تحليل إحصائي لتقدير دالة الطلب على الزيوت

إعداد

أ.د معوض الفلاح عبدالسلام

أستاذ مساعد بقسم الرياضة والإحصاء والتأمين

moawadothman@hotmail.com

أية محمود أمين بهجت المسلمي

معيدة بمعهد العبور العالي للإدارة والحاسبات

ونظم المعلومات، القليوبية، مصر

aya.m.elmsallamy@gmail.com

مجلة البحوث التجارية ـ كلية التجارة جامعة الزقازيق

المجلد السادس والأربعين ـ العدد الأول يناير 2024

رابط المجلة: https://zcom.journals.ekb.eg/

الملخص:

استهدف البحث: تقدير دالة الاستهلاك الفردي (الطلب) لزيت عباد الشمس، وتقدير دالة الاستهلاك الفردي (الطلب) لزيت الذرة، واستندت الدراسة إلى البيانات المنشورة وغير المنشورة الصادرة عن العديد من الجهات الرسمية مثل الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء والموقع الالكتروني التابع لها www.capmas.gov.eg، وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي والهيئات التابعة لها كقطاع الشئون الاقتصادية والإدارة المركزية للاقتصاد الزراعي، وكذلك من الموقع الالكتروني للبنك الدولي www.databank.worldbank.org، وتم جمع البيانات خلال الفترة الزمنية (2000-2020)، هذا بالإضافة إلى الاستعانة بالبيانات التي تحتويها العديد من الدراسات والبحوث والرسائل المتصلة بموضوع الدراسة.

واعتمدت الدراسة على نموذجين هما النموذج الأول: دالة الاستهلاك الفردي (الطلب) لزيت عباد الشمس وتضمن متوسط استهلاك الفرد السنوي من زيت عباد الشمس كمتغير تابع وكل من (الدخل الفردي السنوي، سعر زيت عباد الشمس، متوسط اسعار الزيوت البديلة، متوسط سعر المسلي الصناعي، الإنتاج من زيت عباد الشمس، الواردات من الزيت)، النموذج الثاني: دالة الإستهلاك الفردي (الطلب) لزيت فول الصويا وتضمن متوسط استهلاك الفرد السنوي من زيت الذرة كمتغير تابع وكل من (الدخل الفردي السنوي، سعر زيت الذرة، متوسط اسعار الزيوت البديلة، متوسط سعر المسلي الصناعي، الإنتاج من زيت الذرة، الواردات من الزيت).

أهم النتائج التي توصل إليها البحث: بالنسبة للنموذج الأول الإستهلاك الفردي (الطلب) لزيت عباد الشمس تبين وجود علاقة طردية معنوية بين متوسط الاستهلاك الفردي السنوي من زيت عباد الشمس بالكجم وبين كل من (دخل الفرد السنوي وسعر الزيوت البديلة وسعر المسلي الصناعي والانتاج من زيت عباد الشمس والواردات من الزيت)، في حين تبين وجود علاقة عكسية مع كل من (سعر التجزئة لزيت عباد الشمس و عدد السكان) ، كما أوضحت النتائج بالنسبة للنموذج الثاني الإستهلاك الفردي (الطلب) لزيت الذرة تبين وجود علاقة طردية معنوية بين متوسط الاستهلاك الفردي السنوي من زيت الذرة بالكجم وبين كل من (دخل الفرد السنوي وسعر الزيوت البديلة وسعر المسلي الصناعي والانتاج من زيت الذرة والواردات من الزيت)، في حين تبين وجود علاقة عكسية مع كل من (سعر التجزئة لزيت الذرة وعدد السكان).

الكلمات الرئيسية: المعادلات السلوكية، النموذج الأصلي، السلال الزمنية.

مقدمة البحث

تعتبر المحاصيل الزيتية من المحاصيل الاستراتيجية الهامة في دول العالم و في مصر لأنها المصدر الرئيسي للزيوت النباتية التي تستخدم في غذاء الإنسان والتي تقوم عليها بعض الصناعات الهامه، وتزرع المحاصيل الزيتية أساساً لإستخراج الزيوت من بذورها فهناك محاصيل حولية تزرع لموسم واحد مثل فول الصويا والسمسم والفول السوداني وهناك محاصيل معمرة مثل جوز الهند ونخيل الزيت والزيتون كما أن هناك محاصيل ثنائية الغرض والتي تزرع أساساً لتكون منتج ثان مثل القطن والكتان (فرديد، 2004)، وهناك محاصيل يمكن زراعتها ثلاث عروات خلال السنة مثل محصول عباد الشمس، كما يمكن تحميل محصول فول الصويا ومحصول عباد الشمس على محصول الذرة الشامية. وتشمل محاصيل الزيوت النباتية في مصر القطن وفول الصويا وعباد الشمس والذرة والزيتون والكتان والسمسم والفول السوداني وتعاني من نقص حاد في احتياجاتها من زيت الطعام إلى الحد الذي يجعلها تستورد 90% من احتياجاتها، على الرغم من امتلاكها للمقومات المناخية والأرضية والمائية التي تناسب إنتاج اغلب المحاصيل في محافظات الوجه البحري والقبلي (عبد العال، 2004)

وتلعب الزيوت النباتيّة دوراً أساسياً في كونها مصدراً جيّداً للطاقة، حيث أنّها من أغنى المواد الغذائيّة بالطاقة، كما أنّها تحتوي على الفيتامينات الذائبة في الدهون، إضافةً إلى احتوائها على الأحماض الدّهنية غير المشبعة والتي لا يستطيع الجسم تكوينها ،وكذلك تقوم عليها العديد من الصناعات الغذائيّة والتحويليّة (شديد، 2002)، ويفضل أن تمثّل الطاقة التي يحصل عليها الإنسان من الزيوت النباتيّة والحيوانيّة 25% من إجمالي الطاقة المطلوبة للإنسان، ويجب ألا تقل عن 1%، كما تعتبر الزيوت النباتية من أهم السلع الضرورية في مصر حيث أنها ترتبط بالاحتياجات اليومية للفرد .ويتنوع إنتاج الزيوت النباتية الغذائية في مصر من المحاصيل الزيتية التي تزرع بغرض إستخراج الزيوت من بذورها. وتعتبر مصر من أكثر دول العالم التي تستهلك زيت الطعام (محمد، 2020).

مشكلة البحث: تنحصر المشكلة البحثية في وجود فجوة غذائية من الزيوت النباتية نظراً لزيادة الطلب عليها نتيجة للزيادة المستمرة في عدد السكان من ناحية وانخفاض الإنتاج المحلى منها من ناحية أخرى وارتفاع الأسعار.

أهداف البحث:

1- تقدير دالة الإستهلاك الفردي (الطلب) لزيت عباد الشمس.

2- تقدير دالة الإستهلاك الفردي (الطلب) لزيت الذرة.

مصادر البيانات

استندت الدراسة إلى البيانات الثانوية المنشورة وغير المنشورة الصادرة عن العديد من الجهات الرسمية مثل الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء والموقع الإلكتروني التابع لها www.capmas.gov.eg، وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي والهيئات التابعة لها كقطاع الشئون الاقتصادية والإدارة المركزية للاقتصاد الزراعي، وكذلك من الموقع الإلكتروني للبنك الدولي www.databank.worldbank.org، وتم جمع البيانات خلال الفترة الزمنية (2000-2020)، هذا بالإضافة إلى الاستعانة بالبيانات التي تحتويها العديد من الدراسات والبحوث والرسائل المتصلة بموضوع الدراسة

نماذج الدراسة:

1- النموذج الأول:

دالة الاستهلاك الفردي (الطلب) لزيت عباد الشمس

تم تحديد المتغيرات التفسيرية والتي تؤثر على الإستهلاك الفردي من زيت عباد الشمس بناءً على الأساس النظري لدوال الإستهلاك والطلب والدراسات التطبيقية السابقة. وبعد إجراء عدد من المحاولات التقديرية حتى لا يتم تجاهل بعض المتغيرات التفسيرية تم التوصل إلى صيغة نموذج تعطى نتائج منطقية من الناحية الإقتصادية والإحصائية والقياسية.

ويمكن صياغة دالة الإستهلاك الفردي (الطلب) لزيت عباد الشمس بالصيغة الآتية:

$$Y= B_0+b_1X_1+b_2X_2+b_3X_3+b_4x_4+b_5x_5+b_6x_6+b_7x_7+e$$

حيث أن:

المتغيرات

متوسط استهلاك الفرد السنوي من زيت عباد الشمس	**Y**
الدخل الفردي السنوي بالجنيه	**X_1**

سعر زيت عباد الشمس جنيه/كجم	X_2
متوسط اسعار الزيوت البديلة جنيه/كجم	X_3
متوسط سعر المسلي الصناعي جنيه/كجم	X_4
الإنتاج من زيت عباد الشمس السنوي بالطن	X_5
الواردات من زيت عباد الشمس السنوية بالطن	X_6
عدد السكان	X_7

1- النموذج الثاني:

دالة الاستهلاك الفردي (الطلب) لزيت فول الصويا

تم تحديد المتغيرات التفسيرية والتي تؤثر على الإستهلاك الفردي من زيت فول الصويا بناء على الأساس النظري لدوال الإستهلاك والطلب والدراسات التطبيقية السابقة. وبعد إجراء عدد من المحاولات التقديرية حتى لا يتم تجاهل بعض المتغيرات التفسيرية تم التوصل إلى صيغة نموذج تعطى نتائج منطقية من الناحية الاقتصادية والإحصائية والقياسية.

ويمكن صياغة دالة الإستهلاك الفردي (الطلب) لزيت عباد الشمس بالصيغة الآتية:

$$Y= B_0+b_1X_1+b_2X_2+b_3X_3+b_4x_4+b_5x_5+b_6x_6+b_7x_7+e$$

حيث أن:

المتغيرات

متوسط استهلاك الفرد السنوي من زيت الذرة	Y
الدخل الفردي السنوي بالجنيه	X_1
سعر زيت الذرة جنيه/كجم	X_2
متوسط أسعار الزيوت البديلة جنيه/كجم	X_3
متوسط سعر المسلي الصناعي جنيه/كجم	X_4
الإنتاج من زيت الذرة السنوي بالطن	X_5
الواردات من زيت الذرة السنوية بالطن	X_6
عدد السكان	X_7

أدوات تحليل السلاسل الزمنية Elements of Time Series Analysis .

