختبارات أحادية الجذر بأنها ساكنة.

تقدير دالة النموذج وتحليل النتائج (Regression Results and Analyses)

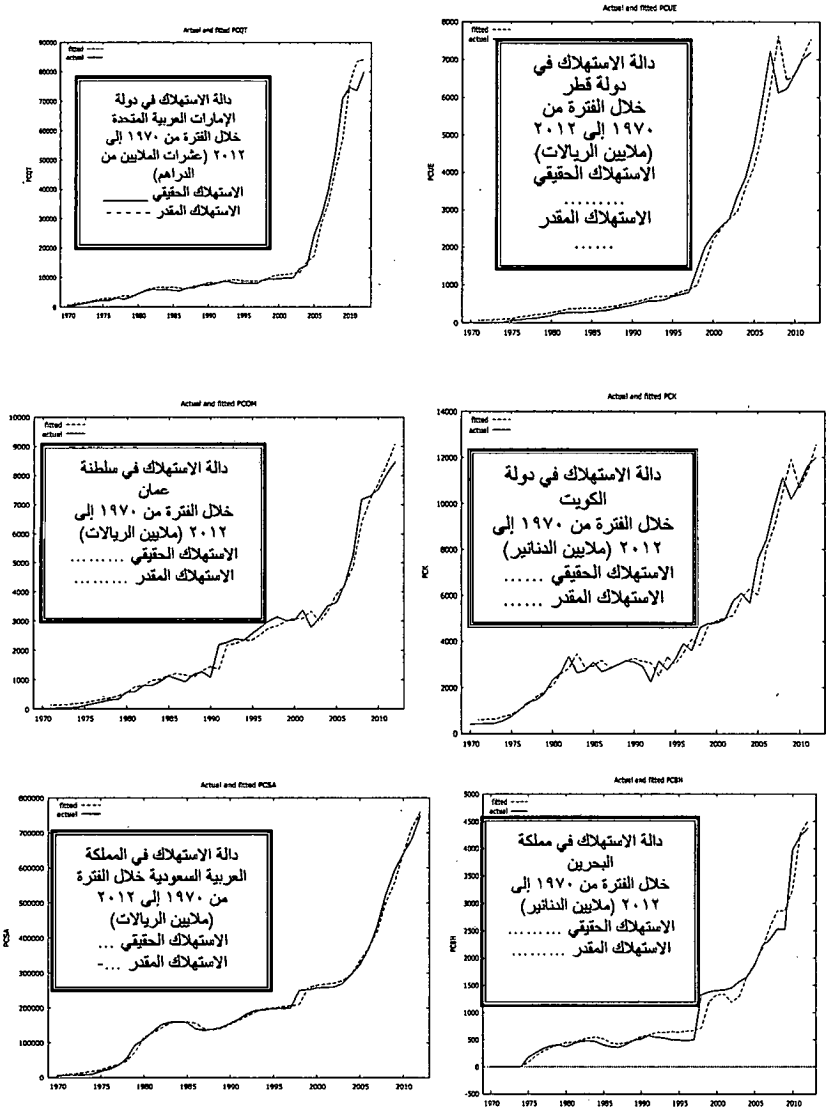
تم استخدام بيانات سنوية في تقدير دالة الاستهلاك الكلي وتطبيقها على دول مجلس التعاون الخليجي، للفترة الممتدة من عام ١٩٧٠ وحتى عام ٢٠١٢ (بيانات سنوية). وقد تم الحصول على سلسلة بيانات الاستهلاك الكلي والناتج المحلي الإجمالي لدول مجلس التعاون الخليجي من خلال أعداد متفرقة من سلسلة إحصائيات صندوق النقد الدولي (IMF-International Financial Statistics). اختبار ديربن أتش (Durbin-H) يشير إلى وجود مشكلة الارتباط الذاتي لجميع المعادلات ما عدا في حالة سلطنة عمان ومملكة البحرين. وقد تم تصحيح هذه المشكلة باستخدام طريقة هيلدرث – لو (Hildreth-Lu)، بسبب احتواء المعادلة رقم (٢) على المتغير التابع مبطأ لفترة واحدة. وبعد إعادة تقديرها ، فقد تم الحصول على النتائج التالية المبينة في الجداول (٤) على النحو التالي :

الجدول (٥) : نتائج تقدير المعادلة (٢) المتغير التابع (C_t)

