استخدام المتغيرات الصماء وتحويل القوى في معالجة تشوه البيانات مع التطبيق على دالة الاستهلاك في العراق للمدة ١٩٧٠-١٩٩٥

أ.م.د. سعد عجيل شهاب
كلية الإدارة والاقتصاد
جامعة تكريت

أ.م.د. هيثم طه اليوسف
كلية علوم الحاسبات والرياضيات
جامعة الموصل

الملخص

يهدف البحث إلى بناء أنموذج لدالة استهلاك يتفق مع النظرية الاقتصادية من خلال سلسلة من المعالجات الإحصائية لتمهيد البيانات، بحيث لا تتقاطع مع النظرية الإحصائية. ويفترض البحث أن استخدام المتغيرات الصماء وتحويل القوى، تساهم في تحقيق مطابقة جيدة للدالة المقدرة على البيانات. اعتمد الأسلوب الكمي في تقدير مجموعة من دوال الاستهلاك وفقاً لطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية، باستخدام بيانات عن الاستهلاك القومي والدخل العام والإنفاق العام للمدة ١٩٧٠-١٩٩٥ بالأسعار الجارية والثابتة. أهم استنتاج إن استخدام المتغيرات الصماء نجحت في إعادة المتغيرات التوضيحية للتفسير، إلا أن استخدام المتغيرات الصماء وتحويل القوى معاً حققت مطابقة أفضل.

Used Dummy Variable and Power Transformation to Treatment Distortion of Data with Application on Consumption Function in Iraq for the Period 1970-1995

Abstract

The aim of the current research is to build a model for consumption function, which corresponds with the economic theory through a series of statistical treatment to smooth data which do not contrast with the statistical theory. The research hypothesis uses dummy variables and power transformation satisfies good fitting for the estimation a set of consumption functions by using ordinary least squares method, besides the data about national consumption, national income, general consumption and general expenditure for the period between 1970-1995 by current and fixed prices in Iraq.

The best conclusions, by using dummy variable has succeeded to review again and explain independent variables, but the use of dummy variables and power transformation has achieved a better fitting.

أولاً. المقدمة:

أهمية ومشكلة البحث

من المعروف أن كل ظاهرة اقتصادية أو اجتماعية أو أي من الظواهر الحياتية والطبيعية الأخرى، قابلة للتمثيل الرياضي الدالي الكمي كمتغير تابع ذو مدى (Range) كمي يعتمد على متغير أو عدد من المتغيرات التوضيحية لها منطلق (Domain) كمي أيضاً. ومن المعروف إن هذا التمثيل الدالي يمكن أن يتحول إلى أنموذج قياسي بإضافة حد الخطأ أو ما يعرف بالمتغير العشوائي (Random Variable) والذي يؤمن بدوره تمثيل التغيرات العشوائية غير المفهومة في الظاهرة، وبالتالي يكون هذا الأنموذج قابل للاستخدام في توصيف وقياس الظواهر والاقتصادية منها بوجه خاص. عندما تغلق دائرة المتغيرات التوضيحية الكمية للظاهرة المدروسة وتستوفى متطلبات النظرية الاقتصادية أو الاجتماعية أو الحياتية وغيرها، ويكون التمثيل الدالة الإحصائي ضعيفاً، فإن هذه الحالة ترجع إلى سبب واحد، وهو تشوه البيانات بسبب تشوه الظاهرة، وتعقد معطيات البيئة المحيطة بالظاهرة.

إن طرائق معالجة هذا التشوه عديدة وجميعها تستند على نظرية تصغير حجم التأثير الذي يحدثه حد الخطأ العشوائي في المتغير التابع، أو كما يعبر عنه بتصغير التباين أو تقليل متوسط مربعات خطأ الإحصاءة ذات العلاقة عن طريق تمهيد البيانات من خلال معالجات إحصائية ممكنة على دالة التأثير Influence Function المشتقة من الدالة المستهدفة (Luisa, 1997: 29-38) أو من خلال استخدام تحويلات القوى لمعالجة حزمة الالتواءات Kurtosis في الدوال الاحتمالية المتعلقة بمتغيرات أنموذج العلاقة (Ruppert and Wand, 1992: 19-29) أو معالجة التفلطح Skewness عن طريق إزاحة متغير التوضيح على طول مقاطع التفلطح (Hall, 1992: 221-228).

ومن المعالجات الإحصائية الأخرى ذات الاستخدام الواسع ما يدعى بإعادة تشخيص المتغيرات النوعية غير المُقيسة وغير المتضمنة في الأنموذج والتي يعتقد الباحث أنها تؤثر في المتغير التابع، وتمثيلها بالمتغيرات الصماء أو كما تسمى بالمتغيرات الوهمية Dummy Variable لتضمينها في الأنموذج.

إن المتغيرات الصماء تساهم في تقليل قوة تأثير حد الخطأ العشوائي في المتغير التابع إلى الحدود المقبولة، وتساهم في انفتاح الأنموذج على متغيرات توضيحية مؤثرة جديدة غير مُقيسة وهي المتغيرات النوعية التي تمثل التعقيدات البيئية غير المنظورة المحيطة بالظاهرة المدروسة والتي تمثل في أحيان كثيرة المتغيرات التوضيحية المؤثرة في المتغير التابع.

وفي العموم فانه من المناسب البدء بمعالجة البيانات باستخدام المتغيرات الصماء في المرحلة الأولى من التحليل دون المعالجات الأخرى كلما أمكن ذلك لأن تضمين هذه المتغيرات في النماذج الاقتصادية على وجه الخصوص لا يتقاطع مع فرضيات النظرية الاقتصادية الملازمة للتحليلات القياسية كشروط وإطار.

فرضية البحث

إن استخدام المتغيرات الصماء وتحويلات القوى في تقدير الدوال ومنها دالة الاستهلاك، يؤدي إلى تحقيق مطابقة جيدة على البيانات ويساهم في تمهيد البيانات وبناء النماذج.

هدف البحث

يهدف البحث إلى بناء أنموذج لدالة الاستهلاك يتوافق مع منطوق النظرية الاقتصادية من خلال سلسلة من عمليات التمهيد Smoothing والمعالجة

الإحصائيةStatistical Processing للبيانات لتحويلها إلى حزمة قابلة للتحليل الإحصائي بحيث لا تتقاطع مع فرضيات النظرية الإحصائية من خلال استخدام المتغيرات الصماء وتحويل القوى.

منهج البحث

اعتمد البحث أسلوباً وصفياً في جانبه النظري، أما في الجانب التطبيقي فقد اعتمد الأسلوب الكمي، حيث تم تقدير مجموعة من دوال الاستهلاك وفقاً لنماذج انحدار خطية ولا خطية بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية بالاستناد إلى بيانات عن الاستهلاك القومي والدخل القومي للمدة ١٩٧٠-١٩٩٤ بالأسعار الثابتة، والاستهلاك العام والإنفاق القومي للمدة ١٩٧٠-١٩٩٥، بالأسعار الجارية والثابتة في العراق.

واستخدمت طريقتان في معالجة تشوه البيانات الأولى طريقة تضمين المتغيرات الصماء في الأنموذج من أجل تقليل تأثير المتغير العشوائي في المتغير التابع والثانية طريقة تحويل القوى لمعالجة حزمة الالتواءات في الدوال الاحتمالية المرتبطة بمتغيرات الأنموذج.

ثانياً. <u>دالة الاستهلاك وتطبيقاتها الشائعة</u>:

كانت النظرية الاقتصادية الكلاسيكية غير معنية بدالة استهلاك تربط الدخل بالاستهلاك، على اعتبار أن الاقتصاد في حالة استخدام كامل، وان قرارات الاستهلاك تعتمد على التغيرات في سعر الفائدة، لذا اعتبر الاستهلاك دالة سالبة في سعر الفائدة وليس كدالة في الدخل، كون الأخير متغيراً ثابتاً في الاقتصاد ذو الاستخدام الكامل (Vaish, 1973:195-196). إن هذه الطروحات تعارضت مع ما قدمه كينز Keynes - الذي اعتمد في تحليله على الأجل القصير – من أن الإنفاق الاستهلاكي الحالي يتوقف أساساً على الدخل الحالي،وان الاستهلاك الحقيقي دالة ثابتة في الدخل الحقيقي، وان الميل الحدي للاستهلاك (MPC) موجب وأقل من الواحد الصحيح، كما انه أقل من الميل المتوسط للاستهلاك (APC) (Keynes, 1939: 96-97).

وقد بينت الدراسات التي أجريت على ميزانية الأسرة والمعتمدة على ما توصل إليه ارنست انجل Ernst Engel من خلال بيانات المقاطع العرضية لميزانية الأسرة إن العلاقة بين دخل الأسرة واستهلاكها الكلي مثل العلاقة التي افترضها كينز من أن (MPC) كمية موجبة واقل من الواحد الصحيح ويتجه للانخفاض مع زيادة الدخل (Bronsn and Litvock, 1976: 187).

وهنا يشير آكلي Ackley إن دالة الاستهلاك المقدرة بالاعتماد على بيانات ميزانية الأسرة كانت متعارضة مع ما طرحه كينز، فهذه البيانات توضح كيف يختلف الاستهلاك في حالة تغير الدخل بين العوائل ذات المستويات الدخلية المختلفة في حين جاءت فرضيات كينز لتبين كيف يختلف الاستهلاك عندما يتغير الدخل على المستوى الكلي (Ackley,1961: 223).