هذا الجزء مخصص لعرض أدوات تحليل السلاسل الزمنية الذي من خلاله سوف نرى الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية من ناحية الاستقرارية التي نعالج فيها دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الزمنية حيث يتم معالجتها بواسطة مجموعة من اختبارات الجذر الوحدوي من خلال تقديم الاختبارات المختلفة (PP. ADF. DF.....). مع قبل هذا الاجراء، فقد خصصنا قسم للاختبارات الخطية لأجل المعرفة المسبقة لخطية السلاسل الزمنية من عدمها. (Beaulieu, J. J., & Miron, J. A. ,1993)

I. الاستقرارية Stationary الدراسات والأدلة التجريبية التي تستعمل بيانات السلاسل الزمنية، تفترض على أن السلاسل الزمنية يجب أن تكون مستقرة، وعليه سوف نحاول في هذ الشق تبيان ما تعنيه استقراريتها والخصائص اللازمة لذلك (Bisaglia, L., & Gerolimetto, M. ,2014)

1. المفهوم والخصائص

قبل دراسة ومعالجة أي سلسلة زمنية، فانه يجب دراسة خصائصها العشوائية. إذا تغيرت هذه الخصائص - أي توقعها وتباينها بمرور الزمن، فإن هذه السلسلة الزمنية تعتبر غير مستقرة. في حالة العكس إذا كانت عملية عشوائية ثابتة، فإن السلسلة الزمنية تكون مستقرة. مثل هذه العمليات العشوائية تعرف باسم الاستقرار الضعيف، أو الاستقرارية من الدرجة الثانية، او عملية عشوائية بمعنى واسع Wide Sense Stationarity.

تكون العملية العشوائية Ytمستقرة بالمعنى الضعيف إذا كان ثبات المتوسط الحسابي ويكون مستقل عن الزمن:

- التباين هو نهائي ويكون ثابت عبر الزمن:
- التباين المشترك (التغاير أو التغاير الذاتي) يكون ثابت عبر الزمن:

يبدو من هذه الخصائص أن عملية التشويش الابيض (والتشويش الأبيض هو سلسلة من المتغيرات العشوائية بنفس التوزيع ومستقلة بشكل متبادل وهذا المصطلح مستعار من الفيزياء التي تشير إلى الضوء الأبيض) التي تكون فيها الأخطاء العشوائية $_t$ مستقلة فيما بينها وتتبع التوزيع الطبيعي توقعه الصفر وتباينه (σ^2) هي مستقرة. وبالتالي تكون السلسلة الزمنية مستقرة إذا كانت

تحقق سيرورة مستقرة. هذا يعني أن السلسلة ليس لديها أي اتجاه عام أو مركبة موسمية وبشكل عام لا يوجد عامل يتطور بمرور الزمن (لطفى، 1973).

وتعتبر استقرارية السلسلة الزمنية أمرا مهما لأنه إذا كانت غير ذلك فإننا نستطيع دراسة سلوكها فقط في الفترة الزمنية محل الدراسة، وكنتيجة لذلك لا يمكن تعميم ما نحصل عليه من نتائج على فترات زمنية أخرى، وبالتالي فإن طبيعة هذا النوع من السلاسل تكون له قيمة طبيعة صغيرة خصوصا لتحقيق اهداف التنبؤ (ريحان، 1998).

وقد يصعب أحيانا تحديد استقرارية السلسلة الزمنية من عدمها سواء بالملاحظة البسيطة أو حتى بالرسم البياني، حيث هنا نلجأ إلى اختبار الكشف عن الاتجاه العام. وأبسط المقاييس وأكثرها استعمالا هي القيام بتقسيم السلسلة الزمنية إلى قسمين متساويين ثم حساب المتوسط الحسابي لكل قسم، فاذا تساوا المتوسطان أو كانا قريبين من بعضهما، فنقول هنا أنه لا يوجد اتجاه عام وبالتالي هي مستقرة. هناك أدوات أخرى مهمة في تحليل السلاسل الزمنية واختبار استقراريتها، هي دالة الارتباط الذاتي وأيضاً اختبار الجذر الوحدوي الذي يعتبر الأداة الأكثر فعالية (عبد القادر، 1990)

العملية العشوائية تكون تامة الاستقرارية إذا كان كل عزوم التوزيع الاحتمالي ليس فقط واحد أو اثنين (المتوسط والتباين) غير متغيرين مع الزمن إذا كانت عموما عملية الاستقرارية تتبع التوزيع الطبيعي، فإن العملية العشوائية ذات الاستقرارية الضعيفة تكون أيضا تامة الاستقرارية، حيث أن العملية العشوائية التابعة للتوزيع الطبيعي تكون معرفة بالكامل من خلال أول عزمين المتوسط والتباين، وهناك حالات يكون فيها تطبيق الفروقات على السلسلة المستقرة لا يعطي نموذجا مستقرا، وتسمى هذه الحالات بالسلاسل غير المستقرة وغير المتجانسة. أما بالنسبة إلى نموذج السير العشوائي أعلاه فهي غير مستقرة أصلا ومتجانسة من الدرجة الأولى.

إذا فشلنا في الدراسة الميدانية من خلال ما سبق ذكره، فإنه يتم اللجوء إلى دراسة دالة الارتباط الذاتي أو اختبار الجذر الأحادي.

2. دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية

تعتبر دالة الارتباط الذاتي أحد الاختبارات البسيطة للاستقرارية وتعمل على قياس الارتباط بين مشاهدات السلسلة الزمنية مع نفسها عند الفجوة الزمنية المتأخرةk والتي نرمز لها $\rho(k)$

بالرمز

$$\rho(k) = \frac{\mathrm{cov}(Y_t, Y_{t-k})}{\sigma_{Y_t}\sigma_{Y_{t-k}}} = \frac{\sum_{t=k+1}^{T}(Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{\sqrt{\sum_{t=k+1}^{T}(Y_t - \bar{Y})^2}\sqrt{\sum_{t=k+1}^{T}(Y_{t-k} - \bar{Y})^2}}$$

حيث تشير T إلى الزمن

3. اختبارات "التشويش الأبيض" والاستقرارية

لا يمكننا تحديد الخصائص العشوائية لسلسلة زمنية إلا إذا كانت مستقرة، حيث يتم إجراء دراسة الاستقرارية هذه بشكل أساسي على أساس دراسة دالتي الارتباط ط الذاتي او عن طريق التمثيل البياني المسمى "مخطط الارتباط Correlogram". تكون السلسلة الزمنية مستقرة إذا لم يكن لها مركبة اتجاه عام أو موسمية. لذلك، سنحاول، بدءاً من خلال دراسة مخطط الارتباط تبيان هاتين المركبتين.

يمكن تمييز أنواع مختلفة من السلاسل المستقرة

- مع الذاكرة، أي التي يمكننا نمذجتها بواسطة قانون الاستنساخ.Law of Reproduction

.the Process

- توزيع متطابق ومستقل، تسمى بالضجة البيضاء White Noise.
- بشكل طبيعي (وفقا للقانون الطبيعي) وموزع بشكل مستقل أو تسمى بالضجة البيضاء الغوسية .Gaussian White Noise

- تحليل دالة الارتباط الذاتي

تكون السلسلة الزمنية Yt مستقرة إذا كان معامل الارتباط الذاتي يساوي الصفر أو قريب منه لأي فجوة أي في هذه الحالة يجب أن تنخفض الارتباطات بسرعة كلما ارتفع k. إن لم تكن السلسلة غير مستقرة، فإننا نعمل على تفريقها فاذا كانت كذلك السلسلة الناتجة W_t غير مستقرة من خلال الرسم البياني ودالة الارتباط الذاتي، فإننا نعمل مرة أخرى على تفريقها

- إحصائية Box-Pierce وإحصائية Ljung-Box يتيح اختبار Box-Pierce تحديد العمليات التي هي بدون ذاكرة سلسلة من المتغيرات العشوائية المستقلة فيما بينها

إذا كانت إحصائية: Q -Statistic تتبع بشكل متقارب توزيع كاى تربيع بدرجة حرية K لذلك نرفض فرضية التشويش الابيض فرضية العدم التي تنص على أن كل المعاملات لدالة الارتباط الذاتي مساوية إلى الصفر، $\succ$ هذا يعني أن السلسلة غير مستقرة والعكس صحيح.

- اختبارات التوزيع الطبيعي Normality Tests

لحساب فترات الثقة التنبؤية وأيضا لإجراء الاختبارات اللازمة على المعلمات، من الضروري التحقق من طبيعية الأخطاء. اختبار (Jarque & Bera, 1980) يعتمد على فكرة معامل الالتواء Skewnes عدم التماثل والتفرطح Kurtosis التسطيح أو درجة التقوس يتيح لنا التحقق من الحالة الطبيعية للتوزيع الإحصائي وهو يقيم الانحرافات المتزامنة لهذين المعاملين مع القيم المرجعية للتوزيع الطبيعي

-اختبارات تجانس التباين Homoscedasticity Tests يجب أن تكون عملية التشويش الأبيض متجانسة، وبالتالي يعني وجود تباين متساوي ان حدود الخطأ متساوية الانتشار Homoscedasticity بشكل عام، يحدث عدم تساوي التباين في البيانات المقطعية ولا يعني هذا أنه غير ممكن في نماذج السلاسل الزمنية يمكن استخدام اختبارات للكشف عنه ومنها:

- اختبار Goldfeld-Quandt والغرض منه هو مقارنة مجموع مربعات البواقي للتقدير بعد تقسيم البواقي إلى عينتين فرعيتين.
- اختبار آخر يتمثل في دراسة توزيع مربعات البواقي، حيث أن تحليل "مخطط الارتباط Correlogram " لمربعات البواقي يسمح باختبار وجود تجانس التباين إذا كانت هناك قيم معينة لمعاملات دالة الارتباط الذاتي (اختبار Box-Pierce أو اختبار Ljung-Box) تختلف معنويا عن الصفر، فيمكننا أن نستنتج أن هناك اختلاف في التباين أي عدم تجانس التباين Heteroscedasticity.

