

مجلة الاقتصاد الزراعي والعلوم الزراعية

موقع المجلة: www.jaess.mans.edu.egمتاح على: www.jaess.journals.ekb.eg

الأثار الاقتصادية لسياسات الإصلاح المالية والنقدية علي القطاع الزراعي المصري استخدام نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL)

محمد خليل محمد شطا*، محمد خيرى العشري، أحمد أحمد عباس الشاعر و محمد التابعى البغدادي

قسم الاقتصاد والإرشاد والمجتمع الريفي، كلية الزراعة، جامعة قناة السويس

الملخص

استهدفت الدراسة التعرف على الأثار الاقتصادية لسياسات الإصلاح المالية والنقدية علي القطاع الزراعي المصري وذلك من خلال دراسة الأهداف التالية: قياس أثر التخفيض التدريجي لدعم الطاقة علي القطاع الزراعي المصري و تحليل أثر تخفيض الدعم علي مستلزمات الإنتاج الزراعي و قياس أثر تحرير سعر العملة علي تطور الصادرات والواردات الزراعية المصرية و قياس أثر المؤشرات الاقتصادية للسياسات المالية والنقدية علي القطاع الزراعي المصري والناتج المحلي الاجمالي في مصر واعتمدت الدراسة علي أساليب التحليل الوصفي والكمي باستخدام اساليب التحليل القياسي , وحيث تم استخدام نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL) (Autoregressive Distributed Lag). اظهرت نتائج الدراسة وجود علاقة طردية معنوية بين الناتج المحلي الاجمالي و تحرير سعر صرف الجنيه المصري و الاستثمار الاجنبي المباشر في مصر و الانفتاح الاقتصادي وزيادة اسعار الاسمدة الازوتية ووجود علاقة عكسية بين الناتج المحلي الاجمالي نسبة البطالة . ووجود علاقة طردية معنوية بين الناتج الزراعي الاجمالي و تحرير سعر صرف الجنيه المصري و الاستثمار الاجنبي المباشر في مصر و الانفتاح الاقتصادي ووجود علاقة عكسية بين الناتج الزراعي الاجمالي ونسبة البطالة .

الكلمات الدالة: سياسات الإصلاح المالية، سياسات الإصلاح النقدية، نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع، التكامل المشترك

الطريقة البحثية

تعتمد الدراسة علي أساليب التحليل الوصفي والكمي باستخدام نماذج التحليل القياسي , واستخدام بعض الأدوات والمؤشرات الاقتصادية في الدراسة , كما تم استخدام نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL) (Autoregressive Distributed Lag) حيث قام كل من Pesaran (1997) ، Shinand and Sun (1998) ، Pesaran et Al (2001) بتطوير منهجية (ARDL) وأصبح شائع الاستخدام في السنوات الأخيرة حيث لا يستلزم في هذا الاختبار أن تكون السلاسل الزمنية قيد الدراسة من نفس الرتبة أي ساكنة في نفس الدرجة سواء في المستوى أو الفروق الأولى أو خليط بينهما ولكن بشرط أن لا تكون السلاسل الزمنية ساكنة في الفروق الثانية⁽¹⁾. يهدف هذا الفصل الي اجراء التحليلات القياسية علي القيم الحقيقية للمتغيرات التي تم جمعها خلال الفترة من (1980 - 2017) وذلك بعد استبعاد الأثار التضخمية من قيم المتغيرات ويكون هذا الفصل من عدة نماذج قياسية باستخدام نماذج (ARDL) باستخدام البرنامج الاحصائي Eviews 10.

وحيث يمتلك نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL) عدة خصائص تميزه عن باقي النماذج وهي كالتالي⁽ⁱⁱ⁾:

1. لا يحتاج تطبيق اختبار (ARDL) علي أن تكون السلاسل الزمنية المدروسة ساكنة في نفس الرتبة، علاوة علي إمكانية تقدير الأجل القصير والأجل الطويل في نفس الوقت في معادلة واحدة.
2. يتميز اختبار (ARDL) بإمكانية السماح للمتغيرات التفسيرية في النموذج بفترة تباطؤ زمني مختلفة وهذا لا يحصل في باقي النماذج القياسية الأخرى.
3. يمتاز اختبار (ARDL) بإمكانية تطبيقه في حال حجم العينة المدروسة صغيرة، كما يساعد علي منع حدوث الارتباط الذاتي نتيجة المقدرات الناتجة من هذا الاختبار تكون كفاءة وغير متحيزة.
4. يتصف بالبساطة في تقدير التكامل المشترك للسلاسل الزمنية المدروسة بواسطة طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) بعد تحديد الحد الأمثل لمدد التباطؤ الزمني يظهر نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL) خليط من نموذجين , الإبطاء الموزع - model Lag-Distributed والانحدار الذاتي (Autoregressive model) عندما يكون هناك وجود حالة من التكيف في المتغير التابع y_t يتأثر بالتغيرات التي تحدث في المتغير التفسيري X_t ويقوم متباطئة لمدد زمنية سابقة (x_{t-1}) , أي تأثير المتغير التفسيري لا يكون للمدة الزمنية الحالية فقط (t) وإنما خلال مدد زمنية متعددة سابقة $(t-1)$ ، وبأخذ نموذج (ARDL) المعادلة التالية:

$$y_t = \beta + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + u_t \dots \dots \dots (1)$$

$$y_t = \lambda_1 y_{t-1} + \lambda_2 y_{t-2} + \dots + \lambda_p y_{t-p} + u_t \dots \dots (2)$$

المقدمة

شهدت مصر العديد من التطورات والازمات خلال العقود الأخيرة منها السياسية والاقتصادية والمالية مما كان له بالغ الأثر في تدني مستوى المعيشة وضعف الإنتاج وتدني الانتاجية ونقشي البطالة وانخفاض القيمة الحقيقية للعملة مقابل العملات الأخرى والعجز المزمع في الميزان التجاري مما انعكس سلباً علي أداء القطاعات الاقتصادية المكونة للمقتصد المصري , ويعتبر القطاع الزراعي المصري وعلي مدار التاريخ أحد الركائز الأساسية في توليد الدخل القومي والناتج المحلي وتشغيل العمالة وكذلك أحد أهم القطاعات التي تساهم في تحقيق النمو الاقتصادي ومع ذلك تواجه الزراعة المصرية العديد من التحديات التي تفرضها السياسات التي تنتهجها الدولة في ظل محدودية الموارد المائية وتزايد عدد السكان وتحديات الامتداد العمراني على الاراضي الزراعية ويمكن القول بان السياسة المالية والنقدية تشكلان بتكاملهما وتحقيق التناسق بين أدواتهما منظومة للاستقرار الاقتصادي، وفي الوقت الذي يتحقق فيه هذا الاستقرار الاقتصادي في المجتمع فان ذلك يمثل دعماً ذاتياً لمسيرة هذه السياسات في سبيل تحقيق أهداف التنمية ، رفعاً لمستوى المعيشة في كل المجالات وتدعياً لقوة الاقتصاد القومي في إطار التحديات الكبيرة التي يواجهها داخلياً وخارجياً وايضاً في ظل التحديات التي يواجهها المزارع في حال عدم تكامل هذه السياسات خاصة مع تحرير سعر صرف الجنيه المصري وتخفيض دعم الطاقة ومستلزمات الإنتاج الزراعي المختلفة .