إن أولى الدراسات التي صاغت دالة الاستهلاك للأجل الطويل مستندةً على بيانات السلاسل الزمنية، قدمت من قبل سيمون كوزنيتس Simon Kuznets بالاعتماد على تقديرات الدخل القومي والإنفاق الاستهلاكي الأمريكي للفترة 1869-1983، وقد خرجت تلك الدراسة بنتيجتين الأولى أن (MPC) لم يتجه للانخفاض في الأجل الطويل مما يعني إن APC = MPC عند زيادة الدخل، وهذا يدل على ثبات APC وان العلاقة بين الدخل القومي والإنفاق الاستهلاكي تناسبية وتأخذ الصيغة الآتية:

$C = B_1 Y$

أما النتيجة الثانية فهي أن APC > MPC في الأجل القصير عندما يكون الاقتصاد في حالة كساد، وان APC سوف يتغير بشكل عكسي مع الدخل وان العلاقة بين الدخل القومي والإنفاق الاستهلاكي غير تناسبية وتأخذ الصيغة الآتية:

$$C = B_o + B_1 Y$$

في الوقت الذي يمثل هذا دعماً لما ذكره كينز من أن الاستهلاك هو دالة في الدخل إلا انه يعارض افتراض كينز من أن APC > MPC في الأجل الطويل.

على هذا الأساس قدم عدد من الاقتصاديين نظريات جديدة لغرض التوفيق بين النتائج التي خرجت بها دالة الاستهلاك في الأجل القصير ودالة الاستهلاك في الأجل الطويل، في مقدمتها نظرية الدخل المطلق Absolute Income لآرثر سمثس (Smithies,1945:1-14) حيث بين أن دالة الاستهلاك ذات علاقة غير تناسبية، وعدم حصول انخفاض في APC مع زيادة الدخل. وكذلك نظرية الدخل النسبي Relative Income التي قدمها ديوزنبري (Duesenberry, 1967: 1-27) والتي مفادها أن العلاقة بين الدخل والاستهلاك تناسبية، حيث أن السلوك الاستهلاكي للفرد يعتمد على السلوك الاستهلاكي للآخرين، فعندما يزداد الدخل المطلق للأفراد بنفس النسبة فان المركز النسبي للأفراد في سلم توزيع الدخل سيبقى على حاله وان الدخل النسبي لهم يبقى ثابتا على الرغم من الزيادة في الدخل المطلق كون الأفراد سيستمرون في إنفاق نفس الجزء من دخلهم الإضافي على الاستهلاك والذي حصلوا عليه في الماضي قبل الزيادة.

إن كل من فريدمان Friedman الذي قدم نظرية الدخل الدائم Permanent Income عام 1957 (Friedman, 1957: 167) وكذلك اندو ومودكلياني (Ando and Modigliani, 1963: 55-84) أصحاب نظرية دورة الحياة Life Cycle، أعطوا توقعات عقلانية للفرد تقوم على التخطيط الحالي والمستقبلي، تتخلص ركائزها بمقدار الدخل والاستهلاك الحاليين والدخل المتوقع في المستقبل، وكذلك مقدار احتياجات الفرد والتي قد تكون مرتبطة بمستوى الرفاهية الاقتصادية للفرد وتأثير سعر الفائدة والادخار الحالي على كل من الدخل والاستهلاك في المستقبل. ففريدمان يرى أن الاستهلاك الحالي للفرد لا يعتمد على دخله الحالي فقط، بل يعتمد أيضاً على اعتبارات طويلة الأجل، تتعلق بتوقعات دخله الدائم في المستقبل الذي يقدره، فضلاً عن دخله المتوقع (الانتقالي) Transitory Income. أما مودكلياني فيعتبر أن الاستهلاك في الفترة الحالية أو المستقبلية هو انعكاس لخطة ترسم خلال عمر الفرد، وان الدخل المتحقق في أي من الفترتين يعد عاملاً واحد في تحديد صيغة الخطة. ويدخل هنا عدم اليقين في التوقعات المستقبلية وعدم مبالاة الفرد بقيود السيولة بالأخص عندما يكون دخله مرتفع، مما يربك الأفكار التي جاء بها مودكلياني (www.pcon.jhu/people/carroll/carroll.htmlcarrol,2001,1-33).

عليه يمكن القول أن النظريتين الأخيرتين أعطيتا أسس نظرية لبناء دالة تربط بين الدخل والاستهلاك إلا أن افتراضاتهما قد تكون بعيدة عن الواقع مما يضفي على النتائج المتحصل عليها بأن تكون غامضة.

بعد ذلك قدمت عدة بحوث تطبيقية أغلبها اعتبرت أن الدخل الجاري هو الذي يؤثر بشكل كبير على قرارات الاستهلاك والادخار .فقد تطرق (Richard, 1993: 375-386) إلى الدالة الكينزية ذات الصيغة الآتية:

$$C = B_o + B_1 Y^d$$

عندما (Y^d) تمثل الدخل المتاح القابل للتصرف، والدالة التقديرية التي قدمت من قبل الاقتصاديين الكينزيين من البيانات السنوية للأجل القصير (١٩٢٩-١٩٤١) والتي اتخذت الصيغة الآتية:

$$C = 26.5 + 0.75 Y^d$$

ومن ثم استخدم (APC) بدلاً من الاستهلاك (c) كما في الصيغة الآتية:

$$APC = \frac{C}{Yd} = \frac{B_o}{Yd} + B_1$$

فأكد وجهة نظر كينز من أن MPC < APC مما يعني أن (APC) ينخفض مع زيادة الدخل. كما اعتمد Richard Simon Kuznets البيانات ذاتها التي استخدمها فوجد انه لا يوجد ميل لانخفاض APC بالرغم من الزيادة في الدخل القومي خلال تلك المدة، ولا يوجد دليل أيضاً على حدوث انخفاض في APC في أغلب السنوات الأخيرة حتى سنة ١٩٩٠.

بناءً على ذلك فإن هذا البحث يقدم تطبيقات شائعة لدالة الاستهلاك تختلف باختلاف اعتمادية متغير الاستهلاك، والذي يمكن توصيف دالته بالاعتماد على التغير في الدخل أو التغير في الإنفاق، حيث تم التطبيق على أربع دوال، الأولى دالة العلاقة بين متوسط الاستهلاك القومي والدخل القومي بالأسعار الثابتة، والثانية دالة العلاقة بين الاستهلاك القومي والدخل القومي بالأسعار الثابتة أيضاً تحت فرض أن سنة الأساس هي سنة ١٩٨٠ وللمدة ١٩٧٠-١٩٩٤، والثالثة دالة العلاقة بين الاستهلاك العام والإنفاق القومي بالأسعار الجارية للمدة ١٩٧٠-١٩٩٥، والرابعة دالة لذات العلاقة الأخيرة إلا أنها بالأسعار الثابتة وتحت افتراض أن سنة الأساس هي ١٩٨٠ أيضاً.

قام الباحثان قبل ذلك بإجراء عدة تطبيقات أولية لتقدير دالة استهلاك ثبتت نتائجها في جدول (٧)، ربطت الأولى العلاقة بين الاستهلاك العام كمتغير تابع والدخل القومي المتاح كمتغير مستقل وبالأسعار الجارية للمدة ١٩٧٠-١٩٩٥. ويتبين أنها لم تجتز الاختبار الاقتصادي كون (MPC) أكبر من الواحد الصحيح، وربطت الثانية العلاقة ذاتها مع حذف السنة الأخيرة لتضخم رقمها، أي أصبحت المدة ١٩٧٠-١٩٩٤ وتبين أن الدخل القومي المتاح يحدد ١٠٠% من التغيرات في الاستهلاك العام مما يعني أن نسبة الانحرافات الموضحة إلى الانحرافات الكلية مساوية للواحد وبالتالي فإن نسبة المساهمة العالية هذه للدخل القومي المتاح في تفسير التغيرات الحاصلة في الاستهلاك العام لا تتفق مع نظرية الاستهلاك ولا مع طبيعة البيانات التي تربط تلك العلاقة. أما التطبيق الثالث لغرض تقدير الدالة، فهو ربط العلاقة بين متوسط الاستهلاك القومي والدخل القومي المتاح بالأسعار الجارية للمدة ١٩٧٠-١٩٩٥ فأوضحت الدالة الثالثة إن MPC = 0 وهي نتيجة غير منطقية من الناحية الاقتصادية. وعند التطبيق الرابع تم استخدام ذات العلاقة في التطبيق الثالث مع حذف السنة الأخيرة فكانت التقديرات غير متفقة مع النظرية الاقتصادية والإحصائية.

بعد ذلك، تم إجراء عدة تطبيقات لتقدير العلاقة باعتماد دوال لوغارتمية مزدوجة ونصف لوغارتمية منها على سبيل المثال الدالة الخامسة نصف اللوغارتمية باعتماد العلاقة بين متوسط الاستهلاك القومي والدخل القومي بالأسعار الجارية للمدة ١٩٧٠-١٩٩٤. وكذلك الدالة السادسة اللوغارتمية المزدوجة باعتماد نفس العلاقة بتقليص المدة إلى ١٩٧٠-١٩٩٠، فكانت النتائج غير معنوية سواءً لقيمة MPC بعد التحويل أو للاختبارات الإحصائية.

من المعروف أن هذا التنوع في تطبيقات دالة الاستهلاك قائم من منطلق البحث في بناء دالة تحقق أفضل متطلبات المطابقة على البيانات موضوع البحث سواء كانت هذه البيانات متعلقة بالدخل القومي أو الإنفاق القومي وبطريقتي التعبير المعروفة – الأسعار الجارية والأسعار الثابتة.

لقد تمت الإشارة في مقدمة البحث إلى أهمية المتغيرات الصماء في تحسين مطابقة الدوال المفترضة على البيانات المتعلقة بها، وللتمهيد لأهمية هذه المتغيرات تم تطبيق

الدوال على بيانات الاستهلاك والدخل والإنفاق في العراق للمدة ١٩٧٠-١٩٩٥، وهي مدة غير متجانسة في ظروفها ومتغيراتها كما هو معروف، وتنطوي على انتقالات مهمة في المجتمع والدولة في العراق، الأمر الذي وجده الباحثان ملزماً لتطبيق دوال الاستهلاك على مدد متسقة مع ظروفها وجزئية من مدة الدراسة الكلية لبيان أهمية استخدام المتغيرات النوعية المعبرة عن الظروف والأحداث المتغيرة.