II. اختبارات عدم الاستقرارية وجذر الوحدة

نذكر مرة أخرى أنه إذا فشلنا في الدراسة الميدانية من خلال ما سبق ذكره للحكم على استقرارية السلسلة الزمنية، فإنه يتم اللجوء إلى دراسة دالة الارتباط الذاتي أو اختبار الجذر الأحادي قبل التطرق إلى اختبارات الجذر الأحادي لابد من التعرف أولاً على نوعين من النماذج غير المستقرة، النموذج Trend .Differency Stationary: DS والنموذج (Darné, O., & Diebolt, C. ,2002) Stationary: TS

1. عدم الاستقرارية: نموذج TS ونموذج DS

نادرا ما تحقق السلاسل الزمنية الاقتصادية سيرورة عشوائية، ولأجل تحليل عدم الاستقرارية لابد من التمييز بين نوعين من النماذج:

1- النماذج TS هي نماذج غير مستقرة ولها خاصية عدم استقرارية تحديدية Deterministic هذا النموذج TS غير مستقر لان توقعه($E(Yt)$) مرتبط بالزمن،

2النماذج DS ي نماذج غير مستقرة ولها خاصية عدم استقرارية عشوائية Stochastic ويسمى كذلك بنموذج الانتقال العشوائي Random Walk Model. كثيرا ما يستخدم لتحليل كفاءة الأسواق المالية.

2. اختبارات الجذر الأحادي Unit Root Tests

أشار 1974(Granger & Newbold،) على أنه عند استعمال سلاسل زمنية غير مستقرة في النماذج القياسية، فإنه حتما نتحصل على نتائج إحصائية خاطئة، تحت ما يسمى بالانحدار الزائف. اختبارات (Student & Fisher) تميل إلى عدم رفض فرضية الارتباط بين المتغيرات المستقلة والتابعة ، بينما العلاقة هي غير موجودة. لا تسمح اختبارات الجذر الأحادي بالكشف عن وجود عدم استقرارية ودرجة التكامل للسلاسل الزمنية فحسب، بل أيضا تحديد عدم الاستقرارية (نموذج TS أو DS) وبالتالي الطريقة الصحيحة لجعل السلسلة الزمنية مستقرة.

- اختبار Dickey and Fuller (DF) 1979 تسمح اختبارات DF بتسليط الضوء على استقرارية السلسلة الزمنية من عدمها لاتجاهها العام مع تحديد خاصيتها سواء كانت تحديدية Deterministic أو عشوائية Stochastic.

- اختبار Augmented Dickey-Fuller (ADF) 1981 في النماذج السابقة، المستخدمة في اختبارات DF البسيطة، كانت فرضية سير الأخطاء العشوائية هي ضجة بيضاء. لكن إذا اختل هذا الشرط لسبب ما، فهنا طور Dickey and Fuller اختبارات جديدة ADF

3-اختبار Phillips and Perron (PP) 1988 يأخذ اختبار PP بعين الاعتبار كلا من الارتباط الذاتي وعدم تجانس التباين للأخطاء العشوائية، ويستند إلى نفس النماذج الموجودة في

اختبار DF البسيط، ولكنه يقدم تصحيحا غير معلمي للإحصائية tø^1 مما يعني انه اختبار غير معلمي.

وضح Phillips-Perron أن هذا التصحيح غير المعلمي الذي تم إجراؤه لا يغير التوزيع التقاربي للإحصائية التي تبقى مطابقة لما هو ملاحظ في حالة اختبار Dickey-Fuller البسيط. وبالتالي، فإن القيم الحرجة المجدولة التي وضعها Dickey-Fuller تظل صالحة أيضا لاختبار Phillips-Perron.

4-اختبار((KPSS)

استخدام اختبار مضاعف Lagrange Multiplier (LM) بناء على الفرضية الصفرية أن السلسلة الزمنية هي مستقرة. بعد تقدير النموذج

5-اختبار Elliott-Rothenberg-Stock (ERS) إن قصور الاختبارين الأساسيين: KPSS. ADF لجذر الوحدة اللذين تم تقديمهما سابقا هو قوتهما المنخفضة في أنه إذا كانت عملية توليد قيم السلسلة الزمنية عبارة عن عملية $AR(1)$ ذات معامل يقترب من 1 لتحسين قوة اختبار جذر الوحدة، اقترحوا Elliott-Rothenberg-Stock مشتقة داخلية لوحدة السلسلة الزمنية، وطوروا اختبارات النقطة المثالية الممكنة، ، والتي تأخذ في الاعتبار الارتباط التسلسلي للأخطاء. يتم استخدام النموذج التالي كعملية توليد بيانات للسلسلة.

6-اختبار Ng and Perron (NP) 2001 يستخدم اختبار NP إجراء تقييد المربعات الصغرى المعممة GLS لاختبار ERS لأجل انشاء إصدارات فعالة من اختبارات PP المعدلة لـ Ng and Perron. اختبارات PP المعدلة الفعالة لا تظهر تشوهات شديدة الحجم في اختبارات PP للأخطاء العشوائية ذات المتوسط المتحرك السلبي الكبير *MA* أو جذور الانحدار الذاتي ويمكن أن يكون لها قوة أعلى بكثير من اختبارات PP خاصة عندما تكون المعلمة ø قريبة من الوحدة.

7-اختبارات جذر الوحدة بنقطة تغير هيكلي Unit Root with Break Point

لقد أكد (Perron, 1989) على أنه هناك نقاط تحول هيكلي في السلاسل الزمنية وأن تجاهلها يمكن أن يؤدي إلى نتائج خاطئة حول فرضية رفض أو قبول الجذر الأحادي، حيث أن الاختبارات السابقة لا تأخذ بعين الاعتبار هذا التغير الهيكلي. وعليه اقترح (Perron, 1989) اختبار جذر الوحدة بكسر هيكلي بثلاثة نماذج بديلة

- نموذج الكسر (أي التحول في الثابت) .
- نموذج اتجاه خطي "متغير النمو"، الذي يسمح بكسر ميل الاتجاه (أو معدل النمو) .
- نموذج يتيح حدوث كلا التأثيرين في وقت واحد، أي التغير مرة واحدة في كل من الثابت وميل السلسلة.

8-اختبارات جذر الوحدة الموسمي Seasonal Unit Root

تعتبر وجود الحركات الموسمية من الخصائص الرئيسية للعديد من السلاسل الزمنية الاقتصادية الأنواع الرئيسية الأخرى للحركات هي الاتجاه والدورة وغير المنتظمة بالنسبة الى (Hylleberg, Modelling Seasonality,1992)، فإن"الموسمية هي الحركة المنتظمة، وإن لم تكن بالضرورة منتظمة، خلال اليوم بسبب التغيرات في الطقس، والتقويم، وتوقيت القرارات، بشكل مباشر أو غير مباشر من خلال قرارات الإنتاج والاستهلاك التي يتخذها أعوان الاقتصاد". يظهر جزء مهم في هذا التعريف مفاده أن التقلبات الموسمية يمكن أن تكون تحديدية Deterministic بسبب، على سبيل المثال، التقويم وتأثيرات الطقس، ولكن قد تكون ناجمة أيضا عن سلوك العوامل الاقتصادية وبالتالي قد لا تكون ثابتة من الناحية التاريخية، تم اعتبار التقلبات الموسمية مصدر إزعاج يحجب المكونات الأكثر أهمية، أي الاتجاه والنمو والمكونات الدورية. وبالتالي، تم تنفيذ إجراءات التعديل الموسمي لإزالة المركبة الموسمية، غير أنه في الآونة الأخيرة، ظهرت وجهة نظر جديدة، تظهر أن التقلبات الموسمية ليست بالضرورة مصدر إزعاج. إنها جزء لا يتجزأ من البيانات الاقتصادية ولا ينبغي تجاهلها أو حجبها في التحليل الاقتصادي. لذلك، تعتبر دراسة السلوك الموسمي في السلسلة مهم لتقييم النموذج والتنبؤ لذلك، اقترح (Hylleberg, 1990) Engle, Granger , & Yoo, اختبار جذور الوحدات غير الموسمية والموسمية بشكل منفصل. يحدد هذا الاختبار مرشح التفاضل المناسب لجعل السلسلة الزمنية مستقرة. نقدم إجراء اختبار جذر الوحدة الموسمية لتحديد طبيعة الموسمية) تحديدية أو عشوائية.

III. اختبارات الخطية من الضروري المعرفة المسبقة للخطية من عدمها للسلسلة الزمنية حتى يسهل التعامل معها والتوصل الى نتائج صحيحة وبشكل عام، لاختبار الخطية (غير الخطية)، فإن نظام الفرضيات هو:

السلسلة الزمنية خطية : H_0 السلسلة الزمنية غير خطية : H_1

في بعض الأحيان، تكون عملية توليد البيانات The Data Generation Process تحت الفرضية البديلة H_1 بشكل محدد مسبقا، وفي هذه الحالة فإن اختبار اللاخطية هو في الواقع اختبار لميزة غير خطية محددة. في بعض الحالات الأخرى، لا تزال معالجة توليد البيانات بموجب الفرضية البديلةH_1 بشكل عام نسبياً ، ومشكلة اختبار الفرضيات هي أيضاً عامة. ومن الاختبارات التي تكشف عن الخطية سوف نحاول التعرض إلى أهمها والتي منها: (Islam, S. M., &Watanapalachaikul, S. 2012)

1. اختبار McLeod and Li (ML) 1983 احصائية من نوع اختبار Portmanteau، استنادا إلى دالة الارتباط الذاتي لمربعات البواقي التي يتم الحصول عليها من نموذج *ARMA* الملائم. فكرة هذا الاختبار هي تطبيق إحصاءات Ljung-Box على مربعات البواقي لنموذج(*ARMA(p* q للتحقق من عدم صلاحية النموذج.

