استخدام النماذج الإحصائية لقياس وتحليل العلاقة بين الدعم الحكومى و النمو الاقتصادى فى مصر خلال الفترة 1984 ـ 2017

وائل سعد حسانين الدواخلى*

الملخص:

يهدف هذا البحث إلى دراسة العلاقة قصيرة الاجل وطويلة الاجل بين الدعم الحكومى والنمو الاقتصادى فى مصر بالاعتماد على بيانات سنوية خلال الفترة 1984 – 2017، وذلك من خلال إدراج الدعم الحكومى وبعض المتغيرات الاقتصادية الأخرى فى نموذج للنمو الاقتصادى والذى يمثله الناتج المحلى الإجمالى. وقد اعتمد البحث على نوعين من النماذج، الأول هو نموذج دالة التحويل Transfer Function (TF) وهو أحد أساليب السلاسل الزمنية الذى يدمج بين نموذج الانحدار الديناميكى ونموذج ARIMA، ويعتمد فى بناؤه على مدخلات متعددة نظراً لأهمية التعدد فى بناء النماذج، أما الثانى فهو نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد من خلال استخدام منهج اختبارات الحدود للتكامل المشترك (The Bounds Testing Approach to Cointigration) المقترح من جانب Pesaran et al (2001)

ونموذج الانحدار الذاتى لفترات الإبطاء الموزعة The Autoregressive Distributed Lag(ARDL)Approach المقترح من قبل Pesaran and Shin (1999) لتقدير مرونات الأجلين القصير والطويل . وقد أوضحت النتائج وجود دور هام للدعم الحكومى بالإضافة إلى كل من قيمة الصادرات والاستثمار المحلى فى تفسير النمو الأقتصادى .

الكلمات الدالة:

الدعم الحكومى، النمو الاقتصادى، الناتج المحلى الإجمالى، نموذج دالة التحويل، نموذج الانحدار الذاتى لفترات الإبطاء الموزعة .

1ـ مقدمة:

يُعد الاستقرار الاجتماعى والاقتصادى أحد المحاور الأساسية لضمان مستوى معيشة مقبول لأفراد المجتمع فى مناخ تسوده العدالة الاجتماعية، وتسعى الحكومات فى الدول النامية والمتقدمة على حد سواء إلى ضمان تحقيق حد أدنى لمستوى المعيشة الآمن باعتباره دعامة أساسية لضمان هذا الاستقرار، ولذلك تواجه حكومات الدول النامية تحديات عديدة فى توفير الموارد المالية اللازمة لتمويل برامج الدعم التى تهدف إلى مساعدة الأفراد والأسر الفقيرة والأكثر تعرضاً لخطر الفقر بسبب ندرة الموارد الاقتصادية ومحدودية الإيرادات العامة للدولة[1]. وتختلف فكرة الدعم وطرق تقديمه من دولة إلى أخرى وفقاً لنظامها الاقتصادى ومرحلة تطورها، وعلى الرغم من ذلك لا توجد

* مدرس بقسم الإحصاء– كلية التجارة – جامعة عين شمس.

(1) مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار – مجلس الوزراء المصرى– "الدعم أداة لتحقيق العدالة الاجتماعية"، يناير 2008، تقارير معلوماتية.

دولة أياً كان نظامها الاقتصادى أو مرحلة تطورها لا تمتلك برامج لدعم مجموعات شرائح السكان الفقيرة وإن اختلفت منهجية تقديم هذه البرامج. إلا أن الدول التى تميل إلى نظم اقتصادية تتدخل فيها الدولة بدرجة ما فى الاقتصاد والدول النامية والأكثر فقراً لديها هذه البرامج على نطاق أوسع بالمقارنة بغيرها من الدول الأخرى، ويشير ذلك بشكل واضح إلى أهمية هذه البرامج وانتشارها ضمن السياسات الاقتصادية للدول. ويعرض جدول رقم (1) تطور قيمة الدعم فى مصر ونسبته من إجمالى الإنفاق العام والناتج المحلى الإجمالى بالإضافة إلى تطور نصيب الفرد منه خلال الفترة 1952 - 2017/2016.

جدول (1): تطور قيمة الدعم ونسبته إلى إجمالى الإنفاق العام والناتج المحلى الإجمالي ونصيب الفرد من إجمالى قيمة الدعم خلال الفترة (1952 -2017/2016)[1]

السنة	1952	1960	1970	1981/1980	1991/1990	2001/2000	2012/2011	2017/2016
قيمة الدعم (مليون جنيه)	15	9	33	1563	3579	4929.6	132263.4	234253.7
النسبة إلى إجمالى الإنفاق العام (%)	7.3	2.5	1.3	15.6	8.7	4.1	22.3	27.2
النسبة إلى الناتج المحلى الإجمالى (%)	-	0.7	1.2	10.1	3.3	1.5	8.8	11.8
نصيب الفرد من الدعم (جنيه)	0.7	0.3	1	37.5	67.5	75.5	1625	1875

ويتضح من جدول رقم (1) مايلى:

بدأت الحكومة المصرية فى الاعتماد على الدعم كإحدى وسائل تحقيق العدالة الاجتماعية ومساندة الطبقات الفقيرة، ففى عام 1952 مثل الدعم نحو 7.3% من إجمالى قيمة الإنفاق العام بحيث كان نصيب الفرد من الدعم نحو سبعين قرشاً، وبحلول عام 1981/1980 خصصت الدولة المزيد من المبالغ للدعم حتى أصبح يمثل 15.6% من إجمالى النفقات بالموازنة العامة للدولة، لترتفع نسبته إلى الناتج المحلى الإجمالى إلى 10.1% ويرتفع أيضاً نصيب الفرد من الدعم إلى 37.5 جنيهاً.

واصلت قيمة الدعم الارتفاع حتى وصلت إلى حوالى 234 مليار جنيه عام 2017/2016، كما وصلت نسبته إلى كل من الإنفاق العام والناتج المحلى الإجمالى إلى 27.2%، 11.8% على الترتيب.

ومن ثم تستهدف الدراسة تقييم أثر الدعم الحكومى فى بعض المتغيرات الاقتصادية الأكثر تأثراً بقيمة الدعم الحكومى ثم تأثير ذلك فى النمو الاقتصادى من خلال الناتج المحلى الإجمالى الذى يُعتبر أهم مؤشرات النمو الاقتصادى، وذلك خلال الفترة 1984 - 2017، وتستند فرضية الدراسة إلى فرضية أساسية مفادها وجود أثر معنوى موجب للدعم الحكومى فى مصر، وذلك من خلال تأثيره مع بعض المتغيرات الاقتصادية ذات الصلة بقيمة الدعم الحكومى والتى تتمثل فى الاستثمار المحلى

(2) مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار - مجلس الوزراء المصرى - "منظومة الدعم فى مصر حقائق وآراء"، التقرير الشهرى، العدد (63) ، مارس 2012، وأعداد أخرى.

وقيمة الصادرات كمتغيرات مستقلة فى النمو الاقتصادى الذى يمثله مؤشر الناتج المحلى الإجمالى كمتغير تابع.

ونظراً لتعدد المتغيرات فى هذه الدراسة فسوف يتم استخدام سلاسل زمنية متعددة المتغيرات تتمثل فى نموذج دالة التحويل (TF) Transfer Function، بحيث تتضمن أكثر من سلسلة زمنية واحدة وتعرض الخصائص الحركية للنظام، ويمكن اعتبار نموذج دالة التحويل (TF) نموذج يجمع بين نموذج الانحدار ونموذج السلاسل الزمنية ARIMA، فهو بديل لنموذج الانحدار الذاتى- المتوسطات المتحركة المتعدد (طاقية، 2005) Multiple Autoregressive- Moving Average Model (MARMA Model). أو بمعنى آخر هو أسلوب يقيم علاقة تربط بين سلسلة زمنية من المخرجات Output Time Series وسلسلة زمنية من المدخلات Input Time Series والعديد من المدخلات الأخرى التى تؤثر على المدخلات. كما سيتم استخدام نموذج الانحدار الذاتى لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL)، وهو يمثل أحد طرق الاقتصاد القياسى الحديثة والتى توظف لتحديد العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية والتى يشترط أن لا تكون السلاسل الزمنية الخاصة بها متكاملة من الدرجة الثانية.