لدول مجلس التعاون الخليجي

الدولة	المتغير الثابت	متغير الناتج المحلي الإجمالي	متغير الاستهلاك المبطأ فترة واحدة	F- Test	R^2	Durbin-H
الكويت	١٨٩,٣٣ (١,٢٥)	٠,٠٤ (١,٥٠)	٠,٩٠ (٩,٢٠)	٧٠٢,٠٩	٠,٩٧	– ١,٧٦
عمان	١١٢,١٩ (١,٧٢)	٠,١١ (٥,٢٢)	٠,٧١ (٩,٨٨)	١٣٥١,٩٢	٠,٩٨	١,٢١
السعودية	٢٢٩١,٥٠ (٠,٧٠)	٠,٠٦ (٥,٨٧)	٠,٨٧ (٢١,٢١)	٤٠٧٩,١٣	٠,٩٩	١,٧٧
البحرين	– ١,٣٩ (– ٠,٠٣)	٠,١٩ (٤,٦١)	٠,٥٣ (٤,٢٨)	٦٣٨,٣٠	٠,٩٧	١,١٤
الإمارات	٧١,٥٩ (٠,٨٦)	٠,٤٦ (٠,٤٤)	٠,٩٧ (٥,٦٢)	٨٧٥,٥٧	٠,٩٨	١,٦٤
قطر	٧٦٨,٤٠ (١,١٢)	٠,٠٢ (١,٦٤)	٠,٩١ (٧,٣٤)	٨٤٣,٤٧	٠,٩٨	٤,٤٠

شكل رقم (١) : رسومات توضيحية لكل من الاستهلاك الحقيقي والاستهلاك المقدر خلال الفترة الزمنية الممتدة من ١٩٧٠ إلى ٢٠١٢ لكل دولة من دول مجلس التعاون الخليجي



وقد أثبتت نتائج التقدير في الجدول رقم (٥) بأن معلمات متغيرات الناتج المحلي الإجمالي والاستهلاك الكلي المبطأ لفترة واحدة ذات معنوية عالية عند مستوى ٥ % لجميع دول مجلس التعاون الخليجي على النحو التالي :

وبالنسبة لقيم معامل الارتباط فهي على النحو التالي : الكويت (٠.٩٧)، وعمان (٠.٩٨)، والسعودية (٠.٩٩)، والبحرين (٠.٩٧)، والإمارات (٠.٩٨)، وقطر (٠.٩٨) مما يعني أن المتغيرات المستقلة في المعادلة تفسر حوالي ما بين ٩٧ % إلى ٩٩ % من التغيرات التي حصلت في المتغير التابع (الاستهلاك الحقيقي الكلي في دول مجلس التعاون الخليجي). وأيضاً، تشير النتائج إلى صحة إشارات المعلمات وتطابقها مع ما هو متوقع لهذه المتغيرات حسب فرضيات هذا النموذج. وكذلك، أشارت الرسومات في الشكل رقم (١) إلى تقارب المستوى الحقيقي للاستهلاك مع المستوى المقدر الذي تم تقديره باستخدام المعادلة رقم (٢).

معامل التأقلم ($1 - b_2$) لكل من الكويت وعمان والسعودية والبحرين والإمارات وقطر هو كالآتي : (٠,١٠، ٠,٢٩، ٠,١٣، ٠,٤٧، ٠,٠٣، ٠,٠٩ على التوالي). هذه النسب المئوية تبين مدى التأقلم الكلي ما بين الاستهلاك الحقيقي والاستهلاك المرغوب فيه الممكن حدوثه في السنة الأولى.

المعادلة الخطية المقدرة رقم (٢) تمدنا بالميل الحدي للاستهلاك (b_1) للأجل القصير و($\frac{b_1}{1-b_2}$) الميل الحدي للاستهلاك في الأجل الطويل كما هو مبين في الجدول رقم (٦). بينما الجدول رقم (٧) يبين مرونة الدخل في الأجل القصير والأجل الطويل حيث أن مرونة الدخل هي (التغير في الاستهلاك مقسوماً على التغير في الدخل) لكل دولة من دول مجلس التعاون الخليجي.

الجدول رقم (٦) : الميل الحدي للاستهلاك في الأجل القصير والطويل لدول مجلس التعاون الخليجي

الدولة	الميل الحدي للاستهلاك في الأجل القصير	الميل الحدي للاستهلاك في الأجل الطويل
الكويت	٠,٠٤	٠,٤٠
عُمان	٠,١١	٠,٣٨
السعودية	٠,٠٦	٠,٨٤
البحرين	٠,١٩	٠,٤٠
الإمارات	٠,٤٦	١,٥٠
قطر	٠,٠٢	٠,٢٢

طبقاً للنتائج في الجدول رقم (٦)، فإن الميل الحدي للاستهلاك في الاجل القصير يختلف ما بين دولة وأخرى حيث أن الأعلى كان من نصيب الإمارات (٠,٤٦) حيث يشير إلى أن الاستهلاك الحقيقي يستجيب أكثر للتغيرات في الدخل الحقيقي في دولة الإمارات بالمقارنة مع بقية دول مجلس التعاون الخليجي.