أهداف الدراسة :

تستهدف هذه الدراسة التعرف علي الأثار الاقتصادية لسياسات الإصلاح المالية والنقدية علي القطاع الزراعي المصري وذلك من خلال دراسة الأهداف التالية:

- 1- قياس أثر التخفيض التدريجي لدعم الطاقة علي القطاع الزراعي المصري .
- 2- تحليل أثر تخفيض الدعم علي مستلزمات الإنتاج الزراعي .
- 3- رؤية مستقبلية لرفع كفاءة القطاع الزراعي في مصر علي ضوء السياسات المالية والنقدية المتبعة.

مصادر البيانات:

تعتمد الدراسة علي البيانات الثانوية المنشورة وغير المنشورة والتي يتم جمعها من الجهات الرسمية وذات العلاقة وهي الجهاز المركزي للمحاسبة ووزارة التخطيط والجهاز المركز للتعبئة العامة والاحصاء و مجلس الوزراء و وزارة المالية , البنك الدولي و البنك المركزي المصري و منظمة الأغذية والزراعة التابعة للأمم المتحدة (FAO) وصندوق النقد الدولي وشبكات الاتصال والمعلومات وكذلك عدد من الأبحاث والدراسات ذات الصلة وقد تم تجميع البيانات المختلفة بنموذج الدراسة خلال الفترة الزمنية (1980 – 2017)

جدول 2. نتائج تقدير نموذج *ARDL* لدراسة اثر السياسات المالية والنقدية على الناتج المحلي الاجمالي في مصر خلال الفترة (1980 – 2017).

المتغيرات	Variable	T قيمة	المعامل	Prob.* مغنوية المعامل
	LY1(-1)	1.306675	0.287201	0.2614
	LX1	3.181789	0.531872	0.0335
	LX1(-1)	0.913093	0.286814	0.4129
سعر صرف الجنيه	LX1(-2)	-1.955530	-0.508409	0.1222
	LX1(-3)	0.184252	0.037637	0.8628
	LX1(-4)	0.994858	0.172593	0.3761
	X3	-0.717008	-0.022096	0.5130
معدل البطالة	X3(-1)	-3.181952	-0.108309	0.0335
	X3(-2)	0.950324	0.032740	0.3958
	X5	-1.903815	-0.018840	0.1297
	X5(-1)	-1.524981	-0.018112	0.2020
الانفتاح الاقتصادي	X5(-2)	0.495850	0.003442	0.6460
	X5(-3)	2.742281	0.022073	0.0518
	LX6	2.200467	0.349923	0.0926
	LX6(-1)	-2.699395	-0.532508	0.0541
	LX6(-2)	0.449669	0.063601	0.6762
سعر الازوت	LX6(-3)	1.310605	0.321717	0.2602
	LX6(-4)	-0.722316	-0.125106	0.5101
	LX8	2.140662	0.071032	0.0990
	LX8(-1)	1.263480	0.040685	0.2750
الاستثمار الاجنبي	LX8(-2)	1.495736	0.047314	0.2091
	LX8(-3)	-1.516848	-0.073797	0.2039
	LX8(-4)	3.398535	0.225891	0.0273
	C	4.415221	1.559949	0.0116
Adjusted R-squared	Akaike info criterion	-3.187221	0.966660	
Log likelihood	Prob(F-statistic)	0000000	0.055203	
F-statistic	Durbin-Watson stat	2.116709	68.62109	

المصدر: حسب بواسطة الباحث باستخدام البرنامج الاحصائي *Eviews 10* (ARDL(1, 4, 2, 3, 4, 4) نموذج يعطي اقل قيمة لمعيار AIC) (*).

تشير نتائج نتائج الجدول (3) الي خلو النموذج من مشكلة عدم التجانس , حيث يتضح من الجدول السابق ان قيمة Prob. Chi-Square الخاصة بهذا الاختبار كانت قد بلغت 0.3697 وهي اكبر من (0.05) , وبذلك يمكن قبول الفرضية التي تشير الي خلو النموذج من مشكلة عدم التجانس في التباين .

جدول 3. اختبار التجانس للنموذج

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey (التباين)			
F-statistic	1.270859	Prob. F(23,4)	0.4545
Obs*R-squared	24.62953	Prob. Chi-Square	0.3697
Scaled explained SS	0.834191	Prob. Chi-Square(23)	1.0000

التوزيع الطبيعي للبيانات لنموذج الناتج المحلي الاجمالي .

للتأكد من مدي استقرار النموذج وثباته تم الاعتماد علي الاختبار البياني أو الاختبار الهندسي اختبار براون وأخرون (Brown , et . al , 1975) للبيانات والتي يعتمد علي رسم المجموع التراكمي للبيانات , حيث يتضح من الشكل البياني ان الاخطاء او البواقي لم تتجاوز فترة مستوي الثقة طيلة الفترة الزمنية التي اعتمدت عليها بيانات الدراسة وهذا يدل علي مدي استقرار النموذج وتشير البيانات الواردة بالرسم البياني ان القيمة الاحتمالية لاختبار جاركوا بيرا 3.4918 وهي اكبر من (0.05) وعليه لا يمكن رفض فرضية العدم التي تؤكد عدم احتواء البواقي مشكلة التوزيع الطبيعي أي انها موزعة توزيعاً طبيعياً .

للتكامل المشترك والانحدار الذاتي للإخطاء علي المدي الطويل للسياسات المالية والنقدية في مصر خلال الفترة 1980 – 2017.