تم تقسيم مدة الدراسة إلى ثلاث مدد جزئية وهي سنوات السبعينات بما تمثله من انتعاش اقتصادي مضافاً لها السنة الأولى من العقد التالي لاتساق ظروف هذه السنة مع سابقاتها عموماً لتصبح المدة الجزئية الأولى ١٩٧٠-١٩٨١،والمدة الجزئية الثانية تمثل سنوات الحرب العراقية الإيرانية ١٩٨٢-١٩٩٠ والمدة الجزئية الثالثة تمثل جانباً من سنوات الحصار الاقتصادي الذي فرض على العراق للمدة ١٩٩٠-١٩٩٤ لبعض البيانات وللمدة ١٩٩٠-١٩٩٥ لبعض آخر. وإن الجدولين (٨) و(٩) يشملان البيانات التي تيسرت للدراسة.

٢-١ دالة متوسط الاستهلاك القومي - أسعار ثابتة -

في هذه المرحلة تم تحليل بيانات متوسط الاستهلاك القومي والدخل القومي المتاح للمدة ١٩٧٠-١٩٩٤ بالأسعار الثابتة باعتبار ١٩٨٠ = ١٠٠. فتم الحصول على دالة تقديرية أخذت الصيغة الآتية:

$$\hat{Y}_i = 1.052 + 0.000025\,Xi \quad \text{.....(1)}$$

$$to = (9.974)^{**}\ (2.281)^{*}$$

$$F = 5.903 \qquad R^2 = 18\% \qquad MSE = 0.40$$

يلاحظ من معطيات الدالة أعلاه، إن القيمة المقدرة للمعلمة B_1 مقاربة للصفر وهي لا تتفق مع المنطق الاقتصادي، في حين كان اختبار t معنوي إحصائياً بمستوى معنوية 1% و5% مع انخفاض في معامل التحديد (R^2).

وبإعادة تحليل البيانات على مستوى المدد الجزئية المشار إليها حصل الباحثان على النتائج الموضحة في جدول (١).

جدول (١) : تقدير دوال متوسط الاستهلاك القومي – الدخل القومي المتاح في العراق للمدد الجزئية
من المدة ١٩٧٠-١٩٩٤ بالأسعار الثابتة

المدة	الأنموذج والاختبارات
١٩٧٠-١٩٨١	$\hat{Y}_i = 0.989 - 0.00004\,Xi$

to (10.92) **(4.11)** **F = 16.89** **R^2 = 62.8%**	
$\hat{Y}_i = 1.29 - 0.000026\,Xi$ **to (10.40)** **(2.17)** **F = 4.72** **R^2 = 40.3%**	١٩٩٠-١٩٨٢
$\hat{Y}_i = 1.19 - 0.000080\,Xi$ **to (4.99)** **(0.96)** **F = 0.93** **R^2 = 31.7%**	١٩٩٤-١٩٩١

نستطيع القول أن تطبق دالة الاستهلاك على بيانات المدد الجزئية أبرز لنا نمطاً من التجانس المقبول لبيانات كل مدة على حدة من خلال اختلاف الحدود الثابتة التي تمثل انطلاقة خطوط الانحدار وتساوي الميول الثابتة والتي يمكن اعتبارها مساوية للصفر. أي أن معادلات الانحدار تكاد تكون متوازية، وهذا يؤكد انتماء بيانات كل مدة إلى مجموعتها الجزئية، إضافة إلى قدرة الأنموذج الأول في تفسير نسبة مقبولة من التغيرات التي حصلت في متغير الاستهلاك في سنوات السبعينات وهي الأهم في سياق الأحداث التي وقعت في العراق.

٢-٢ دالة الاستهلاك القومي - أسعار ثابتة-

تم في هذه المرحلة تحليل بيانات الاستهلاك القومي والدخل القومي المتاح للمدة ١٩٧٠-١٩٩٤ بالأسعار الثابتة وتحت فرض ١٠٠ = 1980 وقد تم الحصول على تقدير لدالة العلاقة على وفق معادلة الانحدار التالية موضحاً نتائج إحصاءات الاختبار من الدرجة الأولى.

$$\hat{Y}_i = 2085 + 0.555\,Xi \quad (2)$$

to = (1.73) (4.46)**

F = 19.87** R^2 = 46.3% MSE = 2401.86

ويتضح من معادلة الانحدار (٢) إن دالة الاستهلاك التقليدية قد حققت وإلى حدٍ ما مطابقة جيدة على البيانات المتاحة، وبالرغم من اجتيازها للاختبارات الاقتصادية والمعنوية الإحصائية لمقدرة المتغير المستقل، إلا أن (R^2) كانت منخفضة.

وبإعادة تحليل البيانات على مستوى المدد الجزئية حصل الباحثان على النتائج المبينة في جدول (٢) والتي تؤكد على قدرة دالة الاستهلاك في التوصيف من خلال الاختلاف الواضح في تقديرات الحدود الثابتة والميول الحدية أولاً ومن خلال حجم التفسير الجيد لمتغير الدخل القومي المتاح في توضيح التغير في الاستهلاك القومي ولكل أنموذج على حدة، الأمر الذي يؤكد صحة تقسيم المدة الكلية إلى المدد الجزئية آنفة الذكر.

جدول (٢)

تقدير دوال الاستهلاك القومي – الدخل القومي المتاح في العراق للمدد الجزئية من المدة ١٩٧٠-١٩٩٤ بالأسعار الثابتة

المدة	الأنموذج والاختبارات

$\hat{Y}_i = 3196 + 0.264\,Xi$ **to (4.33)** (3.72)**** **F = 13.84** R^2 = 58.1%**	١٩٨١-١٩٧٠
$\hat{Y}_i = 2737 + 0.755\,Xi$ **to (2.32)** (6.74)** **F = 45.49 R^2 = 86.7%**	١٩٩٠-١٩٨٢
$\hat{Y}_i = 507 + 0.780\,Xi$ **to (0.80)* (3.55)** **F = 12.62 R^2 = 86.3%**	١٩٩٤-١٩٩١

٢-٣ دالة الاستهلاك العام – أسعار جارية

في هذه المرحلة تم تحليل بيانات الاستهلاك العام والإنفاق العام للمدة ١٩٧٠-١٩٩٥ بالأسعار الجارية وحصل الباحثان على تقدير دالة العلاقة على وفق معادلة الانحدار التالية موضحاً معها نتائج إحصاءات الاختبار من الدرجة الأولى:

$$\hat{Y}_i = -8067 + 1.11\,Xi \quad (3)$$

to = (2.13)** (151.07)*

F = 22823.01 R^2 = 99.9% MSE = 18639.40

إن مقدرات هذه الدالة لا تتفق مع منطوق نظرية الاستهلاك كون MPC > 1 ، إضافة إلى سالبية ($\hat{B}_o$ الذي يمثل الاستهلاك المستقل، على الرغم من المعنوية الإحصائية العالية للمقدرات والتي يظهرها اختبار (t). كما يلاحظ عدم منطقية نسبة معامل التحديد المقدر لاقترابه من الواحد الصحيح للأسباب المذكورة سابقاً.

وبتحليل البيانات على مستوى المدد الجزئية حصل الباحثان على النتائج المبينة في الجدول (٣).

جدول (٣)

تقدير دوال الاستهلاك العام – الإنفاق القومي في العراق للمدد الجزئية من المدة ١٩٧٠-١٩٩٥ بالأسعار الجارية

المدة	الأنموذج والاختبارات
١٩٨١-١٩٧٠	$\hat{Y}_i = 553 - 0.507\,Xi$ **to (3.68)** (21.39)****

$F = 457.71^{**}$ $R^2 = 97.9\%$	
$\hat{Y}_i = -132 + 0.774\,Xi$ **to (0.04)** (4.16)** F = 17.28 R^2 = 71.2%**	١٩٩٠-١٩٨٢
$\hat{Y}_i = -32808 + 1.12\,Xi$ **to (1.37)* (55.30)** F = 3058.06 R^2 = 99.9%**	١٩٩٤-١٩٩١

إن تحليل البيانات على مستوى المدد الجزئية، أظهر لنا بعض المقبولية، حيث عادت نتائج تحليل المدد الأولى والثانية إلى دائرة القبول، وكانت النتائج منطقية عكس المدة الثالثة التي كانت نتائج تحليل بياناتها غير منطقية إلى حدٍ ما، وتعطي انطباعاً أولياً بأنها ربما كانت سبباً في نتائج تحليل أنموذج المدة الكاملة.

٤-٢ دالة الاستهلاك العام – أسعار ثابتة

في هذه المرحلة تم تحليل بيانات الاستهلاك العام والإنفاق القومي للمدة ١٩٧٠-١٩٩٥ بالأسعار الثابتة وباعتبار 1980 = 100، وحصل الباحثان على تقدير دالة العلاقة على وفق معادلة الانحدار التالية موضحاً معها نتائج إحصاءات الاختبار من الدرجة الأولى:

$$\hat{Y}_i = 694 + 0.607\,Xi \qquad (3)$$

to = (2.26)* (13.88)**

F = 192.72 R^2 = 88.9% MSE = 774.10

يتبين لنا إن هذه الدالة حققت مطابقة جيدة لبيانات الاستهلاك العام للإنفاق القومي بالأسعار الثابتة، كونها اجتازت الاختبارات الاقتصادية والإحصائية معاً.