وتشتمل خطة الدراسة على خمسة أقسام، يتناول القسم الثانى مفهوم الدعم الحكومى وبيانات الدراسة، ويتناول القسم الثالث النماذج الإحصائية المستخدمة، ويشمل القسم الرابع الدراسة التطبيقية، وأخيراً يعرض القسم الخامس الاستنتاجات الخاصة بالدراسة.

2- مفهوم الدعم الحكومى وبيانات الدراسة:

تعد سياسات الدعم الحكومى من السياسات الأكثر شيوعاً بين الدول سواء المتقدمة أو الآخذة فى النمو، مع تفاوت أهداف هذه السياسات وأساليب تنفيذها، ففى بعض الدول يكون الهدف الأساسى من هذه السياسات هو: الحد من الفقر وتحقيق العدالة الاجتماعية وإعادة توزيع الدخل لصالح الفئات الفقيرة أو الفئات محدودة الدخل، وفى دول أخرى يكون الهدف الأساسى للدعم الحكومى هو احتواء بعض الآثار الناجمة عن سياسات اقتصادية ومالية محددة. وقد يكون الدعم الحكومى بهدف الحصول على دعم سياسى من المواطنين وتنمية الولاء الوطنى، أو يكون معبراً عن مجمل هذه الأهداف.

2-1 مفهوم الدعم الحكومى وأهدافه:

هناك صعوبة فى إيجاد تعريف شامل للدعم الحكومى وذلك لتعدد أنواعه بجانب تعدد الأهداف المراد تحقيقها من تقريره، بالإضافة إلى تشابك الآثار المترتبة على إعطاء هذا الدعم. فقد عرف (Stone, 1947) الدعم بأنه عبء مالى يقع على عاتق الحكومة بغرض تمكين الأفراد أو المنشآت من شراء السلع والخدمات بسعر أقل من السعر الذى تُباع به فى السوق الحرة. كما عرف (Reuss, 1963) الدعم الحكومى بأنه أموال مدفوعة بدون مقابل أو بمقابل يقل عن ما تم تحويله لتحقيق أهداف معينة. كما يهدف الدعم الحكومى إلى:

1- تحفيز النمو الاقتصادى من خلال زيادة الطلب الناجم عن ارتفاع الدخول والاستثمارات.

2- تطوير وتغيير هيكل الاقتصاد الوطنى بدعم القطاعات الإنتاجية.

3- تشجيع الصادرات من خلال تقليص تكاليف الإنتاج وجعل أسعارها أكثر تنافسية فى الأسواق العالمية.
4- حماية الصناعات الناشئة وضمان استمرار تأمينها لفرص العمل.
5- تحفيز الطلب المحلى من المنتجات الوطنية لمنافسة السلع المستوردة.

2.2 بيانات الدراسة:

يتناول الإطار التطبيقى للدراسة تقييم أثر الدعم الحكومى فى النمو الاقتصادى فى مصر خلال الفترة من 1984 - 2017، وذلك باستخدام بعض المتغيرات الاقتصادية التى تؤثر فى معدل النمو الاقتصادى وذات صلة بالعلاقة بين قيمة الدعم الحكومى والنمو الاقتصادى الذى يمثله الناتج المحلى الإجمالى، ومن أهم هذه المتغيرات الاستثمار المحلى وقيمة الصادرات، ومن ثم سوف يتم هذا التقييم باعتبار أن الناتج المحلى الإجمالى مؤشر للنمو الاقتصادى فى مصر، حيث افترضت الدراسة أنه توجد علاقة معنوية موجبة بين قيمة الدعم الحكومى والناتج المحلى الإجمالى.

وقد اعتمدت الدراسة على البيانات الخاصة بالتقارير المعلوماتية لمركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار التابع لمجلس الوزراء المصرى، بالإضافة إلى أعداد متفرقة من التقرير المالى لوزارة المالية.

3- النماذج الإحصائية:

سوف يتم استخدام نموذج دالة التحويل (Transfer Function) لوصف العلاقة الديناميكية الفعالة بين عدة متغيرات، بمعنى أنه سوف يتم بناء النموذج بمدخلات متعددة وذلك لأهمية التعدد فى بناء النماذج، حيث أن تعدد المدخلات يعطى نتائج أفضل من حيث الدقة والكفاءة. ومن ناحية أخرى سوف يتم استخدام منهجية الإنحدار الذاتى لفترات الإبطاء الموزعة Autoregressive Distributed Lag Model(ARDL) والتى أصبحت شائعة الاستخدام فى السنوات الاخيرة .

وسوف يتم المقارنة بين نموذجى دالة التحويل و الانحدار الذاتى لفترات الإبطاء الموزعة من حيث دقة التنبؤ، وذلك باستخدام المعايير الإحصائية: معيار الجذر التربيعى لمتوسط مربع الخطأ Mean Square Error (MSE)، ومعيار متوسط الأخطاء المطلقة Mean Absolute Errors (MAE)، وهذه المعايير تُعطى أفضلية للنموذج الذى يعطيها أقل قيمة.

4- الدراسة التطبيقية

4.1 الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة

قبل البدء فى تقدير النموذج فقد تم عرض وصف لمتغيرات الدراسة كما يتضح من جدول رقم (2).

جدول (2): الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة

	الدعم الحكومى (X_1)	قيمة الصادرات (X_2)	الاستثمار المحلى (X_3)	الناتج المحلى الإجمالى (Y)
الوسط الحسابى	32.6	41.3	86.4	421.2
الوسيط	3.9	10.3	36.7	218.6
الحد الأدنى	1.7	1.8	8.4	26.6
الحد الأعلى	162.3	149	281.3	1612.2
الانحراف المعيارى	18.3	22.8	35.4	185.3
الالتواء	1.4	1.1	1.3	1.6
التفرطح	3.6	2.1	3.2	3.7
Jarque- Bera الاحتمال	12.53 P < 0.001	8.32 0.03	10.24 0.02	15.21 P < 0.001
عدد السنوات	34	34	34	34

2.4 اختبارات جذر الوحدة (Unit root tests)

يعتبر اختبار جذر الوحدة أساس لمعرفة استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة من عدمه وتحديد درجة تكامل هذه السلاسل لماله من أهمية قصوى للوصول إلى نتائج سليمة وتجنباً لظاهرة الانحدار الزائف (Spurious Regression)، ومن أهم هذه الاختبارات ديكى فولر المطور Augmented Dickey- Fuller (ADF) وفليبس بيرون Phillips – Perron (PP)، ويمثل الفرض العدم فى هذه الاختبارات وجود جذر الوحدة فى السلسلة الزمنية، أى عدم استقرارها فى مقابل الفرض البديل الذى يقضى بأن السلسلة مستقرة. وتشير نتائج القيم المحسوبة لإحصائية الاختبارين معاً فى الجدول (3) لمستوى المتغيرات وفروقها الأولى إلى أن جميع القيم المحسوبة لمستويات المتغيرات سواء فى حالة إدخال قاطع فقط أو إدخال قاطع واتجاه زمنى غير معنوية عند مستوى معنوية 5%، مما يُعنى عدم إمكانية رفض فرضية جذر الوحدة لكل من مستويات السلاسل الزمنية خلال فترة الدراسة، بمعنى أنها غير مستقرة فى المستوى. بينما تشير النتائج أيضاً فى جدول (3) إلى رفض فرضية العدم عند مستوى معنوية 5% بالنسبة إلى الفروق الأولى للمتغيرات نظراً لخلو النتائج من جذر الوحدة، مما يؤكد على استقرار هذا المتغيرات.