نموذج المعادلة :

$$LY1 = C(1)*LY1(-1) + C(2)*LX1 + C(3)*LX1(-1) + C(4)*LX1(-2) + C(5)*LX1(-3) + C(6)*LX1(-4) - C(7)*X3 - C(8)*X3(-1) + C(9)*X3(-2) + C(10)*X5 + C(11)*X5(-1) + C(12)*X5(-2) + C(13)*X5(-3) + C(14)*LX6 + C(15)*LX6(-1) + C(16)*LX6(-2) + C(17)*LX6(-3) + C(18)*LX6(-4) + C(19)*LX8 + C(20)*LX8(-1) + C(21)*LX8(-2) + C(22)*LX8(-3) + C(23)*LX8(-4) + C(24)$$

$$y_t = \alpha + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + u_t \dots \dots (3)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^n a_{3i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=0}^n a_{4i} \Delta m_{t-i} + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \beta_3 m_{t-1} + \epsilon_t (4)$$

$$\Delta LY_t = a_0 + a_1 t + \sum_{i=1}^m a_{2i} \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=0}^n a_{3i} \Delta LX_{t-i} + a_4 LY_{t-1} + a_5 LX_{t-1} + u_{1t} (5)$$

$$\Delta LX_t = B_0 + B_1 t + \sum_{i=1}^m B_{2i} \Delta LX_{t-i} + \sum_{i=0}^n B_{3i} \Delta LY_{t-i} + B_4 LX_{t-1} + B_5 LY_{t-1} + u_{2t} (6)$$

متغيرات الدراسة :

جدول 1. يوضح متغيرات الدراسة وعناصر قياسها ورموزها .

المتغيرات	العناصر	الرمز	الوحدة
Independent variables وهي المتغيرات التي لها القدرة على التأثير في المتغير التابع من خلال طبيعة العلاقة بينهم	سعر صرف الجنيه / دولار	X1	جنيه / دولار
	عرض النقد	X2	مليار جنيه
	معدل البطالة	X3	%
	الانفاق العام	X4	مليار جنيه
	الانفتاح الاقتصادي	X5	%
	قيمة 100 وحدة ازوت	X6	جنيه
	قيمة الدولار / طن	X7	جنيه
	الاستثمار الاجنبي المباشر	X8	مليار جنيه
Dependent variables وهي المتغيرات المراد تفسير سلوكها	الناتج المحلي الإجمالي GDP	Y1	مليار جنيه
	الناتج الزراعي الإجمالي	Y2	مليار جنيه

أولاً : نتائج التقدير القياسي لنموذج الناتج المحلي الإجمالي :

$$ARDL(DEPLAGS=1) LY1 LX1 X3 X5 LX6 LX8$$

$$LY1 = C(1)*LY1(-1) + C(2)*LX1 + C(3)*LX1(-1) + C(4)*LX1(-2) + C(5)*LX1(-3) + C(6)*LX1(-4) - C(7)*X3 - C(8)*X3(-1) + C(9)*X3(-2) + C(10)*X5 + C(11)*X5(-1) + C(12)*X5(-2) + C(13)*X5(-3) + C(14)*LX6 + C(15)*LX6(-1) + C(16)*LX6(-2) + C(17)*LX6(-3) + C(18)*LX6(-4) + C(19)*LX8 + C(20)*LX8(-1) + C(21)*LX8(-2) + C(22)*LX8(-3) + C(23)*LX8(-4) + C(24)$$

يبين جدول (2) وجود علاقة طردية غير مغنوية بين الناتج المحلي الاجمالي (LY1) وسعر صرف الجنيه مقابل الدولار الأمريكي على المدي القصير (LX1(-1)) اي انه كلما انخفضت قيمة الجنيه المصري , كلما ارتفع قيمة الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي حيث بلغت المرونة (elasticity) حوالي (0.2868) عند فترة ابطاء واحدة وذات اشارة موجبه , وتغيرت الاشارة بعد فترتي ابطاء (LX1(-2)) ولكن بدون مغنوية .

كما توضح نتائج التحليل الاحصائي بالجدول (2) وجود علاقة عكسية ذات دلالة احصائية عند 5 % بين الناتج المحلي الاجمالي (LY1) ومعدل البطالة (X3) بفتره ابطاء واحدة (-1)X3 حيث بلغت المرونة (-0.108) ذات اشارة سالبة أي تعني وجود علاقة عكسية بين معدل البطالة و نمو الناتج المحلي الاجمالي في المدي القصير أي أنه كلما زاد نسبة البطالة انخفض قيمة الناتج المحلي الحقيقي وهذا ما يتفق والمنطق الاقتصادي .

كما توضح نتائج نفس الجدول وجود علاقة طردية ذات دلالة احصائية عند 10 % بين الناتج المحلي الاجمالي والانفتاح الاقتصادي على المدي القصير والذي بلغت مرونته (0.349) ذات اشارة موجبه أي تعني وجود علاقة طردية بين الانفتاح الاقتصادي و نمو الناتج المحلي الاجمالي في المدي القصير , حيث انه كلما زاد الانفتاح الاقتصادي بمقدار (0.349) زاد الناتج المحلي الاجمالي بنسبة 1% .

كما توضح نتائج نفس الجدول عدم وجود علاقة بين الناتج المحلي الاجمالي والاستثمار الاجنبي المباشر (LX8) وذلك على المدي القصير , في حين اتضح من نتائج نفس الجدول وجود علاقة طردية بعد اربع فترات ابطاء ذات دلالة احصائية عند مستوي مغنوية اقل من 5 % بين الناتج المحلي الاجمالي الاستثمار الاجنبي المباشر (LX8(-4)) على المدي القصير ذات اشارة موجبه والذي بلغت مرونته (0.225) أي تعني وجود علاقة طردية بين الاستثمار الاجنبي المباشر و نمو الناتج المحلي الاجمالي في المدي القصير , حيث انه كلما زاد الاستثمار الاجنبي المباشر بمقدار 1% زاد الناتج المحلي الاجمالي بمقدار (0.225) وحدة.

كما توضح نتائج الجدول (2) أن قيمة اختبار (Durbin-Watson) تساوي 2.1167 وبيل ذلك على عدم وجود مشكلة الارتباط التسلسلي بين البواقي. لذلك يمكن الاعتماد على هذه النتائج في الحكم على قبول أو رفض الفرضية , كما تشير نتائج معامل التحديد المصحح R2- والذي بلغت 0.96 مما يعني ان المتغيرات المستقلة (التفسيرية) (X1 , X3 , X5 , X6 , X8) استطاعت ان تفسر 96 % من التغيرات التي تحدث في الناتج المحلي الاجمالي والباقي (3.4%) يعزى الى عوامل اخرى .