وعند تحليل بيانات السلسلة الزمنية على مستوى المدد الجزئية جدول (٤) يتبين أن الدوال المقدرة حققت مطابقة أفضل عند تحليل البيانات مقارنة بكل مدة المرحلة ١٩٧٠-١٩٩٥، لاسيما للمدد الأولى والثالثة. في حين فشلت في تحقيق مطابقة مقبولة في حدها الأدنى للمدة الثانية، الأمر الذي يبقي الباب مفتوحاً إلى حدٍ ما أمام أهمية التوصيف على المستوى الجزئي.

جدول (٤)
تقدير دوال متوسط الاستهلاك القومي – الإنفاق القومي في العراق للمدد الجزئية من المدة ١٩٧٠-١٩٩٥ بالأسعار الثابتة

المدة	الأنموذج والاختبارات
١٩٨١-١٩٧٠	$\hat{Y}_i = 852 + 0.486\,Xi$

to (3.91) (14.35)** F = 205.98** R^2 = 95.4%**	
$\hat{Y}_i = 4763 + 0.234\,Xi$ **to (4.73)** (2.14) **F = 4.56 R^2 = 39.5%**	**١٩٩٠-١٩٨٢**
$\hat{Y}_i = 462 + 0.706\,Xi$ **to (1.98) (7.290)** **F = 53.10** R^2 = 94.7%**	**١٩٩٥-١٩٩١**

يتضح من التحليل التقليدي للبيانات حجم التشوه الكبير في هذه البيانات. ومعروف أن هذا التشوه يعود إلى حجم التغيرات الكبيرة التي حدثت في البلاد خلال العقود الثلاثة السابقة والتي تراوحت ما بين انتعاشات كبيرة في الاقتصاد أواسط السبعينات وانتقالاته السريعة التي حققت وفورات مالية هائلة، وبين انتكاسات مريعة في قطاعات الاقتصاد المختلفة، نتيجة سنوات الحرب في عقد الثمانينات وسنوات الحصار في عقد التسعينات.

إن نتائج مهمة على مستوى التوصيف والتنبؤ تمخضت عن هذه الانتقالات، خلفت قصوراً كبيراً في أدوات مراكز البحث والقرار، الأمر الذي سيترتب عليه توصيف التأثيرات العريضة لهذه الانتقالات جنباً إلى جنب، أي محاولة توصيف للعلاقات التبادلية لأية ظاهرة اقتصادية.

عليه، عمد الباحثان إلى استخدام المتغيرات الصماء لتمثيل التأثيرات العرضية غير المُقيسة واستخدام تحويل القوى لتحويل بيانات المتغير التوضيحي كأدوات لمعالجة تشوه البيانات وضعف قدرة النماذج الخطية التقليدية في تمثيل هذه البيانات وتعظيم قدرة المتغير التوضيحي في تفسير التباين الكلي للمتغير التابع.

ثالثاً. استخدام المتغيرات الصماء في تمهيد البيانات:

٣-١ إطار نظري

إن القاعدة العامة في اختيار المتغيرات الصماء متعلقة بعدد المستويات غير المتجانسة للمتغير النوعي، فإذا كان لهذا المتغير K من المستويات فيمكن تمثيله بـ(K-1) من المتغيرات الصماء. وعلى سبيل المثال إذا كان المتغير النوعي متعلق بحالة الحرب والسلم بين بلدين، فإن K = 2 وبالتالي فإن متغيراً وهمياً واحد سيكون كافياً لتمثيل العلاقة بين البلدين على وفق الآتي:

$$D = \begin{cases} 1 & \text{في حالة الحرب} \\ 0 & \text{في حالة السلم} \end{cases} \qquad (5)$$

إن هذه القيم العددية (الواحد والصفر) للمتغير النوعي ليس هدفها إعطاء الأهمية النسبية لمستويات المتغير، بل الهدف منها هو التمييز بين هذه المستويات (خاشع الرواي، ١٩٨٧: ٤٠٢).

في النماذج الخطية والتي تستخدم في القياس الاقتصادي، تختلف استخدامات المتغيرات الصماء باختلاف أنماط البيانات ومتطلبات النظرية الاقتصادية (عبدالقادر عطية، ٢٠٠٤: ٣٣٩) ويمكن إيجاز أهم هذه الاستخدامات فيما يأتي:

١. بناء أنموذج لفترات زمنية طويلة تخللتها أحداث عرضية كبيرة مثل الحرب والانقلابات والكوارث، ساهمت في إحداث تغييرات كبيرة في الظاهرة موضوع الدراسة. فمن خلال استخدام المتغيرات الصماء يمثل كل منها بفترة زمنية متجانسة في التأثير والتأثر في محيط الظاهرة خلال الفترة وتكون جزئية من السلسلة الزمنية وتظهر احتمالات مختلفة للعلاقة بين الميول الحدية والحدود الثابتة لنماذج ممثلة للعلاقة بين متغيرين في سلسلة زمنية مجزأة.

إن استخدام المتغيرات الصماء يساعد في بناء أنموذج انحدار خطي بسيط مشترك لنفس الدالة وللفترات الجزئية من السلسلة الزمنية الأصلية سوية، وتقع هذه الدراسة في إطار هذا الاستخدام وبالتحديد لحالة تساوي الميول الحدية واختلاف الحدود الثابتة والمطبقة من قبل ماراي (Murray, 2006: 331).

٢. بناء أنموذج انحدار مشترك لوصف دالة ظاهرة معينة في مجتمعين مختلفين، ولا يختلف استخدام المتغيرات الصماء في هذه الحالة عن الحالة السابقة.

٣. استخدام المتغيرات الصماء في نماذج السلاسل الزمنية ذات التقلبات الموسمية كموجات البرد والحر المفاجئة (Koutsoyiannis, 1977: 284).

٤. تقدير أنموذج السلسلة الزمنية للدوال الزمنية ذات التقلبات الموسمية الطبيعية والمتوقعة كدوال المبيعات الموسمية. ويشير الباحثون إلى إمكانية استخدام المتغيرات الصماء في أنموذجي الضرب والجمع.

٥. تقويم نماذج العلاقات التي تمثل بخط منكسر – وهو ذلك النمط من الخطوط التي يتغير فيها الميل بعد مستوى معين من العلاقة – الأمر لذي يستوجب قياس التغير في الميل لمرحلتين على الأقل أولهما قبل نقطة الانحراف في الخط وثانيهما بعد نقطة الانحراف (Draper and Smith, 1982: 340).

٦. تستخدم كبديل عن القياسات الكمية لبعض المتغيرات الكمية عند فقدان بعض منها أو أن طبيعة المتغيرات تستوجب هذا التمثيل كالفئات العمرية في الدراسات السكانية أو فئات الدخل في الدراسات الاقتصادية وكلا النوعين من الدراسات يستوجبان في أحيان التخلي عن المعدل لتمثيل الفئات لصالح الترميز الرقمي كمتغيرات صماء.

من جانب آخر، هناك اتجاه جديد لتصنيف استخدامات المتغيرات الصماء على أساس رياضي يختلف عن التصنيف السابق ذكره الذي يصف هذه المتغيرات بالاستناد على طبيعة وأساليب نمذجتها، والأساس الرياضي يستند على الجوانب الإحصائية للأنموذج المستهدف، فيشير (Murray, 2006: 328) إلى هذه الاستخدامات وهي:

المتغيرات الصماء المتعددة لتقدير المتوسط

Multiple Dummy Variable to Estimate Means

١. المتغيرات الصماء المتعددة لتقدير معلمة المقطع

Multiple Dummy Variable to Estimate Intercept

٢. المتغيرات الصماء المتعددة لتصنيف الأبعاد المتعددة

Multiple Dummy Variable to Categorite Alony Several Dimension

٣. المتغيرات الصماء المتعددة لميول مختلفة لفئات مختلفة

Multiple Dummy Variable to Allow Different Slopes for Different Groups

٣-٢ تحليل البيانات باستخدام المتغيرات الصماء

لما كانت الدراسة تفترض إن عدد المتغيرات النوعية غير المقاسة يساوي (٣) والتي تقابل قيمة (K) وهي كل من سنوات السبعينات والثمانينات والتسعينات، استوجب ذلك افتراض متغيرين نوعيين بالاستناد إلى العلاقة (K-1) لتشكل مع المتغير التوضيحي الصيغة المفترضة التالية لأنموذج العلاقة:

$$Yi = B_o + B_1 Xi + B_2 D_1i + B_3 D_2i + ei \quad (6)$$

حيث أن D_1i وD_2i يمثلان متغيران أصمان مساويان للصفر والواحد الصحيح على وفق المعادلة الآتية:

$$D = \begin{cases} (0, 1) & \text{للمدة 1970-1981} \\ (1, 0) & \text{للمدة 1982-1990} \\ (0, 0) & \text{للمدة 1991-1995} \end{cases} \quad (7)$$

إن هذا التقسيم يؤمن تقدير الأنموذج الكلي لكل من العلاقات المدروسة على وفق المعادلة (٦) وتقدير النماذج الفرعية الممثلة للفترات الثلاثة وكالآتي:

$$D = \begin{cases} \left(\hat{B}o + \hat{B}_2\right) + \hat{B}_1 xi & \text{للمدة 1970-1981} \\ \left(\hat{B}o + \hat{B}_3\right) + \hat{B}_1 xi & \text{للمدة 1982-1990} \\ \left(\hat{B}o + \hat{B}_1\right) + \hat{B}_1 xi & \text{للمدة 1991-1995} \end{cases} \quad (8)$$

حيث يلاحظ تساوي الميول الحدية لخطوط انحدار الفترات الثلاث، واختلاف الحدود الثابتة لهذه الخطوط (Walpole and Myers and Nyers, 2002: 427) و(Murray, 2006: 331).

بتحليل البيانات في الجدولين (٨) و(٩) مع استخدام المتغيرات الصماء D_1i وD_2i المعرفة على وفق الصيغة (٧)، حصل الباحثان على النماذج المقدرة لدوال الاستهلاك المختلفة موضحاً معها إحصاءات الاختبار من الدرجة الأولى وملخصة بالجدول (٥).