2-اختبار.(BDS) Brock, Dechert and Scheinkman

وتم تطويره ضمن نظرية الفوضى، هو أحد الاختبارات الأكثر شيوعاً للاخطية. إنه اختبار غير معلمي تم تصميمه في الأصل لاختبار الاستقلالية وتماثل التوزيع Independence and Identical Distribution (i.i.d)، ولكن ثبت أنه يمتلك أيضا قوة مقابل دالة Gamma [2] الكبيرة للبدائل الخطية وغير الخطية. علاوة على ذلك، يمكن استخدامه كاختبار Portmanteau أو اختبار عدم تحديد المواصفات عند تطبيقه على بواقي من نموذج ملائم (مطبق).

3. اختبار RESET Ramsey (1969) واختبار محدد لتحليل الانحدار الخطي للمربعات الصغرى، الذي تكون حجته هي أن اللاخطية سوف تتأثر في تشخيص النموذج الخطي الملائم (المطبق) Fitted Linear Model إذا كانت بواقي النموذج الخطي مرتبطة بشروط قوة معينة. بعبارة أخرى، يركز اختبار RESET، على خصائص الأخطاء العشوائية في الانحدار الخطي، بما في ذلك تلك التي تأتي من عدم الخطية غير النموذجية ويمكن تطبيقها بسهولة على نماذج *AR* الخطية.

4. اختبار Keenan (1985) and Tsay (1986) هو اختبارا غير خطي للسلسلة الزمنية التي تستخدم الفرضية التربيعية للاخطية $2Y\hat{}t$ فقط ويعدل الخطوة الثانية من اختبار RESET لتجنب الازدواج الخطي Multicollinearity بين $2Y\hat{}t$ و $Yt-1$

5. اختبار Threshold Autoregressive-Likelihood Ratio (TAR-LR) هو اختبار LM نسبة المعقولية Likelihood Ratio للتمييز بين مجموعة فرعية معينة من نماذج TAR المثيرة ذاتيا، أي $TAR(2, p, p)$ من نماذج AR الخطية عندما تكون: R، p وd معلومة أو مفترضة تحت الفرضية الصفرية H_0، حيث أن السلسلة الزمنية Y_t تتقارب إلى نموذج الانحدار الخطي الذاتي

6. اختبار Engle (1982) تم إدخال اختبار مضاعف Lagrange Multiplier (LM) لاختبار تأثيرات $ARCH$ بشكل أساسي وهذا لبساطته الحسابية، حيث لا يتطلب اختبار LM سوى تقدير النموذج الخطي وهو مساوي إلى إحصائية F لاختبار الفرضية الصفرية H_0 للمعاملات التي لا تختلف جوهريا عن الصفر في انحدار مربعات البواقي من خلال النموذج الخطي المطبق (المناسب) على القيم المبطأة حتى لنفس مجموع مربعات البواقي

نماذج الدراسة:

2- النموذج الأول: دالة الإستهلاك الفردي (الطلب) لزيت عباد الشمس

تم تحديد المتغيرات التفسيرية والتي تؤثر على الإستهلاك الفردي من زيت عباد الشمس بناء على الأساس النظري لدوال الإستهلاك والطلب والدراسات التطبيقية السابقة. وبعد إجراء عدد من المحاولات التقديرية حتى لا يتم تجاهل بعض المتغيرات التفسيرية تم التوصل إلى صيغة نموذج تعطى نتائج منطقية من الناحية الاقتصادية والإحصائية والقياسية.

ويمكن صياغة دالة الإستهلاك الفردي (الطلب) لزيت عباد الشمس بالصيغة الآتية:

$$Y= B_0+b_1X_1+b_2X_2+b_3X_3+b_4x_4+b_5x_5+b_6x_6+b_7x_7+e$$

حيث أن:

المتغيرات

متوسط استهلاك الفرد السنوي من زيت عباد الشمس	**Y**
الدخل الفردي السنوي بالجنيه	$\mathbf{X_1}$
سعر زيت عباد الشمس جنيه/كجم	$\mathbf{X_2}$
متوسط اسعار الزيوت البديلة جنيه/كجم	$\mathbf{X_3}$

متوسط سعر المسلي الصناعي جنيه/كجم	X_4
الإنتاج من زيت عباد الشمس السنوي بالطن	X_5
الواردات من زيت عباد الشمس السنوية بالطن	X_6
عدد السكان	X_7
تمثل الأخطاء العشوائية أو البواقي	**e**

2- النموذج الثاني: دالة الإستهلاك الفردي (الطلب) لزيت فول الصويا

تم تحديد المتغيرات التفسيرية والتي تؤثر على الإستهلاك الفردي من زيت فول الصويا بناء على الأساس النظرى لدوال الإستهلاك والطلب والدراسات التطبيقية السابقة. وبعد إجراء عدد من المحاولات التقديرية حتى لا يتم تجاهل بعض المتغيرات التفسيرية تم التوصل إلى صيغة نموذج تعطى نتائج منطقية من الناحية الاقتصادية والإحصائية والقياسية.

ويمكن صياغة دالة الإستهلاك الفردي (الطلب) لزيت عباد الشمس بالصيغة الآتية:

$$Y= B_0+b_1X_1+b_2X_2+b_3X_3+b_4x_4+b_5x_5+b_6x_6+b_7x_7+e$$

حيث أن:

المتغيرات

متوسط استهلاك الفرد السنوي من زيت الذرة	**Y**
الدخل الفردي السنوي بالجنيه	X_1
سعر زيت الذرة جنيه/كجم	X_2
متوسط اسعار الزيوت البديلة جنيه/كجم	X_3
متوسط سعر المسلي الصناعي جنيه/كجم	X_4
الإنتاج من زيت الذرة السنوي بالطن	X_5
الواردات من زيت الذرة السنوية بالطن	X_6
عدد السكان	X_7
تمثل الأخطاء العشوائية أو البواقي	**e**

نتائج تقدير النموذج الأول دالة الاستهلاك الفردي (الطلب) لزيت عباد الشمس

[1] اختبارات صلاحية النموذج:

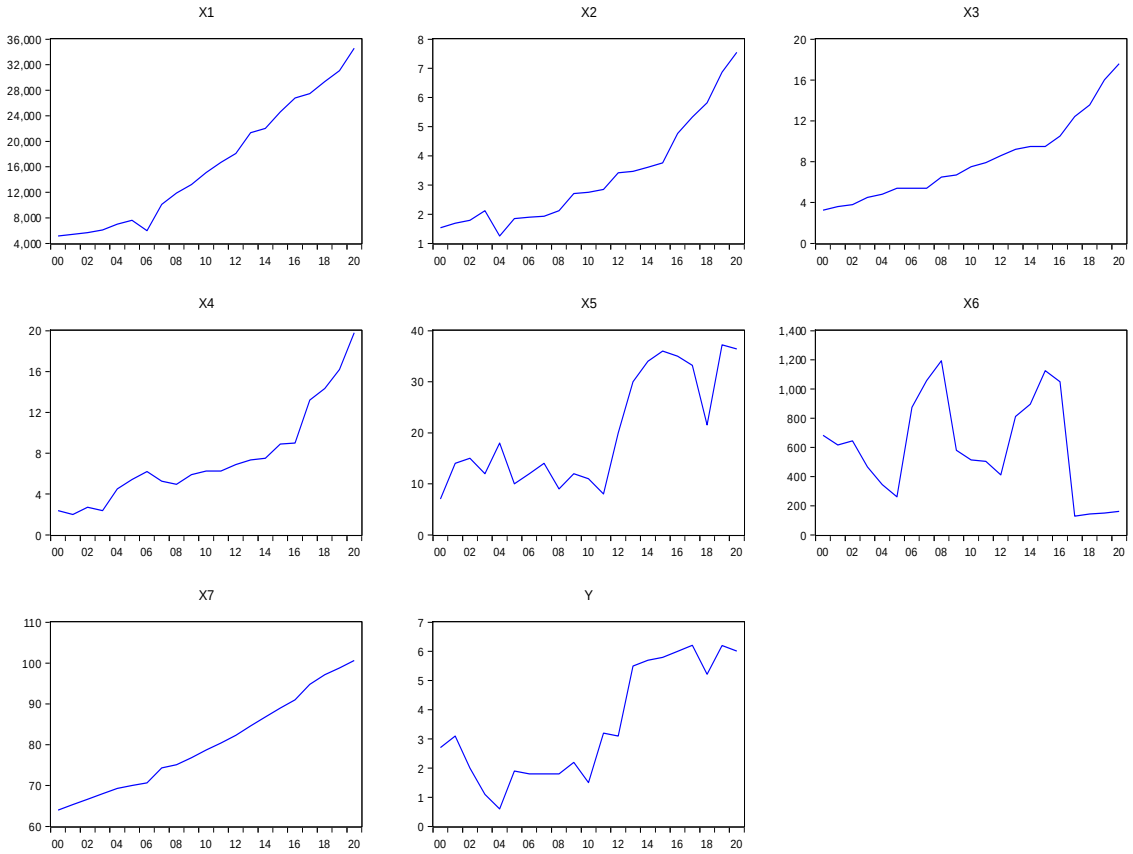
1-الكشف عن استقرار السلاسل لمتغيرات الدراسة:

الخطوات المقترحة للكشف عن سكون السلسلتين:

يمكن اختبار وفحص الخصائص الإحصائية للمتغيرات محل الدراسة باستخدام طرق عديدة منها:

- الرسوم البيانية
- اختبارات جذر الوحدة (Unit Root Tests)

الخطوة الاولى: التوقيع البياني للسلاسل:



ويتضح من الأشكال البيانية السابقة أن معظم السلاسل الزمنية المزمع استخدامها في القياس تعاني من مشكلة جذر الوحدة أي عدم سكون السلاسل، وبالتالي يصعب الاعتماد على السلاسل السابقة في الحصول على قياسات دقيقة، بل يصعب في ظل مشكلة جذر الوحدة الاعتماد على طرق تحليل الانحدار التقليدية كطريقة المربعات الصغرى العادية. ولذا فقد تم اختبار جذر الوحدة بطريقتي ديكي فولر(ADF)

الخطوة الثانية : اختبار جذور الوحدة:

والسؤال الآن هو: كيف يمكن تحديد ما إذا كان متغير ما ساكناً من خلال المستوى أو بعد أخذ الفرق الأول؟ للإجابة على هذا السؤال، اقترح Granger (1987) وEngle استخدام اختبار ديكي- فولر المطور (المركب) (Augmented Dickey-Fuller Test)، واختصارا (ADF): وفروض هذا الاختبار هي:

H_o: (عدم سكون المتغير Y = يحتوي على جذر الوحدة)

H_1: (سكون المتغير Y في مستواه = متكامل من الدرجة صفر)

ويتم رفض فرضية العدم إذا كانت قيمة "t" المحسوبة أكبر من قيمة "t" المجدولة أو الحرجة (وذلك في قيمتها المطلقة) والتي اقتراحها ماكنون (Mackinnon 1991).