كما توضح نتائج التحليل الاحصائي بالجدول (4) ، وجود علاقة عكسية ذات دلالة احصائية عند 10 % بين الناتج المحلي الإجمالي (YI) ومعدل البطالة X3 حيث بلغت مرونته (-0.1668) ذات اشارة سالبة أي تعني وجود علاقة عكسية بين معدل البطالة و الناتج المحلي الإجمالي في المدى القصير عند مستوي معنوية 10% ، حيث انه كلما ارتفعت نسبة البطالة ب 1 % انخفض الناتج المحلي الإجمالي (-0.1668) وحدة وهذا ما يتفق والمنطق الاقتصادي .

كما توضح نتائج نفس الجدول في تحليل التكامل المشترك عدم وجود علاقة ذات دلالة احصائية بين الناتج المحلي الإجمالي والانفتاح الاقتصادي على المدى الطويل.

كما اتضح من نتائج نفس الجدول عدم وجود علاقة بين الناتج المحلي الإجمالي وزيادة اسعار الازوت النيتروجينية (الازوت) وذلك على المدى الطويل في نموذج التكامل المشترك .

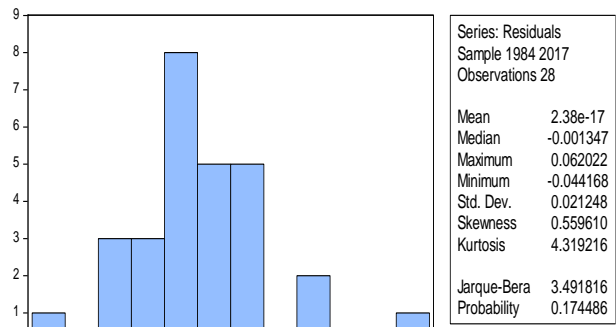
كما توضح نتائج نفس الجدول وجود علاقة ذات دلالة معنوية بين الناتج المحلي الإجمالي والاستثمار الاجنبي المباشر X8 وذلك على المدى القصير ذات اشارة موجبة على المدى الطويل في نموذج التكامل المشترك والذي بلغت مرونته (0.436) ذات اشارة موجبة أي تعني ان هناك علاقة طردية بين الاستثمار الاجنبي المباشر وبين نمو الناتج المحلي الإجمالي في المدى الطويل ، حيث انه كلما زاد الاستثمار الاجنبي المباشر بمقدار 1% زاد الناتج المحلي الإجمالي بمقدار (0.436) وبلغت قيمة T المحسوبة (4.3745) وهي اكبر من قيمة T الجدولية عند مستوي معنوية أقل من 5% .

وعلى ضوء نتائج نموذج تصحيح الخطأ في جدول (4) نلاحظ معنوية حد تصحيح الخطأ (CoIntEq(-1)) عند مستوى معنوية 5% مع اشارة سالبة ، وهذا تأكيد على وجود علاقة توازنية طويلة المدى في النموذج وتشير قيمة معامل تصحيح الخطأ (-0.712799) إلى أن الناتج المحلي الإجمالي يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل مدة زمنية تعادل حوالي تسعة اشهر من اختلال التوازن المتبقي من المدة (t-1) اي انه عندما ينحرف الناتج المحلي الإجمالي خلال المدة القصيره في المدة (t-1) عن قيمته التوازنية في المدى البعيد ، فانه يتم تصحيح ما يعادل حوالي 100% من هذا الانحراف خلال اقل من عام . ومن ناحية أخرى فان نسبة التصحيح هذه تعكس سرعة تعديل كبره نحو التوازن بمعنى ان الناتج المحلي الإجمالي يستغرق ما يقارب سبعة اشهر للعودة الي قيمته التوازنية بعد اثر الصدمة في (النموذج) نتيجة للتغير في محدثاتها. السبب المنطقي المحتمل لهذا التعديل السريع ربما يعود الى أهمية متغيرات النموذج وسرعة استجابة الناتج المحلي الإجمالي للتغيرات التي تحدث لها في المدى القصير.

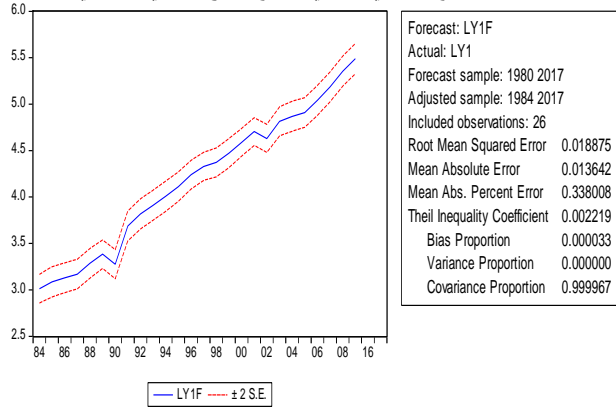
جدول 4. نتائج التقييم الاحصائي للتكامل المشترك والانحدار الذاتي للابطاء على المدى الطويل للنموذج YI ARDL(1, 4, 2, 3, 4, 4) .

متغيرات Variable	قيمة T	المعامل	معنوية المعامل *Prob
D(LX1)	3.181789	0.531872	0.0335
D(LX1(-1))	1.955530	0.508409	0.1222
D(LX1(-2))	-0.184252	-0.037637	0.8628
D(LX1(-3))	-0.994858	-0.172593	0.3761
D(X3)	-0.717008	-0.022096	0.5130
D(X3(-1))	-0.950324	-0.032740	0.3958
D(X5)	-1.903815	-0.018840	0.1297
D(X5(-1))	-0.495850	-0.003442	0.6460
D(X5(-2))	-2.742281	-0.022073	0.0518
D(LX6)	2.200467	0.349923	0.0926
D(LX6(-1))	-0.449669	-0.063601	0.6762
D(LX6(-2))	-1.310605	-0.321717	0.2602
D(LX6(-3))	0.722316	0.125106	0.5101
D(LX8)	2.140662	0.071032	0.0990
D(LX8(-1))	-1.495736	-0.047314	0.2091
D(LX8(-2))	1.516848	0.073797	0.2039
D(LX8(-3))	-3.398535	-0.225891	0.0273
CoIntEq(-1)	-3.243010	-0.712799	0.0316
Long Run Coefficients			
LY1 - (0.7302*LX1 - 0.1669*X3 - 0.0160*X5 + 0.1089*LX6 + 0.4365*LX8 + 2.1885)			
سعر صرف الجنيه	LX1	0.730230	0.0222
معدل البطالة	LX3	-0.166881	0.0970
الانفتاح الاقتصادي	LX5	-0.016045	0.3125
سعر 100 وحدة ازوت	LX6	0.108904	0.7338
الاستثمار الاجنبي المباشر	LX8	0.436484	0.0119
CoIntEq(-1)	C	2.188484	0.0164

المصدر: حسب ت بواسطة الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 10.