جدول (3): نتائج اختبارات جذر الوحدة لمتغيرات الدراسة باستخدام اختبارى ADF , PP عن الفترة 1984 – 2017

المتغيرات	نوع النموذج	بإدخال قاطع وبدون اتجاه		بإدخال قاطع واتجاه زمنى	
		ADF	PP	ADF	PP
الدعم الحكومى (X_1)	I (0)	1.8921	2.3266	-1.4413	0.8256
	I (1)	-2.1812	-5.3271*	-4.3211*	-5.2578*
قيمة الصادرات (X_2)	I (0)	-0.8512	-0.9633	-3.1211	-3.0412
	I (1)	-7.2359*	-6.8745*	-8.2168*	-7.1258*
الاستثمار المحلى (X_3)	I (0)	2.3576	2.5489	1.5776	1.5383
	I (1)	-1.5891	-3.7812*	-4.9823*	-5.3549*
الناتج المحلى الإجمالى (Y)	I (0)	4.0521	1.9854	2.1587	3.1578
	I (1)	-0.3612	-11.3585*	-9.5234*	-14.7459*
القيمة الحرجة للاختبار عند مستوى معنوية 5%		-2.954	-2.9571	-3.595	-3.5529

(*) معنوية عند مستوى 5%.

3_4 بناء نموذج دالة التحويل

تبدأ نماذج دالة التحويل بالتحقق من توافر شرط الاستقرار لسلاسل المتغيرات المستخدمة بأخذ الفروق (إذا تطلب الأمر)، ثم توصيف البواقى الناتجة من عملية التقدير لمعرفة نوع نموذج ARIMA المناسب لها، ويلى ذلك إعادة إدخال تلك البواقى بعد توصيفها إلى دالة المتغير التابع وذلك لتحديد أثر تلك البواقى على المتغير التابع. وتختلف دالة التحويل عن نماذج الانحدار العادية فى طرق التنبؤ بالمتغيرات المستقلة الموجودة فى النموذج، حيث أنها تعتمد على توفيق نماذج ARIMA الملائمة للتنبؤ بالمتغيرات المستقلة (السيد، 2009).

1_3_4 الصيغة العامة لنموذج دالة التحويل:

بافتراض أنه يوجد لدينا عدد m من المتغيرات المستقلة فإن نموذج دالة التحويل المتعدد يأخذ الشكل التالى (Liu, 2006):

$$\Delta^d Y_{t-1} = \sum_{i=1}^{m} \frac{\omega_i(B)}{\delta_i(B)} \Delta^d X_{it-bi} + \frac{\theta(B)}{\varnothing(B)} e_t$$

حيث أن b تمثل عدد الفترات الزمنية التى تنقضى قبل أن تبدأ X_t فى التأثير على Y_t، كما تمثل Δ^d مشغل الفروق المتتالية المستخدم لتحقيق الاستقرار لسلسلة الأخطاء ε_t، وتشير e_t إلى الأخطاء العشوائية البحتة (white noise) المتبقية من توصيف نموذج ARIMA المناسب للبواقى (ε_t). ويُفضل إنشاء نموذج دالة التحويل باستخدام متغير تابع مستقر ومتغيرات مستقلة مستقرة،

ولذلك يفترض توافر شرط الاستقرار فى كثيرات الحدود $\omega(B),\delta(B),\varnothing(B)$ وفرض شرط الإنعكاس فى كثيرة الحدود $\theta(B)$ حتى تقع جذور جميع كثيرات الحدود السابقة خارج دائرة الوحدة.

2.3.4 دالة الارتباط التقاطعى (Cross – Correlation Function)

تعتبر دالة الارتباط التقاطعى (Cross – Correlation Function) من الأدوات التحليلية الهامة للتعرف على نموذج دالة التحويل، وهى تقيس الارتباط بين سلسلتين زمنيتين عند فترات زمنية مختلفة، وهى بذلك تختلف عن دالة الارتباط الذاتى المستخدمة للتعرف على نماذج السلاسل الزمنية ذات المتغير الواحد والتى تشير إلى الارتباط داخل نفس السلسلة الزمنية عند فترات زمنية مختلفة.

3.3.4 مراحل بناء نموذج دالة التحويل

تتضمن عملية بناء نموذج دالة التحويل ثلاث مراحل رئيسية هى مرحلة التعرف، ومرحلة التقدير والفحص التشخيصى، ومرحلة التنبؤ:

المرحلة الأولى: التعرف (Identification)

تتضمن عملية التعرف على نموذج دالة التحويل بصفة عامة التحديد المبدئى لعدد الفروق اللازمة لتحقيق الاستقرار لبيانات كل من المتغير التابع وكل متغير مستقل على حده، أى تحديد قيمة كل من r , i الموجودتين فى كثيرات الحدود $\delta(B),\omega(B)$، وتتمثل أدوات التعرف فى دالتى الارتباط الذاتى والارتباط الذاتى الجزئى. كما يمكن فى هذه المرحلة استخدام اختبارات الاستقرار مثل اختبار ديكى فولر المطور Augmented Dickey – Fuller (ADF) وكذلك اختبار فيليبس – بيرون Phillips – Peron (PP)، حيث يمكن الاعتماد عليهما فى التحقق من استقرار السلاسل الزمنية محل الدراسة (Enders, 1995).

ولذلك يتم تجربة بعض نماذج الانحدار الذاتى والمتوسط المتحرك عند الفجوات التى تكون عندها معاملات الارتباط المتقاطع معنوية أو مرتفعة القيمة بهدف الوصول إلى أفضل شكل لنموذج العلاقة بين المتغير التابع وكل متغير مستقل على حده. وقد تمت جميع التجارب باستخدام برنامج (SAS). وقد تم التعرف من خلال فحص كل من دالة الارتباط الذاتى (ACF) ودالة الارتباط الذاتى الجزئى (PACF)، بالإضافة إلى تحليل البواقى وكذلك اختبارات جذر الوحدة للاستقرار، وقد أتضح عدم استقرار جميع المتغيرات فى مستوياتها المطلقة، حيث أن دالة الارتباط الذاتى لا تقترب من الصفر بسرعة، كما أن دالة الارتباط الذاتى الجزئى تقع خارج الحدين $(\pm 2\sigma)$ عند الفجوة الأولى. ولمعالجة ذلك تم أخذ الفروق الأولى للمتغيرات المستقلة الثلاثة وكذلك الفروق الثانية للمتغير التابع (الناتج المحلى الإجمالى)، حيث أنها كانت كافية لتحقيق الاستقرار، ويؤكد اختبارات جذر الوحدة السابق عملها (ADF , PP).

بعد ذلك نبدأ فى التعرف على شكل للنموذج الذى يربط بين المتغير التابع وكل متغير مستقل على حده من خلال دوال الارتباط التقاطعى (Crosscorrelation).

جدول (4) : الارتباط التقاطعى بين الفروق الثانية للناتج المحلى الإجمالى (y) والفروق الأولى للدعم الحكومى (x_1)

معامل الإبطاء (Lag)	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
معامل الارتباط	0.030	0.137	-0.078	0.012	-0.028	0.165	0.024	0.204	-0.278	0.237	0.049	0.487	0.521

يتضح من جدول (4) أن الاستجابة فى سلسلة المتغير التابع (الناتج المحلى الإجمالى) لما يحدث من تغيرات فى سلسلة المتغير المستقل الأول (الدعم الحكومى) تتم بعد مرور خمسة فترات زمنية، أى أن (b=5)، كما يتضح من ارتفاع قيمة المعامل أيضاً عند الفجوة الزمنية السادسة وجود معاملات انحدار ذاتى، وقد تم تجربة عدة أشكال للانحدار الذاتى فى المقام.

جدول (5) : الارتباط التقاطعى بين الفروق الثانية للناتج المحلى الإجمالى (y) والفروق الأولى لقيمة الصادرات (x_2)

معامل الإبطاء (Lag)	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5
معامل الارتباط	0.065	0.245	-0.339	0.002	-0.015	0.375	-0.121	-0.302	-0.069	0.635	-0.475

تضح من جدول (5) أن الاستجابة فى سلسلة المتغير التابع (الناتج المحلى الإجمالى) لما يحدث من تغيرات فى سلسلة المتغير المستقل الثانى (قيمة الصادرات) تحدث بعد مرور أربعة فترات زمنية، أى أن (b=4)، كما يتضح من ارتفاع قيمة المعامل أيضاً بعد ذلك وجود معاملات انحدار ذاتى.