جدول (٥)

نماذج مقدرة لدوال الاستهلاك المختلفة متضمنة المتغيرات الصماء للفترة ١٩٧٠-١٩٩٥ بالأسعار الجارية والثابتة

المدة	الأنموذج والاختبارات
دالة متوسط الاستهلاك القومي – الدخل القومي المتاح بالأسعار الثابتة ١٠٠=١٩٨٠ في العراق للمدة ١٩٧٠-١٩٩٤ والمدد الجزئية لها	$\hat{Y}_i = 1.07 - 0.000025Xi + 0.201D_1i - 0.187D_2i$ **to (17.66)** (3.59)** (2.70)* (2.61)*** **$F = 25.14^{**}$ $R^2 = 78.2\%$ M.S.E = 0.114**
	$\hat{Y}_i = 1.271 - 0.000025Xi$ **للمدة ١٩٧٠-١٩٨١**
	$\hat{Y}_i = 0.883 - 0.000025Xi$ **للمدة ١٩٨٢-١٩٩٠**

	$\hat{Y}_i = 1.271 - 0.000025\,Xi$ **للمدة ١٩٩١-١٩٩٤**
دالة الاستهلاك القومي – الدخل القومي المتاح بالأسعار الثابتة ١٠٠=١٩٨٠ في العراق للمدة ١٩٧٠-١٩٩٤ والمدد الجزئية لها	$\hat{Y}_i = 1738 + 0.349\,Xi + 5208\,D_1i + 628\,D_2i$ **to (3.47)** (5.29)** (6.98)** (0.89)** **F = 88.74** R^2 = 92.7% M.S.E = 927.93**
	$\hat{Y}_i = 6946 + 0.349\,Xi$ **للمدة ١٩٧٠-١٩٨١** $\hat{Y}_i = 2366 + 0.349\,Xi$ **للمدة ١٩٨٢-١٩٩٠** $\hat{Y}_i = 1738 + 0.3492\,Xi$ **للمدة ١٩٩١-١٩٩٤**
دالة الاستهلاك العام – الإنفاق القومي بالأسعار الجارية في العراق للمدة ١٩٧٠-١٩٩٥ والمدد الجزئية لها	$\hat{Y}_i = -32787 + 1.12\,Xi + 26168\,D_1i + 30374\,D_2i$ **to (3.69)** (148.45)** (2.53)* (3.02)**** **F = 9920.16** R^2 = 99.9% M.S.E = 16325.5**
	$\hat{Y}_i = -6619 + 1.12\,Xi$ **للمدة ١٩٧٠-١٩٨١** $\hat{Y}_i = -2413 + 1.12\,Xi$ **للمدة ١٩٨٢-١٩٩٠** $\hat{Y}_i = -32787 + 1.12\,Xi$ **للمدة ١٩٩١-١٩٩٥**
دالة الاستهلاك العام – الإنفاق القومي بالأسعار الثابتة ١٠٠=١٩٨٠ في العراق للمدة ١٩٧٠-١٩٩٥ والمدد الجزئية لها	$\hat{Y}_i = 1014 + 0.465\,Xi + 1654\,D_1i - 44\,D_2i$ **to (4.89)** (13.51)** (4.94)* (0.18)** **F = 228.18** R^2 = 46.9% M.S.E = 428.71**
	$\hat{Y}_i = 2668 + 0.465\,Xi$ **للمدة ١٩٧٠-١٩٨١** $\hat{Y}_i = 970 + 0.465\,Xi$ **للمدة ١٩٨٢-١٩٩٠** $\hat{Y}_i = 1014 + 0.465\,Xi$ **للمدة ١٩٩١-١٩٩٥**

يتبين من نتائج التحليل في جدول (٥) لبيانات متوسط الاستهلاك القومي (Yi) والدخل القومي المتاح (Xi) والمتغيرات الصماء (D_1i) و(D_2i) والمعرفة على وفق المعادلة (٦) للمدة الكلية ١٩٧٠-١٩٩٤، ومن النماذج المقدرة للمدد الجزئية على وفق النماذج المعرفة بالمعادلة (٨)، إن قيمة F المستخرجة معنوية وإن الانحدار معنوي ككل وهي متسقة تماماً مع قيمة معامل التحديد (R^2) التي تشير إلى أن الأنموذج يوضح ما يزيد عن 78% من التغيرات الكلية في متوسط الاستهلاك القومي، إلا أن القيمة المقدرة لمعلمة الانحدار ($\hat{B}_1$) صغيرة وتكاد تكون مساوية للصفر، أي أن المتغيرات الصماء التي اشتركت في الأنموذج هي التي ساهمت بالنسبة العظمى في تفسير سلوك متوسط الاستهلاك القومي.

لعل مساهمة المتغيرات الصماء في التفسير ، دليل على أهمية هذه المتغيرات في التعبير عن التغيرات النوعية في بنية الاقتصاد العراقي خلال مدة الدراسة، هذا من ناحية، ومن ناحية أخرى، فإنه من الواضح أن المتغيرات الصماء لم تدفع بمتغير الدخل القومي إلى دائرة التفسير.

أما بالنسبة لنتائج بيانات الاستهلاك القومي (Yi) والدخل القومي المتاح (Xi) بالأسعار الثابتة والمتغيرات الصماء (D_1i) و(D_2i) على وفق المعادلة (٦) للمدة الكلية ١٩٧٠-١٩٩٤، والنماذج المقدرة للمدد الجزئية على وفق المعادلة (٨)، فقد ساهمت المتغيرات الصماء في تحسين مطابقة دالة العلاقة على البيانات المتاحة واشتركت مع متغير الدخل القومي المتاح في تفسير 92.7% من التغيرات الكلية في الاستهلاك القومي، إضافة إلى أن قيمة F المحتسبة تشير إلى أن الانحدار معنوي وإن النموذج يعبر عن العلاقة إلى حدٍ كبير.

أما نتائج تحليل بيانات الاستهلاك العام ($\hat{Y}i$) والإنفاق القومي (Xi) بالأسعار الجارية والمتغيرات الصماء (D_1i) و(D_2i) على وفق المعادلة (٦) للمدة الكلية ١٩٧٠-١٩٩٥ والنماذج المقدرة للمدد الجزئية، أظهرت أن المتغيرات الصماء لم تساهم كثيراً في تحسين المطابقة بين الدالة المقدرة والبيانات المتاحة.

ينطبق الأمر تماماً، على نتائج تحليل بيانات الاستهلاك العام (Yi) والإنفاق القومي (Xi) بالأسعار الثابتة والمتغيرات الصماء (D_1i) و(D_2i) على وفق المعادلة (٦) للمدة الكلية ١٩٧٠-١٩٩٥ والنماذج المقدرة للمدد الجزئية على وفق المعادلة (٨).

إن الصور الأخيرة للنماذج بعد استخدام المتغيرات الصماء، غير موفقة جميعها في تمثيل دوال الاستهلاك المختلفة. وإن إجراء بعض التغييرات في أقيام المتغير التوضيحي ربما تكون مناسبة لتمهيد البيانات وإعادتها إلى دائرة التفسير، على الأقل كي تتقاسم المتغيرات التوضيحية توضيح التباين الكلي في الاستهلاك.

رابعاً. استخدام المتغيرات الصماء وتحويل القوى في تمهيد البيانات:

بعدما تبين من المباحث السابقة إن النماذج المقدرة لبعض الدوال سواء بأنموذج الانحدار الخطي البسيط أو أنموذج الانحدار الخطي المتعدد – متضمناً المتغيرات الصماء – قد فشل في تمثيل العلاقة بين الاستهلاك والمتغير التوضيحي سواء ما كان ممثلاً بالدخل أو الإنفاق، عمد الباحثان إلى استخدام تحويل القوى لتحويل بيانات المتغير التوضيحي (Finney, 1971: 112) و(Cook and Weisbery, 1982: 78) على وفق أنموذج التحويل الآتي:

$$\psi = \begin{cases} X_i^{\lambda} & ,\lambda \neq 0 \\ \ln Xi & ,\lambda = 0 \end{cases} \qquad (9)$$

إن أنموذج التحويل (٩) يمثل صيغة عامة لمعظم التحويلات المعروفة، فعلى سبيل المثال عندما $\lambda = 0.5$ فإن التحويل عندئذ يسمى بالتحويل الجذري وكذا الحال عندما $\lambda = -1$، فمعروف إن التحويل في هذه الحالة هو التحويل الكسري، ومنها أيضاً التحويل اللوغارتمي عندما تقترب من (λ) الصفر.