كذلك، نتائج الجدول رقم (٦) تبين أن الميل الحدي للاستهلاك في الاجل الطويل يتعدى بقيمه عن الميل الحدي للاستهلاك في الاجل القصير لجميع دول مجلس التعاون الخليجي، مشيراً بذلك إلى أن التغيرات في الدخل الحقيقي تأتي بتغيرات أكبر في الاستهلاك الحقيقي كلما طالت الفترة الزمنية المنقضية بعد التغير الذي يحدث في الدخل الحقيقي.

الجدول رقم (٧) : مرونة الدخل في الأجلين القصير والطويل لدول مجلس التعاون الخليجي

الدولة	مرونة الدخل في الأجل القصير	مرونة الدخل في الأجل الطويل
الكويت	٠,٢٢	٠,٩٥
عُمان	٠,٣٥	٠,٩٧
السعودية	٠,٢١	١,٠٥
البحرين	٠,٣٣	١,٠٣
الإمارات	٠,٣٢	١,١٩
قطر	٠,٢١	٠,٧٥

تشير البيانات في الجدول رقم (٧) إلى أنه في الأجل القصير مرونة الدخل لجميع دول التعاون الخليجي أقل من الواحد مما يعني أن الاستهلاك الحقيقي غير مرن بالنسبة للدخل الحقيقي. إلا أن النتائج في الأجل الطويل تشير إلى مرونة في الدخل لكل من المملكة العربية السعودية ومملكة البحرين ودولة الامارات العربية حيث أن مرونة الدخل أعلى من واحد، بينما تبقى دولة الكويت وسلطنة عمان ودولة قطر أقل من واحد مشيرةً إلى أن الاستهلاك الحقيقي غير مرن بالنسبة للدخل الحقيقي.

الخاتمة (Conclusion) :

هذه الدراسة مهتمة بشكل النموذج المناسب لدالة الاستهلاك في دول مجلس التعاون الخليجي. وبما أن نظريات الاستهلاك غير واضحة تماماً في اختيار النموذج المناسب للعلاقة بين الاستهلاك والمتغيرات المستقلة المرتبطة به. لذلك، فإن الخيار بين نموذج الدالة الخطية ونموذج الدالة الخطية اللوغاريثمية، سيكون محض خيار نتائج الاختبارات الاحصائية التطبيقية.

لهذا، فإنه تم إجراء اختبارات نموذج الدالة باستخدام طريقة بوكس-كوكس (Box-Cox) لدالة الاستهلاك الديناميكية لجميع دول مجلس التعاون الخليجي، وقد أيدت نتائج هذه التطبيقات الاحصائية استخدام نموذج الدالة الخطية بدلاً من استخدام الدالة الخطية اللوغاريثمية لدالة الاستهلاك الكلي.

وقبل الشروع في استخدام الدالة الخطية لتقدير دالة الاستهلاك، فإنه كان من الأهمية بمكان تفحص بيانات السلاسل الزمنية للتأكد من خلوها من عدم الاستقرار باستخدام طريقة ديكي- فولر وديكي-فولر الموسعة وكذلك طريقة فيليبس-بيرون.

فقد أشارت النتائج إلى أن المتغيرات في مستوياتها تعاني من مشكلة عدم السكون، إلا أنها تصبح ساكنة بعد أخذ فروقها الأولى. وبعد التأكد من سكون المتغيرات في فروقها الأولى، فقد تم تطبيق اختبار التكامل المشترك بإتباع طريقة إنجل وكرينجر على معادلة الانحدار التكاملي باستخدام المتغيرات بمستوياتها، وبعد ذلك تم استخلاص البواقي (ε_{t-1}) لهذه المعادلة وتطبيق اختبارات أحادية الجذر عليها، وقد تبين لنا من النتائج بأن البواقي تمثل بيانات سلسلة زمنية ساكنة، وأن معلمات المتغير (ε_{t-1}) في معادلات البواقي لدول مجلس التعاون الخليجي ذو قيم معنوية عالية عند المستوى ٥ % ما عدا دولة الإمارات العربية. لذلك فإن النتائج تشير إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأمد بين متغيرات النموذج. ولذلك، فقد تم استخدام متغيرات دالة الاستهلاك الكلي في مستوياتها.