جدول (6): الارتباط التقاطعى بين الفروق الثانية للناتج المحلى الإجمالى (y) والفروق الأولى للاستثمار المحلى (x_3)

معامل الإبطاء (Lag)	-2	-1	0	1	2
معامل الارتباط	-0.323	0.066	0.437	-0.506	0.083

يتضح من جدول (6) معنوية معامل الارتباط التقاطعى عند الفجوة صفر، وبالتالى فإن الاستجابة فى سلسلة المتغير التابع (الناتج المحلى الإجمالى) لما يحدث من تغيرات فى سلسلة المتغير المستقل الثالث (الاستثمار المحلى) تتم بصورة متزامنة، كما يتضح من ارتفاع قيمة المعامل أيضاً عند الفجوة الزمنية الأولى وجود معاملات إنحدار ذاتى.

المرحلة الثانية: التقدير والفحص التشخيصى (Estimation and Diagnostic Checking)

يتم تقدير معالم النموذج المرشح على مرحلتين الأولى يتم فيها تقدير العلاقة وفحص البواقى الناتجة منها، والثانية توصيف البواقى وإعادتها للعلاقة ثم تقدير العلاقة مرة أخرى. ولفحص النموذج يتم إجراء بعض الاختبارات التشخيصية لمعرفة مدى ملائمة النموذج المقدر وذلك من خلال تحليل البواقى، ولكى تكون الأخطاء مناسبة للنموذج يجب أن تمثل متغيرات عشوائية بحتة بمعنى أن

متوسطها الصفر وتباينها ثابت، وللتحقق من ذلك نجرى اختبار الإحصاء Ljung-Box (Q) للتعرف على مدى ملائمة النموذج ككل (Pankratz, 1983)، ويتبع هذا الإحصاء توزيع χ^2 ، فإذا كانت قيمة Q أصغر من قيمة χ^2 الجدولية نقبل الفرض العدم ونستنتج أن الارتباطات الذاتية غير معنوية، مما يشير إلى أن البواقى عشوائية وتتوزع بشكل مستقل، ويؤكد على أنه قد تم توفيق النموذج بشكل جيد وملائم ويدل على جودة النموذج.

وقد تمت عملية التقدير باستخدام طريقة الإمكان الأكبر (Maximum Likelihood Method) كما يوضحه الجدول (7) التالى:

جدول (7) : نتائج تقدير النموذج المبدئى لدالة التحويل

Parameter	Lag	Variable	Estimate	Standard Error	Pr > |t|
MU	0	Y	2.521	1.73	0.1462
NUM1	0	X_1	0.996	0.25	< 0.0001
NUM1,1	1	X_1	-2.112	0.37	< 0.0001
DEN1,1	1	X_1	-2.109	0.08	< 0.0001
DEN1,2	2	X_1	-1.307	0.07	< 0.0001
NUM2	0	X_2	1.312	0.32	< 0.0001
NUM1,1	1	X_2	-0.649	0.55	0.2372
DEN1,1	1	X_2	-2.176	0.03	< 0.0001
DEN1,2	2	X_2	-1.433	0.02	< 0.0001
NUM3	0	X_3	0.126	0.13	0.3224
NUM1,1	1	X_3	0.375	0.15	0.0139
DEN1,1	1	X_3	0.044	0.04	0.3146
DEN1,2	2	X_3	-1.282	0.07	< 0.0001
Constant Estimate				2.521	
Std Error Estimate				7.682	
ATC				221.47	
SBC				239.68	

ويتضح من جدول (7) ما يلى:

1- معنوية معامل البسط (MUM1) للمتغير المستقل الأول (ΔX_1) والذى يُعبر عن التغير فى قيمة الدعم الحكومى، حيث تقل قيمة الاحتمال المقابل لإحصاء t عن مستوى المعنوية المحدد فى الدراسة وهو 0.05، مما يؤكد على أن التغير فى قيمة الدعم الحكومى له تأثير معنوى على التغير فى قيمة الناتج المحلى الإجمالى (Y).

2- بلغت قيمة الخطأ المعيارى للتقدير 7.6823 ، كما وصلت قيمة معيار Criterion Information Criterion (AIC) إلى 221.4686 –، وكذلك معيار Schwartz Bayesian Criterion (SBC) إلى 239.6842 –، كما يتضح عدم معنوية المتغير التابع (Y).

3- لم تأخذ معلمات النموذج المقدر شكلها النهائى، سواء فيما يتعلق بمعلمات المتوسطات المتحركة أو معلمات البسط (NUM)، وكذلك معلمات الانحدار الذاتى أو معلمات المقام (DEN)، ويرجع السبب فى ذلك إلى أن البواقى لم تدخل بعد كمتغير مفسر فى النموذج، ولذلك يتم تقييم المعلمات المقدرة بعد الحصول على الشكل النهائى للنموذج.

ويتضح من جدول (8) والخاص بالارتباط الذاتى للبواقى الناتجة من تقدير النموذج المبدئى لدالة التحويل من أجل توفيق نموذج ARIMA المناسب لها تمهيداً لاعادتها مرة أخرى إلى الدالة التى تم تقديرها، يتضح أن البواقى مستقرة حيث لا تأخذ دالة الارتباط الذاتى نمط معين عبر الزمن.

جدول (8) : دالة الارتباط الذاتى لبواقى النموذج المبدئى لدالة التحويل

معامل الإبطاء (Lag)	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
معامل الارتباط	1	-0.04	0.06	0.17	-0.41	0.09	-0.14	0.05	0.07	-0.24

وبفحص النتائج التالية يتضح وجود معلومات بالبواقى يمكن الاستفادة منها وإدخالها كمتغيرات مفسرة فى النموذج، حيث يعرض الجدول رقم (9) نتائج اختبار مجموعات الارتباط الذاتى بين بواقى نموذج دالة التحويل المبدئى.

جدول (9): اختبار الارتباط الذاتى للبواقى

To lag	Chi- Square	DF	Pr > Chi Sq
6	8.68	6	0.0153
12	17.19	12	0.1425
18	18.53	18	0.4214
24	20.20	24	0.6853

يتضح من الجدول رقم (9) معنوية أول ستة معاملات ارتباط ذاتى، حيث تصل قيمة الاحتمال المقابل لإحصاء Q باستخدام إحصاء Chi – Square إلى 0.0153 وهى أقل من مستوى المعنوية المحدد فى الدراسة (0.05). ويوضح جدول (10) دالة الارتباط الذاتى الجزئى لبواقى النموذج المبدئى لدالة التحويل، وبفحص هذه الدالة يتضح أنها هبطت إلى الصفر بعد الفجوة الزمنية الثانية، وبتجربة عدة أشكال من نماذج ARIMA لتمثيل بواقى النموذج المبدئى أتضح أن أنسب نموذج للتعبير عنها هو النموذج ARIMA (2,0,0) .

جدول (10): دالة الارتباط الذاتى الجزئى لبواقى النموذج المبدئى لدالة التحويل

معامل الإبطاء (Lag)	1	2	3	4	5	6
معامل الارتباط	-0.040	0.361	0.177	-0.285	0.082	-0.138

ويعرض جدول رقم (11) نتائج التقدير النهائى لنموذج دالة التحويل بين المتغير التابع (الناتج المحلى الإجمالى) والمتغيرات المستقلة المؤثرة فيه والتى تشمل نفس متغيرات النموذج المبدئى، بالإضافة إلى بواقى التقدير معبراً عنها بنموذج ARIMA (2,0,0)، وقد تم التقدير أيضا باستخدام طريقة الإمكان الأكبر (ML).