شكل 1. التوزيع الطبيعي للبواقي لنموذج الناتج المحلي الإجمالي

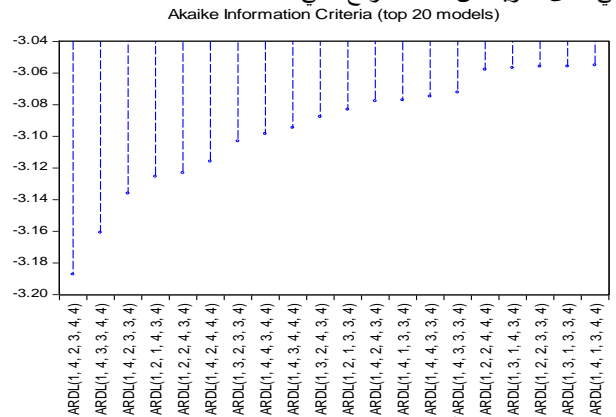


شكل 2. اختبار مسار البواقي لنموذج الناتج المحلي الإجمالي

1 - تقدير التكامل المشترك لنموذج ARDL للأثر الطويل للنموذج YI .

يعد هذا الاختبار احد الاساليب المستخدمة في معالجة عدم سكون السلاسل الزمنية فضلاً عن دعمه للنظرية الاقتصادية من خلال صياغة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية ضمن حيز احصائي.

علماً بان علم الاقتصاد يؤكد على ان هناك متغيرات اقتصادية تكون حركتها مستقرة عبر الزمن على الرغم من كونها تتصف بالتذبذب العشوائي بشكل منفرد بالتالي اهمية تحليل التكامل المشترك في دراسة العلاقات الاقتصادية في المدى الطويل. من خلال النموذج التالي :



شكل 3. معامل معيار أكايكي (Akaike information criterion - AIC) نموذج YI مقياس للجودة النسبية للنموذج الاحصائي .

يبين جدول (4) وجود علاقة طردية ذات دلالة احصائية عند مستوي معنوية 5 % بين الناتج المحلي الإجمالي وتحرير سعر صرف الجنيه مقابل الدولار الأمريكي على المدى القصير في نموذج التكامل المشترك D(LX1) اي انه كلما انخفضت قيمة الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي كلما ارتفع قيمة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي حيث بلغت مرونته حوالي (0.5318) بدون فترة ابطاء وانخفضت المعنوية عند فترة ابطاء واحدة بنفس الاشارة الموجبة وتحولة الاشارة من موجبة الي اشارة سالبة عدة فترتي ابطاء وثلاث فترات ابطاء دون معنوية بينما كانت العلاقة طردية ومعنوية عند مستوي ثقة 95 % في نموذج التكامل المشترك على المدى الطويل حيث بلغت قيمة معامل T 3.625 وبلغت المرونة حوالي 0.730 عند مستوي معنوية 5 % .

2- اختبار مشكلة الارتباط الذاتي للبوياقي LM

يشير اختبار LM الي ان قيمة F-Statistic تبلغ حوالي (1.1244) , أي انها أكبر من 0.05 وبالتالي فإن هذه دلالة علي ان بوياقي النموذج لا تعاني من مشكلة ارتباط ذاتي وهي دلالة جيدة مرغوبة في النموذج القياسي .
لأجراء اختبار مضاعف لاجرائح نتبع الخطوات التالية:
نتحصل على بوياقي من المعادلة المقدرة .

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \delta Y_{t-1} + v_t$$

$$v_t = Y_t - \hat{Y}_t = Y_t - \hat{\alpha} + \hat{\beta}_0 X_t + \delta Y_{t-1}$$

نستخدم هذه البوياقي كمتغير تابع للمتغيرات المفسرة في نموذج كويك.

$$v_t = a_0 + a_1 X_t + a_2 Y_{t-1} + a_3 v_{t-1} + \eta_t$$

نستخدم طريقة المربعات الصغرى في تقدير النموذج واختبار فرضية العدم إن $a_3=0$ نستخدم الإحصاء التالي:

جدول 5. اختبار (LM).

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.124460	Prob. F(2,2)	0.4707
Obs*R-squared	14.82018	Prob. Chi-Square(2)	0.0006

المصدر: حسب بواسطة الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 10.

3- اختبار الحدود Bounds Test للناتج المحلي الإجمالي.

يلاحظ من خلال الجدول (6) ان قيمة F الاحصائية تساوي (3.790) وهي اكبر من القيم الحرجة عند حددها الأقصى عند مستوى (5%) والتي تساوي (3.79) والتي تعني قبول الفرضية البديلة اي ان هناك توازن طويل الأجل بين المتغير التابع (Y1) والمتغيرات التفسيرية خلال فترة الدراسة.

جدول 6. نتائج اختبار الحدود للنموذج (Y1) .

K (المتغيرات المستقلة)	الحد الأقصى	الحد الأدنى	المعوية	F-statistic
سرر صرف الجنيه .	3.35	2.26	10%	3.79
معدل البطالة .	3.79	2.62	5%	
الانفتاح الاقتصادي .	4.18	2.96	2.5%	
سرر 100 وحدة ازوت .	4.68	3.41	1%	
الاستثمار الاجنبي المباشر .				

المصدر: حسب بواسطة الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 10.

ثانياً : التقدير القياسي الاحصائي للنموذج الزراعي الإجمالي .

$$LY2 = 0.607*LY2(-1) + 0.638*LY2(-2) - 0.2761*LY2(-3) + 0.182*LX1 - 0.0394*LX1(-1) - 0.078*LX1(-2) - 0.152*LX1(-3) - 0.0394*X3 - 0.05145*X3(-1) + 0.0022*X5 - 0.00315*X5(-1) + 0.0020*X5(-2) + 0.006*X5(-3) - 0.0373*LX6 + 0.00563*LX8 - 0.00589*LX8(-1) + 0.0432*LX8(-2) + 0.0761$$

يبين جدول (7) وجود علاقة معنوية ذات دلالة احصائية عند مستوى معنوية 1% بين الناتج الزراعي الإجمالي (Y2) والناتج الزراعي الإجمالي , (LY2(-1)) بفترة ابطاء واحدة على المدى القصير (LY2(-1)) , وبفترتين ابطاء (LY2(-2)) كما توضح النتائج وجود علاقة طردية بين الزيادة الحادثة في الناتج الزراعي الإجمالي للسنة التالية حيث ان الزيادة في السنة السابقة يوحده واحدة في السنة السابقة تؤدي الي زيادة قدرها (0.607) في السنة التالية عند مستوى معنوية 1% حيث بلغت قيمة T المحسوبة (3.29) وهي اكبر من قيمة T الجدولية عند مستوى معنوية 1% .