المعلمات التي تم تقديرها في دالة الاستهلاك الكلي الخطية امدتنا بالميل الحدي للاستهلاك في الأجل القصير. أما الميل الحدي للاستهلاك في الاجل الطويل فقد تم الحصول عليه باستخدام قيمة معامل الاستهلاك المبطأ. أشارت النتائج إلى أن الميل الحدي للاستهلاك في المتوسط سواء في الأجل القصير أو الأجل الطويل كان أقل من ٠,٥٠ في جميع دول مجلس التعاون الخليجي ما عدا السعودية والإمارات في الأجل الطويل حيث كانت قيمته ٠,٨٤، و١,٥٠ على التوالي. هذه النتائج ذات القيّم المنخفضة للميل الحدي للاستهلاك في الأجلين القصير والطويل متوائمة مع حقيقة أن معظم دول مجلس التعاون الخليجي من ضمن مجموعة الدول ذات الدخل المرتفع.

مرونة الدخل الحقيقي في الاجل القصير والأجل الطويل تم حسابهما على أساس متوسط المتغيرات، حيث أن النتائج اشارت إلى أن الاستهلاك الحقيقي غير مرن بالنسبة إلى الدخل الحقيقي في الاجل القصير لجميع دول مجلس التعاون الخليجي، في حين أن النتائج أشارت إلى أنه الاجل الطويل لبعض هذه الدول (السعودية والبحرين والإمارات) كانت قيمة مرونة الدخل أكبر من الواحد الصحيح. وهذه النتائج متناسقة مع حقيقة أن الاستهلاك تم تمثيله بواسطة الانفاق الكلي على أصناف مختلفة من السلع والخدمات.

المراجع

- عبدالمنعم بن عبدالمحسن العلي، (٢٠٠٨)، تقدير دوال استهلاك السلع الغذائية الرئيسية الريفية بمحافظة الأحساء بالمملكة العربية السعودية، رسالة الماجستير، جامعة الملك فيصل قسم الأعمال الزراعية، الهفوف، المملكة العربية السعودية.

Ackley, G., (1961), Macroeconomics Theory, London: Macmillan Company.

Assery, A. and N. Perdikis (1993), The functional form of the aggregate import demand function: The case of the GCC countries, The Middle East Business and Economic Review, 5, 34-8.

Boylan, T. A., et al, (1980), The functional form of the aggregate import demand *equation*. Journal of International Economics, 10. 561-66.

Box, G.E.P. and D.R. Co (1964), Analysis of transformation, Journal of the Royal Statistical Society - Series B, 26, 211-52.

Chang, Hui-Shyong (1977), Functional form and demand for meat in the United States, Review of Economics and Statistics, 59, 355-59.

Dornbusch, R., and Fischer, S. (1987), Macroeconomics (5th ed.), New York: McGraw-Hill.

Doroodian, K. et al, (1994), An examination of the traditional aggregate import demand function for Saudi Arabia, Applied Economics, 26, 909-15.

Engle, R and C. Granger (1987), Co-integration and error correction: representation, estimation and testing, Econometrica, 55, 251-76.

Evans, M.K., (1969), Macroeconomic activity, Harper & Row, New York.

Ferber, T. (1953), Astudy of aggregate consumption functions, Technical paper 8, National Bureau of Economic Research, New York.

Fuller, W. (1976), Introduction to Statistical Time-Series, Wiley, New York.

Granger, C.W.J. (1981), Some properties of time-services data and use econometric model specification. Journal of Econometrics, 16, 121-30.

Johansen, S. and Juseilius, K. (1990), Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with application to demand for money, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52,169-210.

Kim, H. Y. (1988), The Econometric modeling of aggregate consumer behavior, European Economic Review, 32, 1013-17.

Khan, M.S. and K. Z. Ross (1977), The functional form of the aggregate import demand equation. Journal of International Economics, 7, 149-60.

Kuznets, S. (1952), Proportion of Capital Formation to National Product, American Economic Review, Papers and Proceedings, Vol. 42 (2), May.

Lim, S., Khun, C., and Sum, V., (2012), On the functional forms and stability of money demand: The U.S., Japan, and Australia. Research in Business and Economics Journal, 6, 150-168.

Makhool, B. and Abdel-Razeq, O. (1996), The functional form of consumption of the Palestinian territories, The Middle East Business and Economic Review, 8, 31-9.

Okundale, A. (1992). Functional forms and habit effects in the US demand for coffee, Applied Economics, 24, 1203-12.

Orcutt, G. H. and Roy, A. D. (1949), A Bibliography of the Consumption Function, Cambridge: Department of Applied Economics, UK.

Sarmad, Khwaja (1988), The functional form of the aggregate import demand equation: Evidence form developing countries, The Pakistan Development Review, 27, 309-14.

Sargent, T. J., (1979), Macroeconomic Theory, Academic Press, New York.

Schebeck, F. and Thury, G. (1978), The Functional Form of Consumption Equation of Austria, Emperica, Vol. 5, Issue 1, pp 33-47.

Timbrell, M. C., (1976), Consumption Functions, in Topics in Applied Macro Economics, Eds David, Health Field, p. 167.