جدول رقم (11) : نتائج تقدير النموذج النهائى لدالة التحويل

Parameter	Lag	Variable	Estimate	Standard Error	Pr > |t|
AR1,1	1	Y	- 0.903	0.11	< 0.0001
NUM1	0	X_1	0.760	0.15	< 0.0001
NUM1,1	1	X_1	0.279	0.47	0.5525
DEN1,1	1	X_1	- 1.236	0.21	< 0.0001
DEN1,2	2	X_1	- 0.829	0.15	< 0.0001
NUM2	0	X_2	0.707	0.30	0.0187
NUM1,1	1	X_2	- 0.817	0.47	0.0852
DEN1,1	1	X_2	0.715	0.05	< 0.0001
DEN1,2	2	X_2	- 1.035	0.04	< 0.0001
NUM3	0	X_3	0.632	0.21	0.0023
NUM1,1	1	X_3	0.870	0.23	0.0002
DEN1,1	1	X_3	0.070	0.05	0.2061
DEN1,2	2	X_3	- 1.065	0.08	< 0.0001
	Std Error Estimate			7.59	
	ATC			217.43	
	SBC			235.64	

ويتضح من الجدول رقم (11) مايلى:

1- معنوية معظم المعاملات المقدرة وفقاً لنتائج اختبار (t)، وذلك عند مستوى معنوية (0.05).

2- انخفاض تباين التقدير من 59.018 فى النموذج المبدئى إلى 57.686 فى النموذج النهائى، بالإضافة إلى انخفاض الخطأ المعيارى للتقدير من 7.68 فى النموذج المبدئى إلى 7.59 فى النموذج النهائى، ويعطى ذلك مؤشراً على حدوث تحسن فى النتائج.

وبفحص الجدول رقم (12) والذى يتضمن نتائج اختبار بواقى النموذج النهائى لدالة التحويل يتضح عدم احتوائها على معلومات إضافية يمكن الاستفادة منها ، ويرجع ذلك إلى عدم معنوية معاملات الارتباط الذاتى بين بواقى النموذج، والذى يظهر فى ارتفاع قيمة الاحتمال المقابل للإحصاء Q باستخدام إحصاء Chi-Square عن مستوى المعنوية المحدد فى الدراسة وهو 0.05 .

جدول رقم (12) : اختبار بواقى النموذج النهائى لدالة التحويل

To lag	Chi- Square	DF	Pr > Chi Sq
6	7.74	5	0.1709
12	16.30	11	0.1305
18	20.56	17	0.2464
24	23.57	23	0.4281

يتضح أيضاً من جدول رقم (13) التالى لدالة الارتباط الذاتى لبواقى النموذج النهائى لدالة التحويل استقرار تلك البواقى، كما يوضح جدول (14) لدالة الارتباط الذاتى الجزئى لبواقى النموذج وقوع جميع المعاملات داخل الحدين (2σ) مما يؤكد على خلو البواقى من أى معلومات يمكن الاستفادة منها فى تقدير النموذج.

جدول رقم (13) : دالة الارتباط الذاتى لبواقى النموذج النهائى لدالة التحويل

معامل الإبطاء (Lag)	1	2	3	4	5	6
معامل الارتباط	0.09	-0.07	-0.36	-0.18	-0.01	0.17

جدول رقم (14) : دالة الارتباط الذاتى الجزئى لبواقى النموذج النهائى لدالة التحويل

معامل الإبطاء (Lag)	1	2	3	4	5	6
معامل الارتباط	0.09	-0.08	-0.15	-0.16	-0.05	0.03

وبناءاً على النتائج الواردة فى الجدول رقم (11) والخاص بنتائج تقدير النموذج النهائى لدالة التحويل يمكن كتابة الشكل النهائى للنموذج المقدر لدالة الناتج المحلى الإجمالى على النحو التالى:

$$(1-B^2)Y=\frac{0.760+0.279B}{1+1.236B+0.829B^2}(1-B)X_{1(t-l)}$$

$$+\frac{0.707-0.817B}{1-0.715B+1.035B^2}(1-B)X_{2(t-l)}+\frac{0.632+0.870B}{1-0.070B+1.065B^2}(1-B)X_3$$

$$-\frac{\varepsilon_t}{1+0.903B^2}$$

ويتضح من النموذج النهائى لدالة التحويل مايلى:

1- تشير المعادلة السابقة إلى معنوية معظم المتغيرات، حيث أن التغيرات فى كل من قيمة الدعم الحكومى (X_1) وقيمة الصادرات (X_2) وقيمة الاستثمار المحلى (X_3) تمثل أسباب الاختلافات قصيرة الأجل فى التغيرات فى الناتج المحلى الإجمالى (Y).

2- تكشف معاملات الإنحدار الذاتى المقدرة للتغيرات فى قيمة الدعم الحكومى (X_1) (عوامل المقام المقدرة) والتى بلغت قيمتها على التوالى 1.236- ، 0.829- عن أن تأثيرات قيمة الدعم الحكومى السابق على دالة الناتج المحلى الإجمالى تمتد عبر فترتين زمنيتين سابقتين، كما

تكشف عن أن الناتج المحلى الإجمالى أكثر تأثراً بقيمة الدعم الحكومى السابق لفترة واحدة عنه لفترتين.

3- تكشف معاملات الانحدار الذاتى المقدرة للتغيرات فى كل من قيمة الصادرات (X_2) والاستثمار المحلى (X_3) – عوامل المقام المقدرة – والتى بلغت قيمتها على التوالى 0.715 و 1.035- لقيمة الصادرات وكذلك 0.07 و 1.065- للاستثمار المحلى عن أن تأثيرات القيم السابقة لهما على الناتج المحلى الإجمالى تمتد عبر فترتين زمنيتين سابقتين، كما تكشف عن أن الناتج المحلى الإجمالى أكثر تأثراً بقيم الصادرات والاستثمار المحلى السابقة لفترتين عنه لفترة واحدة.

4- بفحص معامل المقام للأخطاء (ε_t) والذى يأخذ الشكل ($1+0.903B^2$) يتضح أن البواقى تتبع نموذج انحدار ذاتى ذو إبطاء فترتين، ويشير ذلك إلى أن البواقى الناتجة من النموذج المبدئى مرتبطة ارتباطاً ذاتياً من الرتبة الثانية، كما يشير إلى وجود تأثير لقيمة الناتج المحلى الإجمالى السابق (المبطأ بفترتين) على الدالة.

ويوضح جدول (15) التالى نتائج **المرحلة الأخيرة والخاصة بالتنبؤ** بالناتج المحلى الإجمالى عن السنوات العشر الأخيرة خلال فترة العينة.

جدول (15): القيم الأصلية والقيم التنبؤية باستخدام نموذج دالة التحويل

السنة	القيم الأصلية	القيمة التنبؤية
2014	1770.2	1772.8
2015	1825.7	1828.1
2016	1906.1	1910.8
2017	1974.2	1979.6
2018	–	2013.2
2019	–	2078.7
2020	–	2127.1

ونلاحظ من الجدول (15) اقتراب القيم الأصلية من القيم المتنبأ بها باستخدام نموذج دالة التحويل، وبإجراء اختبار χ^2 لاختبار عدم وجود فرق معنوى بين القيم الأصلية والتنبؤية، كانت قيمة χ^2 المحسوبة تساوى 3.325 ، كما أن قيمة χ^2 الجدولية عند مستوى معنوية 5% تساوى 16.92، وبالتالى فإن القيمة المحسوبة أقل من القيمة الجدولية، ويؤكد ذلك على عدم وجود فرق معنوى بين القيم الأصلية والقيم التنبؤية.