جدول (1): نتائج اختبارات جذور الوحدة للمتغيرات

Augmented Dickey-Fuller test statistic (ADF)

Variables	t-Statistic	Prob
Y	1.36	0.9120
X_1	0.808	0.9995
X_2	-1.831	1.000
X_3	-2.181	1.000
X_4	-0.74	0.9999
X_5	-0.96	0.6484
X_6	-3.15	0.4200
X_7	2.44	0.9996

ويوضح الجدول (1) نتائج اختبارات جذور الوحدة للمتغيرات محل الدراسة أن السلاسل الزمنية لجميع المتغيرات محل الدراسة غير ساكنة في جميع مستوياتها، حيث أن جميع القيم المقدرة لقيم (t) باستخدام اختبار ADF أقل من القيم المجدولة (الحرجة) في قيمتها المطلقة، مما يعني أنها غير معنوية إحصائياً. بمعنى آخر أنه بناء على النتائج الإحصائية بالجدول السابق، فإنه تم قبول فرضية العدم القائلة بعدم سكون المتغيرات موضع الدراسة في مستوياتها. أي أن المتغيرات تعاني من مشكلة جذر الوحدة

2-تحليل التكامل المشترك:

يعرف التكامل المشترك بأنه تصاحب بين سلسلتين أو أكثر بحيث تؤدى التقلبات في أحدهما لإلغاء التقلبات في الأخرى بطريقة تجعل هذه النسبة بين قيمتها ثابتة عبر الزمن، ولعا هذا

يعنى أن السلاسل الزمنية قد تكون غير مستقرة إذا ما أخذت كل على حدة ولكنها تكون مستقرة مجموعة، وأساس طريقة التكامل المشترك، كما سبق الإشارة إلى ذلك، تقوم على أن متغيرين غير ساكنين يمكن أن يتكاملا تكاملاً مشتركاً (لهما علاقة توازنية في المدى الطويل)، وكما أشار Engle & Granger (1987) فإنه حتى وإن لم تكن السلاسل الزمنية (منفردة) ساكنة، فإن التركيبات الخطية لها يمكن أن تكون ساكنة وذلك بسبب أن قوى التوازن تميل إلى الاحتفاظ بهذه السلاسل الزمنية معاً في المدى الطويل. وعندما يحدث ذلك، فإن المتغيرات يمكن أن تعتبر متكاملة تكاملاً مشتركاً.

وقد اقترح Engel & Granger (1987) اختباراً للتكامل من خطوتين. وطبقاً لهذا الاختبار يتم أولاً تقدير معادلة التكامل المشترك بين السلاسل الزمنية للنموذج المقدر واقترح Granger (1987) وEngle استخدام اختبار ديكي- فولر المطور (المركب) (Augmented Dickey-Fuller Test) ، واختصارا (ADF). كما يمكن أيضاً استخدام اختبار فيليبس- بيرون (Phillips-Perron Test) واختصارا (p-p).

وفي خطوة أخرى، يتم بعد ذلك فحص والتأكد من استقرار البواقي (Residuals) فإذا كانت البواقي ساكنة، فإن هذا يعني وجود تكامل مشترك بين المتغيرات وأن بينهما علاقة توازنية في الأجل الطويل. ويتم قبول الفرضية الصفرية القائلة بعدم سكون البواقي في المستوى إذا كانت قيمة (t)المحسوبة أصغر من قيمة (t) الحرجة أما في حالة رفض الفرضية الصفرية، فإن هذا يعني سكون البواقي وبالتالي وجود تكامل مشترك وعلاقة مستقرة بين الأجل الطويل بينالمتغيرات

جدول (2): نتائج اختبارات جذر الوحدة البواقي معادلة التكامل.

ADF			**P-P**		
Method	Statistic	Prob.**	**Method**	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	13.2779	0.6523	**PP - Fisher Chi-square**	2.89629	0.9962
ADF - Choi Z-stat	3.37648	0.9996	**PP - Choi Z-stat**	4.42241	1.0000
ADF			**P-P**		
2^{st}. Differences			1^{st}. Differences		
Method	Statistic	Prob.**	**Method**	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	90.1369	0.0000	**PP - Fisher Chi-square**	50.3595	0.0000
ADF - Choi Z-stat	-7.3892	0.0000	**PP - Choi Z-stat**	-5.4976	0.0000

ويتضح من خلال الجدول (2) رفض فرضية العدم وذلك بعد مقارنة قيم (t) المحسوبة مع قيم (t) المجدولة (الحرجة) طبقاً لـ(Mackinnon 1991)، مما يعني سكون بواقي معادلة التكامل المشترك بين المتغيرات وهذا يشير إلى وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج (هناك علاقة طويلة الأجل بينهما).

3- طرق استقرار السلاسل:

- الطريقة الأولى: **طريقة احتساب الفروق Augmented Dickey-Fuller test statistic (ADF)**

جدول رقم (3) الفروق Augmented Dickey-Fuller test statistic (ADF)

Variables	Differences	t-Statistic	Prob
Y	1st.Differences	-4.43	0.0008
X_1	1st.Differences	-4.32	0.0084
X_2	2st.Differences	-5.87	0.0000
X_3	2st.Differences	-4.49	0.0319
X_4	2st.Differences	-5.01	0.0005
X_5	1st.Differences	-4.96	0.0022
X_6	2st.Differences	-3.14	0.0088
X_7	2st.Differences	-3.83	0.0059

يتضح من نتائج الجدول رقم (3) أن المتغيرات التي تعاني من مشكلة جذر الوحدة قد تباينت من ناحية درجة السكون فقد سكنت متغيرات Y,X_1,X_5 عند الفرق الأول، بينما سكنت متغيرات X_2,X_3,X_4,X_6,X_7 عند الفرق الثاني، أي أنه عند احتساب الفروق الأولى والثانية لهذه المتغيرات نجد أنها تصبح معنوية، مما يعني إمكانية رفض فرضية العدم المتمثلة في عدم سكون المتغيرات في مستوياتها واحتوائها على جذر الوحدة. وباختصار أنها أصبحت مستقرة.

- **الطريقة الثانية: تحويل قيم السلاسل الاصلية إلى قيم لوغاريتمية**

[2] نتائج تقدير العلاقة السببية: لنموذج دالة الاستهلاك الفردي لزيت عباد الشمس

بعد إجراء اختبار جذر الوحدة لمتغيرات الدراسة وأخذ الفروق لسكون السلاسل وتحويل المتغيرات إلى الصورة اللوغاريتمية، تم تقدير النموذج بواسطة طريقة المربعات الصغرى العادية وبإجراء تحليل الانحدار لمعادلة يتم الحصول على النتائج التالية بالجدول رقم (4)

جدول (4) نتائج تقدير نموذج الاستهلاك الفردي من زيت عباد الشمس

Dependent Variable: Y				
Method: Least Squares				
Date: 10/29/22 Time: 02:29				
Sample: 2000 2020				
Included observations: 21				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.926090	9.687287	0.8181950	0.4280
X1	0.000341	0.0000803	4.2465753	0.0016
X2	-0.640233	0.187297	-3.4182769	0.0021
X3	0.830654	0.225706	3.6802478	0.0032
X4	0.071753	0.0224213	3.2002159	0.0040
X5	0.065023	0.02072	3.1381757	0.0042
X6	0.000223	0.000702	0.3176638	0.7560
X7	-0.118770	0.160453	-0.7402168	0.4723
R-squared	0.900200	Mean dependent var		3.497143
Adjusted R-squared	0.846461	S.D. dependent var		1.983210
S.E. of regression	0.777102	Akaike info criterion		2.615842
Sum squared resid	7.850545	Schwarz criterion		3.013756
Log likelihood	-19.46635	Hannan-Quinn criter.		2.702200
F-statistic	16.75142	Durbin-Watson stat		1.896963
Prob(F-statistic)	0.000015			

أولاً: التقييم الاقتصادي للنموذج المقدر:

أوضحت النتائج الواردة بالجدول رقم (4) ما يلي:

1- وجود علاقة طردية معنوية إحصائياً عند مستوى دلالة 0.01 بين متوسط الاستهلاك الفردي السنوي من زيت عباد الشمس بالكجم ودخل الفرد السنوي (X_1) حيث أن زيادة الدحل بمقدار 1% يؤدي إلي زيادة كمية استهلاك زيت عباد الشمس بمقدار 0.00034 كجم وهذا يتفق مع قانون الطلب الذي ينص على وجدود علاقة طردية بين الدخل والكمية المستهلكة

2- وجود علاقة عكسية معنوية إحصائيا عند مستوى دلالة 0.01 بين متوسط الاستهلاك الفردي السنوي من زيت عباد الشمس بالكجم وسعر التجزئة لزيت عباد الشمس (X_2)، حيث أن زيادة سعر زيت عباد الشمس بمقدار 1% يؤدي إلى انخفاض كمية إستهلاك زيت عباد الشمس

بمقدار و0.64 كجم وهذا يتفق مع قانون الطلب الذي يؤكد على العلاقة العكسية بين الكمية المطلوبة من السلعة وسعرها

3- وجود علاقة طردية بين متوسط الاستهلاك الفردي السنوي من زيت عباد الشمس بالكجم وسعر الزيوت البديلة (X_3) وسعر المسلي الصناعي (X_4) وهى علاقة معنوية احصائيا عند مستوى دلالة 0.01 حيث أن زيادة سعر الزيوت البديلة وسعر المسلي الصناعي بمقدار 1% يؤدي إلي زيادة كمية إستهلاك زيت عباد الشمس بمقدار 0.83 ، و 0.072 ألف طن على الترتيب، وهذا يتفق مع قانون الطلب حيث أن زيادة أسعار السلع الزيوت البديلة وأسعار المسلي الصناعي يقلل من الطلب عليهما وبالتالي يزيد من الطلب على السلع البديلة كزيت عباد الشمس وزيادة استهلاكه

4- وجود علاقة طردية بين متوسط الاستهلاك الفردي السنوي من زيت عباد الشمس بالكجم والانتاج من زيت عباد الشمس (X_5) والواردات من زيت عباد الشمس (X_6) حيث أن زيادة الانتاج والواردات من زيت عباد الشمس بمقدار 1% يؤدي إلي زيادة كمية الاستهلاك منه بمقدار 0.065 ، و 0.0002 ألف طن على الترتيب وقد يرجع ذلك إلى أن زيادة الإنتاج والواردات يعنى توفر كميات أكبر للإستهلاك وبالتالي يزيدا نصيب الفرد السنوي من الإستهلاك.