إن أنموذج العلاقة المفترض على وفق هذا التحويل سيكون:

$$Y = \begin{cases} Bo + B_1 X_i^{\lambda} + B_2 D_1 i + B_3 D_2 i + ei & ,\lambda \neq 0 \\ Bo + B_1 \ln X_i^{\lambda} + B_2 D_1 i + B_3 D_2 i + ei & ,\lambda = 0 \end{cases} \qquad (10)$$

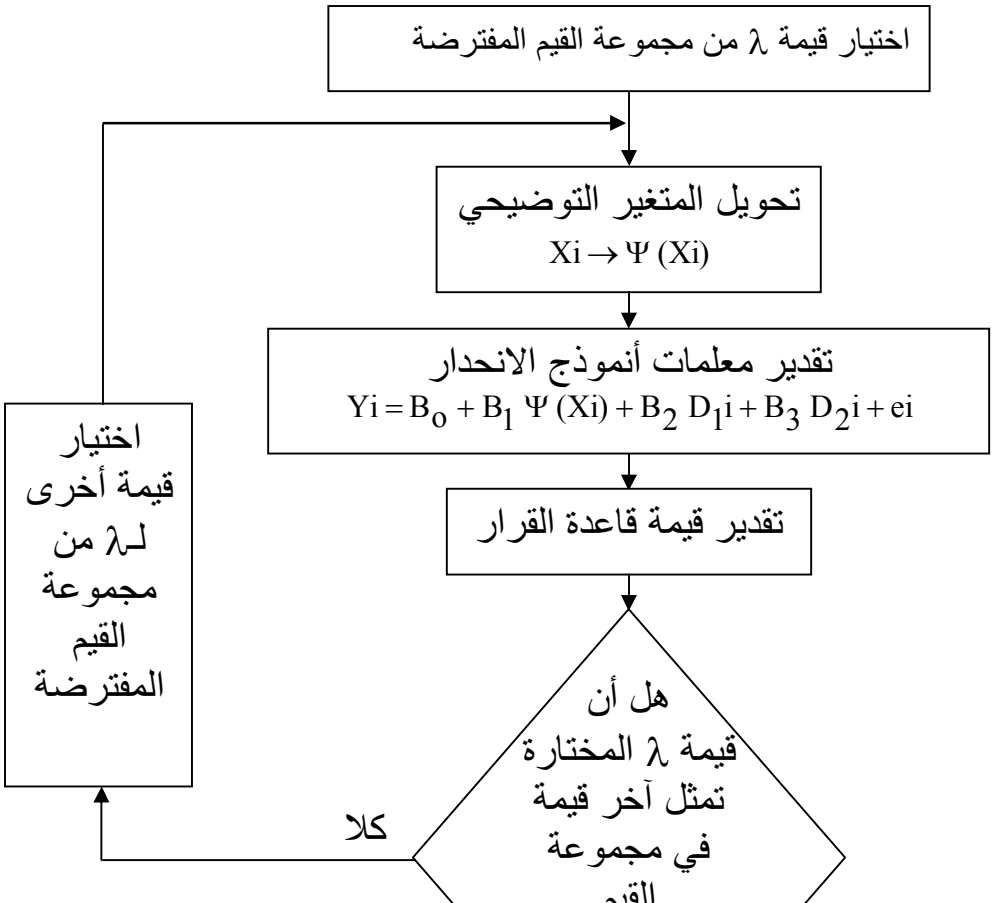
تتوافر في الأدبيات الإحصائية طرائق عديدة لتقدير معلمة القوى (λ) وأبرزها طريقة Box and Tidwell التي قدمت أول مرة عام ١٩٦٢ (Box and Tidwell, 1962) وطريقة الإمكان الأعظم Maximum Likelihood التي عرضها أول مرة Box

and Lox في عام ١٩٦٤ (Duan, 1993) حيث تضمنت تقدير معلمة القوى عندما يراد تحويل متغير الاستجابة بافتراض إن البيانات المحولة تتبع التوزيع الطبيعي والتي يمكن استخدامها مع بعض العمليات لتصبح مناسبة لتقدير معلمة القوى للمتغير أو المتغيرات التوضيحية.

أما الطريقة التي استخدمت في هذه الدراسة، فكانت طريقة Draper and Smith التي تستند على طريقة المربعات الصغرى الاعتبارية (OLS) لتقدير معلمات الأنموذج (١٠) وتؤمن اختيار أفضل مقدر لمعلمة القوى (λ) على وفق قاعدة قرار إحصائية، كأن تكون تصغير إحصاءة يراد تصغيرها مثل متوسط مربعات خطأ الأنموذج MSE أو تعظيم إحصاءة يراد تعظيمها مثل قيمة F أو قيمة معامل التحديد (Draper and Smith, 1982: 128) وسنتعامل في هذه الدراسة مع حالة تعظيم إحصاءة وتصغير إحصاءة.

إن الخوارزمية التالية تؤمن تقدير المعلمة (λ) ومعلمات الأنموذج (١٠) على وفق طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية، والتي يمكن تكرارها لحين الحصول على مقدرات تتوافق مع قاعدة القرار المفترضة بتعظيم إحصاءة.

إن المخطط الانسيابي التالي يمثل التطبيق لتقدير معلمات الأنموذج:



وباستخدام مدى لمعلمة القوى $\lambda \in (-2, 2)$ وبتطبيق المخطط الانسيابي أعلاه، وبتحليل البيانات في جدولي (٨) و(٩) حصل الباحثان على النماذج المقدرة وموضحاً معها قيم إحصاءات الاختبارات من الدرجة الأولى ملخصة في جدول (٦).

جدول (٦)
تقدير دوال الاستهلاك باستخدام المتغيرات الصماء وتحويل القوى

دالة متوسط الاستهلاك القومي – الدخل القومي بالأسعار الثابتة $Yi = f(\Psi(Xi), D_1i, D_2i)$
$\hat{Y}_i = -0.222 + 62.8\,Xi^{-0.5} + 0.625 D_1i + 0.192 D_2i$ **to (1.11)** (6.06)** (5.96)** (1.97)** **F = 53.19** R^2 = 88.4% M.S.E = 0.08** $\hat{Y}_i = 0.403 + 62.8\,Xi^{-0.5}$ **للمدة ١٩٧٠-١٩٨١** $\hat{Y}_i = -0.03 + 62.8\,Xi^{-0.5}$ **للمدة ١٩٨٢-١٩٩٠** $\hat{Y}_i = -0.222 + 62.8\,Xi^{-0.5}$ **للمدة ١٩٩١-١٩٩٤**
دالة الاستهلاك القومي – الدخل القومي المتاح بالأسعار الثابتة $Yi = f(\Psi(Xi), D_1i, D_2i)$
$\hat{Y}_i = -977 + 96.6\,Xi^{0.5} - 4481 D_1i - 9 D_2i$ **to (1.16) (5.29)** (5.31)** (0.01)** **F = 88.73** R^2 = 92.7% M.S.E = 927.99** $\hat{Y}_i = -5458 + 69.6\,Xi^{0.5}$ **للمدة ١٩٧٠-١٩٨١**

$\hat{Y}_i = -986 + 69.6\, Xi^{0.5}$ للمدة ١٩٨٢-١٩٩٠
$\hat{Y}_i = -977 + 69.6\, Xi^{0.5}$ للمدة ١٩٩١-١٩٩٤
دالة الاستهلاك العام – الدخل القومي بالأسعار الجارية $Yi = f(Xi), D_1i, D_2i$
$\hat{Y}_i = -492721 + 1958\, Xi^{0.5} + 240828 D_1i + 371597 D_2i$
to (5.74) (18.73)** (2.70)** (4.19)****
F = 160.36 R^2 = 95.6% M.S.E = 125611.0**
$\hat{Y}_i = -251893 + 1958\, Xi^{0.5}$ للمدة ١٩٧٠-١٩٨١
$\hat{Y}_i = -121124 + 1958\, Xi^{0.5}$ للمدة ١٩٨٢-١٩٩٠
$\hat{Y}_i = -429721 + 1958\, Xi^{0.5}$ للمدة ١٩٩١-١٩٩٥
دالة الاستهلاك العام – الإنفاق القومي بالأسعار الثابتة $Yi = f(Xi), D_1i, D_2i$
$\hat{Y}_i = -1371 + 73.0\, Xi^{0.5} + 1322 D_1i - 265 D_2i$
to (5.64) (17.89)** (4.92)** (1.32)**
F = 386.69 R^2 = 98.1% M.S.E =331.42**
$\hat{Y}_i = 49 + 73.0\, Xi^{0.5}$ للمدة ١٩٧٠-١٩٨١
$\hat{Y}_i = -1636 + 73.0\, Xi^{0.5}$ للمدة ١٩٨٢-١٩٩٠
$\hat{Y}_i = -1371 + 73.0\, Xi^{0.5}$ للمدة ١٩٩١-١٩٩٥

إن استخدام تحويل القوى لبيانات الدخل القومي أو الإنفاق القومي للدوال الأربعة المختلفة حقق تحسيناً مقبولاً في مطابقة الدوال على البيانات المتيسرة، حيث أن النماذج الأربعة المقدرة نجحت في اجتياز معظم اختبارات الدرجة الأولى ابتداءً من قيمة F الانحدار التي تشير إلى مقبولية عالية لجميع النماذج عند مستويي المعنوية ١% و٥%، أما قيم (t) فتشير هي الأخرى إلى معنوية معظم معاملات الانحدار تحت المستويين ١% و٥% أيضاً، إلا بعض الحالات لمعلمة الحد الثابت ومعلمة المتغير. أما معلمة معامل التحديد (R^2) في النماذج الأربعة فإنها تشير إلى مستوى عالٍ من حجم التفسير الذي تقدمه المتغيرات التوضيحية.

لابد من الإشارة هنا إلى مسألة مهمة جداً وهي مقدرات λ (معلمة القوى) التي حققت هذا النجاح في التوصيف والبناء حيث كانت تتمحور حول القيمة ($0.5 \pm$) بمعنى أن التحويل الجذري كان ناجحاً في تمهيد بيانات المتغير التوضيحي سواءً ما كان متعلقاً بالدخل القومي أو الإنفاق القومي. فإنه من المعلوم أن التحويل الجذري للبيانات يساهم في تصغير أقيام هذه البيانات وبالتالي يساهم في تصغير مدى البيانات الكلي، وعليه فإن هذا التصغير ساهم في تمهيد المتغيرات التوضيحية بكل معانيها.

خامساً. <u>الاستنتاجات والمقترحات</u>:

١. إن البيانات التي اعتمدت في تقدير مختلف الدوال، قبل إجراء معالجات عليها لم تعطِ معنوية مقبولة سواء من الناحية الاقتصادية أو الإحصائية، باستثناء دالة الاستهلاك العام – الإنفاق القومي بالأسعار الثابتة والتي يعاب عليها أنها أظهرت ارتفاعاً في متوسط مربعات الخطأ بلغ (٧٧٤.١٠).