4-4 تطبيق نموذج الانحدار الذاتى لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL)

يمكن قياس العلاقات بين المتغيرات بدون أخذ الفروق الاولى لتحديد العلاقات طويلة الأجل بين المتغيرات، بالإضافة إلى تحديد العلاقات بين المتغيرات فى الأجل القصير من خلال نموذج تصحيح الخطأ ، ونظراً لان أسلوب التكامل المشترك يشترط أن تكون كل المتغيرات متكاملة من نفس الدرجة وهى الأولى ، فإنه يصعب تقدير هذه العلاقة بنماذج التكامل التقليدية مثل Engle-Granger أو Johansen لان الإخلال بهذا الشرط يؤدى إلى معلمات مقدرة تفتقد إلى الكفاءة والاتساق بالإضافة إلى كونها متحيزة Peter and Hansen(1990), Johansen(1995) ، وبناءاً على ذلك قدم كل من Pesaran and Shin(1995,1999), Pesaran et al(2001) طريقة أخرى للتقدير يمكنها تجنب هذه المشاكل وهى نموذج الإنحدار الذاتى لفترات الإبطاء الموزعة Autoregressive Distributed Lags Model(ARDL) والذى يعتمد على نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد، ويكون فيه انحدار المتغير التابع على فترات الإبطاء (Lags) الخاصة به بالإضافة إلى فترات الإبطاء الخاصة بالمتغيرات المستقلة، الأمر الذى يمكن من خلاله قياس العلاقات فى كل من الأجل القصير والأجل الطويل ، كما يستخدم هذا النموذج طريقة المربعات الصغرى العادية(OLS) ، ويمكن التعبير عنه بالصيغة العامة التالية :

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + \theta_i x_{it-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^{*} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \int_{ij}^{*} \Delta x_{i,t-j} + e_{it}$$

حيث أن: y تمثل المتغير التابع، p فترات الإبطاء الخاصة به، x مصفوفة أو متجه المتغيرات المستقلة، q فترات الإبطاء الخاصة بها ، e الخطأ العشوائى، ϕ هى معامل تصحيح الخطأ وتمثل مقدرة المتغير التابع فى المستوى بفترة إبطاء واحدة والتى يجب أن تكون سالبة ومعنوية حتى توجد علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات، كما أنها تمثل النسبة المئوية من أخطاء الأجل القصير التى يمكن تصحيحها فى وحدة الزمن من أجل العودة للوضع التوازنى طويل الأجل، وتمثل θ متجه معلمات العلاقة طويلة الأجل.

وقبل اعتماد نموذج ARDL المختار لاستخدامه فى تقدير نموذج الأجل الطويل ينبغى التأكد من جودة أداء هذا النموذج باستخدام الاختبارات التشخيصية التالية:

(1) اختبار مضروب لاجرانج للارتباط التسلسلى Lagrange Multiplier Test of Residual [Breush – Godfrey (BG)].

(2) اختبار التوزيع الطبيعى للأخطاء العشوائية [Jarque – Bera (JB)].

(3) اختبار مدى ملائمة تحديد أو تصميم النموذج المقدر من حيث الشكل الدالى لهذا النموذج (Ramsey Reset).

وسوف يتم تطبيق النموذج القياسى الذى يتعلق بقياس أثر الدعم الحكومى على النمو الاقتصادى فى مصر خلال الفترة(1983-2016) وفقاً لمنهج التكامل المشترك من خلال اتباع الخطوات التالية:

(1) تحليل التكامل المشترك بين متغيرات النموذج، ويتم ذلك على مرحلتين ، **المرحلة الاولى** وتشمل اختبار جذر الوحدة (Unit root test) لتحديد مدى استقرار أو عدم استقرار المتغيرات الداخلة فى النموذج، **المرحلة الثانية** وتتضمن اختبار مدى توافر التكامل المشترك بين متغيرات النموذج عن طريق اختبار المعنوية الإجمالية لمعاملات المتغيرات المبطأة بواسطة اختبار (F) Pesaran et al (2001) كما يوضحه جدول (18).

(2) تقدير العلاقة فى الأجل الطويل عن طريق تطبيق منهجية ARDL لتقدير معلمات النموذج فى الأجل الطويل .

(3) تقدير العلاقة الخاصة بالأجل القصير وذلك باستخدام نموذج تصحيح الخطأ .

وتتمثل الخطوة الأولى لتطبيق هذا النموذج فى اختبار جذر الوحدة لتحديد مدى استقرار السلاسل الزمنية لكل متغيرات النموذج، وقد تم إجراء اختبارى ديكى فولر المطور (ADF) وفيليبس بيرون (PP)، واتفق الاختباران كما فى جدول (4) على أن جميع المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى (1) I، وبالتالى فإنه لا يوجد ما يمنع من استخدام أسلوب ARDL للتكامل المشترك.

وبعد ذلك نبدأ فى تحديد فترات التباطؤ الزمنى المثلى للمتغيرات الداخلة فى النموذج من خلال اختبارات: Sequential modified LR test statistic (LR) , Akaike information criterion (AIC), Final prediction error (FPE), Schwarz information criterion (SC), Hannan – Quinn information criterion (HQ) كما هو موضح بالجدول (16) التالى:

جدول (16) : تحديد عدد فترات الإبطاء اللازمة لتقدير النموذج

عدد فترات الإبطاء	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	115.85	7.51E-10	3.52	3.62	3.52
1	35.72	9.52E-10	-1.83	-0.53*	-1.38
2	31.12	4.79E-10	-2.96	-0.31	-1.75
3	51.18*	3.82E-10*	-3.51*	-0.28	-2.28*

وتشير النتائج الواردة فى جدول (16) إلى اتفاق جميع المعايير على أن عدد فترات الإبطاء الملائمة للنموذج هى ثلاث فترات زمنية باستثناء معيار واحد وهو (SC) الذى اختار فترة إبطاء واحدة فى النموذج، وبناءاً عليه سيتم الاعتماد على العدد الذى أشارت إليه معظم المعايير المستخدمة وهو ثلاث فترات.

1-4-4 اختبار الحدود للتكامل المشترك

سيتم الكشف عن التكامل المشترك باستخدام أسلوبين وهما: تحليل جوهانسن واختبارات الحدود (Bound Tests)، وذلك لتحديد ما إذا كان هناك علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج أم لا، ويعتمد تحليل جوهانسن على اختبارين وهما Max-Eigen value test, Trace test، وينص فرض العدم على أنه يوجد بحد أقصى عدد (r) من علاقات التكامل المشترك بين المتغيرات، حيث تعبر r عن عدد علاقات التكامل المشترك بين متغيرات النموذج، كما ينص الفرض العدم على أن r=0 فى حالة عدم وجود أى علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات أو (K-1) ,.....,r=1,2 حيث k تمثل عدد المتغيرات بالنموذج، ويأخذ الاختبارات الشكل التالى:

(1) اختبار الأثر The trace test

$$(1-\Omega'_i)\sum \text{Ln}\, Q_r = -T$$

(2) اختبار أقصى إحصاء The Max. Statistic

$$M_r = -T\ \text{Ln}\ (1-\Omega'_r)$$

حيث:

Ω'_1 : أعلى رتبة للجذور المميزة ، Ω'_r : أعلى قيمة للجذور المميزة.

والجدول (17) يوضح نتائج الاختبارين معاً.

جدول (17) : نتائج اختبارات التكامل المشترك لجوهانسن

عدد فترات التكامل المشترك	Trace Test			Eigen value test		
	إحصاء الاختبار (Q_r)	القيمة الحرجة عند مستوى 0.05	الاحتمال	إحصاء الاختبار (M_r)	القيمة الحرجة عند مستوى 0.05	الاحتمال
لا يوجد *	138.21	102.74	0.0001	71.63	29.16	0.0001
بحد أقصى (1)*	93.82	85.91	0.0001	59.16	37.25	0.0001
بحد أقصى (2)*	42.75	33.82	0.01	35.12	31.89	0.02
بحد أقصى (3)	11.62	12.71	0.21	10.62	12.72	0.15
بحد أقصى (4)	2.01	3.62	0.32	1.03	4.02	0.31

(*) تشير إلى رفض الفرض العدم عند مستوى معنوية 0.05

يتضح من الجدول (17) رفض فرض العدم بعدم وجود علاقة تكامل مشترك أو وجود علاقة واحدة أو علاقتين بين متغيرات النموذج فى مواجهة الفرض البديل بوجود علاقة تكامل مشترك أو أكثر عند مستوى معنوية 5% وفقاً للاختبارين معاً، مما يؤكد على وجود تكامل مشترك بين متغيرات

النموذج. ويوضح جدول (18) التالى نتائج اختبارات الحدود (Bound tests) وذلك بالاعتماد على إحصاءات F-Statistics المحسوبة والحرجة Pesaran, et al., (2001) :

جدول (18) نتائج اختبارات الحدود للتكامل المشترك

	قيمة F الحرجة عند مستوى معنوية		إحصاء – F	الاحتمال
	1%	5 %		
قيمة الحد الأدنى I (0)	2.85	2.36	38.9	0.0001
قيمة الحد الأعلى I (1)	5.01	3.65		

ويتضح من الجدول (18) رفض فرض العدم بعدم وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة وقبول الفرض البديل، حيث أن قيمة F المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة للحد الأعلى المناظر عند مستوى معنوية 1% (5.01)، فيتم رفض الفرض العدم القائل بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، مما يؤكد على وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج.