5- وجود علاقة عكسية غير معنوية إحصائيا بين متوسط الاستهلاك الفردي السنوي من زيت عباد الشمس بالكجم وعدد السكان (X_7)، حيث أن زيادة عدد السكان بمقدار 1% يؤدي إلى انخفاض كمية إستهلاك زيت عباد الشمس بمقدار0.122، كجم على الترتيب وقد يرجع ذلك إلى أن زيادة عدد السكان يؤدى إلى انخفاض نصيب الفرد من الإستهلاك.

ثانيا: التقييم الإحصائي للنموذج المقدر:

1- ثبتت المعنوية الإحصائية **t-Statistic** لاختبار معنوية معاملات الإنحدار كل من المتغيرات التالية (الدخل الفرد السنوي، سعر زيت عباد الشمس، سعر الزيوت البديلة، سعر المسلي الصناعي، والانتاج من زيت عباد الشمس)

2- لم تثبت المعنوية الإحصائية **t-Statistic** لإختبار معنوية معاملات الانحدار لكل من المتغيرات التالية (الواردات من زيت عباد الشمس، وعدد السكان) .

3- تشير قيمة معامل التحديد المعدل أن 84.65% من التغير في استهلاك الفرد السنوي من زيت عباد الشمس تعزى إلى مجموعة المتغيرات التفسيرية بالنموذج، 14.35% يعود لمتغيرات أخرى غير مقيسة بالنموذج، وبلغت قيمة **F-statistic** 16.75 وهي ذات دلالة إحصائية عند درجة ثقة 100% مما يعنى المعنوية الإحصائية للنموذج المقدر.

ثانياً: التقييم الاقتصادي القياسي للنموذج المقدر:

إذا تم الرجوع إلى قيمة احصائية بالجدول **Durbin-Watson** لوحظ de=0.637،du=2.14 والقيمة المحسوبة 1.89 وهى تقع بين الحد الأعلى والحد الأدنى مما يعنى عدم وجود ارتباط ذاتي في سلسلة البواقي وهذا يعنى عدم وجود مشاكل قياسية في النموذج المقدر

نتائج تقدير النموذج الثاني دالة الاستهلاك الفردي (الطلب) لزيت الذرة

[1] اختبارات صلاحية النموذج:

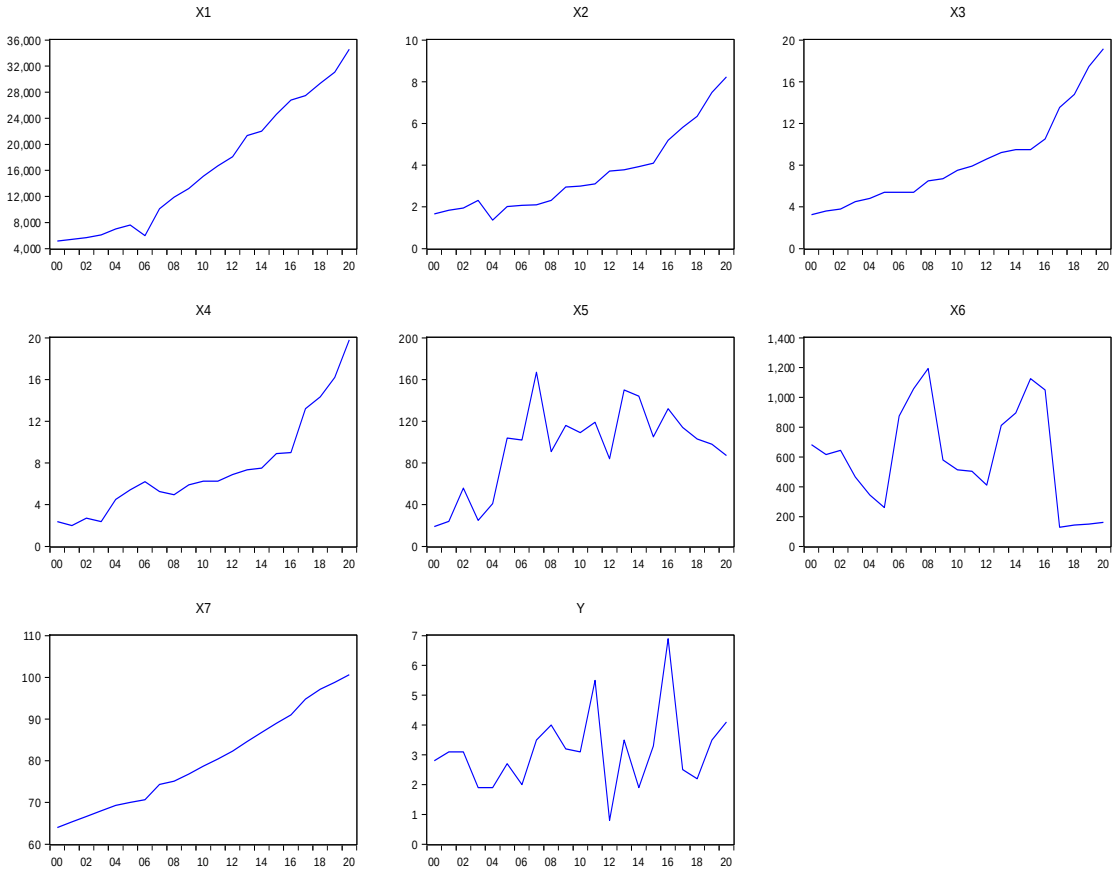
1-الكشف عل استقرار السلاسل لمتغيرات الدراسة:

الخطوات المقترحة للكشف عن سكون السلسلتين:

يمكن اختبار وفحص الخصائص الإحصائية للمتغيرات محل الدراسة باستخدام طرق عديدة منها:

- الرسوم البيانية
- اختبارات جذر الوحدة (Unit Root Tests)

الخطوة الاولى: التوقيع البياني للسلاسل:



ويتضح من الأشكال البيانية السابقة ان معظم السلاسل الزمنية المزمع استخدامها في القياس تعاني من مشكلة جذر الوحدة أي عدم سكون السلاسل، وبالتالي يصعب الاعتماد على السلاسل السابقة في الحصول علي قياسات دقيقة، بل يصعب في ظل مشكلة جذر الوحدة الاعتماد علي طرق تحليل الانحدار التقليدية كطريقة المربعات الصغرى العادية. ولذا فقد تم اختبار جذر الوحدة بطريقتي ديكي فولر(ADF)

الخطوة الثانية : اختبار جذور الوحدة:

والسؤال الآن هو: كيف يمكن تحديد ما إذا كان متغير ما ساكناً من خلال المستوى أو بعد أخذ الفرق الأول؟ للإجابة على هذا السؤال، اقترح Granger (1987) وEngle استخدام اختبار ديكي- فولر المطور (المركب) (Augmented Dickey-Fuller Test)، واختصارا (ADF): وفروض هذا الاختبار هي:

H_o: (عدم سكون المتغير Y = يحتوي جذر الوحدة)

H_1: (سكون المتغير Y في مستواه = متكامل من الدرجة صفر)

ويتم رفض فرضية العدم إذا كانت قيمة "t" المحسوبة أكبر من قيمة "t" المجدولة أو الحرجة (وذلك في قيمتها المطلقة) والتي اقترحها ماكنون (Mackinnon 1991).

جدول (5): نتائج اختبارات جذور الوحدة للمتغيرات

Augmented Dickey-Fuller test statistic (ADF)

Variables	t-Statistic	Prob
Y	2.134	.09260
X_1	0.808	0.9995
X_2	-3.42	1.000
X_3	-2.181	1.000
X_4	-0.74	0.9999
X_5	-2.96	0.098
X_6	-3.15	0.4200
X_7	2.44	0.9996

ويوضح الجدول (1) نتائج اختبارات جذور الوحدة للمتغيرات محل الدراسة أن السلاسل الزمنية لجميع المتغيرات محل الدراسة غير ساكنة في جميع مستوياتها، حيث أن جميع القيم المقدرة لقيم (t) باستخدام اختبار ADF أقل من القيم المجدولة (الحرجة) في قيمتها المطلقة، مما يعني أنها غير معنوية إحصائياً. بمعنى آخر أنه بناء على النتائج الإحصائية بالجدول السابق، فإنه تم قبول فرضية العدم القائلة بعدم سكون المتغيرات موضع الدراسة في مستوياتها. أي أن المتغيرات تعاني من مشكلة جذر الوحدة

2-تحليل التكامل المشترك:

يعرف التكامل المشترك بأنه تصاحب بين سلسلتين أو أكثر بحيث تؤدى التقلبات في أحدهما لإلغاء التقلبات في الأخرى بطريقة تجعل هذه النسبة بين قيمتها ثابتة عبر الزمن، ولعل هذا يعنى أن السلاسل الزمنية قد تكون غير مستقرة إذا ما أخذت كل على حدة ولكنها تكون مستقرة مجموعة، وأساس طريقة التكامل المشترك، كما سبق الإشارة إلى ذلك، تقوم على أن متغيرين غير ساكنين يمكن أن يتكاملا تكاملاً مشتركاً (لهما علاقة توازنية في المدى الطويل)، وكما أشار Engle & Granger (1987) فإنه حتى وإن لم تكن السلاسل الزمنية (منفردة) ساكنة، فإن التركيبات الخطية لها يمكن أن تكون ساكنة وذلك بسبب أن قوى التوازن تميل إلى الاحتفاظ بهذه السلاسل الزمنية معاً في المدى الطويل وعندما يحدث ذلك، فإن المتغيرات يمكن أن تعتبر متكاملة تكاملاً مشتركاً.