وبفترتين ابطاء (LY2(-2)) نجد ان هناك علاقة طردية بين الزيادة الحادثة في الناتج الزراعي الإجمالي للسنة التالية حيث ان الزيادة في السنة الحالية بنسبة 1% نتيجة لتأثير الزيادة في السنة قبل السابقة حيث تؤدي الي زيادة قدرها (0.6388) في السنة التالية عند مستوى معنوية 1% حيث بلغت قيمة T المحسوبة (3.6388) وهي اكبر من قيمة T الجدولية عند مستوى معنوية 1% .

كما توضح نتائج التحليل الاحصائي بالجدول (7) وجود علاقة طردية بين الناتج الزراعي الإجمالي وتحريك سرر صرف الجنيه مقابل العملات الاجنبية وذلك على المدى القصير , وذلك عند مستوى معنوية 5% والذي بلغت مرونته (0.18) بدون فترات ابطاء أي تعني وجود علاقة طردية بين , تحريك سرر صرف الجنيه واجمالي الناتج الزراعي في المدى القصير , وحيث بلغت قيمة T المحسوبة (2.08) وهي اكبر من قيمة T الجدولية عند مستوى معنوية 10% وعند وجود فترات ابطاء واحدة لم تتغير الإشارة وكانت العلاقة .

كما توضح نتائج نفس الجدول , وجود علاقة عكسية بين الناتج الزراعي الإجمالي (Y2) ومعدل البطالة وذلك على المدى القصير حيث بلغت مرونته (0.039) ذات إشارة سالبة أي تعني وجود علاقة عكسية بين , زيادة معدل البطالة و نمو الناتج المحلي الإجمالي في المدى القصير , حيث انه كلما

زادت البطالة بمقدار وحدة واحدة انخفض الناتج المحلي الإجمالي بمقدار (0.039) وحدة وذلك بفترة ابطاء واحدة , وحيث بلغت قيمة T المحسوبة (2.641) وهي اكبر من قيمة T الجدولية عند مستوى معنوية 5% وعند فترتي ابطاء زاد تأثير البطالة حيث بلغت مرونته (-0.514) وكانت قيمة احصائية T (2.9248) وهي اكبر من قيمة T عند فترة ابطاء واحدة .

كما توضح نتائج نفس الجدول , عدم وجود علاقة ذات دلالة معنوية بين الناتج الزراعي الإجمالي (Y2) والانفتاح الاقتصادي وتحريك وزيادة اسعار الاسمدة وذلك على المدى القصير .

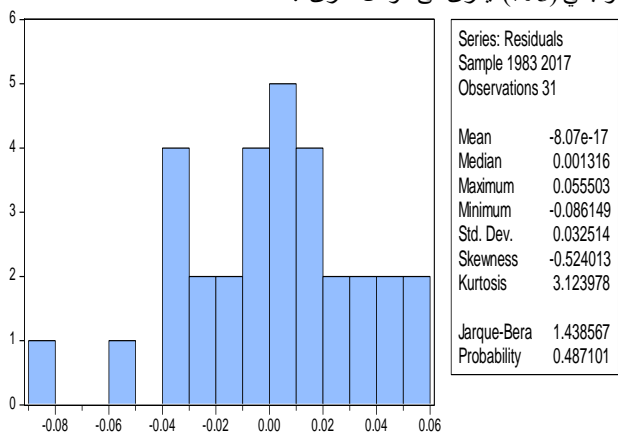
جدول 7. نتائج التقييم الاحصائي لنموذج/جمالي الناتج الزراعي المصري

متغيرات Variable	قيمة T	المعامل	معوية المعلم *Prob
الناتج الزراعي الإجمالي (Y2)	LY2(-1) LY2(-2) LY2(-3)	3.294411 3.619863 -1.639995	0.0058 0.0031 0.1250
سرر صرف الجنيه	LX1 LX1(-1) LX1(-2)	2.085637 -0.301925 -0.595245	0.0573 0.7675 0.5619
معدل البطالة	LX1(-3) X3 X3(-1)	-1.355427 -2.641355 -2.924848	0.1984 0.0203 0.0118
الانفتاح الاقتصادي	X5 X5(-1) X5(-2) X5(-3)	0.630753 -0.803219 0.533057 1.405928	0.5391 0.4363 0.6030 0.1832
سرر 100 وحدة ازوت الاستثمار الاجنبي المباشر	LX6 LX8 LX8(-1) LX8(-2) C	-0.617829 0.304744 -0.263495 2.257632 0.610954	0.5474 0.7654 0.7963 0.0418 0.5518
	Adjusted R-squared	-2.885790	97
	Log likelihood	2.021350	62.72975
	Prob(F-statistic)	583.3545	0.000000

المصدر: حسب بواسطة الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 10.
(ARDL(3, 3, 1, 3, 0, 2))

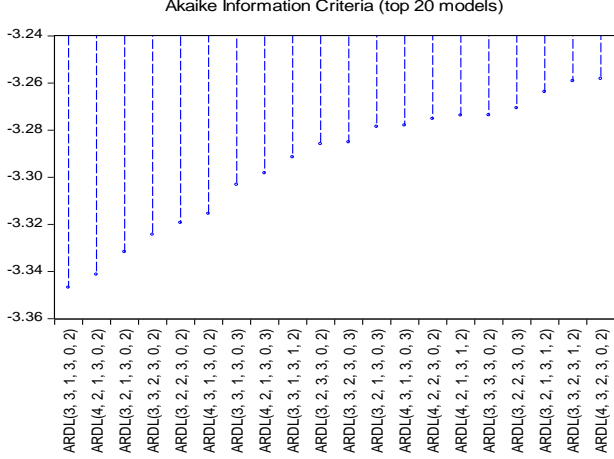
كما توضح نتائج التحليل الاحصائي بالجدول (7) وجود علاقة طردية بين الناتج الزراعي الإجمالي والاستثمار الاجنبي المباشر في مصر وذلك في المدى القصير , وذلك عند مستوى معنوية 5% بفترتي ابطاء ((LX8(-2) والذي بلغت مرونته (0.0432) أي تعني وجود علاقة طردية بين , الاستثمار الاجنبي المباشر في مصر وزيادة قيمة اجمالي الناتج الزراعي في المدى القصير , وحيث بلغت قيمة T المحسوبة (2.2576) وهي اكبر من قيمة T الجدولية عند مستوى معنوية 5% .