٢. إن استخدام المتغيرات الصماء يساهم في إعادة توصيف البيئة المحيطة بالظاهرة المدروسة، الأمر الذي يساعد في التعامل مع حزمة شبه متكاملة من المتغيرات المؤثرة في الظاهرة. كما أن تحويل القوى يؤثر هو الآخر في زحزحة البيانات على المستوي بمقدار معلمة التحويل، لتأهيل متغيرات الدراسة، وإدماجها في نماذج مقبولة اقتصادياً وإحصائياً.

٣. عند استخدام المتغيرات الصماء في تقدير دالة متوسط الاستهلاك القومي – الدخل القومي المتاح بالأسعار الثابتة تبين بأنها نجحت نسبياً في إعادة المتغيرات التوضيحية للتفسير عندما تداخل تأثيرها المعبر عنه بالتغيرات التي طرأت على المجتمع العراقي مع تأثير تلك المتغيرات، وذلك من خلال ارتفاع قيمة كل من (R^2) و(F) مع انخفاض قيمة (S.M.E.) أما عند استخدام المتغيرات الصماء وتحويل القوى معاً، فقد نجحت الدالة المقدرة في تحقيق مطابقة جيدة مع البيانات من خلال ارتفاع أكبر لقيمتي (R^2) و(F) وانخفاض أكبر لقيمة (S.M.E.) مع مطابقة معلمة الدخل القومي المتاح للنظرية الاقتصادية.

٤. عند استخدام المتغيرات الصماء في تقدير دالة الاستهلاك القومي – الدخل القومي المتاح بالأسعار الثابتة، يلاحظ أنها ساهمت في إعادة التوصيف وتحقيق مطابقة جيدة على البيانات إلا أنها ليست أفضل من الدالة الأخرى التي استخدمت فيها المتغيرات الصماء وتحويل القوى معاً.

٥. عند تقدير دالة الاستهلاك العام – الإنفاق القومي بالأسعار الجارية وباستخدام المتغيرات الصماء تارة والمتغيرات الصماء وتحويل القوى معاً تارة أخرى، اتضح لنا إن التحليلين باستخدام كلتا المعالجتين ساهمت في تمهيد البيانات وبناء النموذج، إلا أن الدالة المقدرة باستخدام المتغيرات الصماء وتحويل القوى حققت مطابقة أفضل، نتيجة لانخفاض قيمة (S.M.E.) ومنطقية نسبة معامل التحديد.

٦. أما عند تقدير دالة الاستهلاك العام – الإنفاق القومي بالأسعار الثابتة وباستخدام المتغيرات الصماء فقط ومن ثم استخدام المتغيرات الصماء وتحويل القوى معاً، تبين حدوث تحسن في تقدير الدالة وبالأخص عند استخدام المتغيرات الصماء وتحويل القوى معاً حيث حدث ارتفاع في كل من نسبة (R^2) وقيمة (F) وانخفاض واضح قيمة (S.M.E.).

٧. النتائج أعلاه تتفق مع فرضية البحث من أن استخدام المتغيرات الصماء وتحويل القوى في عملية التقدير يضفي إلى تحقيق مطابقة جيدة على البيانات ويساهم في تمهيدها وبناء أنموذج أفضل.

٨. في كل الأحوال لا يمكن القول بعمومية التأثير الذي أوردناه في الفقرة السابقة سواءً للمتغيرات الصماء أو تحويل القوى لعدم معرفتنا بما آلت إليه قيمة معلمة المتغير التوضيحي وحتى قيمة الثابت نتيجة استخدام تحويل القوى، والتي تتطلب معالجات هي الأخرى للوقوف على مدى مطابقتهما للمنطق الاقتصادي على الأقل.

٩. تشير الأدبيات الإحصائية وتجارب الباحثين، إن البيانات الخام للظواهر المختلفة ومنها الاقتصادية، نادراً ما تكون مهيأة للتحليل الإحصائي بسبب الشروط الموضوعية على إجراءات التحليل عموماً. ففي حين نجد إن بعض الأساليب الإحصائية لا تطبق إلا إذا كان توزيع البيانات طبيعياً، نجد أن هناك أساليب إحصائية أخرى تطورت في اتجاه آخر لتجاوز هذا الشرط ومنها على سبيل المثال أساليب التحليل الحصينة Robust Analysis وأساليب التحليل اللامعلمية Nonparametric Analysis التي ساعدت في تجاوز الحاجة لمعرفة توزيع البيانات عموماً، لذا يقترح الباحثان إلى استخدام هذه الأساليب جنباً إلى جنب مع المتغيرات الصماء وتحويل القوى عند الفشل في بناء نماذج مطابقة للبيانات.

جدول (٧)

دوال استهلاك مقدرة بصيغ مختلفة في العراق للمدة ١٩٧٠-١٩٩٥ بالأسعار الجارية

الدالة	الأنموذج والاختبارات	المدة
الأولى	$\hat{Y}_i = -14227.462 + 1.382\,Xi$ **to (1.201) (48.312)** **F = 2334.03 R^2 = 99%**	١٩٩٥-١٩٧٠
الثانية	$\hat{Y}_i = -32.070 + 0.938\,Xi$ **to (0.04) (164.415)** **F = 27032.14 R^2 = 100%**	١٩٩٤-١٩٧٠
الثالثة	$\hat{Y}_i = 0.839 + 0.000\,Xi$ **to (17.313) (2.511)** **F = 6.31 R^2 = 21%**	١٩٩٥-١٩٧٠
الرابعة	$\hat{Y}_i = 0.821 + 0.000\,Xi$ **to (16.939) (0.711)** **F = 0.506 R^2 = 2%**	١٩٩٤-١٩٧٠
الخامسة	$\hat{Y}_i = 0.353 + 0.120\,\text{Log}\,Xi$ **to (1.205) (1.654)** **F = 2.735 R^2 = 11%**	١٩٩٤-١٩٧٠

السادسة	$\ln \hat{Y}_i = \ln 3.017 + 0.642 \ln Xi$ **to (1.523) (2.972)** **F = 8.835 R^2 = 31%**	١٩٩٠-١٩٧٠

جدول (٨)
الدخل القومي والدخل القومي المتاح ومتوسط الاستهلاك القومي والاستهلاك العام والإنفاق القومي في العراق للمدة ١٩٧٠-١٩٩٥ بالأسعار الجارية (مليون دينار)

السنة	الدخل القومي	الدخل القومي المتاح	متوسط الاستهلاك القومي	الاستهلاك العام	الإنفاق القومي
١٩٧٠	٩٤٨.٤	٩٢٠.٥	٠.٩٢٧١	٨٥٣.٤	١٠٥٦.٢
١٩٧١	١١٠٣.٤	١٠٧٤.٣	٠.٨٩٨١	٩٦٤.٨	١١٧٤.٢
١٩٧٢	١٢١٧.٨	١١٨٨.٠	٠.٨١٦٨	٩٧٠.٥	١٢٤٤.٢
١٩٧٣	١٥٨٢.١	١٥٥٢.٨	٠.٦٠٢٢	٩٣٥.١	١٢٩٣.٤
١٩٧٤	٣١٣٦.٠	٣١٠٧.٠	٠.٤٧٦٤	١٤٨٠.٢	٢٤٢٩.١
١٩٧٥	٣٩٠٧.٤	٣٨٧٢.٥	٠.٥٨٩٦	٢٢٨٣.٢	٢٧٠٢.٨
١٩٧٦	٤٩٥٥.٣	٤٨٦٠.٥	٠.٦٠٥٢	٢٩٤١.٨	٤٢٤٠.٧
١٩٧٧	٥٥٢٦.٦	٥٤٦٤.٥	٠.٥٧٦٢	٣١٤٨.٦	٤٦٤٢.٠
١٩٧٨	٦٧٠٩.٩	٦٦٥٢.١	٠.٦٠٣٣	٤٠١٣.٠	٥٤٦٩.٠
١٩٧٩	١٠٥٨٨.٥	١٠٥٢٩.٣	٠.٤٣٨٦	٤٦١٨.١	٧٨٩٦.٧
١٩٨٠	١٥٣٢٣.٠	١٥٢٤٦.٠	٠.٣٩٧٠	٦٠٥٣.١	١٠٩١٣.٦
١٩٨١	١٠٠٦٤.٩	٩٩٧٠.٦	٠.٧٦٢٥	٧٦٠٢.٤	١٤٦٢٤.١
١٩٨٢	١٠٣٢١.٢	١٠٢٠٤.٤	١.٠٢٩٣	١٠٥٠٣.٨	١٧٨٧٣.٩
١٩٨٣	١٠٦١٩.٩	١٠٤٥٩.٣	١.١٧٨٣	١٢٣٢٤.٢	١٧٠٣٦.٨
١٩٨٤	١٢٢٩٠.٠	١٢١٠٩.١	١.٠٥٧٤	١٢٨٠٤.٣	١٥٥٠٤.٥
١٩٨٥	١٢٦٨٦.٧	١٢٤٧٥.٦	١.٠٠٤٤	١٢٥٣٠.٥	١٦١٩٥.١
١٩٨٦	١٢٣٢٠.٨	١٢٠٨٩.٢	١.١٢٩١	١٣٦٥٠.٥	١٦٥١٨.٨
١٩٨٧	١٥٣١١.٣	١٥٠٧٢.٢	٠.٩٨٧١	١٤٨٧٨.٢	١٨٤١١.٩
١٩٨٨	١٦٩٨٢.٩	١٦٧٤٢.٨	٠.٩٧٧٢	١٦٣٦١.٤	٢٠٦٣٩.٧
١٩٨٩	١٧٨٦٦.٩	١٧٢٧٧.٢	٠.٩٧٩٨	١٧٢٢٢.٥	٢١٢١٠.٥
١٩٩٠	٢٠٠١٨.١	١٩٧١٣.٧	٠.٩٠٨١	١٧٩٠٢.٥	٢٣٦٨٩.٨
١٩٩١	١٨٧٤٤.٦	١٨٥٤٢.١	٠.٨٩٧٦	١٦٦٤٤.٤	٢٠٤٥٣.٥
١٩٩٢	٥١٩٧٨.٠	٥١٦٠٤.٧	٠.٩٦٥٦	٤٩٨٢٨.١	٥٨٢٣١.٠
١٩٩٣	٩٩٢٤٢.٦	٩٩١٩٥.٦	١.٠٤٦٤	١٠٢٧٤٩.٢	١١٣٤٠٨.٠
١٩٩٤	٦٣٢٥١١.٠	٦٢٩٣٤٧.٢	٠.٩٣٥٥	٥٨٨٧٧٤.٨	٦١٢٦٤٦.١
١٩٩٥	٢٠٢٣٨١١.٠	٢٠١٢٣٢٨.٩	٠.١٤١٦	٢٨٥٠٠٧١.٤	٢٥٥٢٤٨.٨

المصدر: البيانات من عمل الباحثين بالاعتماد على:

١. الجمهورية العراقية، وزارة التخطيط، المجموعات الإحصائية السنوية لسنوات متفرقة.
٢. دراسات الحسابات القومية لمنظمة اللجنة الاقتصادية والاجتماعية لغربي آسيا، نشرة (٢٠)، الأمم المتحدة، نيويورك، ٢٠٠٠، ص٤٧.