2.4.4 تقدير العلاقة فى الأجل الطويل باستخدام نموذج ARDL

تتضمن هذه المرحلة الحصول على مقدرات المعلمات فى الأجل الطويل، ويوضح جدول (19) نتائج تقدير هذه العلاقة.

جدول (19): تقديرات معلمات نموذج ARDL فى الأجل الطويل

المتغير	المعلمات	إحصاء T	الاحتمال
الدعم الحكومى (X_1)*	0.203	3.812	0.001
الاستثمار المحلى (X_2)*	0.471	4.932	0.0001
قيمة الصادرات (X_3)*	0.831	17.852	0.0001
المقدار الثابت	2.152	13.263	0.002
جودة التوفيق			
معامل التحديد	0.926		
معامل التحديد المعدل	0.911		
ديربن – واتسون	1.387		

(*) معنوية عند مستوى 5%

ويتضح من الجدول (19) وجود تأثير طردى ضعيف لقيمة الدعم الحكومى على النمو الاقتصادى نتيجة انخفاض قيمة المرونة، حيث تشير قيمة المعلمة المقدرة إلى أن زيادة قيمة الدعم الحكومى بنسبة 10% تؤدى إلى ارتفاع النمو الاقتصادى بنسبة 2.03%. كما يتضح أيضاً وجود تأثير طردى لقيمة الاستثمار المحلى على النمو الاقتصادى، حيث أشارت قيمة المعلمة المقدرة إلى أن زيادة قيمة الاستثمار المحلى بنسبة 10% تؤدى إلى ارتفاع النمو الاقتصادى بنسبة 4.71%. كذلك بالنسبة إلى قيمة الصادرات كان لها أثر إيجابى على النمو، كما أنه يعتبر أكثر المتغيرات تأثيراً على النمو، حيث تشير قيمة المعلمة المقدرة إلى أن زيادة قيمة الصادرات بنسبة 10% يترتب عليها زيادة

فى النمو الاقتصادى بنسبة 8.31%. كما أن المقدرة التفسيرية للنموذج مرتفعة حيث أنه حوالى92% من التغيرات فى النمو الاقتصادى يمكن تفسيرها من خلال المتغيرات المدرجة فى النموذج، ويضاف إلى ذلك عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتى كما توضحها إحصائية ديربن- واتسون بالنموذج.

3-4-4 تقدير العلاقة فى الأجل القصير باستخدام نموذج تصحيح الخطأ:

لغرض قياس العلاقة قصيرة الأجل فقد تم استخدام نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model (ECM) حيث أن لهذا النموذج ميزتان، الأولى هى قياس العلاقة فى الأجل القصير، أما الثانية فهى أنه يقيس سرعة التعديل لإعادة التوازن فى النموذج الديناميكى. كما يأخذ نموذج ECM حد الخطأ من معادلة الانحدار المقدرة فى الأجل الطويل ويقوم بإدراجها فى معادلة الأجل القصير مع أخذ فقرة إبطاء لها، بالإضافة إلى الفرق الأول لكل المتغيرات بالنموذج مع مراعاة فترات الإبطاء السابقة لكل متغير. ويمثل معامل ECM فى النموذج معامل التصحيح أو سرعة تكييف النمو الاقتصادى فى الأجل القصير نتيجة للتغير الذى يطرأ على العوامل المؤثرة عليه وذلك للوصول إلى حالة التوازن المستقر فى الأجل الطويل. ويوضح الجدول (20) نتائج تقديرات الأجل القصير.

جدول (20) تقديرات معلمات الأجل القصير باستخدام نموذج ECM

المتغير	تقدير المعلمات	إحصاء t	الاحتمال
ΔX_1 (تغير الدعم الحكومى)*	0.128	4.281	0.001
ΔX_2 (تغير الاستثمار المحلى)*	0.381	4.371	0.003
ΔX_3 (تغير قيمة الصادرات)*	0.674	10.532	0.0001
*ECM (-1)	-0.667	-4.047	0.0001
المقدار الثابت	0.0852	0.589	0.325
جودة التوفيق			
معامل التحديد	0.838		
معامل التحديد المعدل	0.801		
ديربن – واتسون	1.438		

* معنوية عند مستوى 5%.

يتضح من جدول (20) وجود تأثير طردى معنوى للمتغيرات الدعم الحكومى والاستثمار المحلى وقيمة الصادرات على النمو الاقتصادى، حيث أن زيادة أى متغير فيهم بنسبة 10 % سوف تؤدى إلى ارتفاع النمو الاقتصادى بنسب 1.3% ، 3.8% ، 6.7% على الترتيب. كما يتضح أيضاً ارتفاع المقدرة التفسيرية للنموذج حيث وصلت إلى 83%، بالإضافة إلى عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتى كما توضحها إحصائية ديربن- واتسون بالنموذج.

كما يتضح من معامل تصحيح الخطأ (ECM) أنه كان معنوى عند مستوى 5 % وله إشارة سالبة، ويؤكد ذلك على وجود تكامل مشترك بين المتغيرات محل الدراسة، وتدل قيمة معلمته على ارتفاع سرعة تعديل النموذج نحو التوازن فى الأجل القصير والعودة إلى وضع توازن جديد، وبالتالى فإن أى اختلالات أو صدمات فى النمو الاقتصادى يتم تصحيحها بمعدل 66% فى المتوسط سنوياً، ويعنى ذلك سرعة

التكيف وتصحيح أى اختلال فى النمو الاقتصادى وإعادته إلى حالة التوازن المستقر فى مدة لا تزيد عن سنة ونصف تقريباً.

4.4.4 اختبارات الجودة لنموذجى ARDL فى الاجل الطويل والاجل القصير :

تم إجراء مجموعة من الاختبارات الإحصائية والقياسية للحكم على مدى ملائمة النموذج المستخدم فى قياس المعلمات المقدرة فى كل من الأجل الطويل والأجل القصير كما هو موضح بالجدول (21):

جدول (21): نتائج الاختبارات الإحصائية والقياسية لنماذج ARDL فى الأجل الطويل والأجل القصير

بيـــــــــــــــان	الاختبار	الإحصائية	القيمة	الاحتمال
الأجل الطويل	الارتباط الذاتى Breush–Godfrey	F– Statistic	0.978	0.372
		Chi–Square	2.651	0.212
	التوزيع الطبيعى	Jarque – Bera	0.128	0.929
	عدم ثبات التباين Breusch – Pagan–Godfrey	F–statistic	0.672	0.701
		Chi–Square	6.872	0.593
	استقرار النموذج Ramsey Reset test	t–statistic	1.821	0.092
		F–statistic	2.892	0.092
الأجل القصير	الارتباط الذاتى Breush–Godfrey	F–Statistic	0.058	0.928
		Chi–Square	0.128	0.931
	التوزيع الطبيعى	Jarque–Bera	0.071	0.892
	عدم ثبات التباين Breusch – Pagan–Godfrey	F–statistic	0.598	0.694
		Chi–Square	4.982	0.512
	استقرار النموذج Ramsey Reset test	t–statistic	1.021	0.312
		F–statistic	1.017	0.301

يبين الجدول (21) أنه بالنسبة لاختبار الارتباط الذاتى ورغم أن إحصائية ديربن – واتسون السابقة توضح عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتى من الرتبة الأولى سواء فى الأجل الطويل أو الأجل القصير، إلا أنها لا توضح ما إذا كان هناك ارتباط ذاتى من رتبة أعلى من الأولى، ولذا تم إجراء الاختبار الخاص بذلك من خلال اختبار Breusch– Godfrey (BG) والمعروف باختبار LM، ويلاحظ من الجدول أن قيمة أحصاء F وكذلك إحصاء X^2 غير معنوية فى كل من الأجل الطويل

والأجل القصير عند مستوى معنوية 5%، وهذا يعنى عدم رفض فرض العدم وبالتالى لا يعانى النموذج من وجود مشكلة الارتباط الذاتى. كما يلاحظ بالنسبة لاختبار التوزيع الطبيعى أن قيمة الإحصاء الخاص بـ Jarque- Bera غير معنوية عند مستوى معنوية 5% مما يعنى أيضاً عدم رفض فرض العدم وأن التوزيع يأخذ الشكل الطبيعى فى الأجلين الطويل والقصير. كما أكد اختبار عدم ثبات التباين على ثبات تباين الحد العشوائى الذى يمثل أحد الافتراضات الأساسية لطريقة المربعات الصغرى (OLS)، مما يدل على أن المعلمات المقدرة تتسم بالكفاءة وتكون أكثر مصداقية فى عمليات التنبؤ. وأخيراً أوضح اختبار استقرار النموذج أن النموذج يتمتع بالاستقرار الهيكلى عند مستوى معنوية 5% بالنسبة إلى الأجل الطويل والأجل القصير معاً.