وقد اقترح Engel & Granger (1987) اختباراً للتكامل من خطوتين. وطبقاً لهذا الاختبار يتم أولاً تقدير معادلة التكامل المشترك بين السلاسل الزمنية للنموذج المقدر واقترح Granger (1987) وEngle استخدام اختبار ديكي- فولر المطور (المركب) (Augmented Dickey-Fuller Test) ، واختصارا (ADF). كما يمكن أيضاً استخدام اختبار فيليبس- بيرون (Phillips-Perron Test) واختصارا (p-p).

وفي خطوة أخرى، يتم بعد ذلك فحص والتأكد من استقرار البواقي (Residuals) فإذا كانت البواقي ساكنة، فإن هذا يعني وجود تكامل مشترك بين المتغيرات وأن بينهما علاقة توازنية في الأجل الطويل. ويتم قبول الفرضية الصفرية القائلة بعدم سكون البواقي في المستوى إذا كانت قيمة (t) المحسوبة أصغر من قيمة (t) الحرجة. أما في حالة رفض الفرضية الصفرية، فإن هذا يعني سكون البواقي وبالتالي وجود تكامل مشترك وعلاقة مستقرة بين الأجل الطويل بينالمتغيرات

جدول (6): نتائج اختبارات جذر الوحدة البواقي معادلة التكامل.

ADF			**P-P**		
Method	Statistic	Prob.**	**Method**	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	11.5881	0.4793	**PP - Fisher Chi-square**	4.23242	0.9789
ADF - Choi Z-stat	3.05366	0.9989	**PP - Choi Z-stat**	3.44137	0.9997
ADF			**P-P**		
2^{st}. Differences			1^{st}. Differences		
Method	Statistic	Prob.**	**Method**	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	30.5799	0.0000	**PP - Fisher Chi-square**	8.71265	0.0128
ADF - Choi Z-stat	-4.1432	0.0000	**PP - Choi Z-stat**	-2.2314	0.0128

ويتضح من خلال الجدول (6) رفض فرضية العدم وذلك بعد مقارنة قيم (t) المحسوبة مع قيم (t) المجدولة (الحرجة) طبقاً لـ(Mackinnon 1991)، مما يعني سكون بواقي معادلة التكامل المشترك بين المتغيرات وهذا يشير إلى وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج (هناك علاقة طويلة الأجل بينهما).

4- طرق استقرار السلاسل:

- الطريقة الأولى : **طريقة احتساب الفروق Augmented Dickey-Fuller test statistic (ADF)**

جدول رقم (7) الفروق Augmented Dickey-Fuller test statistic (ADF)

Variables	Differences	t-Statistic	Prob
Y	1st.Differences	-5.414	0.0004
X_1	1st.Differences	-3.89	0.0088
X_2	2st.Differences	-5.87	0.0000
X_3	2st.Differences	-4.49	0.0000
X_4	2st.Differences	-5.01	0.0005
X_5	1st.Differences	-4.96	0.000
X_6	2st.Differences	-3.14	0.0088
X_7	2st.Differences	-3.83	0.004

يتضح من نتائج الجدول رقم (7) أن المتغيرات التي تعاني من مشكلة جذر الوحدة قد تباينت من ناحية درجة السكون فقد سكنت متغيرات Y,X_1,X_5 عند الفرق الأول، بينما سكنت متغيرات X_2,X_3,X_4,X_6,X_7 عند الفرق الثاني، أي أنه عند احتساب الفروق الأولى والثانية لهذه المتغيرات نجد أنها تصبح معنوية، مما يعني إمكانية رفض فرضية العدم المتمثلة في عدم سكون المتغيرات في مستوياتها واحتوائها على جذر الوحدة. وباختصار أنها أصبحت مستقرة.

- **الطريقة الثانية: تحويل قيم السلاسل الاصلية إلى قيم لوغاريتمية**

[2] نتائج تقدير العلاقة السببية: لنموذج دالة الاستهلاك الفردي لزيت الذرة

بعد إجراء اختبار جذر الوحدة لمتغيرات الدراسة وأخذ الفروق لسكون السلاسل وتحويل المتغيرات إلى الصورة اللوغاريتمية، تم تقدير النموذج بواسطة طريقة المربعات الصغرى العادية وبإجراء تحليل الانحدار لمعادلة يتم الحصول على النتائج التالية بالجدول رقم (8)

جدول (8) نتائج تقدير نموذج الاستهلاك الفردي من زيت الذرة

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Sample: 2000 2020
Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	32.22442	17.70913	1.8197	0.0919
X1	0.000499	0.00012	4.1583	0.000
X2	-0.077276	0.0068874	-11.22	0.000
X3	0.825477	0.049121	16.805	0.000
X4	0.046275	0.0400063	1.1567	0.9097
X5	0.016756	0.001663	10.076	0.000
X6	0.001167	0.000197	5.9239	0.000
X7	-0.526802	0.298059	-1.7674	0.1006

R-squared	0.435510	Mean dependent var	3.119048
Adjusted R-squared	0.131553	S.D. dependent var	1.318567
S.E. of regression	1.228779	Akaike info criterion	3.532251
Sum squared resid	19.62867	Schwarz criterion	3.930164
Log likelihood	-29.08863	Hannan-Quinn criter.	3.618608
F-statistic	1.432803	Durbin-Watson stat	1.980821
Prob(F-statistic)	0.272938		

أولا: التقييم الاقتصادي للنموذج المقدر:

أوضحت النتائج الواردة بالجدول رقم (8) ما يلى:

1- وجود علاقة طردية معنوية إحصائيا عند مستوى دلالة 0.01 بين متوسط الاستهلاك الفردي السنوي من زيت الذرة بالكجم ودخل الفرد السنوي (X_1) حيث أن زيادة الدحل بمقدار 1% يؤدي إلي زيادة كمية إستهلاك زيت الذرة بمقدار 0.000499 كجم وهذا يتفق مع قانون الطلب الذي ينص على وجود علاقة طردية بين الدخل والكمية المستهلكة

2- وجود علاقة عكسية معنوية إحصائيا عند مستوى دلالة 0.01 بين متوسط الاستهلاك الفردي السنوي من زيت الذرة بالكجم وسعر التجزئة لزيت الذرة (X_2)، حيث أن زيادة عدد زيادة سعر زيت الذرة بمقدار 1 % يؤدي إلي انخفاض كمية إستهلاك زيت الذرة بمقدار 0.0772 كجم وهذا يتفق مع قانون الطلب الذى يؤكد على العلاقة العكسية بين الكمية المطلوبة من السلعة وسعرها

3- وجود علاقة طردية بين متوسط الاستهلاك الفردي السنوي من زيت الذرة بالكجم وسعر الزيوت البديلة (X_3) وسعر المسلي الصناعي (X_4) وهى علاقة معنوية احصائيا عند مستوى دلالة 0.01 حيث أن زيادة سعر الزيوت البديلة وسعر المسلي الصناعي بمقدار 1 % يؤدي إلي زيادة كمية إستهلاك زيت الذرة بمقدار 0.825 ، و 0.0046 ألف طن على الترتيب، وهذا يتفق مع قانون الطلب حيث أن زيادة أسعار الزيوت البديلة وأسعار المسلي الصناعي يقلل من الطلب عليهما وبالتالي يزداد من الطلب على السلع البديلة كزيت الذرة وزيادة استهلاكه

4- وجود علاقة طردية بين متوسط الاستهلاك الفردي السنوي من زيت الذرة بالكجم والانتاج من زيت الذرة (X_5) والواردات من زيت الذرة (X_6) حيث أن زيادة الانتاج والواردات من زيت الذرة بمقدار 1 % يؤدي إلي زيادة كمية الإستهلاك منه بمقدار 0.0167 ، و 0.00116 ألف طن على الترتيب وقد يرجع ذلك إلى أن زيادة الإنتاج والواردات يعنى توفر كميات أكبر للإستهلاك وبالتالي يزداد نصيب الفرد السنوي من الإستهلاك

5-وجود علاقة عكسية غير معنوية إحصائيا بين متوسط الاستهلاك الفردي السنوي من زيت الذرة بالكجم وعدد السكان (X_7)، حيث أن زيادة عدد السكان بمقدار 1% يؤدي إلي انخفاض كمية إستهلاك زيت الذرة بمقدار 0.526 ، كجم وقد يرجع ذلك إلى أن زيادة عدد السكان يؤدى إلى انخفاض نصيب الفرد من الإستهلاك

ثانياً: التقييم الإحصائي للنموذج المقدر:

1-ثبتت المعنوية الإحصائية **t-Statistic** لاختبار معنوية معاملات الانحدار كل من المتغيرات التالية (الدخل الفرد السنوي، سعر زيت الذرة، سعر الزيوت البديلة، سعر المسلي الصناعي، والانتاج من زيت الذرة)

2- لم تثبت المعنوية الإحصائية **t-Statistic** لإختبار معنوية معاملات الانحدار لكل من المتغيرات التالية (الواردات من زيت الذرة ، وعدد السكان)

3- تشير قيمة معامل التحديد المعدل إلى أن 13.15% من التغير في استهلاك الفرد السنوي من زيت الذرة تعزى إلى مجموعة المتغيرات التفسيرية بالنموذج، 86.85% يعود لمتغيرات أخرى غير مقيسة بالنموذج، وبلغت قيمة **F-statistic** 1.432 وهي غير دالة إحصائية مما يعنى عدم المعنوية الإحصائية للنموذج المقدر.