جدول (٩)

الدخل القومي المتاح والإنفاق القومي والاستهلاك القومي والاستهلاك العام ومتوسط الاستهلاك القومي في العراق للمدة ١٩٧٠-١٩٩٥ بالأسعار الجارية (مليون دينار)

1980=100

السنة	الدخل القومي المتاح	الإنفاق القومي	الاستهلاك القومي	الاستهلاك العام	متوسط الاستهلاك القومي
١٩٧٠	٥٠٧١.٦	٢٠٣١.٢	٤٧٠١.٩	١٦٤١.٢	٠.٩٢٧١
١٩٧١	٥٤٢٥.٨	٢١٧٨.٥	٤٨٧٢.٧	١٧٩٠.٠	٠.٨٩٨١
١٩٧٢	٥٥٨٢.٩	٢١٩٤.٤	٤٥٦٠.٤	١٧١٢.٥	٠.٨١٦٨
١٩٧٣	٨٠٦٢.٣	٢١٧٧.٤	٤٨٥٥.١	١٥٧٤.٢	٠.٦٠٢٢
١٩٧٤	٧٥٨٥.٤	٣٧٧١.٩	٣٦١٣.٨	٢٢٩٨.٥	٠.٤٧٦٤
١٩٧٥	٩٠٩٤.٦	٣٨٣٩.٢	٥٣٦٢.١	٣٢٤٣.٢	٠.٥٨٩٦
١٩٧٦	١٠٦٣٣.٣	٥٤٥٧.٨	٦٤٣٥.٨	٣٧٨٦.١	٠.٦٠٥٢
١٩٧٧	١٠٩٤٤.٣	٥٥٤٦.٠	٦٣٠٦.٠	٣٧٦١.٨	٠.٥٧٦٢
١٩٧٨	١٣٦٢٥.٨	٦٥٨١.٢	٨٢٢٠.٠	٤٨٢٩.١	٠.٦٠٣٣
١٩٧٩	١٦٨١٤.٦	٨٧٢٥.٦	٧٣٧٤.٨	٥١٠٢.٩	٠.٤٣٨٦
١٩٨٠	١٥٢٤٦.٠	١٠٩١٣.٦	٦٠٥٣.١	٦٠٥٣.١	٠.٣٩٧٠
١٩٨١	٨٩٧٢.٨	١٢٢٠٧.١	٦٨٤١.٦	٦٣٤٥.٩	٠.٧٦٢٥
١٩٨٢	٨٣٠١.٧	١٢٢٢٥.٧	٨٥٤٥.٢	٧١٨٤.٥	١.٠٢٩٣
١٩٨٣	٨١٨٠.٣	١٠٤٠٧.٣	٩٦٣٨.٨	٧٥٢٢.٤	١.١٧٨٣
١٩٨٤	٨٦٥٤.٣	٨٧٦٩.٥	٩١٥١.٢	٧٢٤٢.٣	١.٠٥٧٤
١٩٨٥	٨٨١٧.٩	٨٧٨٧.٤	٨٨٥٦.٧	٦٧٩٩.٠	١.٠٠٤٤
١٩٨٦	٩٧٤٦.٢	٨٨٤٧.٨	١١٠٠٤.٩	٧٣١١.٥	١.١٢٩١
١٩٨٧	١٣٠٣٣.٧	٨٦٥٢.٢	١٢٨٦٦.٠	٦٩٩١.٦	٠.٩٨٧١
١٩٨٨	١٣٢٨٧.٩	٨٥٩٩.٩	١٢٩٨٥.٢	٦٨١٧.٣	٠.٩٧٧٢
١٩٨٩	١١٧٦٨.٣	٧٧٢٩.٨	١١٥٣٠.٩	٦٢٧٦.٤	٠.٩٧٩٨
١٩٩٠	١١٥٢١.١	٧٧٩٠.١	١٠٤٦٢.٦	٥٨٨٧.٠	٠.٩٠٨١
١٩٩١	٢٨٩٩.٨	٢٣٤٧.٧	٢٦٠٣.٠	١٩١٠.٥	٠.٨٩٧٦
١٩٩٢	٣٣٨٧.٨	٣٦٣٧.٤	٣٢٧١.١	٣١١٢.٥	٠.٩٦٥٦
١٩٩٣	٢٢٩٦.٩	٢٣٠٢.٨	٢٤٠٣.٥	٢٠٨٦.٤	١.٠٤٦٤
١٩٩٤	٢٨٣٩.٦	١٦٥٢.٨	٢٦٥٦.٦	١٥٨٧.٩	٠.٩٣٥٥
١٩٩٥	----	١٥٢٥.١	----	١٧٠٢.٩	٠.١٤١٦

المصدر: احتسبت البيانات من قبل الباحثين باعتماد بيانات جدول (٨).

المصادر

المصادر العربية

١. الراوي، خاشع محمود، (١٩٨٧)، " المدخل إلى تحليل الانحدار "، دار الكتب للطباعة والنشر - جامعة الموصل، الموصل.
٢. عطية، عبدالقادر محمد عبدالقادر، (٢٠٠٤)، " الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظري والتطبيق "، الدار الجامعية – الإسكندرية.
٣. الجمهورية العراقية، وزارة التخطيط، المجموعات الإحصائية السنوية لسنوات متفرقة.
٤. دراسات الحسابات القومية لمنظمة اللجنة الاقتصادية والاجتماعية لغربي آسيا، (٢٠٠٠)، نشرة (٢٠)، الأمم المتحدة، نيويورك.

المصادر الأجنبية

1. Ackley, G., (1961), "Macroeconomic Theory", Macmillan Company, New York.

2. Ando, A. and Modigliani, F., (1963), "The Life-Cycle Hypothesis of Saving", American Economic Review, No. (53), May.

3. Box, G. E. P. and Tidwell, P. W., (1962), "Transformation of the Independent Variables", Techno metrics, No (4).

4. Bronsn, W. H. and Litvack, J. M., (1976), "Macroeconomics", Harper International edition, Harper and Row, Publishers, New York.

5. Cook, D. R. and Weisber, S., (1982), "Residuals and Influence in Regression", Chapman and Hall, New York.

6. Draper, N. R. and Smith, H., (1981), "Applied Regression Analysis", 2nd edition, John Wiley and Sons, New York.

7. Duan, N., (1993), "Sensitivity Analysis for Box-Cox Power Transformation Model: Contracts Parameters", Biometrika, 80, 4.

8. Duesenberry, J. S., (1967), "Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior", Oxford University Press, New York.

9. Finney, D. S., (1971), "Statistical Method in Biological Assay", 2nd edition, Hanfer Press, New York.

10. Friedman, M., (1957), "A Theory of the Consumption Function", Princeton University Press, N. J., Ch. 1-3.

11. Hall, P. (1992), "On The Removal of Skewness by Transformation", J. R. Statistics, No. (1).

12. Keynes, J. M., (1939), "The General Theory of Employment Interest and Money Harcourt", Brace and Company, Inc., New York.

13. Koutsoyiannis, A., (1977), "Theory of Econometric", 2nd Edition, Macmillan.

14. Linton, O. B., Chan, R., Wang, N. and Handle, W., (1997), "An Analysis of Transformation for Additive Nonparametric Regression", JASA, No. (440).

15. Luisa, F. T., (1997), "Reducing the Variance by Smoothing", Journal of Statistical Planning and Inference, No. (57).

16. Murray, M. P., (2006), "Econometrics-A Modern Introduction", Addison Wesley.

17. Richard, T. Froyen, (1993), "Macroeconomics: Theories and policies", Macmillan Publishing Company, New York.

18. Ruppert, D. and Wand, M. P., (1992), "Correcting forKurtosis in Density Estimation", Australian Journal Statistics, 34 (1).

19. Smithies, A., (1945), "Forecasting Postwar Demand", Econometrica, Vol. (13), January.

20. Vaish, M. C., (1973), "Macroeconomic Theory", 6th ed., Vikas Publishing House DVT LTD, New Delh.

21. Walpole R. E., Myers R. H., Myers, S. L., (2000), "Probability and Statistics for Engineers and Scientists", 7th Edition, Prentice Hall.

22. www.pcon.jhu/people/carroll/(carroll.htmlcarrol,2001.

This document was created with Win2PDF available at http://www.win2pdf.com.
The unregistered version of Win2PDF is for evaluation or non-commercial use only.
This page will not be added after purchasing Win2PDF.