5-4 مقارنة نموذجى دالة التحويل وتصحيح الخطأ (ECM)

تم المقارنة بين نموذجى دالة التحويل وتصحيح الخطأ والتى تم استخدامهما فى بناء نماذج للتنبؤ بالناتج المحلى الإجمالى خلال الفترة محل الدراسة، وقد تم استخدام المعايير (العباسى، 2004): متوسط مربع الخطأ (MSE)، والمتوسط المطلق للخطأ (MAE). ويعرض جدول (22) نتائج تقديرات معايير المفاضلة بين النماذج المقدرة.

جدول (22) : تقديرات معايير المفاضلة بين النماذج المقدرة

النموذج	متوسط مربع الخطأ (MSE)	المتوسط المطلق للخطأ (MAE)
دالة التحويل	131.16	9.21
تصحيح الخطأ (ECM)	109.23	5.13

ويتضح من النتائج الواردة فى جدول (22) انخفاض قيم المعايير MSE و MAE لنموذج تصحيح الخطأ والتى بلغت 109.23، 5.13 عن نموذج دالة التحويل والتى بلغت فيه 131.16 ، 9.21 على التوالى، مما يعنى أن نموذج تصحيح الخطأ أدق وأفضل من نموذج دالة التحويل فى التنبؤ.

5. النتائج

1- أشارت الدراسة القياسية إلى وجود علاقة توازنية وتكامل مشترك بين النمو الإقتصادى ممثلا فى الناتج المحلى الإجمالى وكل من الدعم الحكومى والاستثمار المحلى وقيمة الصادرات رغم الاختلالات قصيرة الأجل، إذ يتجه النمو الإقتصادى نحو قيمته التوازنية فى الأجل الطويل .

2- وجود توافق بين نتائج الأجل الطويل والأجل القصيرلنموذج ARDL فيما يتعلق بتأثيرات المتغيرات التفسيرية والتى تتضمن الدعم الحكومى والاستثمار المحلى وقيمة الصادرات على النمو الإقتصادى، حيث كانت جميعاً ذات تأثير معنوى موجب على النمو الإقتصادى ، كما كانت القدرة التفسيرية للنموذج أعلى فى الأجل الطويل عنه فى الأجل القصير وهو ما يتوافق مع طبيعة التحليل القياسى ، وقد أجتاز نموذج ARDL كافة الاختبارات الإحصائية مما يدل على ملائمة النموذج المستخدم وتمتع نتائجه بجودة توفيق عالية .

3- وفقاً لنتائج نموذج دالة التحويل، فإنه يوجد تأثير معنوى للدعم الحكومى فى النمو الاقتصادى ممثلاً فى الناتج المحلى الإجمالى. كما كشفت النتائج الخاصة بمعاملات الانحدار الذاتى المقدرة للدعم الحكومى عن أن تأثيرات قيمة الدعم الحكومى السابق فى النمو الاقتصادى (الناتج المحلى الإجمالى) تمتد عبر فترتين زمنيتين سابقتين، وأن الناتج المحلى يكون أكثر تأثراً بقيمة الدعم الحكومى السابق لفترة واحدة عنه لفترتين.

4- تشير المرونات قصيرة الأجل إلى أن الزيادة بنسبة 10% فى قيمة الدعم الحكومى والاستثمار المحلى و الصادرات سوف تؤدى إلى ارتفاع النمو الإقتصادى بنسب 1.3%، 3.8%،6.7% على الترتيب ، كما كانت سرعة التعديل فى نموذج تصحيح الخطأ (0.667) معنوية ومرتفعة ، وبالتالى يمكن تصحيح أى صدمة أو اختلال فى النمو الإقتصادى فى مدة لا تزيد عن سنة ونصف تقريباً .

5- كما تشير مرونات الأجل الطويل إلى أن الزيادة بنسبة 10% فى قيمة الدعم الحكومى والاستثمار المحلى والصادرات سوف تؤدى إلى أرتفاع النمو الإقتصادى بنسب 2.03%، 4.71% ، 8.3% على الترتيب .

6- عند مقارنة نموذجى دالة التحويل وتصحيح الخطأ باستخدام المعايير الإحصائية المتمثلة فى متوسط مربع الخطأ (MSE) والمتوسط المطلق للخطأ (MAE) تبين أن نموذج تصحيح الخطأ أدق وأفضل من حيث التنبؤ .

7- يمثل الدعم الحكومى أداة اقتصادية هامة تلقى بتأثيراتها على المتغيرات الاقتصادية المختلفة وبالتالى درجة النمو الاقتصادى، لذلك ينبغى أن يتم إعادة هيكلة الدعم الحكومى فى إطار إستراتيجية قومية لها أهداف محددة، ولا تمثل استجابات تلقائية لضغوط مجتمعية بل تساعد على زيادة الصادرات والاستثمار المحلى .

المـراجـــع

أولاً: المراجـــع العربيـــة:

(1) السيد، أحمد كامل (2009)، نماذج إحصائية مقترحة لتحليـــل دوال الاســـتهلاك باســـتخدام بيانات السلاسل الزمنية وأبحاث الدخل والإنفاق والاستهلاك فى مصر، رســـالة دكتـــوراه، كلية التجارة، جامعة عين شمس.

(2) طاقية، البيومى عوض (2005)، التنبؤ باســـتخدام نمـــوذجى ARIMA ودالـــة التحويـــل بالتطبيق على أسعار أسهم الشركة المصرية لمدينة الإنتـــاج الاعلامـــى، مجلـــة التجـــارة والتمويل، كلية التجارة، جامعة طنطا.

ثانياً: المراجع الأجنبية:

(1) Johansen S. (1995). "Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models." Oxford University Press.

(2) Liu, L.M. (2006), Time Series Analysis and Forecasting, 2nd ed., Scientific Computing Associates Crop. Illinois, USA.

(3) Pankratz A. (1983), Forecasting with Univeriate Box- Jenkins Models – Concepts and Cases, John Willey and Sons, Inc.

(4) Pesaran, H.M, and Y. Shin (1995), "Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Co integration Analysis, "DAE Working paper series No. 9514, Department of Economics: University of Cambridge.

(5) Pesaran, M.H. and Shin, Y. (1999), "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis," in S. Strom, (ed.), Econometrics and Economic theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, Cambridge University Press.

(6) Pesaran, M. H., Y. Shin, and R.J. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships "Journal of Applied Econometrics, vol 16 (3), 289-326.

(7) Peter, C.B.P. and B.E. Hansen (1990): "Estimating long- runrelationships from dynamic heterogeneous panels. "Journal of Econometrics 68 (1).

(8) Reuss, R. (1963), Fiscal Policy for Growth without Inflation: The General Experiment, Baltimore, MA: Johns Hopkins University.

(9) SAS Institue Inc. 2011. SAS/QC(R) 9.3: User's Guide, Sas Institue Inc, USA.

(10) Stone, R. (1947), Definition, Measurement of National Income and Construction of Social Accounts, Geneva: United Nation.