ثانيا: التقييم الإقتصادى القياسى للنموذج المقدر:

إذا تم الرجوع إلى قيمة احصائية بالجدول **Durbin-Watson** لوحظ du=2.14 ، de=0.637 والقيمة المحسوبة 1.98 وهى تقع بين الحد الأعلى والحد الأدنى مما يعنى عدم وجود ارتباط ذاتي في سلسلة البواقي وهذا يعنى عدم وجود مشاكل قياسية في النموذج المقدر

التوصيات:

1- تحقيق زيادة مستمرة في مستوى الدخول الفردية في كل من الريف والحضر لتحسين المستوى المعيشي بصفة عامة والمستوى الغذائي بصفة خاصة.
2- زيادة مساحات محاصيل البذور الزيتية التقليدية.
3- زيادة الإنتاجية من خلال استنباط سلالات جديدة عالية الجودة.
4- العمل على زيادة طاقات الانتاجية لمصانع الزيوت.
5- تغيير النمط الغذائي المصري الذي يعتمد على الزيوت كمصدر أساسي بالوجبات المصرية.
6- وضع واتباع بعض السياسات وخاصة سياسة تسعير مناسبة تحد من استهلاك أحد أنواع الزيوت النباتية أو تزيد من الكميات المستهلكة من نوع أخر، وذلك حسب الكميات والأنواع المتاحة محلياً

المراجع

1. ثريا صادق فريد (دكتور): دراسة اقتصادية للزيوت النباتية الغذائية في مصر، المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي، المجلد (14)، العدد (2)، يونيو 2004
2. السيد عبد المطلب عبد العال، ورقة عمل حول مستقبل الفجوة الزيتية وسياسة الإنتاج والتصنيع والتسويق مع التركيز علي نبات الزيتون والكانولا، ندرة المحاصيل الزيتية في مصر المؤشرات والمحددات، المؤتمر) 39 (معهد الدراسات والبحوث الإحصائية، جامعة القاهرة، ديسمبر 2004
3. سامي عطية محمد، آفاق المحاصيل الزيتية ومحدداتها لجمهورية مصر العربية، المؤتمر العربي الخامس لصناعة الزيوت والدهون الغذائية، القاهرة، 13-16 مارس 2004
4. جمال حسن شديد: دراسة اقتصادية للزيوت الغذائية في مصر، دبلوم معهد التخطيط القومي، مركز التخطيط الزراعي، معهد التخطيط القومي ،2002
5. على لطفى، دراسات في الاقتصاد الرياضي والقياسي، كلية التجارة، جامعة عين شمس، دار المعارف، مصر، 1973
6. محمد كامل ريحان، محاصرات لطلبة الدراسات العليا في مقرر الاقتصاد القياسي، قسم الاقتصاد الزراع، كلية الزراعة، جامعة عين شمس
7. عبد القادر محمد عبد القادر، طرق قياس العلاقات الاقتصادية مع تطبيقات على الحاسب الآلي، قسم الاقتصاد، كلية التجارة، جامعة الإسكندرية، دار الجامعات المصرية، 1990
8. Beaulieu, J. J., & Miron, J. A. (1993). Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S. Data. *Journal of Econometrics, 55*, 305–328
9. Bisaglia, L., & Gerolimetto, M. (2014). Testing for (non) Linearity in Economic Time Series: a Monte Carlo Comparison. *Department of Statistical Sciences, University of Padua, Working Paper Series, 3*, 1-24.
10. Darné, O., & Diebolt, C. (2002). A Note on Seasonal Unit Root Tests. *Quality and Quantity, 36*(3), 305-.013
11. Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger , C. J., & Yoo, B. S. (1990). Seasonal Integration and Cointegration. *Journal of Econometrics, 44*, 215–238
12. Islam, S. M., & Watanapalachaikul, S. (2012). *Empirical Finance: Modelling and Analysis of Emerging Financial and Stock Markets.* Berlin: Springer Science & Business Media

Statistical analysis to estimate the demand function for oils

Prof. Dr. Moawad Al-Falah

Aya Mahmoud Amin Bahjat El- Msallamy

Abstract:

The research aims: estimating the individual consumption function (demand) for sunflower oil, and estimating the individual consumption function (demand) for corn oil. The study was based on published and unpublished secondary data issued by many official agencies such as the Central Agency for Public Mobilization and Statistics and its website www. capmas.gov.eg, the Ministry of Agriculture and Land Reclamation and its affiliated bodies such as the Economic Affairs Sector and the Central Administration of Agricultural Economy, as well as from and the World Bank website www.databank.worldbank.org, in addition to the use of data contained in many studies, research and messages related to the subject of the study

The study relies on two models, the first model: the individual consumption function (demand) for sunflower oil and included the average annual per capita consumption of sunflower oil as a dependent variable and each of (the annual per capita income, the price of sunflower oil, the average prices of alternative oils, the average price of industrial amusement, Production of sunflower oil, imports of oil), the second model: the function of individual consumption (demand) for soybean oil and included the average annual per capita consumption of corn oil as a dependent variable and each of (individual annual income, corn oil price, average prices of alternative oils, average The price of industrial margarine, production of corn oil, imports of oil)

The most important findings of the research: Regarding the first model, the individual consumption (demand) of sunflower oil shows that there is a positive direct relationship between the average annual individual

consumption of sunflower oil in kilograms and between (annual per capita income, the price of alternative oils, the price of industrial margarine and the production of sunflower oil). The sun and imports of oil), while it is found that there is an inverse relationship with (the retail price of sunflower oil and the number of the population), as the results show for the second model the individual consumption (demand) for corn oil. Corn oil in kilograms and between (annual per capita income, the price of alternative oils, the price of industrial margarine, production of corn oil and imports of oil), while it is found that there is an inverse relationship with each of (the retail price of corn oil and the population).

الملاحق

بيانات نموذج زيت الذرة

السنوات	متوسط استهلاك الفرد ذرة	الدخل الفردي (جنيه/سنة)	سعر زيت عباد	سعر الزيوت البديلة	من المسلي الصناعي جنيه	الإنتاج ذرة	واردات الزيوت النباتية بالألف طن	عدد السكان
2000	2.8	5150.00	1.66	3.25	2.38	19	682.30	63.98
2001	3.1	5400.00	1.84	3.60	1.99	24	616.41	65.34
2002	3.1	5700.00	1.95	3.80	2.71	56	645.26	66.67
2003	1.9	6100.00	2.31	4.50	2.38	25	465.96	67.98
2004	1.9	7000.00	1.36	4.80	4.51	41	344.80	69.33
2005	2.7	7600.00	2.01	5.40	5.43	104	261.02	70.00
2006	2	6000.00	2.07	5.40	6.21	102	873.99	70.65
2007	3.5	10100.0	2.10	5.40	5.26	167	1057.52	74.36
2008	4	11900.0	2.31	6.50	4.96	91	1193.54	75.10
2009	3.2	13200.0	2.95	6.70	5.89	116	580.19	76.82
2010	3.1	15100.0	3.00	7.50	6.26	109	514.19	78.73
2011	5.5	16699.0	3.10	7.90	6.26	119	504.24	80.41
2012	0.8	18093.0	3.72	8.60	6.89	84	411.46	82.31
2013	3.5	21326.0	3.78	9.20	7.34	150	811.93	84.63
2014	1.9	22012.0	3.93	9.50	7.50	144	896.80	86.81
2015	3.3	24581.0	4.10	9.50	8.90	105	1125.4	88.96
2016	6.9	26789.0	5.19	10.5	9.00	132	1050.5	91.02
2017	2.5	27461.0	5.81	13.54	13.21	114	128.21	94.80
2018	2.2	29365.0	6.34	14.78	14.33	103	142.50	97.15
2019	3.5	31045.0	7.49	17.45	16.20	98	150.24	98.80
2020	4.1	34564.0	8.23	19.17	19.80	87	161.28	100.62

بيانات نموذج زيت عباد الشمس

السنوات	متوسط استهلاك الفرد ذرة	الدخل الفردي (جنيه/سنة)	سعر زيت عباد	سعر الزيوت البديلة	سعر السمن المسلي الصناعي جنيه	الإنتاج ذرة	واردات الزيوت النباتية بالألف طن	عدد السكان
2000	2.70	5150	1.53	3.25	2.38	7.00	682.30	63.98
2001	3.10	5400	1.69	3.60	1.99	14.00	616.41	65.34
2002	2.00	5700	1.79	3.80	2.71	15.00	645.26	66.67
2003	1.10	6100	2.12	4.50	2.38	12.00	465.96	67.98
2004	0.60	7000	1.25	4.80	4.51	18.00	344.80	69.33
2005	1.90	7600	1.85	5.40	5.43	10.00	261.02	70.00
2006	1.80	6000	1.90	5.40	6.21	12.00	873.99	70.65
2007	1.80	10100	1.93	5.40	5.26	14.00	1057.52	74.36
2008	1.80	11900	2.12	6.50	4.96	9.00	1193.54	75.10
2009	2.20	13200	2.71	6.70	5.89	12.00	580.19	76.82
2010	1.50	15100	2.75	7.50	6.26	11.00	514.19	78.73
2011	3.20	16699	2.85	7.90	6.26	8.00	504.24	80.41
2012	3.10	18093	3.42	8.60	6.89	20.00	411.46	82.31
2013	5.50	21326	3.47	9.20	7.34	30.00	811.93	84.63
2014	5.70	22012	3.61	9.50	7.50	34.00	896.80	86.81
2015	5.80	24581	3.76	9.50	8.90	36.00	1125.40	88.96
2016	6.00	26789	4.77	10.50	9.00	35.00	1050.50	91.02
2017	6.21	27461	5.33	12.42	13.21	33.21	128.21	94.80
2018	5.22	29365	5.82	13.56	14.33	21.55	142.50	97.15
2019	6.20	31045	6.87	16.01	16.20	37.22	150.24	98.80
2020	6.01	34564	7.55	17.59	19.80	36.42	161.28	100.62