كما توضح نتائج الجدول (7) أن قيمة اختبار (Durbin-Watson) تساوي 2.02 وبديل ذلك على عدم وجود مشكلة الارتباط التسلسلي بين البوياقي. لذلك يمكن الاعتماد على هذه النتائج في الحكم على قبول أو رفض الفرضية , كما تشير نتائج معامل التحديد المصحح R2- والذي بلغ 0.97 مما يعني ان المتغيرات المستقلة (التفسيرية) (X1, X3, X5, X6, X8) استطاعت ان تقسر 89% من التغيرات التي تحدث في إجمالي الناتج الزراعي (Y2) والباقي (3%) يعزى الى عوامل اخرى .



شكل 4. التوزيع الطبيعي للبوياقي لنموذج Y2.

كما اتضح من نتائج نفس الجدول وجود علاقة ذات دلالة احصائية عند 5% بين الناتج الزراعي الإجمالي (Y2) الاستثمار الاجنبي المباشر (LX8) في المدى القصير في نموذج التكامل المشترك والذي بلغت مرونته (0.043) أي تعني وجود علاقة طردية بين الاستثمار الاجنبي المباشر و نمو الناتج الزراعي الإجمالي في المدى القصير حيث انه كلما زاد الاستثمار الاجنبي المباشر بمقدار 1% زاد الناتج الزراعي الإجمالي بمقدار (0.043) وحدة وحيث بلغت قيمة T المحسوبة (2.26) وهي اكبر من قيمة T الجدولية عند مستوى معنوية 5% .



شكل 6. معامل معيار أكايكي (Akaike information criterion - AIC) نموذج Y2 مقياس للجودة النسبية للنموذج الاحصائي .

وبين جدول (8) أن معنوية حد تصحيح الخطأ (CointEq(-1)) عند مستوى 5% ، وهذا تأكيد على وجود علاقة توازنه طويلة المدى في النموذج ، وتشير قيمة معامل تصحيح الخطأ (-0.030) ، أي أن الناتج الزراعي الإجمالي يتعدل نحو قيمته التوازنية ببطء حيث يتعدل في العام تعادل (3%) ، اي انه عندما ينحرف الناتج الزراعي الإجمالي خلال المدة القصيرة عن قيمته التوازنية في المدى البعيد فانه يتم تصحيح ما يعادل 3% من هذا الانحراف . ومن ناحية أخرى فان نسبة التصحيح هذه تعكس بطئ تعديل كبيره نحو التوازن ، بمعنى ان الناتج الزراعي الاجمالي يستغرق فترة كبيرة للعودة الي قيمته التوازنية بعد اثر الصدمة في (النموذج) نتيجة للتغير في محدداتها.

اختبار مشكلة الارتباط الذاتي للبوياقي LM

يشير اختبار LM الي ان قيمة F – Statistic تبلغ حوالي (0.851945) أي انها أكبر من 0.05 وبالتالي فان هذه دلالة علي ان بوياقي النموذج لا تعاني من مشكلة ارتباط ذاتي وهي دلالة جيدة مرغوبه في النموذج القياسي.

جدول 9. اختبار (LM) The

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.851945	Prob. F(2,11)	0.4529
Obs*R-squared	4.157828	Prob. Chi-Square(2)	0.1251

المصدر: حسب بواسطة الباحث باستخدام البرنامج الاحصائي Eviews 10.

3. اختبار الحدود Y2 Bounds Test

يبيّن من الجدول (10) ان قيمة احصائية (F) تساوي (2.542042) وهي أقل من القيم الحرجة عند مستوى معنوية (10%) والتي تساوي في حدها الأقصى (3.35) والتي تعني رفض الفرضية البديلة اي ان هناك توازن طويل الاجل بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية لمدة الدراسة.

جدول 10. نتائج اختبار الحدود للنموذج Y2

K (المتغيرات المستقلة) الحد الأقصى الحد الأدنى المعنوية			
F-statistic	2.542042	10%	2.26
		5%	2.62
		2.5%	2.96
		1%	3.41

المصدر: حسب بواسطة الباحث باستخدام البرنامج الاحصائي Eviews 10.

بناءً على ما تم التوصل اليه من نتائج توصي الدراسة :

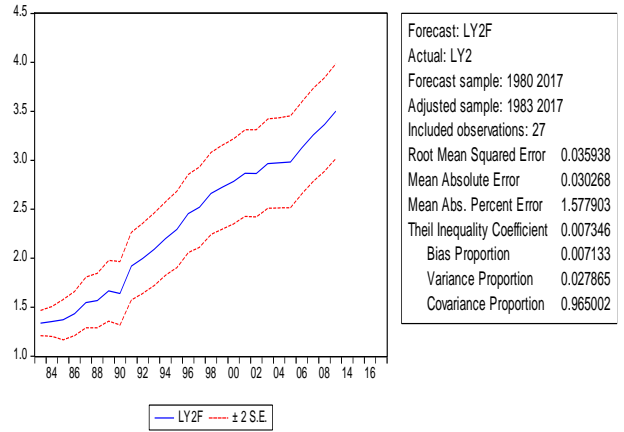
- 1) خفض أسعار الفائدة علي الودائع والقروض عامه والزراعية خاصة وذلك لتشجيع الاستثمار الزراعي.

للتأكد من مدي استقرار النموذج وثباته تم الاعتماد علي الاختبار البياي أو الاختبار الهندسي لاختبار براون وأخرون (Brown, et. al, 1975) للبوياقي والذي يعتمد علي رسم المجموع التراكمي للبوياقي ، حيث يتضح من الشكل البياي ان الاخطاء او البوياقي لم تتجاوز فترة مستوي الثقة طيلة الفترة الزمنية التي اعتمدت عليها بيانات الدراسة وهذا يدل علي مدي استقرار النموذج وتشير البيانات الواردة بالرسم البياي ان القيمة الاحتمالية لاختبار جاركوا بيرا 1.438567 وهي اكبر من (0.05) وعليه لا يمكن رفض فرضية عدم التوكّد عدم احتواء البوياقي مشكلة التوزيع الطبيعي أي انها موزعه توزيعاً طبيعياً .

1 - تقدير التكامل المشترك لنموذج ARDL للأثر الطويل للنموذج الناتج الزراعي الإجمالي.

$$D(LY2) = -0.362417476870 * D(LY2(-1)) + 0.276424467310 * D(LY2(-2)) + 0.182628537962 * D(LX1) + 0.078137282989 * D(LX1(-1)) + 0.152960020992 * D(LX1(-2)) - 0.03945554272 * D(X3) + 0.002289875016 * D(X5) - 0.002058099771 * D(X5(-1)) - 0.006834764026 * D(X5(-2)) - 0.037380120160 * D(LX6) + 0.005633258967 * D(LX8) - 0.043283788150 * D(LX8(-1)) - 0.030035830397$$

يبين جدول (8) وجود علاقة طردية ذات دلالة احصائية عند مستوى معنوية 10% بين الناتج الزراعي الإجمالي وتحرير سعر صرف الجنيه ، حيث بلغت مرونته حوالي (0.1826) ذات اشارة موجبه أي تعني وجود علاقة طردية بين تحرير سعر صرف الجنيه و الناتج الزراعي الإجمالي في المدى القصير في نموذج التكامل المشترك أي انه كلما انخفض قيمة الجنيه بمقدار وحدة واحدة زاد الناتج الزراعي الإجمالي بمقدار (0.1826) وحدة وذلك عند مستوى معنوية 10% وذلك على المدى القصير .



شكل 5. اختبار مسار البوياقي نموذج Y2

كما يبين نفس الجدول وجود علاقة طردية ذات دلالة احصائية عند مستوى معنوية 5% بين الناتج الزراعي الإجمالي (Y2) ومعدل البطالة (X3) D ، حيث بلغت مرونته حوالي (-0.0394) ذات اشارة سالبة أي تعني وجود علاقة عكسية بين معدل التضخم و نمو الناتج الزراعي الإجمالي في المدى القصير في نموذج التكامل المشترك أي انه كلما زاد معدل البطالة بمقدار وحدة واحدة انخفض الناتج الزراعي الإجمالي بمقدار (-0.0394) وحدة وذلك عند مستوى معنوية 5% وذلك على المدى القصير.

جدول 8 . نتائج التقويم الاحصائي للتكامل المشترك والانحدار الذاتي للالبطاء على المدى الطويل للنموذج Y2 ARDL(3, 3, 1, 3, 0, 2) .

Variable	معنوية المعامل	T	قيمة T
D(LY2(-1))	0.0846	-1.867233	
D(LY2(-2))	0.1250	0.276424	1.639995
D(LX1)	0.0573	0.182629	2.085637
D(LX1(-1))	0.5619	0.078137	0.595245
D(LX1(-2))	0.1984	0.152960	1.355427
D(X3)	0.0203	-0.039456	-2.641355
D(X5)	0.5391	0.002290	0.630753
D(X5(-1))	0.6030	-0.002058	-0.533057
D(X5(-2))	0.1832	-0.006835	-1.405928
D(LX6)	0.5474	-0.037380	-0.617829
D(LX8)	0.7654	0.005633	0.304744
D(LX8(-1))	0.0418	0.043284	2.257632
CointEq(-1)	0.4393	-0.030036	-0.479906

المصدر: حسب بواسطة الباحث باستخدام البرنامج الاحصائي Eviews 10.

- Hassler.U and Jurgen Woltrs, Autoregressive Distributed Lag Models and Cointegration, Working paper, University Berlin , p:22,2005.
- Narayan ,Paresh P. K., Reformulating Critical Values for the Bounds F statistics Approach to Cointegration: An Application to the Tourism Demand Model for Fiji, No. 02,04.from, 2015.
- Pesaran, M.H., Y. Shin., and Smith R, Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, Journal of Applied Econometrics, 16, 289-326 , (2001) .
- (2) إعفاء القطاع الزراعي من اي اعباء ضريبية وتهيئة مناخ مالي ونقدي مناسب لتشجيع الاستثمار الزراعي وذلك لما لهذا القطاع من اهمية كبيرة وضعف قدرته التنافسية مع القطاعات الاقتصادية الاخرى .
- (3) توصي الدراسة السادة الباحثين بعمل المزيد من الدراسات حول موضوع الدراسة .

المراجع

- Inuomote S.O and Odeniyi K.C.O. Farayola ,Econometric Estimation of Rice Import Demand in Nigeria (1970-2008) An Application of Autoregressive Distributed Lags (ARDL) Modelling Approach to Cointegration, Continetal J.Agricultural Economics 6(2), pp:168-175. 1,8, 2012 .

The Economic Impacts of Fiscal and Monetary Reform Policies on Egyptian Agricultural Sector

Shatta, M. K. * ; M. K. Elashry; A. Elshaer and M. El-Baghdadi

Department of Economics, Extension and Rural Society, Faculty of Agriculture, Suez Canal University

ABSTRACT

This study aims to recognize the economic effects of financial and monetary reform policies on the Egyptian agricultural sector through investigating the following goals, Firstly, measuring the impact of phasing out the energy subsidy on the Egyptian agricultural sector, Secondly, analyzing the impact of the agricultural production inputs subsidies, Thirdly, measuring the impact of the floating exchange rate on the development of Egyptian agriculture exports and imports, Measuring the impact of economic indicators of the fiscal and monetary policies Descriptive and quantitative analysis have been adopted. Applying an appropriate methodology of the time series data is the most important part of time series analysis. Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model and the Santa Louis model were conducted. Recommendations: Decreasing the interest rates on deposits and loans generally and especially on the agricultural loans will encourage agricultural investment , Encouraging foreign direct investment because of its effect on increasing the GDP, agricultural product, and the agricultural investment in Egypt , Trying to increase the public expenditure because of its positive impact on the total agricultural production (GDP) and the total agricultural production and directing a huge rate of the public expenditure to the investments in the agricultural sector و Trying to reduce the money supply because of its negative effect on the GDP, the agricultural investment, and the agricultural exports and imports in both short and long terms , Directing the increase in money supply to productive projects to decrease unemployment rate , Further studies are needed on the subject of the impact of the recent fiscal and monetary policies on agriculture sector.

ⁱ -Pesaran, M.H., Y. Shin., and Smith R, Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, Journal of Applied Econometrics, 16, 289-326, (2001) .

ⁱⁱ - Inuomote S.O and Odeniyi K.C.O. Farayola ,Econometric Estimation of Rice Import Demand in Nigeria (1970-2008) An Application of Autoregressive Distributed Lags (ARDL) Modelling Approach to Cointegration, Continetal J.Agricultural Economics 6(2), pp:168-175. 1,8, 2012 .

^{iv} - معيار أكايكي (Akaike information criterion - AIC) - مقياس للجودة النسبية للنموذج الاحصائي اقترحه الاحصائي الياباني هيروتسو غو أكايكي و يساعد هذا النموذج على اختيار النموذج الأمثل ، و يرجح كفة النماذج التي تحقق أفضل توافق بين درجة تعقيد النموذج و قوته الوصفية.